

세무학회지
제18권 제1호 2017년 2월 pp.77~113
한국세무학회

상품의 시장지배력과 조세회피의 관계가 동일산업에 속한 기업과 투자자들에게 미치는 영향

김임현* · 김진수**

<요 약>

본 연구는 상품의 시장지배력을 가진 기업이 조세회피에 적극적임을 보여준 선행연구의 실증결과를 바탕으로 동일산업에 속한 기업들과 투자자들의 관점으로 연구를 확장하였다. 동일산업에 속한 기업들이 상품의 시장지배력을 가진 기업들과 경쟁적인 위치를 유지하기 위해 그 기업들의 조세회피 수준을 모방하는지 살펴보고, 조세회피가 기업 가치에 영향을 준다는 선행연구결과를 바탕으로 조세회피에 적극적인 기업과 소극적인 기업의 상품의 시장지배력을 투자자들이 어떻게 평가하는지 살펴보았다.

본 연구에서 상품의 시장지배력은 Peress(2010)의 연구에 근거하여 매출액에서 매출원가 및 판매관리비를 제외한 총마진(price-cost margin)을 사용하여 측정하였으며, 조세회피변수는 유효법인세율(GAAP ETR)과 현금유효법인세율(CASH ETR)을 사용하였다.

상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피 수준이 동일산업에 속한 기업들의 조세회피 수준에 미치는 영향을 분석한 결과, 유의한 양(+)의 관련성을 나타냈다. 이는 산업에 속한 기업들이 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피 전략을 모방하는 것으로 해석된다. 또한 적극적인 조세회피 기업과 소극적인 조세회피 기업에서 시장지배력과 시장조정수익률의 관계가 다를 것으로 예상하여 분석한 결과, 적극적인 조세회피 기업에서 유의한 음(-)의 관련성을 나타냈다. 이는 투자자들이 조세회피에 적극적인 기업의 상품의 시장지배력을 부정적으로 인식하는 것으로 해석된다.

본 연구는 첫째, 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세전략이 산업 내에서 경쟁위치에 있는 기업들에게 의미 있는 역할을 한다는 실증결과를 제시함으로써 산업과 관련된 조세정책 수립 시 도움이 될 것으로 예상된다. 둘째, 투자자들이 적극적인 조세회피 기업의 상품의 시장지배력을 부정적으로 인식한다는 실증결과를 제시함으로써 조세회피에 관한 주주의 부를 검증한 선행연구를 확장하였으며, 투자자와 이해관계자에게 유용할 것으로 기대된다.

<주제어> 조세회피, 상품의 시장지배력, 조세회피 모방, 조세회피 평가

* 한양대학교 회계학과 박사과정, hsbkih@naver.com, 주저자

** 한양대학교 회계학과 박사과정, jinskim802@gmail.com, 교신저자

I. 서 론

삼성전자, 현대자동차, 포스코, 현대중공업, LG화학, KT, SK네트웍스, 롯데쇼핑, 대한항공, GS칼텍스 등 산업 내에서 매출액비중이 높은 기업들의 조세회피는 과세당국의 세수를 상당부분 감소시킨다.¹⁾ 과세당국은 시장에서 점유율이 높은 기업들을 지속적으로 주시하고 있으며, 언론 및 대중매체의 효과로 인해 이러한 기업들은 산업 내에서 다른 기업들에게 많은 영향을 준다. 기업들의 경쟁은 당연한 현상이며, 모든 기업은 경쟁에 노출되어 있다. Shepherd(1970)는 기업이 다른 경쟁기업들에게 가격, 품질, 재료 등과 같은 부분에서 큰 영향을 주는 것을 상품의 시장지배력으로 정의하였다. Kubick et al.(2015)과 김미나(2015)의 선행연구결과를 살펴보면 상품의 시장지배력을 가진 기업은 경쟁으로부터 자유로우며 다양한 조세회피유인을 가지고 있어 조세회피에 적극적인 것으로 나타났다. 또한 상품의 시장지배력을 가진 기업은 변동성이 작은 수익구조를 가지고 있으므로 지속적인 수익성을 유지할 수 있으며(Hou and Robinson 2006 ; Irvine and Pontiff 2009 ; Peress 2010), 경쟁관계에 있는 기업보다 부정적인 결과에 대해 자연스러운 대비(hedge)가 가능하다(Peress 2010). 따라서 이익에 대한 예측가능성이 높기 때문에 조세회피의 이점을 충분히 활용할 것으로 예상할 수 있다(Mayberry et al. 2015).

본 연구는 상품의 시장지배력을 가진 기업이 조세회피에 적극적이라는 선행연구결과를 바탕으로 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 동일산업에 속한 기업들과 투자자들의 관점에서 살펴보았다. 첫째, 기업은 이사회에서 공유한 다른 기업의 조세회피전략을 모방하며(Brown 2011 ; Brown and Drake 2014), 성과를 유지하기 위해 경쟁회사의 전략을 모방하기도 한다(Genesove and Mullin 2001). 또한 기업의 인수조항, 평가인증지표의 채택 등 산업에 속한 다른 기업을 모방한다(Davis and Greve 1997 ; Chua and Petty 1999). 상품의 시장지배력을 가진 기업은 산업 내에서 경제적으로 중요한 역할을 하기 때문에 산업 내에 속한 기업들이 상품의 시장지배력을 가진 기업들과 경쟁적인 위치를 유지하기 위해 조세회피전략을 모방하는지 살펴보았다. 둘째, 상품의 시장지배력을 가진 기업은 주식거래량이 상대적으로 많으므로 주가에 관한 많은 정보가 존재하며(Hou and Robinson 2006), 현금흐름이나 이익의 변동성이 적어 투자위험 부담이 낮다(Peress 2010). 이러한 점 때문에 투자자들은 상품의 시장지배력을 가진 기업의 주식을 보유하거나 거래할 가능성이 높다. 하지만 조세회피전략은 기업의 위험을 내재하는 활동이다(Chen et al. 2010 ; Kim et al. 2011 ; Rego and Wilson 2012). 따라서 잠재적으로 위험성이 존재하는 조세회피가 상품의 시장지배력과 주식수익률의 관계에 어떤 영향을 미치는 지 살펴보았다.

1) 2014년 09월 29일자 연합뉴스가 제시한 한국개발연구원(KDI)의 ‘기업집단의 경제적 비중과 시장지배력’ 보고서에 따르면 2010년 제조업의 전체 사업자 중 30대 기업집단의 매출액 비중이 45.5%에 달하는 것으로 나타났으며, 2012년 09월 24일자 디지털타임스에서는 10대 주요산업 매출액 1위인 10개사의 매출합계는 2002년 146조 9439억원에서 2011년 365조 9244억원으로 2.5배 증가했다고 보고하였다.

본 연구는 2001년부터 2014년까지 유가증권 상장기업을 대상으로 하였으며, 상품의 시장지배력은 산업이 조정된 개별기업의 매출에서 매출관련 비용을 차감한 총마진(price-cost margin ; 이하 PCM)으로 계산하였다(Lerner 1934 ; Peress 2010 ; Kubick et al. 2015).²⁾

실증분석결과 첫째, 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피전략이 동일산업에 속한 기업의 조세회피전략에 미치는 영향을 실증 분석한 결과, 유의한 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피전략을 산업에 속한 기업들이 모방하는 것으로 볼 수 있다. 둘째, 적극적인 조세회피 기업의 시장지배력을 투자자들이 어떻게 평가하는지 실증분석한 결과, 유의한 음(-)의 관련성을 나타났다. 이는 투자자들이 적극적인 조세회피 기업의 시장지배력을 부정적으로 인식하는 것으로 해석된다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 개별기업들이 산업 내에서 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 모방한다는 실증결과를 제시함으로써 전략경영연구를 확장하였으며, 산업과 관련된 조세정책을 수립할 때 해당 산업 내에서 시장지배력이 높은 기업의 조세전략을 파악함으로써 정책 수립 시 도움이 될 것으로 예상된다. 둘째, 상품의 시장지배력과 주식수익률의 관계에 조세회피가 어떠한 영향을 주는지 연구함으로써 조세회피에 관한 주주의 부를 나타내는 선행연구를 확장하였으며, 투자자들이 조세회피에 적극적인 기업의 시장지배력을 부정적으로 인식한다는 실증결과를 제시함으로써 투자자 및 이해관계자에게 유용한 정보를 제공할 것으로 예상된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구를 검토한다. 제Ⅲ장에서는 연구가설을 설정한 후 이를 검증하기 위한 연구모형을 설계하고, 표본의 선정기준을 제시한다. 제Ⅳ장에서는 연구가설을 검증한 실증분석결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과에 대한 공헌점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구검토

1. 상품의 시장지배력과 조세회피

미래이익에 대한 실현가능성은 현재기간의 조세회피에 영향을 미친다. McGuire et al.(2014)

2) 본 연구에 사용된 PCM은 Lerner에 의해 개발된 가격과 가격에 대응하는 한계비용의 차이로 시장지배력을 측정하는 지수에서 산업별 평균을 차감하여 구하였다. 본 연구에 사용된 상품의 시장지배력은 다음과 같은 장점이 존재한다. 첫째, 산업 내에서 개별기업의 총마진(price-cost margin)을 비교함으로써 상품의 시장지배력과 관련이 없는 산업의 구조적인 차이를 통제할 수 있다(Peress 2010). 둘째, 개별기업의 매출액영업이익률에 산업평균 매출액영업이익률을 차감하는 방식을 통해 산업의 집중도를 통제할 수 있다(Kubick et al. 2015). 상품의 시장지배력은 산업평균 총마진(price-cost margin)에 대한 개별기업수준의 편차를 나타낸다.

은 영업에 대한 불확실성이 높은 기업이 상대적으로 조세회피에 적극적이지 않다는 실증결과를 나타냈는데 이는 조세회피를 할 수 있는 자원이 부족하고 수익을 다른 투자기회에서 얻기 때문이라고 주장하였다. Mayberry et al.(2015)은 유연한 과세소득은 미래과세소득에 관한 경영자의 예측가능성을 증가시키며, 미래의 세금혜택에 대해 예측 가능성을 향상시킴으로써 특별한 조세회피전략으로 양(+)의 순현재가치를 얻을 수 있다고 주장하였다.

상품의 시장지배력과 조세회피에 관해서는 시장지배력을 가진 기업이 조세회피에 적극적이라는 견해와 소극적이라는 견해 2가지 상반되는 견해가 존재한다. 먼저 상품의 시장지배력을 가진 기업이 조세회피에 적극적이라는 견해는 다음과 같다. 상품의 시장지배력을 가진 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 상대적으로 일관된 이익을 가지며 미래이익에 대한 예측가능성이 높으므로 비용이 적고 수익성이 높은 적극적인 조세전략을 사용할 것으로 예상할 수 있다.³⁾ 또한 상품의 시장지배력을 가진 기업은 가격의 증가 등 부정적인 정보들을 고객들에게 잘 전달할 수 있는 반면에 그렇지 않은 기업은 가격순응자(price takers)로서 존재하게 된다. 상품의 시장지배력을 가진 기업은 산업에 속한 다른 기업에 비해 이익을 유연화하거나 이익에 대한 예측가능성이 높으므로 증가된 상품가격에 대해 자연스러운 대비(hedge)가 가능하다(Hou and Robinson 2006 ; Irvine and Pontiff 2009 ; Peress 2010). 이러한 이점 때문에 상품의 시장지배력을 가진 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 조세회피에 적극적일 것으로 예상할 수 있다. 따라서 상품의 시장지배력을 가진 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 적극적인 조세전략을 수행하는 유인이 더 강할 것으로 예상된다. Akdogu and Mackay(2012)는 상품의 시장지배력을 가진 기업은 경쟁 위치에 있는 기업들의 투자 및 다른 활동에 대한 위협을 줄여 부정적인 결과에 대한 hedge가 가능하다고 주장하였다.⁴⁾ 따라서 상품의 시장지배력을 가진 기업은 경쟁위치에 있는 기업들에 비해 상대적으로 위험한 조세전략을 인지하고 실행할 가능성이 존재한다(Hoberg et al. 2014 ; Khanna and Iansiti 1997 ; Mackay and Philips 2005). Hoberg et al.(2014)은 경쟁이 심한 시장에서는 경쟁기업의 전략에 빠르게 대응하기 위해 현금 보유량을 적정수준으로 유지하여야 하지만 시장지배력

-
- 3) 박종국·김혁(2007), Jung et al.(2009)은 시장에서 지배력이 높은 대규모기업집단의 한계세율(또는 유효세율)과 세전수익률 사이의 음(-)의 관련성이 있음을 밝혀내고 이는 소득이전을 통해 조세를 최소화한다고 주장하였다. 따라서 미래이익에 대한 예측가능성이 높은 시장에서 지배력을 가진 기업은 계열사 간 소득이전이나 자회사를 이용하여 비용이 적고 수익성이 높은 조세회피 전략을 사용할 것으로 예상된다.
- 4) 2015년 9월 1일자 NEWSPIM의 “농심, 라면시장 점유율 1위 시장지배력 이어갈 것” 기사를 살펴보면 다음과 같은 내용을 확인할 수 있다. 시장에서 지배력이 높은 기업은 타 기업에 비해 높은 수익률을 가지고 있다. 국내에서 농심과 오뚜기의 라면 점유율은 80%에 가깝고 농심의 라면은 매출액 비중의 75.3% 차지한다. 김윤오 애널리스트는 농심과 오뚜기의 라면 시장점유율은 80%에 가까워 두 기업이 시장에서 지배력을 이어가며, 특히 농심의 경우 2017년 말까지 매출액과 영업이익이 연평균 3.4%, 10.2% 증가할 것이라고 전망했다. 이처럼 시장지배력을 가진 농심의 경우 다른 경쟁사의 투자나 광고활동으로 인해 매출액이 감소하는 부정적인 요인이 있을 수 있으나 기본적인 시장에서 점유율에 따라 그러한 위협에 대한 대비가 가능하다.

