

상품시장 지배력이 조세회피에 미치는 영향*

김수인** · 김미나*** · 김정권****

<요 약>

기업의 상품시장 지배력은 상품의 가격, 질, 특성을 결정할 수 있는 기업의 능력으로서 해당 기업으로 하여금 좀 더 위험한 의사결정을 가능하게 만든다. 조세회피는 잠재적인 수익성은 높지만 부정적인 결과를 초래할 위험성도 포함하는 의사결정이라는 점에서 상품시장 지배력을 가진 기업이 상대적으로 더 공격적인 조세회피 전략을 세울 유인을 가지고 있다고 추정할 수 있다. 본 연구의 목적은 기업의 상품시장 지배력이 조세회피 전략에 미치는 영향과 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략에 대한 다른 기업들의 모방 행동을 실증 분석하는 것이다. 본 연구는 2002년부터 2014년까지 유가증권 시장 및 코스닥 시장에 상장된 기업을 대상으로 러너지수(Lerner Index)를 상품시장 지배력의 측정치로 보고 유효세율, 현금유효세율, 장기유효세율, 장기현금유효세율을 조세회피의 측정치로 사용하여 분석하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 조세회피 측정치 중 현금유효세율과 장기현금유효세율이 상품시장 지배력과 유의한 음(-)의 관계를 보였다. 이는 상품시장 지배력이 높은 기업일수록 현금 조세부담을 줄이는 공격적인 조세회피 전략을 선택한다고 해석할 수 있다. 둘째, 기업들은 상품시장 지배력이 높은 기업의 현금유효세율과 장기현금유효세율을 낮추는 조세회피 전략을 모방한다는 결과를 보였다. 마지막으로, 현금유효세율 관련 조세회피 전략 모방은 감사인이라는 사회적 경로를 통해 이루어진다는 결과를 보였다. 이는 과세정보가 공시되지 않는 국내시장에서는 감사인의 공유 등 사회적 경로를 통하지 않고는 개별 기업의 조세전략에 대한 정보에 접근하기 어렵기 때문인 것으로 추정된다.

본 연구는 상품시장 지배력과 조세회피의 관계를 국내 기업을 대상으로 연구함으로써 해외의 선행연구 결과와 비교해 볼 수 있고, 특히 감사인이라는 사회적 경로를 통하여 기업의 조세회피 모방 행동을 분석하였다는 점에서 연구 공헌점을 찾을 수 있다.

〈주제어〉 상품시장 지배력, 조세회피, 조세회피 전략 모방, 감사인

* 본 연구는 공동저자의 석사학위 논문을 발전시킨 것으로서 석사학위 심사과정에서 본 연구의 발전을 위해 여러 조언을 해주신 이화여자대학교 우용상, 박소라 교수님과 세무와 회계저널심사과정에서 조언을 해주신 익명의 심사자 분들께 감사드립니다.

** 이화여자대학교 경영연구소 연구원, 한국공인회계사, amurtat2@hotmail.com, 주저자

*** 이화여자대학교 경영학과 석사, lovelymin019@naver.com, 공동저자

**** 이화여자대학교 경영학과 교수, acckim@ewha.ac.kr, 교신저자

논문접수일 2017년 2월 6일 1차수정일 2017년 5월 13일 2차수정일 2017년 6월 9일

게재확정일 2017년 6월 13일

I. 서 론

조세회피는 정부에게 귀속되어야 하는 이익이 기업의 경영자나 주주에게 이전되는 현상을 말하는데(고종권 외 2013), 국제통화기금(IMF)은 조세회피의 파급효과가 경제 성장률을 떨어뜨린다고 주장하였다¹⁾. 국내에서는 5,000억 원 이상 이익을 낸 기업들의 법인세 실효 세율이 최근 5년 동안 4%포인트 이상 낮아졌으며, 각종 비과세 감면 혜택으로 인하여 대기업보다 중견기업의 실효세율이 더 높은 역진현상까지 나타나고 있다²⁾. 특히 애플, 구글, 페이스북 등의 조세회피가 이슈화 되면서 이른 바 구글세 관련 논의가 각국의 주요 입법 및 정책과제로 급부상하였고 국내에서도 글로벌 기업 조세회피에 대한 논의가 활발히 이루어 지고 있다³⁾.

기업의 상품시장 지배력은 상품의 가격, 상품의 질, 상품의 특성을 결정할 수 있는 기업의 능력으로서, Shepherd(1970)는 높은 상품시장 지배력은 기업의 이윤 극대화를 위해 상품시장 점유율을 확보하고자 하려는 노력에 의해 나타날 수 있다고 하였고 성낙일·권태구(2007)는 OECD 27개 회원국을 대상으로 한 연구에서 시장 지배력이 높을수록 초과이윤이 발생한다는 연구결과를 보여주었다. 조세회피는 잠재적인 수익성이 높은 의사결정이라는 점에서 기업은 다양한 수단을 사용하여 조세를 회피할 유인을 갖지만 아울러 부정적인 결과를 초래할 수 있는 위험한 의사결정이다. 기업의 높은 상품 시장 지배력은 조세회피 전략 실패 시 받을 경제적인 타격을 줄여 주므로(Akdogu and MacKay 2012), 해당 기업으로 하여금 좀 더 위험한 의사결정을 가능하게 만드는 속성이다. 따라서 높은 시장 지배력을 가진 기업은 상대적으로 좀 더 공격적인 조세회피 전략을 세울 유인을 가지고 있다고 추정할 수 있다. Kubick et al.(2014)은 미국 기업을 대상으로 시장지배력과 조세회피와의 상관관계를 연구하였다. 이들의 연구는 시장지배력이 조세회피에 영향을 주고 또한 기업들은 시장지배력이 큰 기업의 조세회피 전략을 모방한다는 결과를 보여주었다.

선행연구에 의하면, 우리나라의 회계 및 세무보고 환경이 미국과 다르다고 보고하고 있는데, 우리나라는 미국에 비해 높은 회계-조세일치성을 가지며, 포괄주의를 채택한 미국과는 달리 우리나라는 열거주의 원칙을 가지고 있다(오광욱 외 2015). 또한, 미국기업들은 일반적으로 양(+)의 BTD를 갖는 반면 우리나라 기업의 BTD는 전반적으로 음(-)의 값을 보여 조세회피도 다르게 나타났다(정운오 외 2006 ; 유상열 2010 ; Gaertner et al. 2016). 이와 같이 국내 기업과 미국 기업은 각각 다른 조세제도와 회계기준의 적용을 받기 때문에 조세회피도 다르게 나타날 가능성이 있다.

이에 본 연구에서는 국내 기업의 상품시장 지배력이 조세회피 및 조세회피 전략 모방에 미치

1) http://biz.chosun.com/site/data/html_dir/2014/10/06/2014100602688.html. 2014년 10월 7일 조선비즈

2) http://www.hani.co.kr/arti/economy/economy_general/675367.html. 2015년 1월 27일 한겨레

3) <http://www.sisapress.com/journal/article/148960>. 2016년 4월 16일 시사저널

는 영향을 분석하고 아울러 이 결과가 미국 기업을 대상으로 한 Kubick et al.(2014)의 연구결과와 비교하여 어떠한 공통점과 차이점을 가지는지 비교하였다. 특히 본