을 가진 기업은 경쟁기업에 비해 경쟁위험이 낮아 현금 보유량을 줄일 수 있으며 배당도 많이 할 수 있다. 이와 유사하게 Mackay and Philips(2005)에 따르면 상품의 시장지배력을 가진 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 부채를 사용하더라도 상대적으로 위험성이 낮기 때문에 부채비율이 높은 것으로 나타났다. Khanna and Iansiti(1997)는 상품의 시장지배력을 가진 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 연구개발(R&D)에 많은 투자를 하는 것으로 나타났다.

다음으로 상품의 시장지배력을 가진 기업이 조세회피에 소극적이라는 견해는 다음과 같다. 높은 배당성향, 높은 부채비율 및 연구개발(R&D)과 관련된 높은 목표 등 잠재적으로 위험성이 높은 활동으로 인해 조세회피전략이 부정적인 결과로 나타날 수 있다. 배당성향이 높은 회사의 경우, 다른 이유에서 현금이 필요하거나 이익의 감소로 인해 일정한 배당성향을 유지하지 못할 가능성이 있다. 또한 과세관청의 입장에서 살펴보면 상품의 시장지배력을 가진 기업은 지속적인 수익을 낼 수 있으므로 과세소득에 대한 예측가능성이 높아 조세회피의 적발가능성이 높을 수 있다. 적극적인 조세회피는 미래과세소득에 대한 불확실성이 크기 때문에 미래기간의 세금혜택을 알지 못하면 현재기간에는 다양한 비세금비용이 발생할 수 있으며, 과세당국의 적발가능성에 따른 벌금 및 추가적인 비용 또는 기업의 명성에 부정적인 영향을 줄 수 있다(Kubick et al. 2015).⁵⁾

Kubick et al.(2015)은 시장지배력과 조세회피의 관련성을 분석하였다. 분석결과 시장지배력을 가진 기업은 경쟁기업에 비해 이익의 지속성이 높아 조세회피에 더 적극적인 것으로 나타났다. 또한 시장지배력이 높은 기업의 조세회피 전략을 개별기업에서 모방한다는 실증결과를 제시하였고, 시장지배력이 높은 적극적인 조세회피 기업에 대해 투자자들은 조세회피에 따른 위험에 대해 더 많은 보상을 요구한다고 주장하였다. 김미나(2015)는 기업의 상품시장 지배력에 따라 조세회피 전략이 어떻게 영향을 받는지 검증하고, 상품시장 리더가 각 기업의 조세회피 전략에 어떻게 영향을 미치는지 분석하였다. 분석결과 조세회피와 상품시장 지배력은 유의한 양(+)의 관계를 가진 것으로 나타났으며, 이를 상품시장 지배력이 높은 기업일수록 더 공격적인 조세회피 전략을 할 유인이 있다고 해석하였다. 또한 상품시장 리더의 조세회피를 각 기업이 모방할 것이라고 예상하여 실증 분석을 하였으나, 분석결과 상품시장 리더의 전기 조세회피 변수와 당기 조세회피 변수와는 유의한 관계가 나타나지 않았다.

본 연구는 Kubick et al.(2015)의 선행연구의 논리에 따라 국내 유가증권 상장기업을 대상으로 상품의 시장지배력과 조세회피의 관계가 동일산업에 속한 기업과 투자자들에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 또한 유가증권 상장기업과 코스닥 상장기업을 대상으로 시장지배력과 조세회피의 관계를 검증한 김미나(2015)의 연구와 달리 본 연구는 유가증권상장기업만을 대상으로 분석

5) 조세회피는 재무제표와 관련된 기업의 투명성을 낮추고(Balakrishnan et al. 2012), 부채조달계약과 관련하여 높은 이자율에 직면할 가능성이 있고(Hasan et al. 2014), 경영자의 사적이익추구 및 위험성이 높은 부정적인 정보를 감추기 위해 조세회피를 사용하여 급격한 주가하락을 유발할 수 있다(Kim et al. 2011).

하였다. 그 이유는 유가증권시장은 상장조건이 코스닥 기업에 비해 까다로우며 주로 매출이 큰 기업들이 위치하는 반면에 코스닥 시장은 설립한지 얼마 되지 않은 기업이나 유가증권 상장기업에 비해 상대적으로 작은 벤처기업 및 중소기업들이 소속되어 있다. 따라서 두 시장의 기업들을 동시에 분석하게 될 경우 유가증권시장과 코스닥시장의 산업별 효과가 혼재될 것으로 예상되어 유가증권 상장기업만을 대상으로 분석하였으며, 시장에서 지배력을 가진 기업의 조세회피를 산업에 속한 기업들이 모방하는지 여부와 투자자들이 적극적인 조세회피 기업의 시장지배력을 어떻게 평가하는지 확장하였다는 점에서 김미나(2015)의 국내선행연구와 차별성이 존재한다. 또한, Kubick et al.(2015)이 제시한 시장에서 지배력을 가진 기업의 조세회피가 개별기업의 조세회피에 영향을 준다는 점을 검증하기 위해 시장에서 지배력을 가진 기업의 $t-2$ 기와 $t-3$ 기의 조세회피와 t 기 개별기업의 조세회피와의 관련성까지 살펴봄으로써 조세회피 전략에 따른 장기 의사결정의 영향을 검증하였다.

III. 연구설계

1. 연구가설

가. 기업들의 조세회피 모방

Brown(2011)과 Brown and Drake(2014)는 기업들이 감사인, 이사회를 통해 정보를 공유함으로써 다른 기업의 성과나 조세회피전략을 모방한다고 주장하였다. Chen and MacMillan(1992)과 Genesove and Mullin(2001)은 기업들이 산업 내에서 상품의 시장지배력을 가진 기업의 성과를 모방함으로써 기업의 성과를 향상시킨다고 주장하였다. 조세회피는 기업의 성과에 영향을 주며, 기업이 경쟁관계를 유지하기 위해 상품의 시장지배력을 가진 기업의 성과를 모방할 가능성이 높다. Davis and Greve(1997)는 기업매수를 막기 위해 주요 자산을 매각하는 등의 방어 형태(Poison pill)를 선택하거나 종업원이 기업을 퇴직할 때 지급하는 고액의 퇴직금(golden parachutes)에 대한 지급조항을 다른 기업에서 모방한다고 주장하였다. Chua and Petty(1999)는 평가인증지표(creditation standards)를 선택함에 있어 다른 기업을 모방하며, Galaskiewicz and Wasserman(1989)은 자선적인 기부를 선택함에 있어 다른 기업을 모방한다고 주장하였다. 이와 같이 기업은 다른 기업들의 속성을 모방하여 관련된 의사결정을 내린다. 따라서 본 연구는 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피전략이 경쟁관계에 있는 기업의 조세회피 의사결정에 영향을 미치는지 알아보고자 한다.

산업 내에서 기업이 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 모방하는 것은 다양한 형태로 나타날 수 있다(Kubick et al. 2015). 고윤성 · 이정화(2008)는 산업별로 조세회피성향에 차

이가 있고 조세회피와 관련된 기업특성요인이 산업에 따라 다르게 나타난다고 주장하였다.⁶⁾ 감사원이 기획재정부, 국세청, 관세청 등을 대상으로 조세회피 관련 과세행정의 적정성을 감사한 결과를 토대로 다양한 조세회피의 예를 살펴보면 다음과 같다.⁷⁾ 경영권 세습 과정을 통한 세금 탈루는 고전적 방법으로 대표적으로 삼성이나 롯데의 예를 들 수 있다.⁸⁾ 또한 자본·금융거래, 조세피난처를 이용한 역외탈세, 가격 조작을 통한 소득이전 등 다양한 조세회피 방법이 있는 것으로 나타났다. 페이퍼 컴퍼니를 이용한 역외탈세의 예를 살펴보면 중소기업 대표 A씨는 홍콩에 페이퍼 컴퍼니를 설립한 뒤 자신의 회사와 거래관계가 있는 것처럼 꾸며 중개수수료 14억원을 송금하여 이에 대한 세금을 회피했다. 감사원에서 기획재정부, 국세청, 관세청 등을 대상으로 조세회피 관련 과세행정의 적정성을 감사한 결과에서도 국외에 유출되는 소득에 대한 관리가 상대적으로 허술한 것으로 나타났다. 이는 국내기업들의 조세회피가 국내거래와 실물거래 뿐만 아니라 국제거래, 금융·사이버거래, 조세피난처를 이용한 역외탈세, 가격 조작을 통한 소득이전 등 다양하게 나타나고 있음을 의미한다. 이와 같이 다양한 조세회피 전략이 존재하기 때문에 산업 내에서 시장에서 지배력을 가진 기업의 조세회피를 모방하거나 동조할 가능성이 높다. 특정한 개별기업이 시장에서 지배력을 가진 기업의 조세회피전략을 모방하는 것에 대한 구체적인 내용은 공개되지 않는다. 하지만 기업들이 감사절차에서 다른 기업을 감사한 감사인의 조언이나 이사회를 통해 다른 기업의 조세회피전략을 모방할 가능성이 높다.

기업들이 상품의 시장지배력을 가진 기업의 구체적인 조세회피전략을 모방할 가능성이 높지만 그 방법은 명확하지 않으며, 동일하지도 않다. 사전적으로는 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피전략을 모방한다고 주장하기에는 한계가 있다. 따라서 본 연구는 조세회피전략과 회계선택에 의해서 영향을 받는 조세회피의 결과물을 살펴보고자 한다.⁹⁾ 기업들이 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 모방하려는 경제적인 유인에 따라 다음과 같은 연구가설¹⁾을 설정한다.

연구가설 1 : 상품의 시장지배력을 가진 기업의 전기 조세회피와 동일산업에 속한 기업의 당기 조세회피는 양(+)의 관련성이 있을 것이다.

6) 구체적으로 유통업, 서비스업, 제조업, 건설업 순으로 조세회피 성향이 높은 것으로 나타났고, 한계세율, 조세혜택, 자기자본순이익률, 금융비용, 자산투자, 대규모기업집단소속 여부, 소유구조, 영업현금흐름 등 다양한 기업특성요인들이 산업에 따라 다르게 나타났다.

7) 연합뉴스 2014년 12월 18일자 연합뉴스 “뛰는 당국, 나는 탈세”...조세회피수법 지능화 추세의 내용을 인용하였다.

8) 국세청은 주식이 아닌 전화사채 거래 등 변칙거래를 통한 증여 사례가 늘고 있지만 납세자 신고에 의존하는 경우가 대부분이라고 제시했다.

9) 본 연구는 조세회피수준을 나타내는 유효법인세율(GAAP ETR)과 현금유효법인세율(CASH ETR)을 조세회피의 결과물로 보아 실증 분석하였다.

나. 투자자들의 조세회피 평가

기업에 따라서는 상품의 판매가격 상승과 같은 의도하지 않은 일들이 발생한다. 상품의 시장 지배력을 가진 기업은 그렇지 않은 기업보다 부정적인 결과에 대한 자연적인 대비(hedge)가 가능하다. 또한 상품의 시장지배력을 가진 기업은 대부분 하청업체, 협력업체로부터 협상력을 가지고 있기 때문에 상품과 관련된 이익과 현금흐름의 유연화가 용이하며, 상대적으로 고객에게 상품원가의 급격한 변동과 같은 부정적인 현금흐름을 잘 전가시킬 수 있다. Hou and Robinson (2006)과 Peress(2010)는 위험회피형 투자자들은 상품의 시장지배력을 가진 기업의 주식을 보유한다고 주장하였다. 이는 상품의 시장지배력을 가진 기업이 그렇지 않은 기업보다 수익에 대한 위험부담이 적고 주가가 더 정보력이 있기 때문이라고 해석하였다. 반면에 Goh et al.(2013)과 Hutchens and Rego(2013)에 따르면 조세회피는 미래현금흐름에 대한 투자자의 평가에 영향을 미치며 세무위험은 현금흐름의 불확실성을 증가시킨다고 주장하였다. 따라서 투자자들이 상품의 시장지배력을 가진 기업의 주식을 보유하는데 있어 조세회피가 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다.

조세회피에 대한 투자자들의 평가문제는 부정적인 견해와 긍정적인 견해로 나누어 살펴볼 수 있다. 먼저 대리인 관점을 살펴보면, 위험회피형 투자자들이 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피전략의 비세금비용, 즉 재무보고비용이나 기업의 명예훼손비용, 정보비대칭으로 인한 대리인 비용 등을 조세회피의 효익보다 크게 생각한다면 기업 가치에 부정적인 영향을 줄 것이다(Hanlon and Slemrod 2009 ; Kim et al. 2011 ; Chen et al. 2010 ; 강정연,고종권 2014). 반면에 투자자들이 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 효율적인 세무계획으로 인식한다면 위험성이 낮은 현금흐름으로 인식하여 조세회피로부터 발생한 현금흐름을 긍정적으로 인식할 수 있다(고윤성 외 2007). 본 연구는 상품의 시장지배력과 주식수익률의 관계가 조세회피에 따라 어떻게 달라지는지 검증하고자 한다. 투자자들이 조세회피에 적극적인 기업과 소극적인 기업의 시장지배력을 다르게 평가할 것으로 예상하였으며, 조세회피에 대한 투자자들의 상반된 견해에 따라 귀무가설 형태로 다음과 같은 연구가설2를 설정한다.

연구가설 2 : 적극적인 조세회피는 상품의 시장지배력과 주식수익률의 관계에 영향이 없을 것이다.

2. 연구모형

가. 연구가설1의 검증모형

기업이 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 모방하는지 알아보기 위해 아래의 분석모형을 이용하며, 연구가설1을 검증하기 위해 모형 (1a)와 (1b)를 설정하였다.

$$\begin{aligned}
 TAX_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Leader_{j,t-1} + \beta_2 Not\ Leader_{j,t-1} + \beta_3 TAX_{i,t-1} + \beta_4 ROA_{i,t} \\
 & + \beta_5 ACC_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t-1} + \beta_7 INTAN_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 NOL_{i,t} \\
 & + \beta_{10} MTB_{i,t-1} + \beta_{11} LEV_{i,t} + \beta_{12} FCF_{i,t} + \beta_{13} RD_{i,t} + \beta_{14} HHI_{i,t} \\
 & + \beta_{15} CS_{i,t} + \beta_{16} FS_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{1a}$$

$$\begin{aligned}
 TAX_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Leader_{j,t-1} + \beta_2 IND\ Average_{j,t-1} + \beta_3 TAX_{i,t-1} + \beta_4 ROA_{i,t} \\
 & + \beta_5 ACC_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t-1} + \beta_7 INTAN_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 NOL_{i,t} \\
 & + \beta_{10} MTB_{i,t-1} + \beta_{11} LEV_{i,t} + \beta_{12} FCF_{i,t} + \beta_{13} RD_{i,t} + \beta_{14} HHI_{i,t} \\
 & + \beta_{15} CS_{i,t} + \beta_{16} FS_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{1b}$$

여기서,

$TAX_{i,t}$	: i기업 t년도 조세회피변수
GAAP ETR	: 유효세율
CASH ETR	: 현금유효세율
$Leader_{j,t-1}$	: j기업 t-1년도 PCM 3분위수 최상위집단의 산업별 조세회피 평균
$Not\ Leader_{j,t-1}$	: j기업 t-1년도 PCM 3분위수 최하위집단의 산업별 조세회피 평균
$IND\ Average_{j,t-1}$	: j기업 t-1년도 산업별 조세회피 평균
$Tax_{i,t-1}$	: i기업 t-1년도 조세회피변수
$ROA_{i,t}$	: i기업 t년도 세전이익/기초총자산
$ACC_{i,t}$	: 수정Jones모형에 따른 재량적 발생액
$SIZE_{i,t-1}$	: i기업 t-1년도 기초총자산의 자연로그값
$INTAN_{i,t}$	: i기업 t년도 무형자산/기초총자산
$PPE_{i,t}$	: i기업 t년도 유형자산/기초총자산
$NOL_{i,t}$	: i기업 t년도 이월결손금이 존재하면 1, 아니면 0인 더미변수
$MTB_{i,t-1}$	: i기업 t-1년도 기초시장가치/기초자기자본
$LEV_{i,t}$	: i기업 t년도 부채/기초총자산
$FCF_{i,t}$	: i기업 t년도 잉여현금흐름/기초총자산
$RD_{i,t}$	: i기업 t년도 연구개발비/매출액
$HHI_{i,t}$	: i기업 t년도 허핀달-허쉬만 지수(Herfindahl-Hirschman Index)
$CS_{i,t}$	: i기업 t년도 대주주지분율
$FS_{i,t}$	: i기업 t년도 외국인투자자 지분율
$\sum YEAR$	: 연도 더미변수
$\sum IND$	: 산업 더미변수

모형 (1a)와 모형 (1b)의 설명변수는 $Leader_{j,t-1}$ 로 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 나타낸다. 구체적으로 $Leader_{j,t-1}$ 는 상품의 시장지배력 변수인 PCM을 산업별 · 연도별 3분위수로 나눈 후 가장 상위에 포함된 기업들을 상품의 시장지배력을 가진 기업으로 분류하였으며, 이는 그 집단의 산업별 · 연도별 조세회피 평균값을 의미한다(Kubick et al. 2015).¹⁰⁾ 이와 같은

10) Leader변수와 Not Leader변수의 측정에서 다음과 같은 문제점이 나타날 수 있다. 관심변수인 전년도의

방식을 사용한 이유는 상품의 시장지배력을 가진 개별기업에서 나타나는 측정오차를 줄이기 위함이다. $Leader_{j,t-1}$ 의 계수인 β_1 은 개별기업의 당기 조세회피와 상품의 시장지배력을 가진 기업들의 전기 조세회피와의 관련성을 나타내며, 유의한 양(+)의 값을 가진다면 본 연구가설1을 지지한다.¹¹⁾

상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 나타내는 $Leader_{j,t-1}$ 변수 외에 대안적인 벤치마크(benchmark)변수로 NOT $Leader_{j,t-1}$ 와 $INDAverage_{j,t-1}$ 2가지를 사용하였다(Kubick et al. 2015). 먼저 모형 (1a)에 포함된 NOT $Leader_{j,t-1}$ 는 첫 번째 벤치마크(benchmark)변수이다. 구체적으로 상품의 시장지배력 변수인 PCM을 산업별, 연도별 3분위수로 나눈 후 가장 하위에 포함된 기업들로 상품의 시장지배력을 갖지 못한 기업으로 분류하였다. 기업이 상품의 시장지배력을 갖지 못한 기업의 조세회피보다 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 모방할 경우 모형(1a)의 β_1 의 계수가 β_2 의 계수보다 유의하게 클 것으로 예상된다. 다음으로 모형 (1b)에 포함된 $INDAverage_{j,t-1}$ 는 두 번째 벤치마크(benchmark)변수로 조세회피의 산업평균을 나타낸다. 구체적으로 산업에 속한 기업들의 전년도 조세회피평균을 나타낸다. 산업에 속한 기업들의 평균적인 조세회피보다 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 모방할 경우 모형(1b)의 β_1 의 계수가 β_2 의 계수보다 유의하게 클 것으로 예상된다. 또한 개별기업의 전년도 조세회피 수준을 통제하기 위해 모형 (1a)와 모형 (1b)에 개별기업의 전년도 조세회피변수인 $TAX_{i,t-1}$ 을 포함하였다. 이는 기업에 대한 전년도 조세회피 수준을 포함시킴으로써 당해년도 조세회피에 대한 내생적인 요인을 고려할 수 있고, Leader의 계수가 기업차원에서 산업 전반에 걸친 충격이나 평균회귀에 대한 개별 반응을 포착할 가능성을 통제한다.

기업의 조세회피에 영향을 미치는 것으로 나타난 변수들을 연구모형에 포함하였다. 수익성이 높은 기업은 낮은 기업에 비해 상대적으로 많은 세금을 납부한다. 세금절감을 위한 조세회피 유인이 존재한다는 선행연구에 따라 ROA를 연구모형에 포함하였다(Gupta and Newberry 1997 ;

Leader 집단 또는 Not Leader 집단의 조세회피 평균값에 개별기업의 전년도 조세회피 값이 포함되어 있다. 종속변수는 특정기업의 당기 조세회피 변수로 사용되고 있기 때문에 변수의 측정에서 문제점이 발생하며, 연구모형에서 전년도 조세회피 수준을 나타내는 $TAX_{i,t-1}$ 변수를 포함하고 있기 때문에 이를 고려하여 변수를 설정하여야 한다. 따라서 본 연구는 특정집단의 행동을 모방하거나 동조하는 것이 연구의 목적이기 때문에 다음과 같이 변수를 측정하였다. Leader 집단 또는 Not Leader 집단의 전년도 조세회피 평균을 구하기 위해 Leader 집단 또는 Not Leader 집단의 합에서 전년도 개별기업의 조세회피 수준을 제외한 후의 합을 구하여 그 기업을 제외한 개수로 나누어 평균값을 다시 구하였다. 그 방식을 Leader 집단과 Not Leader 집단에 동일하게 적용하였다.

- 11) Chen and MacMillan(1992)과 Galaskiewicz and Wasserman(1989)의 선행연구는 모방과 동조를 검증하기 위해 전기 변수를 이용하였다. 개별기업이 시장에서 지배력을 가진 기업의 조세회피를 모방하기 위해서는 먼저 시장에서 지배력을 가진 기업의 조세회피를 인식하고 모방이 가능한 조세회피전략을 확인하고 실행해야 된다. 따라서 본 연구는 조세회피전략에 영향을 받는 조세회피의 결과물을 통해 살펴보았으며, 시장지배력을 가진 기업의 조세회피 평균값을 나타내는 Leader변수의 계수를 통해 검증하였다.

Chen et al. 2010 ; 고윤성 외 2007). 수익성이 높을수록 조세회피가 증가할 것으로 예측할 수 있으므로 ETR과 음(-)의 관련성을 예상하였다. Frank et al.(2009)의 미국연구는 조세회피와 재무보고 사이에 양(+)의 관련성을 나타낸다고 제시하였다. 고종권 외(2012)의 국내연구에서 우리나라는 재무이익과 세무이익이 높은 일치성을 가지고 있으며, tax-shelter와 같은 조세회피수단의 사용이 어려워 조세회피와 재무보고 사이에 음(-)의 관계를 나타냈다. 따라서 재량적 발생액을 나타내는 ACC를 연구모형에 포함하였으며, 부호는 예측하지 않았다.¹²⁾ 기업규모가 크면 조세회피에 이용가능한 자원이 풍부한 반면에 정치적 비용에 따라 조세회피에 소극적일 가능성도 존재한다. 기업규모(SIZE)는 기업의 자원과 정치적 비용에 대한 대응치로 모형에 포함하였으며(Stickney and McGee 1982 ; Gupta and Newberry 1997), 부호는 예측하지 않았다. 회계목적과 세무목적 상의 무형자산 회계처리의 차이를 통제하기 위해 총자산 대비 무형자산비율을 나타내는 INTAN을 연구모형에 포함하였다(Kubick et al. 2015). 무형자산이 많을수록 투자세액공제를 통해 법인세부담액을 줄일 수 있으므로 ETR과 음(-)의 관련성을 예상하였다. 감가상각과 투자세액공제가 조세회피에 영향을 줄 것으로 예상하여 총자산 대비 유형자산비율을 나타내는 PPE를 연구모형에 포함하였다(Stickney and McGee 1982). 유형자산은 취득과 처분시기를 조정할 수 있고, 자본집약적인 산업에 속한 기업일 경우 유형자산이 다양한 조세회피 기회를 제공하므로 ETR과 음(-)의 관련성을 예상하였다. 이월결손금 더미변수(NOL)는 전기 미처분이익잉여금이 존재하면 1, 아니면 0인 더미변수이며,¹³⁾ NOL을 모형에 포함함으로써 운영손실에 대한 통제가 가능하다. 이월결손금이 존재하는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 과세소득에서 이월결손금을 공제할 수 있으므로 세금부담을 줄일 수 있기 때문에 ETR과 음(-)의 관련성이 있을 것으로 예상하였다(박성원 외 2014). 성장기회가 큰 기업은 비용의 인식시점을 조절하여 세율을 감소시킬 수 있다. 따라서 성장기회의 차이를 통제하기 위해 MTB를 모형에 포함하였으며, ETR과 음(-)의 관련성이 있을 것으로 예상하였다(Chen et al. 2010). Graham(1996)은 부채가 중요한 절세수단으로 사용된다고 주장한 반면에 부채사용에 따른 이자비용은 과세소득과 회계이익을 감소시키므로 부채의 증가에 따라 세율이 감소하는지에 관해서는 명확하지 않다. 부채비율(LEV)을 모형에 포함하였으며, ETR과 관련성을 예측하지 않았다. 현금보유수준이 높은 기업이 더 적극적인 조세회피를 한다는 선행연구에 따라 FCF를 모형에 포함하였으며(Dhaliwal et al.

12) 재량적 발생액(ACC)은 Dechow et al.(1995)에 따라 산업-연도별로 회귀분석 한 후 얻어진 잔차항을 사용하였으며, 추정과정은 다음과 같다.

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_1 \frac{(\Delta SALES_t - \Delta AR_t)}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} + \varepsilon$$

여기서, TA : 총발생액, $\Delta SALES_t$: 매출액 변화, ΔAR_t : 매출채권변화, PPE : 유형자산, A_{t-1} : 기초총자산

13) 세무조정자료를 통해 세무상 이월결손금을 알 수 있다. 이와 같은 한계에 따라 본 연구는 재무상태표의 기초 미처분이익잉여금을 세무상 이월결손금으로 사용하였다.

2011), ETR과 음(-)의 관련성이 있을 것으로 예상하였다. 연구개발비는 세액공제가 가능하며 비용화 또는 자산화를 통해 비용의 인식시기를 조절할 수 있기 때문에 조세회피의 기회를 제공한다는 선행연구에 따라 RD를 모형에 포함하였으며(박성원 외 2014), ETR과 음(-)의 관련성이 있을 것으로 예상하였다. 산업의 집중도와 시장에서 나타나는 경쟁의 차이를 통제하기 위해 HHI(Herfindahl-Hirschman Index)를 모형에 포함하였으며(Hou and Robinson 2006), 산업의 집중도에 따라 조세회피에 적극적일 수도 있고 소극적일 수도 있으므로 부호를 예측하지 않았다. 대주주지분율이 기업의 조세전략에 영향을 준다는 선행연구에 따라 CS를 연구모형에 포함하였으며, 대주주지분율이 감소하여 지배주주와 외부주주의 이해가 불일치되면 조세회피를 사적편익수단으로 사용할 것으로 예상할 수 있는 반면에 지배주주지분율이 증가하여 지배주주와 외부주주의 이해가 일치되면 정보비대칭이 감소하여 사적편익추구에 따른 조세회피가 어려울 것으로 예상할 수 있다(강정연·김영철 2012). 따라서 CS와 ETR 사이에 부호는 예측하지 않았다. 외국인지분율이 기업의 조세전략에 영향을 준다는 선행연구에 따라 FS를 연구모형에 포함하였다(박종국·홍영은 2009). 외국인 투자자는 조세회피에 따른 투명성 하락 및 정보비대칭 감소효과에 민감하기 때문에 ETR과 양(+)의 관련성이 있을 것으로 예상하였다. 연도와 산업의 효과를 통제하기 위해 연도, 산업더미를 포함하였다.

나. 연구가설2의 검증모형

상품의 시장지배력과 주식수익률 간의 관계에 조세회피가 미치는 영향을 분석하기 위해 아래 연구모형(2)을 이용하여 연구가설2를 검증하였다.

$$\begin{aligned} RET_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 PCM_{i,t-1} + \beta_2 TAX_IND_{i,t-1} + \beta_3 PCM_{i,t-1} \times TAX_IND_{i,t-1} \\ & + \beta_4 \Delta EARN_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 BM_{i,t} + \beta_8 LEV_{i,t} + \beta_9 FCF_{i,t} \\ & + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

여기서,

- RET_{i,t} : i기업 t년도 시장조정수익률
- PCM_{i,t-1} : i기업 t-1년도(매출액-매출원가-판매비와 관리비)/매출액
- 산업평균(매출액-매출원가-판매비와 관리비)/매출액
- TAX_IND_{i,t-1} : i기업 t-1년도 조세회피에 적극적인 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수
- ΔEARN_{i,t} : i기업 t년도 세전이익의 변화/시가총액
- BETA_{i,t} : i기업 t년도 CAPM-Beta
- BM_{i,t} : i기업 t년도 Book-to-Market비율

모형 (2)의 주식수익률(RET)은 시장조정수익률로 각 회계연도 말에 지난 후 4월부터 다음연도 3월까지 12개월간의 buy and hold stock return에서 각 회계연도 말에 지난 후 4월부터 다음연도 3월까지 12개월간의 종합주가지수를 차감하여 계산하였다. TAX_IND_{i,t-1}는 산업별로 적극

적인 조세회피 기업을 나타내며, 구체적으로 조세회피 측정치인 GAAP ETR과 CASH ETR을 산업·연도별 4분위수로 분류하여 하위 2분위수이면 1, 아니면 0인 더미변수이다.¹⁴⁾ 본 연구에서는 상품의 시장지배력을 가진 기업이 상대적으로 더 위험한 사업을 진행한다는 Kubick et al.(2015)의 연구에 따라 과거의 평가보다는 미래의 평가에 대해 살펴보기 위한 연구모형을 설정하였다. 연구가설2는 상품의 시장지배력을 가진 기업의 주식수익률에 대한 조세회피의 관련성을 나타내며, PCM과 TAX_IND를 상호작용한 $PCM \times TAX_IND$ 의 계수인 β_3 를 통해 연구가설을 검증한다. β_3 가 유의한 양(+)의 값을 가진다면 투자자들이 조세회피에 적극적인 기업의 시장지배력을 긍정적으로 평가하는 것으로 볼 수 있는 반면에 유의한 음(-)의 값을 가진다면 투자자들이 조세회피에 적극적인 기업의 시장지배력을 부정적으로 평가하는 것으로 볼 수 있다.

추가적인 통제변수로 이익의 변화($\Delta EARN$), 기업위험(BETA), 기업규모(SIZE), 장부가치 대비 시장가치 비율(BM), 부채비율(LEV), 잉여현금흐름(FCF)을 모형에 포함하였다. 이익의 변화($\Delta EARN$)는 주식수익률에 영향을 미치는 최근 수익성에 관한 효과를 통제하기 위해 모형에 포함하였으며, 수익성이 높을수록 주식수익률에 긍정적인 영향을 줄 것으로 예상하여 양(+)의 관련성이 있을 것으로 예상하였다. Fama and French(1992)와 Fama and French(1993)의 연구에 따라 위험요인으로 기업위험(BETA), 기업규모(SIZE), 장부가치 대비 시장가치 비율(BM), 부채비율(LEV)을 모형에 포함하였다.¹⁵⁾ 기업위험(BETA)은 체계적 위험을 나타내며 위험이 클수록 주식수익률에 부정적인 영향을 줄 것으로 예상하여 음(-)의 관련성을 예상하였다. Fama and French(1993)는 기업규모가 작은 기업과 BM이 높은 기업이 수익률이 높다고 주장하였다. Fama and French(1993)의 주장과 달리 국내선행연구를 살펴보면 기업규모(SIZE)가 주식수익률에 미치는 영향의 경우 혼재되어 있기 때문에 부호를 예측하지 않았다. 장부가치 대비 시장가치 비율(BM)은 미래의 비기대수익률과 체계적인 관련성이 있기 때문에 양(+)의 관련성을 예상하였다. 부채비율(LEV)을 재무적 곤경 위험으로 본다면 추가수익률과 음(-)의 관련성을 예상할 수 있으나 부채비율(LEV)이 높은 것이 투자에 따른 긍정적인 효과라면 주식수익률과 양(+)의 관련성이 있을 것으로 예상할 수 있으므로 부호를 예측하지 않았다. 잉여현금흐름(FCF)은 조세회피와 다음년도 주식수익률에 동시에 영향을 미칠 수 있으므로 기업의 자원에 대한 차이를 통제하기 위해 연구모형에 포함하였으며(Kubick et al. 2015), 기업의 자원을 효율적으로 투자하고 사용한다면 주식수익률에 긍정적인 영향을 줄 것으로 예상하여 양(+)의 관련성을 예측하였다. 마지막으로 연도와 산업효과를 통제하기 위해 모형에 연도더미와 산업더미를 포함하였다.

14) 기업의 상황에 따라 수익성의 효과로 인해 조세부담이 특정연도에 높거나 낮을 수 있다. 강정연·고종권(2014), 박성원 외(2014), 김진수·고종권(2016)의 연구를 살펴보면 산업과 규모를 조정한 GAAP ETR과 CASH ETR의 평균값을 기준으로 높고 낮음에 따라 조세회피에 적극적인, 소극적인 변수로 사용하였다.

15) Fama and French(1992, 1993)는 기업규모(SIZE)나 장부가치 대비 시장가치 비율(BM) 자체가 위험요인은 아니지만 근본적인 위험요인의 대리변수의 역할을 한다고 주장하였다.

3. 표본 및 자료수집

본 연구는 2001년부터 2014년까지 유가증권 상장기업 중 금융업이 아닌 12월 결산기업을 대상으로 하였으며, 업종변경사, 결산기변경사, 보고서미제출사, 자본잠식기업은 분석대상에서 제외하였다. 세전이익이 음(-)인 기업은 조세회피 측정치의 신뢰성에 문제가 있을 것으로 예상하여 분석대상에서 제외하였다. 조세회피 측정치로 사용한 GAAP ETR과 CASH ETR이 0과 1을 벗어나는 경우에는 각각 0과 1의 값으로 조정하였다. TS-2000과 Fn-Guide에서 분석에 필요한 자료를 구했으며, CASH ETR을 구하기 위해 사용되는 법인세납부액은 감사보고서의 주석사항을 이용하였다. 극단값이 연구결과에 미치는 영향을 최소화하기 위해 GAAP ETR, CASH ETR 및 더미변수를 제외한 변수들의 상위 1% 이상의 값, 하위 1% 이하의 값을 각각 상, 하 1% 값으로 조정(Winsorization)하였다. 위와 같은 표본추출과정을 거친 결과, 연구가설1에 사용된 GAAP ETR과 CASH ETR 총 표본 수는 각각 4,577개, 4,428이며, 연구가설2의 표본 수는 각각 4,924개, 4,651개이다.

<Table 1>은 연구가설1과 연구가설2에 사용된 산업별 표본 수를 나타낸다.¹⁶⁾ 표본기업의 업종분류는 한국표준산업 대분류의 범위 안에서 중분류를 통합하여 11개의 산업으로 재분류하였다. 구체적으로 연구가설1의 산업별 분포를 살펴보면 고무·석유·화학 제조업은 GAAP ETR과 CASH ETR 각각 14.9%, 15.1%로, 기계·장비 제조업은 GAAP ETR과 CASH ETR 각각 18.7%, 19.0%로 다른 산업에 비해 높은 비율을 보이는 것으로 나타났으며, 그 외의 산업별 분포는 대체적으로 고르게 나타났다.

<Table 1> Distribution of sample by Industry

Industry name	Observation of Hypothesis 1				Observation of Hypothesis 2			
	GAAP ETR	%	CASH ETR	%	GAAP ETR	%	CASH ETR	%
Manufacture of tobacco · food · beverage	302	6.6%	281	6.3%	321	6.5%	293	6.3%
Manufacture of fiber · clothes	162	3.5%	148	3.3%	187	3.8%	165	3.5%
Manufacture of timber · paper · furniture	180	3.9%	168	3.8%	186	3.8%	167	3.6%
Manufacture of rubber · plastic · chemical products	683	14.9%	667	15.1%	717	14.6%	687	14.8%

16) 각각의 분석에 사용되는 변수가 다르기 때문에 표본의 구성이 다르게 나타났다.

<Table 1> Distribution of sample by Industry (continued)

Industry name	Observation of Hypothesis 1				Observation of Hypothesis 2			
	GAAP ETR	%	CASH ETR	%	GAAP ETR	%	CASH ETR	%
Manufacture of medical materials · drugs	256	5.6%	255	5.8%	269	5.5%	264	5.7%
Manufacture of metal · non – metallic mineral	559	12.2%	525	11.9%	600	12.2%	555	11.9%
Manufacture of machinery · equipment	858	18.7%	840	19.0%	918	18.6%	880	18.9%
Construction · Transport	352	7.7%	329	7.4%	387	7.9%	357	7.7%
Wholesales Trade · Retail Trade	325	7.1%	313	7.1%	356	7.2%	330	7.1%
Services	582	12.7%	583	13.2%	651	13.2%	631	13.6%
Others	318	6.9%	319	7.2%	332	6.7%	322	6.9%
Total	4,577	100%	4,428	100%	4,924	100%	4,651	100%

IV. 실증분석결과

1. 주요변수의 기술통계량 및 상관관계분석

<Table 2>는 연구에 사용된 변수들의 기술통계량을 나타내며 Panel A는 연구가설1에 사용된 변수들의 기술통계량이다. 유효법인세율(GAAP ETR)은 평균 0.231(중위수 0.233)로 기업들은 평균적으로 세전이익의 23.1%를 손익계산서상 법인세비용으로 표시하였다. 현금유효법인세율(CASH ETR)은 평균 0.242(중위수 0.224)로 기업들은 평균적으로 세전이익의 24.2%를 법인세로 부담하는 것으로 나타났다. 전기 유효법인세율(GAAP ETR_1)과 전기 현금유효법인세율(CASH ETR_1)은 당기와 비슷한 분포를 나타냈다.

Panel B는 연구가설2에 사용된 변수들의 기술통계량을 나타낸다. 종속변수인 시장조정수익률(RET)은 평균 0.013(중위수 -0.081)로 나타났는데 이는 투자자들이 시장에 대비하여 평균적으로 1.3%의 수익률을 내고 있음을 보여준다. 상품의 시장지배력(PCM)은 평균 0.045(중위수 0.023)으로 나타났다. 이는 완전 경쟁적인 산업일수록 0에 가까운 값을 나타내는 Kubick et al.(2015)의 선행연구와 달리 국내의 시장 환경을 반영한 결과로 보이며 국내 산업의 경우 시장 규모가 큰 산업 내에서 상품의 시장지배력을 가진 기업들이 다수 존재하는 것으로 해석된다. TAX_IND1과 TAX_IND2는 GAAP ETR과 CASH ETR을 기준으로 조세회피에 적극적인 기업

을 나타내는 더미변수로 평균이 각각 0.492, 0.491로 나타났다.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics

Panel A : Descriptive Statistics of Hypothesis 1								
Variable	N	Mean	Std.Dev	min	25%	median	75%	max
GAAP ETR	4,577	0.231	0.147	0.000	0.167	0.233	0.284	1.000
CASH ETR	4,428	0.242	0.184	0.000	0.144	0.224	0.297	1.000
GAAP ETR_1	4,577	0.230	0.146	0.000	0.166	0.236	0.287	1.000
CASH ETR_1	4,428	0.232	0.177	0.000	0.130	0.220	0.295	1.000
ROA	4,577	0.076	0.059	0.002	0.032	0.062	0.106	0.282
ACC	4,577	0.010	0.062	-0.155	-0.026	0.007	0.043	0.203
SIZE	4,577	19.744	1.461	17.274	18.712	19.461	20.485	23.994
INTAN	4,577	0.013	0.023	0.000	0.001	0.004	0.013	0.142
PPE	4,577	0.341	0.192	0.000	0.204	0.332	0.465	0.882
NOL	4,577	0.030	0.170	0	0	0	0	1
MTB	4,577	1.019	0.888	0.145	0.461	0.745	1.243	5.212
LEV	4,577	0.434	0.203	0.031	0.272	0.434	0.582	0.917
FCF	4,577	0.077	0.112	-0.242	0.015	0.066	0.132	0.451
RD	4,577	0.012	0.021	0.000	0.000	0.003	0.015	0.234
HHI	4,577	0.119	0.055	0.049	0.076	0.109	0.150	0.329
CS	4,577	0.424	0.167	0.069	0.310	0.426	0.536	0.819
FS	4,577	0.124	0.155	0.000	0.008	0.055	0.189	0.661
Panel B : Descriptive Statistics of Hypothesis 2								
Variable	N	Mean	Std.Dev	min	25%	median	75%	max
RET	4,924	0.013	0.501	-0.947	-0.282	-0.081	0.184	3.294
PCM	4,924	0.045	0.117	-0.183	-0.009	0.023	0.066	0.652
TAX_IND1	4,924	0.492	0.500	0	0	0	1	1
TAX_IND2	4,651	0.491	0.500	0	0	0	1	1
△EARN	4,924	0.012	0.128	-0.499	-0.033	0.003	0.046	0.546
BETA	4,924	0.689	0.361	-0.013	0.417	0.658	0.931	1.604
SIZE	4,924	19.746	1.469	17.277	18.701	19.456	20.498	23.985
BM	4,924	1.911	1.461	0.225	0.911	1.526	2.470	8.315
LEV	4,924	0.438	0.204	0.033	0.276	0.437	0.586	0.921
FCF	4,924	0.076	0.112	-0.242	0.014	0.065	0.131	0.451

1) Variable Definitions

GAAP ETR	: Book effective tax rate : total tax expense divided by pretax book income.
CASH ETR	: Cash effective tax rate : Cash taxes paid divided by pretax book income.
GAAP ETR_1	: The lagged Book effective tax rate : The lagged total tax expense divided by The lagged pretax book income.
CASH ETR_1	: The lagged Cash effective tax rate : The lagged Cash taxes paid divided by The lagged pretax book income.
ROA	: Pretax book income divided by lagged total assets.
ACC	: Discretionary accruals computed following Dechow et al.(1995).
SIZE	: The natural logarithm of lagged total assets.
INTAN	: Intangible assets divided by lagged total.
PPE	: Tangible assets divided by lagged total.
NOL	: Indicator variable equal to 1 if the firm reports a positive tax loss carryforward.
MTB	: The ratio of lagged market value of equity to lagged book value of equity.
LEV	: Total debt divided by lagged total assets.
FCF	: Operating cash flow scaled by lagged total assets.
RD	: R&D expense scaled by lagged total assets.
HHI	: The sum of the squared percentage of sales represented by firms in a given industry(defined by Table 1 Panel B).
CS	: The proportion of common shares held by controlling holders.
FS	: Foreign investor Ownership.
RET	: Firm i's buy and hold stock return — korea composite stock price index(12 consecutive months beginning in the fourth month following the firm's fiscal year—end).
PCM	: Operating profit divided by sales of each firm minus the value weighed(based on sales) industry average following Peress(2010).
TAX_IND1	: indicator variable equal to 1 if the observation lies in the upper two quintiles of tax avoidance(GAAP ETR).
TAX_IND2	: indicator variable equal to 1 if the observation lies in the upper two quintiles of tax avoidance(CASH ETR).
△EARN	: Change in pretax earnings scaled by market value of equity.
BETA	: Computed over the previous 365day period as of time t.
BM	: book equity value scaled by market value of equity.

<Table 3>은 주요변수들의 피어슨 상관관계를 나타낸다.¹⁷⁾ Panel A는 연구가설1의 상관관계를 나타내며 종속변수로 사용된 조세회피 측정치인 GAAP ETR을 나타내는 TAX와 관심변수인 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피(Leader)는 유의한 양(+)의 관련성을 나타냈다. 이는 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피와 개별기업의 조세회피가 양(+)의 관련이 있음을 의미한다. 하지만 다른 조세회피에 관한 결정요인을 통제하지 않고 나타난 결과이므로 해석에 대한 주의가 필요하다.

17) 본 연구는 지면관계상 GAAP ETR을 기준으로 연구가설 1,2의 상관관계를 제시하였다.

〈Table 3〉 Correlations

Panel A : Correlations of Hypothesis 1																		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1. TAX	1.00	0.15	0.06	0.19	0.36	-0.01	-0.08	0.04	0.04	0.00	-0.08	-0.01	0.07	0.03	0.00	-0.07	-0.06	0.05
2. Leader		1.00	0.05	0.60	0.13	0.03	-0.02	-0.08	0.01	0.20	0.00	-0.10	0.15	0.03	0.06	-0.26	-0.12	0.02
3. Not leader			1.00	0.70	0.09	-0.01	0.00	0.04	0.04	-0.05	0.00	0.03	0.01	-0.04	0.04	-0.07	-0.05	0.03
4. Industry Average				1.00	0.26	0.02	0.00	-0.01	0.04	0.07	-0.01	-0.04	0.11	-0.02	0.05	-0.17	-0.14	0.04
5. TAX _{t-1}					1.00	0.03	-0.03	0.05	0.02	0.00	-0.04	-0.04	0.04	0.00	0.00	-0.04	-0.06	0.06
6. ROA						1.00	0.11	0.02	0.01	-0.04	-0.07	0.34	-0.15	0.32	0.17	0.05	-0.05	0.32
7. ACC							1.00	-0.04	-0.11	-0.10	0.01	-0.03	0.04	-0.38	-0.03	0.03	0.04	-0.05
8. SIZE								1.00	0.11	0.04	-0.07	0.24	0.16	0.06	0.05	0.06	-0.15	0.49
9. INTAN									1.00	-0.04	0.03	0.23	0.08	0.10	0.21	0.01	-0.06	0.05
10. PPE										1.00	0.02	-0.08	0.27	-0.02	-0.04	0.00	0.01	-0.05
11. NOL											1.00	0.06	0.10	-0.06	0.00	-0.02	-0.02	-0.06
12. MTB												1.00	0.11	0.17	0.23	0.00	-0.11	0.32
13. LEV													1.00	0.21	0.03	-0.02	-0.13	-0.07
14. FCF														1.00	0.13	0.04	-0.03	0.17
15. RD															1.00	-0.07	-0.12	0.17
16. HHI																1.00	0.03	-0.01
17. CS																	1.00	-0.18
18. FS																		1.00
Panel B : Correlations of Hypothesis 2																		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9									
1. RET	1.00	-0.01	0.00	0.28	-0.01	0.02	0.15	0.08	0.10									
2. PCM		1.00	0.06	-0.02	0.03	0.15	-0.07	-0.22	0.02									
3. TAX_IND			1.00	-0.06	0.03	-0.06	0.01	-0.02	-0.02									
4. ΔEARN				1.00	0.01	0.00	0.15	0.07	0.11									
5. BETA					1.00	0.33	-0.19	0.23	0.05									
6. SIZE						1.00	-0.19	0.16	0.06									
7. BM							1.00	0.03	-0.14									
8. LEV								1.00	0.20									
9. FCF									1.00									

1) This table presents Pearson correlation coefficients for the variables defined in Table 2.

2) Bolded correlation coefficients denote significance at the 5% level or less using a two-sided test.

따라서 회귀분석 시 조세회피 설명변수들을 통제한 후에 연구가설을 검증한다. GAAP ETR과 유의한 양(+)의 관련성을 나타내는 변수는 상품의 시장지배력을 갖지 못한 기업의 조세회피(Not leader), 산업평균 조세회피(Industry Average), 기업의 전년도 조세회피(TAX_{t-1}), 기업규모(SIZE), 무형자산(INTAN), 부채비율(LEV), 영업현금흐름(FCF), 외국인지분율(FS)로 나타났으며, 유의한 음(-)의 관련성을 나타내는 변수는 재량적 발생액(ACC), 이월결손금 존재여부(NOL), 허쉬만-허핀달 지수(HHI), 대주주지분율(CS)로 나타났다.

Panel B는 연구가설2의 상관관계를 나타낸다. 종속변수로 사용된 시장조정수익률(RET)과 유의한 양(+)의 관련성을 나타내는 변수는 이익의 변화($\Delta EARN$), 장부가치 대비 시장가치비율(BM), 부채비율(LEV), 영업현금흐름(FCF)으로 나타났다. 변수들 간의 유의한 상관관계가 있으므로 다중공선성 존재여부를 판단하기 위해 VIF를 검토한 결과 모든 변수에서 10이하로 나타나 다중공선성 문제는 없는 것으로 확인되었다.

2. 상품의 시장지배력과 조세회피의 관계 재검증

상품의 시장지배력을 가진 기업은 변동성이 작은 수익구조를 가지고 있으므로 지속적인 수익성을 유지할 수 있으며(Hou and Robinson 2006 ; Irvine and Pontiff 2009 ; Peress 2010), 이익에 대한 예측가능성이 높기 때문에 조세회피의 이점을 충분히 알고 있다(Mayberry et al. 2015). 또한 경쟁관계에 있는 기업보다 부정적인 결과에 대해 자연스러운 대비(hedge)가 가능한 장점이 있다. 반면에 높은 배당성향, 높은 부채비율 및 연구개발(R&D)과 관련된 높은 목표 등 잠재적으로 위험성이 높은 활동으로 인해 조세회피전략이 부정적인 결과로 나타낼 수 있다. 또한 과세관청 입장에서 살펴보면 상품의 시장지배력을 가진 기업은 지속적인 수익을 낼 수 있으므로 과세소득에 대한 예측가능성이 높아 조세회피의 적발가능성이 높을 수 있다. 적극적인 조세회피는 미래과세소득에 대한 불확실성이 크기 때문에 미래기간의 세금혜택을 알지 못하면 현재기간에는 다양한 비세금비용이 발생할 수 있으며, 과세당국의 적발가능성에 따른 벌금 및 추가적인 비용 또는 기업의 명성에 부정적인 영향을 줄 수 있다(Kubick et al. 2015). 이론적으로 상품의 시장지배력을 가진 기업은 조세회피에 적극적일 수도 있는 반면에 소극적일 수도 있다. Kubick et al.(2015)의 선행연구와 김미나(2015)의 국내선행연구는 시장지배력과 조세회피 사이에 양(+)의 관련성이 있음을 나타냈다. 본 연구는 선행연구결과를 바탕으로 상품의 시장지배력과 조세회피의 관계를 재검증하였다. <Table 4>는 선행연구결과를 재검증한 회귀분석 결과이다.

상품의 시장지배력과 조세회피의 관계를 검증한 김미나(2015)는 유가증권상장기업과 코스닥 상장기업을 모두 사용하여 분석하였으나 본 연구는 유가증권상장기업을 연구표본으로 사용하였다.¹⁸⁾ 따라서 연구가설 1, 2를 검증하기 전에 연구표본을 대상으로 상품의 시장지배력과 조세회

18) 본 연구는 상품의 시장지배력과 조세회피의 관계를 검증한 김미나(2015)의 연구와 달리 유가증권상장

피의 관계를 재검증하였다. 관심변수인 상품의 시장지배력(PCM)의 계수인 β_1 을 통해 상품의 시장지배력과 조세회피와의 관련성을 검증한다.

〈Table 4〉 OLS Regression of Tax Avoidance on Product Market Power

Variable	GAAP ETR		CASH ETR	
	Estimate	t Value	Estimate	t Value
Intercept	0.047	1.24	0.352	7.38***
PCM	-0.155	-7.17***	-0.134	-5.03***
ROA	0.054	1.21	-0.472	-8.40***
ACC	-0.250	-6.64***	-0.090	-1.87*
SIZE	0.008	4.58***	-0.004	-1.60
INTAN	0.107	1.15	-0.132	-1.15
PPE	-0.055	-4.46***	-0.053	-3.42***
NOL	-0.074	-9.30***	-0.135	-13.31***
MTB	-0.009	-3.07***	0.005	1.33
LEV	0.047	3.66***	-0.011	-0.66
FCF	-0.034	-1.54	0.067	2.37**
RD	-0.317	-2.42**	-0.107	-0.67
HHI	-0.013	-0.19	-0.052	-0.62
CS	0.008	0.59	-0.012	-0.69
FS	0.039	2.21**	0.079	3.53***
Fixed effect	Industry and year			
Adj.R ²	0.077		0.097	
N	5,316		5,055	

1) This table reports results from estimating the following multivariate regression.

$$\begin{aligned}
 TAX_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 PCM_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 ACC_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 INTAN_{i,t} + \beta_6 PPE_{i,t} \\
 & + \beta_7 NOL_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t-1} + \beta_9 LEV_{i,t} + \beta_{10} FCF_{i,t} + \beta_{11} RD_{i,t} + \beta_{12} HHI_{i,t} + \beta_{13} CS_{i,t} + \beta_{14} FS_{i,t} \\
 & + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (3)$$

기업만을 대상으로 분석하였다. 유가증권시장은 상장조건이 코스닥 기업에 비해 까다로우며 주로 매출이 큰 기업들이 위치하는 반면에 코스닥 시장은 설립한지 얼마 되지 않은 기업이나 유가증권상장기업에 비해 상대적으로 작은 벤처기업 및 중소기업들이 소속되어 있다. 따라서 본 연구의 목적상 시장의 특성이 다른 두 시장의 기업을 합쳐서 분석하는 경우 유가증권시장과 코스닥시장의 산업별 효과가 혼재되므로 유가증권상장기업만 포함하여 분석하는 것이 본 연구의 취지에 부합할 것으로 예상하였다.

2) Variable Definitions

GAAP ETR : Book effective tax rate : total tax expense divided by pretax book income. CASH ETR : Cash effective tax rate : Cash taxes paid divided by pretax book income. PCM : Operating profit divided by sales of each firm minus the value weighed(based on sales) industry average following Peress(2010). ROA : Pretax book income divided by lagged total assets. ACC : Discretionary accruals computed following Dechow et al.(1995). SIZE : The natural logarithm of lagged total assets. INTAN : Intangible assets divided by lagged total. PPE : Tangible assets divided by lagged total. NOL : Indicator variable equal to 1 if the firm reports a positive tax loss carryforward. MTB : The ratio of lagged market value of equity to lagged book value of equity. LEV : Total debt divided by lagged total assets. FCF : Operating cash flow scaled by lagged total assets. RD : R&D expense scaled by lagged total assets. HH I : The sum of the squared percentage of sales represented by firms in a given industry(defined by Table 1 Panel B). CS : The proportion of common shares held by controlling holders. FS : Foreign investor Ownership

- 3) *, ** and *** denote statistical significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively, for a two-tailed test.

실증분석결과, GAAP ETR을 살펴보면 PCM의 계수는 -0.155 이며 t 값은 -7.17 로 1%수준에서 유의한 음(-)의 값을 나타낸다. CASH ETR을 살펴보면 PCM의 계수는 -0.134 이며 t 값은 -5.03 으로 1%수준에서 유의한 음(-)의 값을 나타낸다. 이는 상품의 시장지배력을 가진 기업이 조세회피에 적극적임을 나타내는 결과로 Kubick et al.(2015)과 김미나(2015)의 연구결과와 일치한다.

상품의 시장지배력을 가진 기업이 상대적으로 일관된 수익구조를 가지고 있고 미래이익에 대한 예측가능성이 높아 비용이 적고 수익성이 높은 적극적인 조세회피 전략을 사용한 것으로 해석되며, 상품가격의 상승과 같은 부정적인 결과에 대한 자연스러운 대비(hedge)가 가능한 이점이 존재함으로 적극적으로 조세회피를 한 것으로 해석된다.

3. 연구가설1의 검증결과

<Table 5>는 동일산업에 속한 기업들이 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 모방하는지 살펴본 연구가설1의 회귀분석결과이다. 관심변수는 Leader로 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 나타낸다. (1a)와 식 (1b)의 Leader의 계수인 β_1 을 통해 연구가설1을 검증한다.¹⁹⁾ 본 연구는 Kubick et al.(2015)과 같이 연도더미만 모형에 통제변수로 추가하는 방법과 연도더미와 산업더미를 모두 모형에 추가하는 방식을 동시에 사용하여 비교하였다.

19) Leader 집단 또는 Not Leader 집단의 전년도 조세회피 평균을 구하기 위해 Leader 집단 또는 Not Leader 집단의 합에서 전년도 개별기업의 조세회피 수준을 제외한 후의 합을 구하여 그 기업을 제외한 개수로 나누어 평균값을 다시 구하였다.

실증분석결과, Panel A의 GAAP ETR에서 연도더미만 포함한 모형을 살펴보면 Leader의 계수는 0.267이며 t값은 6.27로 1%수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 나타냈으며, 연도더미와 산업더미를 모두 포함한 모형에서 Leader의 계수는 0.136이며 t값은 2.65로 1%수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 나타냈다. 이는 동일산업에 속한 기업들이 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피 수준을 모방하는 것으로 해석할 수 있으며, 기업들은 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피전략을 고려하여 세무계획을 수립하는 것으로 볼 수 있다.

〈Table 5〉 Mimicking of Tax Avoidance

Panel A : Control Benchmark=Not leader									
Variable	exp Sign	GAAP ETR				CASH ETR			
		Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value
Intercept	(?)	0.071	1.93*	0.096	2.48**	0.321	6.95***	0.322	6.57***
Leader	(+)	0.267	6.27***	0.136	2.65***	0.154	3.20***	0.057	1.00
Not Leader	(?)	0.061	2.05**	0.013	0.41	0.013	0.39	-0.001	-0.04
TAX	(+)	0.339	24.23***	0.330	23.53***	0.308	20.92***	0.303	20.53***
ROA	(-)	-0.034	-0.77	-0.048	-1.08	-0.526	-9.47***	-0.542	-9.70***
ACC	(?)	-0.171	-4.46***	-0.162	-4.23***	-0.077	-1.57	-0.072	-1.47
SIZE	(?)	0.000	0.17	0.001	0.35	-0.007	-3.02***	-0.006	-2.87***
INTAN	(-)	0.189	2.03**	0.145	1.55	-0.024	-0.21	-0.067	-0.58
PPE	(-)	-0.037	-3.24***	-0.032	-2.66***	-0.037	-2.56**	-0.038	-2.48**
NOL	(-)	-0.062	-5.16***	-0.064	-5.31***	-0.114	-7.05***	-0.116	-7.13***
MTB	(-)	-0.002	-0.80	-0.003	-0.97	0.006	1.61	0.006	1.82*
LEV	(?)	0.044	3.70***	0.045	3.63***	0.016	1.07	0.012	0.79
FCF	(-)	-0.024	-1.05	-0.015	-0.65	0.055	1.89*	0.062	2.13**
RD	(-)	-0.154	-1.50	-0.241	-2.15**	0.026	0.21	-0.077	-0.56
HHI	(?)	-0.068	-1.72*	-0.065	-0.97	-0.134	-2.67***	-0.093	-1.12
CS	(?)	-0.011	-0.84	-0.009	-0.71	-0.016	-0.96	-0.012	-0.71
FS	(+)	0.030	1.80*	0.037	2.24**	0.072	3.33***	0.078	3.60***
YEAR		YES		YES		YES		YES	
INDUSTRY				YES				YES	
H : Leader=Not Leader		15.86***		4.15**		4.79**		0.67	
Adj.R ²		0.162		0.168		0.163		0.164	
N		4,577		4,577		4,428		4,428	

<Table 5> Mimicking of Tax Avoidance (continued)

Panel B : Control Benchmark=Industry Average									
Variable	exp Sign	GAAP ETR				CASH ETR			
		Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value
Intercept	(?)	0.053	1.42	0.088	2.19**	0.327	7.02***	0.339	6.82***
Leader	(+)	0.171	3.47***	0.113	1.98**	0.171	2.78***	0.113	1.66*
Industry Average	(?)	0.256	3.83***	0.079	0.93	-0.028	-0.34	-0.137	-1.49
TAX	(+)	0.329	23.18***	0.328	23.07***	0.309	20.63***	0.307	20.49***
ROA	(-)	-0.036	-0.81	-0.049	-1.09	-0.526	-9.46***	-0.541	-9.68***
ACC	(?)	-0.171	-4.48***	-0.162	-4.23***	-0.077	-1.57	-0.073	-1.49
SIZE	(?)	0.000	0.12	0.001	0.35	-0.007	-3.01***	-0.006	-2.86***
INTAN	(-)	0.178	1.92*	0.146	1.55	-0.020	-0.18	-0.067	-0.57
PPE	(-)	-0.035	-3.05***	-0.032	-2.69***	-0.037	-2.62***	-0.038	-2.52**
NOL	(-)	-0.062	-5.14***	-0.064	-5.30***	-0.114	-7.05***	-0.116	-7.14***
MTB	(-)	-0.002	-0.86	-0.003	-0.96	0.006	1.64	0.007	1.86*
LEV	(?)	0.043	3.55***	0.045	3.62***	0.017	1.08	0.013	0.79
FCF	(-)	-0.022	-0.94	-0.015	-0.64	0.055	1.87*	0.061	2.10**
RD	(-)	-0.153	-1.49	-0.240	-2.15**	0.033	0.26	-0.078	-0.56
HHI	(?)	-0.066	-1.67*	-0.071	-1.07	-0.139	-2.78***	-0.085	-1.02
CS	(?)	-0.011	-0.81	-0.009	-0.70	-0.016	-0.97	-0.012	-0.70
FS	(+)	0.030	1.81*	0.037	2.24**	0.072	3.33***	0.078	3.59***
YEAR		YES		YES		YES		YES	
INDUSTRY				YES				YES	
H : Leader = Industry Average		0.70		0.08		2.27		3.13*	
Adj.R ²		0.164		0.168		0.163		0.165	
N		4,577		4,577		4,428		4,428	

1) This table reports results from estimating the following multivariate regression.

$$\begin{aligned}
 TAX_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Leader_{j,t-1} + \beta_2 Not\ Leader_{j,t-1} + \beta_3 TAX_{i,t-1} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 ACC_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t-1} \\
 & + \beta_7 INTAN_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 NOL_{i,t} + \beta_{10} MTB_{i,t-1} + \beta_{11} LEV_{i,t} + \beta_{12} FCF_{i,t} + \beta_{13} RD_{i,t} + \beta_{14} HHI_{i,t} \\
 & + \beta_{15} CS_{i,t} + \beta_{16} FS_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (1a)$$

$$\begin{aligned}
 TAX_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Leader_{j,t-1} + \beta_2 IND\ Average_{j,t-1} + \beta_3 TAX_{i,t-1} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 ACC_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t-1} \\
 & + \beta_7 INTAN_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 NOL_{i,t} + \beta_{10} MTB_{i,t-1} + \beta_{11} LEV_{i,t} + \beta_{12} FCF_{i,t} + \beta_{13} RD_{i,t} + \beta_{14} HHI_{i,t} \\
 & + \beta_{15} CS_{i,t} + \beta_{16} FS_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (1b)$$

- 2) Leader : The lagged, average TAX value of the top PCM tercile of a given industry—year. Not leader : The lagged, average TAX value of the bottom PCM tercile of a given industry—year. Industry Average : The lagged, average TAX value for a given industry—year. All other variables are defined in table 2.
- 3) *, ** and *** denote statistical significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively, for a two-tailed test.

추가적으로 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피 수준을 나타내는 Leader의 계수와 벤치마크변수인 상품의 시장지배력을 갖지 못한 기업의 조세회피 수준을 나타내는 Not Leader의 계수 크기를 비교하기 위해 F-tests를 수행한 결과, 연도더미만 포함한 모형에서는 Leader의 계수가 Not reader의 계수보다 1%수준에서 유의하게 큰 것으로 나타났으며, 연도더미와 산업더미를 모두 포함한 모형에서는 Leader의 계수가 Not reader의 계수보다 5%수준에서 유의하게 큰 것으로 나타났다. Panel A의 CASH ETR에서 연도더미만 포함한 모형에서 Leader의 계수는 0.154이며 t값은 3.20으로 1%수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 나타냈으며, 연도더미와 산업더미를 모두 포함한 모형에서 Leader의 계수는 0.057이며 t값은 1.00으로 유의한 값을 가지지 못하는 것으로 나타났다. 이는 Leader변수를 구하는 과정에서 산업의 효과를 반영하여 변수를 설정하였기 때문에 산업더미의 효과로 인해 유의하지 않은 결과를 나타낸 것으로 보여 진다. 산업더미를 포함한 모형과 포함하지 않은 모형을 비교해볼 때, 상대적으로 산업의 효과가 고려된 Leader계수, Not Leader계수 및 t값이 많이 낮아진 것을 알 수 있다.

Panel B의 GAAP ETR에서 연도더미만 포함한 모형을 살펴보면 Leader의 계수는 0.171이며 t값은 3.47로 1%수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 나타냈으며, 연도더미와 산업더미를 모두 포함한 모형에서 Leader의 계수는 0.113이며 t값은 1.98로 5%수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 나타냈다. 또한 Panel B의 CASH ETR에서 연도더미만 포함한 모형에서 Leader의 계수는 0.171이며 t값은 2.78로 1%수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 나타냈으며, 연도더미와 산업더미를 모두 포함한 모형에서 Leader의 계수는 0.113이며 t값은 1.66으로 10%수준에서 유의한 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 동일산업에 속한 기업들이 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피전략을 모방하는 것으로 해석된다. 기업의 감사인 및 이사회를 통한 정보 공유에 따라 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피전략을 고려하여 세무전략을 수립하는 것으로 볼 수 있다.

통제변수를 살펴보면 총자산이익률(ROA)은 CASH ETR과 유의한 음(-)의 관련성을 나타내 총자산이익률이 높을수록 조세회피에 적극적임을 나타낸다. 이는 이익증가에 따라 과세소득도 증가하므로 세금비용을 절감하기 위해 조세회피에 적극적이라는 선행연구와 일치하는 결과이다 (고윤성 외 2007). 재량적 발생액(ACC)은 GAAP ETR과 음(-)의 관련성을 나타냈다. 이는 기존 국내연구에서와 달리 Frank et al.(2009)의 주장처럼 재량적 발생액이 클수록 조세회피에 적극적임을 나타낸다. 기업규모(SIZE)는 CASH ETR과 유의한 음(-)의 관련성을 나타냈다. 이는 조세회피에 이용가능한 자원이 풍부하여 조세회피에 적극적임을 나타낸다. 총자산이익률(ROA), 채

량적 발생액(ACC), 기업규모(SIZE)는 GAAP ETR과 CASH ETR에서 다른 결과를 나타냈는데 이는 조세회피 측정치의 차이로 인해 나타나는 결과로 보여 진다. 총자산 대비 유형자산비율(PPE)은 GAAP ETR, CASH ETR과 유의한 음(-)의 관련성을 나타내 총자산 대비 유형자산비율이 높을수록 감가상각과 투자세액공제 등을 통해 법인세부담을 줄일 수 있으므로 조세회피에 적극적임을 나타낸다. 이는 총자산 대비 유형자산이 많을수록 조세회피에 이용가능한 절세수단이 다양하므로 적극적인 조세회피가 가능하다는 연구와 일치하는 결과이다(박성원 외 2014). 이월결손금 존재여부(NOL)는 GAAP ETR, CASH ETR과 유의한 음(-)의 관련성을 나타냈다. 이는 이월결손금이 존재하는 기업이 이월결손금을 공제할 수 있어 ETR이 낮아진 것으로 해석된다. 부채비율(LEV)은 GAAP ETR과 유의한 양(+)의 관련성을, 영업현금흐름(FCF)은 CASH ETR에서 유의한 양(+)의 관련성을, 연구개발비지출총액(RD)은 GAAP ETR에서 유의한 음(-)의 관련성을 나타냈다. 부채비율(LEV), 영업현금흐름(FCF), 연구개발비지출총액(RD)은 GAAP ETR과 CASH ETR에서 다른 결과를 나타냈는데 이는 조세회피 측정치의 차이로 인해 나타나는 결과로 보여 진다. 산업의 집중도를 나타내는 허쉬만-허핀달 지수(HHI)를 살펴보면, 연도더미를 포함한 모형에서는 HHI의 계수가 유의한 음(-)의 값으로 나타난 반면에 연도더미와 산업더미를 모두 포함한 모형에서 HHI의 계수는 조세회피와 유의한 관련성이 없는 것으로 나타났다. 이는 조세회피가 산업의 집중도에 따라 나타나는 현상이 아니라 상품의 시장지배력을 가진 개별기업 수준에서 나타나는 현상으로 해석된다. 마지막으로 대주주지분율(CS)과 외국인지분율(FS)을 살펴보면 다음과 같다. 대주주지분율(CS)은 GAAP ETR, CASH ETR과 유의한 관련성이 없는 것으로 나타났다. 이는 지배주주와 외부주주의 이해가 불일치되어 조세회피를 사적편익수단으로 사용하는 경우와 지배주주와 외부주주의 이해가 일치되어 사적편익추구에 따른 조세회피가 어려운 경우가 혼재되어 나타난 결과로 해석된다. 외국인지분율(FS)은 GAAP ETR, CASH ETR과 유의한 양(+)의 관련성을 나타냈다. 이는 외국인 투자자가 조세회피에 따른 투명성 하락 및 정보비대칭에 주의를 기울이기 때문에 조세회피에 대한 감시기능을 수행한 것으로 해석된다.

4. 연구가설2의 검증결과

<Table 6>은 적극적인 조세회피가 상품의 시장지배력과 시장조정수익률의 관계에 미치는 영향에 대해 검증한 연구가설2의 회귀분석 결과이다. 관심변수인 $PCM \times TAX_IND$ 의 계수인 β_3 를 통해 연구가설2를 검증한다.

실증분석결과, GAAP ETR을 사용한 $PCM \times TAX_IND$ 의 계수인 β_3 는 -0.206 이며 t값은 -1.67 로 10%수준에서 유의한 음(-)의 관련성을 나타낸다. CASH ETR을 사용한 $PCM \times TAX_IND$ 의 계수는 -0.416 이며 t값은 -3.48 로 1%수준에서 유의한 음(-)의 관련성을 나타낸다. 이는 소극적

인 조세회피 기업에 비해 적극적인 조세회피 기업의 시장지배력을 투자자들이 부정적으로 인식함을 나타낸다. 추가적으로 조세회피에 소극적인 기업에서 시장지배력과 주식수익률의 관계를 나타내는 β_1 을 살펴보면 GAAP ETR에서 β_1 은 유의하지 않은 양(+)의 값을 냈다. 이는 조세회피에 소극적인 기업에서 시장지배력과 주식수익률은 관련성이 없음을 나타낸다. CASH ETR에서 β_1 은 유의한 양(+)의 값을 나타냈다. 이는 조세회피에 소극적인 기업에서 시장지배력과 주식수익률은 유의한 양(+)의 관련성이 있음을 나타낸다. GAAP ETR과 CASH ETR에서 나타나는 연구결과의 차이는 조세회피 측정치에 따른 결과로 보여 진다.

〈Table 6〉 Valuation of Tax Avoidance

Variable	exp Sign	Dependent Variable : RET			
		GAAP ETR		CASH ETR	
		Estimate	t Value	Estimate	t Value
Intercept	?	-0.302	-2.83***	-0.383	-3.62***
PCM	(+)	0.146	1.41	0.278	2.82***
TAX_IND	?	0.023	1.58	0.081	5.61***
PCM×TAX_IND	(-)	-0.206	-1.67*	-0.416	-3.48***
△EARN	(+)	0.963	17.81***	1.212	19.66***
BETA	(-)	0.002	0.09	-0.010	-0.45
SIZE	(?)	0.009	1.72*	0.012	2.29**
BM	(+)	0.069	12.19***	0.073	12.04***
LEV	(?)	0.162	4.34***	0.146	3.88***
FCF	(+)	0.443	7.03***	0.371	5.88***
Fixed effect		Industry and year			
Adj.R ²		0.130		0.154	
N		4,924		4,651	

1) This table reports results from estimating the following multivariate regression.

$$RET_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PCM_{i,t-1} + \beta_2 TAX_IND_{i,t-1} + \beta_3 PCM_{i,t-1} \times TAX_IND_{i,t-1} + \beta_4 \Delta EARN_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 BM_{i,t} + \beta_8 LEV_{i,t} + \beta_9 FCF_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

2) All other variables are defined in table 2.

3) *, ** and *** denote statistical significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively, for a two-tailed test.

통제변수들을 살펴보면 이익의 변화(△EARN), 기업규모(SIZE), 장부가치 대비 시장가치 비율(BM), 부채비율(LEV), 영업현금흐름(FCF)은 시장조정수익률(RET)과 유의한 양(+)을 관련성을 나타낸다. 수익성이 높을수록 주가수익률에 긍정적인 영향을 준다는 예상과 일치하는 결과가

다. 기업규모가 클수록 주가수익률에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 Fama and French(1993)의 주장과 상반되는 결과이다. 기업규모가 큰 기업은 투자자들이 다양한 경로를 통해 기업에 관한 내용을 알 수 있기 때문에 기업규모와 주가수익률은 양(+)의 관련성을 나타낸 것으로 해석된다. 장부가치 대비 시장가치 비율이 높을수록 미래의 비기대수익률과 체계적인 관련성이 높아 주가수익률과 양(+)의 관련성을 나타낸 것으로 해석된다. 부채비율의 긍정적인 효과와 잉여현금흐름의 효율적인 투자에 대한 기대효과가 주가수익률과 양(+)의 관련성을 나타낸 것으로 해석된다. 기업위험은 예상과 달리 본 연구에서는 유의한 음(-)의 관련성이 없는 것으로 나타났다.

5. 추가분석

조세회피전략의 많은 부분이 다양한 장기 경영의사결정과 연관되어 있다. 또한 조세회피 전략의 결과물이 단기간에도 나타날 수 있지만 장기간에 걸쳐 나타날 가능성도 존재한다. t기의 개별기업의 조세회피는 시장지배력을 가진 기업의 t-1기 외에도 t-2기, t-3기의 조세회피를 모방한 결과물일 수도 있다. <Table 7>은 시장지배력을 가진 기업의 조세회피 변수측정을 t-2기로 확장하여 검증한 결과를 나타낸다. 연구결과, 산업과 연도더미가 모두 포함된 CASH ETR 모형을 제외한 나머지 모형에서 Leader의 계수가 유의한 것으로 나타났다.

<Table 7> Mimicking of t-2 Tax Avoidance

Panel A : Control Benchmark=Not leader									
Variable	exp Sign	GAAP ETR				CASH ETR			
		Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value
Intercept	(?)	0.075	1.94**	0.099	2.41**	0.380	7.58***	0.364	6.88***
Leader	(+)	0.350	7.57***	0.228	4.31***	0.147	2.92***	0.023	0.41
Not Leader	(?)	0.004	0.12	-0.064	-1.81*	-0.005	-0.15	-0.027	-0.68
TAX	(+)	0.264	17.82***	0.256	17.00***	0.193	12.43***	0.187	11.99***
Controls		INCLUDE							
YEAR		YES		YES		YES		YES	
INDUSTRY				YES				YES	
H : Leader=Not Leader		37.90***		21.15***		5.16**		0.47	
Adj.R ²		0.121		0.131		0.115		0.120	
N		4,343		4,343		4,158		4,158	

〈Table 7〉 Mimicking of t-2 Tax Avoidance (continued)

Panel B : Control Benchmark= Industry Average									
Variable	exp Sign	GAAP ETR				CASH ETR			
		Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value
Intercept	(?)	0.051	1.30	0.088	2.09**	0.376	7.43***	0.373	6.93***
Leader	(+)	0.274	5.14***	0.236	3.97***	0.135	2.13**	0.060	0.89
Industry Average	(?)	0.207	2.90***	-0.028	-0.30	0.026	0.29	-0.115	-1.14
TAX	(+)	0.255	16.88***	0.253	16.83***	0.192	12.13***	0.190	12.02***
Controls		INCLUDE							
YEAR		YES		YES		YES		YES	
INDUSTRY				YES				YES	
H : Leader= Industry Average		0.39		3.98**		0.62		1.41	
Adj.R ²		0.123		0.130		0.115		0.120	
N		4,343		4,343		4,158		4,158	

1) This table reports results from estimating the following multivariate regression.

$$TAX_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Leader_{j,t-2} + \beta_2 Not\ Leader_{j,t-2} + \beta_3 TAX_{i,t-2} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 ACC_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t-1} + \beta_7 INTAN_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 NOL_{i,t} + \beta_{10} MTB_{i,t-1} + \beta_{11} LEV_{i,t} + \beta_{12} FCF_{i,t} + \beta_{13} RD_{i,t} + \beta_{14} HHI_{i,t} + \beta_{15} CS_{i,t} + \beta_{16} FS_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t} \quad (1a)$$

$$TAX_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Leader_{j,t-2} + \beta_2 INDAverage_{j,t-2} + \beta_3 TAX_{i,t-2} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 ACC_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t-1} + \beta_7 INTAN_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 NOL_{i,t} + \beta_{10} MTB_{i,t-1} + \beta_{11} LEV_{i,t} + \beta_{12} FCF_{i,t} + \beta_{13} RD_{i,t} + \beta_{14} HHI_{i,t} + \beta_{15} CS_{i,t} + \beta_{16} FS_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t} \quad (1b)$$

2) Leader : t-2, average TAX value of the top PCM tercile of a given industry-year. Not leader : t-2, average TAX value of the bottom PCM tercile of a given industry-year. Industry Average : t-2, average TAX value for a given industry-year. All other variables are defined in table 2.

3) *, ** and *** denote statistical significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively, for a two-tailed test.

이는 시장지배력을 가진 기업의 조세회피 수준을 t-2기로 확장하였을 때도 t-1기로 분석한 본 연구결과처럼 모방의 효과가 존재함을 의미한다. 따라서 시장지배력을 가진 기업의 조세회피 전략에 따른 개별기업 조세회피전략이 장기간에 걸쳐 나타난다고 해석할 수 있다.

<Table 8>은 앞서 <Table 7>에서 살펴본 것과 비슷한 분석으로 시장지배력을 가진 기업의 조세회피 변수추정을 t-3기로 확장하여 검증한 결과를 나타낸다. 연구결과를 살펴보면 시장지배력을 가진 기업의 조세회피 수준을 t-3기로 확장하였을 때도 t-1기로 분석한 본 연구결과와

큰 차이가 없는 것으로 나타났으며, 시장지배력을 가진 기업의 조세회피전략에 따른 개별기업 조세회피전략이 장기간에 걸쳐 나타난다고 해석할 수 있다.

〈Table 8〉 Mimicking of t-3 Tax Avoidance

Panel A : Control Benchmark=Not leader									
Variable	exp Sign	GAAP ETR				CASH ETR			
		Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value
Intercept	(?)	0.105	2.63***	0.129	3.06***	0.399	7.73***	0.386	7.11***
Leader	(+)	0.286	6.22***	0.172	3.27***	0.202	3.99***	0.085	1.50
Not Leader	(?)	0.034	1.08	−0.033	−0.89	0.014	0.37	−0.027	−0.68
TAX	(+)	0.210	13.43***	0.199	12.64***	0.119	7.52***	0.111	6.97***
Controls		INCLUDE							
YEAR		YES		YES		YES		YES	
INDUSTRY				YES				YES	
H : Leader=Not Leader		19.13***		10.68***		7.58***		2.42	
Adj.R ²		0.090		0.098		0.097		0.101	
N		4,130		4,130		3,855		3,855	
Panel B : Control Benchmark=Industry Average									
Variable	exp Sign	GAAP ETR				CASH ETR			
		Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value
Intercept	(?)	0.094	2.30	0.147	3.31***	0.392	7.52***	0.394	7.15***
Leader	(+)	0.235	4.39***	0.215	3.68***	0.169	2.67***	0.118	1.79*
Industry Average	(?)	0.141	1.95*	−0.159	−1.58	0.026	0.29	−0.109	−1.06
TAX	(+)	0.205	12.82***	0.203	12.75***	0.116	7.16***	0.114	7.07***
Controls		INCLUDE							
YEAR		YES		YES		YES		YES	
INDUSTRY				YES				YES	
H : Leader=Industry Average		0.75		7.53**		0.37		2.33	
Adj.R ²		0.091		0.098		0.097		0.102	
N		4,130		4,130		3,855		3,855	

1) This table reports results from estimating the following multivariate regression.

$$TAX_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Leader_{j,t-3} + \beta_2 Not\ Leader_{j,t-3} + \beta_3 TAX_{i,t-3} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 ACC_{i,t} \\ + \beta_6 SIZE_{i,t-1} + \beta_7 INTAN_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 NOL_{i,t} + \beta_{10} MTB_{i,t-1} + \beta_{11} LEV_{i,t} + \beta_{12} FCF_{i,t} \\ + \beta_{13} RD_{i,t} + \beta_{14} HHI_{i,t} + \beta_{15} CS_{i,t} + \beta_{16} FS_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t} \quad (1a)$$

$$TAX_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Leader_{j,t-3} + \beta_2 INDAverage_{j,t-3} + \beta_3 TAX_{i,t-3} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 ACC_{i,t} \\ + \beta_6 SIZE_{i,t-1} + \beta_7 INTAN_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 NOL_{i,t} + \beta_{10} MTB_{i,t-1} + \beta_{11} LEV_{i,t} + \beta_{12} FCF_{i,t} \\ + \beta_{13} RD_{i,t} + \beta_{14} HHI_{i,t} + \beta_{15} CS_{i,t} + \beta_{16} FS_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t} \quad (1b)$$

2) Leader : t-3, average TAX value of the top PCM tercile of a given industry-year. Not leader : t-3, average TAX value of the bottom PCM tercile of a given industry-year. Industry Average : t-3, average TAX value for agiven industry-year. All other variables are defined in table 2.

3) *, ** and *** denote statistical significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively, for a two-tailed test.

개별기업의 t+1기 조세회피 수준과 시장지배력을 가진 기업의 t-1, t-2, t-3의 조세회피 수준 및 개별기업의 t+2기 조세회피 수준과 시장지배력을 가진 기업의 t-1, t-2, t-3의 조세회피 수준을 추가적으로 실증분석해본 결과, 유의수준에 변화는 있었지만 이전 분석과 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

<Table 9>는 상품의 시장지배력과 시장조정수익률과의 관련성을 검증한 결과를 나타낸다. Hou and Robinson(2006)은 위험회피형 투자자는 안정적인 수익을 낼 수 있는 시장에서 지배력을 가진 기업의 주식을 보유하는 경향이 있다고 제시하였다.

<Table 9> Valuation of PCM

Variable	Dependent Variable : RET							
	GAAP ETR				CASH ETR			
	Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value	Estimate	t Value
Intercept	−0.286	−2.70 ***	−0.261	−2.47 **	−0.345	−3.25 ***	−0.325	−3.07 ***
PCM _{t−1}	0.014	0.22			0.034	0.54		
PCM _t			0.270	4.27 ***			0.262	4.19 ***
△EARN	0.959	17.77 ***	0.945	17.53 ***	1.194	19.32 ***	1.174	18.99 ***
BETA	0.003	0.13	0.002	0.09	−0.002	−0.10	−0.004	−0.17
SIZE	0.008	1.64	0.005	1.04	0.011	2.12 **	0.008	1.62
BM	0.069	12.14 ***	0.070	12.34 ***	0.072	11.86 ***	0.073	12.05 ***
LEV	0.162	4.35 ***	0.200	5.33 ***	0.158	4.17 ***	0.194	5.10 ***
FCF	0.444	7.04 ***	0.425	6.75 ***	0.375	5.93 ***	0.356	5.63 ***
Fixed effect	Industry and year							
Adj.R ²	0.129		0.132		0.148		0.154	
N	4,924				4,651			

1) This table reports results from estimating the following multivariate regression.

$$RET_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PCM_{i,t-1} (\text{or } PCM_t) + \beta_2 \Delta EARN_{i,t} + \beta_3 BETA_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 BM_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 FCF_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

2) All other variables are defined in table 2.

3) *, ** and *** denote statistical significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively, for a two-tailed test.

본 연구는 추가적으로 Hou and Robinson(2006)의 주장에 따라 시장지배력 변수와 시장조정수익률의 관계를 통해 시장지배력이 높은 기업이 안정적인 수익을 나타내는지 검증하였다. 시장지배력을 나타내는 PCM의 경우 전기 변수인 PCM_{t-1} 과 당기 변수인 PCM_t 를 사용하여 검증하였다. 분석결과, PCM_{t-1} 과 PCM_t 모두 양(+)의 관련성을 나타냈으나 PCM_t 에서만 유의한 것으로 나타났다. 이는 당기의 시장지배력은 시장에서 수익률에 유의한 영향을 미치지만 전기의 시장지배력은 시장에서 유의한 영향을 미치지 못하는 것을 의미한다.

V. 결 론

산업 내에 모든 기업들은 경쟁에 노출되어 있으며, 상품의 시장지배력을 가진 기업들은 다른 경쟁자들에게 가격, 품질, 재료 등과 같은 부분에서 영향을 준다. 본 연구에서는 이를 상품의 시장지배력으로 정의하였다(Shepherd 1970). 시장에서 상품에 대한 지배력을 가진 기업은 경쟁으로부터 자유로우며 잠재적으로 더 많고 다양한 조세회피유인이 존재한다(Kubick et al. 2015).

본 연구는 조세회피에 대한 상품의 시장지배력을 동일산업에 속한 기업들과 투자자의 관점에서 살펴보았다. 산업 내에서 기업들이 상품의 시장지배력이 높은 기업들과 경쟁적인 위치를 유지하기 위해 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 모방하는지 여부와 적극적인 조세회피 기업의 상품의 시장지배력이 투자자들에게 어떤 평가를 받는지 살펴보았다.

상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피수준이 산업에 속한 기업들에 미치는 영향을 실증분석한 결과, 유의한 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피수준을 산업에 속한 기업들이 모방하는 것을 의미한다. 적극적인 조세회피 기업의 시장지배력을 투자자들이 어떻게 평가하는지 실증분석한 결과, 상품의 시장지배력 변수와 적극적인 조세회피 변수의 상호작용 항이 시장조정수익률과 음(-)의 관련성을 나타냈다. 이는 투자자들이 적극적인 조세회피 기업의 상품의 시장지배력을 부정적으로 인식하는 것으로 해석된다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 시장지배력 변수로 사용한 PCM의 경우 산업 내에서 개별 기업의 총마진을 비교하여 시장지배력과 관련이 없는 산업의 구조적인 차이를 통제할 수 있고, 개별기업의 매출액영업이익률에 산업평균 매출액영업이익률을 차감하는 방식을 통해 산업의 집

중도를 통제할 수 있는 장점이 있다. 반면에 여러 가지 사업을 수행하는 기업의 경우에 대표업종으로 분류되어 있는 산업의 수익성을 기준으로 산출하였기 때문에 변수의 적정성이 문제가 될 수 있다.²⁰⁾ 따라서 시장지배력 변수와 관련된 본 연구의 해석에 이를 고려해야할 필요가 있다. 이는 본 연구에서 사용한 시장지배력 변수의 한계로 생각된다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 개별기업들이 산업 내에서 상품의 시장지배력을 가진 기업의 조세회피를 모방한다는 실증결과를 제시함으로써 전략경영연구를 확장하였으며, 산업과 관련된 조세정책을 수립할 때 해당 산업 내에서 시장지배력이 높은 기업의 조세전략을 파악함으로써 정책 수립 시 도움이 될 것으로 예상된다. 둘째, 상품의 시장지배력과 주식수익률의 관계에 조세회피가 어떠한 영향을 주는지 연구함으로써 조세회피에 관한 주주의 부를 나타내는 선행연구를 확장하였으며, 투자자들이 조세회피에 적극적인 기업의 시장지배력을 부정적으로 인식한다는 실증결과를 제시함으로써 투자자 및 이해관계자에게 유용한 정보를 제공할 것으로 예상된다.

“본 논문은 다른 학술지 또는 간행물에 게재되었거나 게재신청되지 않았음을 확인함.”

20) 예를 들어 삼성물산은 물산사업부와 건설사업부로 구성되어 있다. 부분별 손익계산서를 통해 산업경쟁력을 산출한 것이 아니면 정확한 시장지배력을 산출하였다고 주장하기에는 어려움이 존재한다.

참고문헌

- 강정연 · 고종권. 2014. “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”. 회계학연구 제39권 제1호 : 147-183.
- 강정연 · 김영철. 2012. “조세회피와 소유구조”. 세무학연구 제29권 제2호 : 37-67.
- 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.
- 고종권 · 윤성수 · 강정연 · 이광숙. 2013. “실증세무연구의 개관”. 회계학연구 제38권 제2호 : 367-446.
- 고종권 · 조은희 · 김우영. 2012. “적극적 재무보고와 적극적 세무보고간의 관계 분석”. 회계저널 제21권 제3호 : 95-130.
- 김미나. 2015. “기업의 상품시장 지배력이 조세회피 전략에 미치는 영향”. 이화여자대학교 석사 학위논문 : 1-38.
- 김진수 · 고종권. 2016. “조세회피와 세무위험이 기업가치에 미치는 영향”. 세무학연구 제33권 제3호 : 267-298.
- 박성원 · 고종권 · 김영철. 2014. “재무적 제약과 조세회피”. 회계저널 제23권 제4호 : 339-382.
- 박종국 · 김 혁. 2007. “대규모기업집단의 소득이전과 조세부담”. 경영연구 제22권 제1호 : 175-201.
- 박종국 · 홍영은. 2009. “조세회피와 외국인 지분율”. 세무학연구 제26권 제1호 : 105-135.
- 이재형. 2014. “기업집단의 경제적 비중과 시장지배력”. KDI정책포럼 제262호 : 1-8.
- Akdogu, E., and P. Mackay. 2012. Product markets and corporate investment : Theory and evidence. *Journal of Banking and Finance* 36(2) : 439-453.
- Balakrishnan, K., J. Blouin, and W. Guay. 2012. Does tax aggressiveness reduce financial reporting transparency? Working paper, University of Pennsylvania.
- Brown, J. 2011. The spread of aggressive corporate tax reporting : A detailed examination of the corporate owned life insurance shelter. *The Accounting Review* 86(1) : 23-57.
- Brown, J., and K. Drake. 2014. Network ties among low-tax firms. *The Accounting Review* 89(2) : 483-510.
- Chen, M., X. Chen, Q. Cheng, and T. Shevlin. 2010. Are family firms more tax aggressive than non-family firms? *Journal of Financial Economics* 95(1) : 41-61.
- Chen, M., and I. MacMillan. 1992. Nonresponse and delayed response to competitive moves : The roles of competitor dependence and action irreversibility. *Academy of Management Journal* 35(3) : 539-570.

- Chua, W., and R. Petty. 1999. Mimicry, director interlocks, and the interorganizational diffusion of a quality strategy : A note. *Journal of Management Accounting research* 11(1) : 93–104.
- Davis, G., and H. Greve. 1997. Corporate elite networks and governance changes in the 1980s. *American Journal of Sociology* 103(1) : 1–37.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70(2) : 193–225.
- Desai, M., and D. Dharmapala. 2006. Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentive. *Journal of Financial Economics* 79 : 145–149.
- Dhaliwal, D., S. Huang, W. Moser, and R. Pereira. 2011. Corporate Tax Avoidance and Level and Valuation of Firm Cash Holdings. Working paper, The University of Arizona.
- Dyreng, S., M. Hanlon, and E. Maydew. 2008. Long-run corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 83(1) : 61–81.
- Edwards, A., C. Schwab, and T. Shevlin. 2016. Financial Constraints and Cash Tax Savings. *The Accounting Review* 91(2) : 859–881.
- Fama, E., and K. French. 1992. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47(2) : 427–465.
- Fama, E., and K. French. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33(1) : 3–56.
- Frank, M., L. Lynch, and S. Rego. 2009. Tax reporting aggressiveness and its relation to aggressive financial reporting. *The Accounting Review* 84(2) : 467–496.
- Galaskiewicz, J., and S. Wasserman. 1989. Mimetic processes with in and interorganizational field : An empirical test. *Administrative Science Quarterly* 34 : 454–479.
- Gaspar, J., and M. Massa. 2006. Idiosyncratic volatility and product market competition. *Journal of Business* 79(6) : 3125–3152.
- Genesove, D., and W. Mullin. 2001. Rules, Communication and Collusion : Narrative Evidence from the sugar Institute Case. Working paper, National Bureau of Economic Research.
- Graham, J. 1996. Proxies for the corporate marginal tax rate. *Journal of Financial Economics* 42(2) : 187–221.
- Goh, B., J. Lee, C. Lim, and T. Shevlin. 2013. The Effect of Tax Avoidance on the Cost of Equity. Working paper, University of California, Irvine.
- Gupta, S., and K. Newberry. 1997. Determinants of the variability in corporate effective tax rates : Evidence from longitudinal data. *Journal of Accounting and Public Policy* 16(1) : 1–34.

- Hanlon, M., and J. Slemrod. 2009. What does tax aggressiveness signal? Evidence from stock price reactions to news about tax shelter involvement. *Journal of Public economics* 93(1) : 126–141.
- Hanlon, M., and S. Heitzman. 2010. A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics* 50(2) : 127–178.
- Hasan, I., C. K. Hoi, Q. Wu., and H. Zhang. 2014. Beauty is in the eye of the beholder : The effect of corporate tax avoidance on the cost of bank loans. *Journal of Financial Economics* 113(1) : 109–130.
- Hou, K., and D. Robinson. 2006. Industry concentration and average stock returns. *Journal of Finance* 61(4) : 1927–1956.
- Hoberg, G., G. Phillips, and N. Prabhala. 2014. Product market threats, Payouts, and financial flexibility. *The Journal of Finance* 69(1) : 293–324.
- Hutchens, M., and S. Rego. 2013. Tax Risk and the Cost of Equity Capital. Working paper, Indiana University.
- Irvine, P., and J. Pontiff. 2009. Idiosyncratic return volatility, cash flows, and product market competition. *Review of Financial studies* 22(3) : 1149–1177.
- Jung, K. Y., B. Y. Kim., and B. M. Kim. 2009. Tax Motivated Income Shifting and Korean Business Group(chaebol). *Journal of Business Finance and Accounting* 36(5) : 552–586.
- Khanna, T., and M. Iansiti. 1997. Firm asymmetries and sequential R&D : Theory and evidence from the mainframe computer industry. *Management Science* 43(4) : 405–421.
- Kim, J., Y. Li, and L. Zhang. 2011. Corporate tax avoidance and stock price crash risk : Firm –level analysis. *Journal of Financial Economics* 100(3) : 639–662.
- Kubick, T., D. Lynch, M. Mayberry, and T.Omer. 2015. Product Market Power and Tax Avoidance : Market Leaders, Mimicking Strategies, and Stock Returns. *The Accounting Review* 90(2) : 675–702.
- Lerner, A. 1934. The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *Review of Economic Studies* 1 : 157–175.
- Li, X. 2010. The impacts of product market competition on the quantity and quality of voluntary disclosures. *Review of Accounting studies* 15(3) : 663–711.
- Mackay, P., and G. Phillips. 2005. How does industry affect firm financial structure? *Review of Financial studies* 18(4) : 1433–1466.
- Mayberry, M., S. MuGuire, and T. Omer. 2015. Smoothness and the Value Relevance of Taxable income. *Journal of the American Taxation Association* 37(2) : 141–167.

- McGuire, S., T. Omer, and J. Wilde. 2014. Investment opportunity sets, operating uncertainty, and capital market pressure : Determinants of investments in tax shelter activities? *Journal of the American Taxation Association* 36(1) : 1–26.
- Peress, J. 2010. Product market competition, insider trading and stock market efficiency. *Journal of Finance* 65(1) : 1–43.
- Rego, S. O., and R. Wilson. 2012. Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness. *Journal of Accounting Research* 50(3) : 775–810.
- Shepherd, W. 1970. Market Power and Economic Welfare : An Introduction. New York, NY : Random House.
- Stickney, C., and V. McGee. 1982. Effective corporate tax rates : The effect of size, capital intensity, leverage, and other factors. *Journal of Accounting and Public Policy* 1(2) : 125–152.

The Relationship between Product Market Power and Tax Avoidance Affects on Investors and the Companies in the Industry

Im Hyeon Kim* · Jin Soo Kim**

〈Abstract〉

High-profile market leaders are their powerful influence in their respective product market. Product market leaders have more natural hedge against negative outcomes than their competitors. Therefore those firms have more opportunities and potentially greater incentives to engage in tax avoidance.

This study, in this respect, investigates whether the tax avoidance strategies of product market leaders affect the tax-planning of less powerful firms and investors to determine the impact of these activities on firm value.

The empirical results of this study are as follows. First, we test whether the tax-planning of less powerful firms mimic the tax avoidance of product market leaders. This result show that firms have significantly positive associations with tax avoidance of product market leaders. It suggests that firms mimic their product market leaders. Second, we examine whether the higher tax avoidance of firms with greater product market power is related to subsequent stock returns. This result show that the future stock returns have significantly negative associations with the interaction of tax avoidance and product market power. This suggests that investors evaluate negatively for the tax avoidance of firms with greater product market power.

Our study will be able to provide a foundation for subsequent researches related to firm-level product market power on a firm's tax avoidance. Our paper contributes to better understand the effect of tax avoidance on the association between product market power and firm value.

〈Key words〉 tax avoidance, product market power, mimicry, valuation of tax avoidance

* Ph.D, Candidate, School of Business, Hanyang University, hsbkih@naver.com, First Author

** Ph.D, Candidate, School of Business, Hanyang University, jinskim802@gmail.com, Corresponding Author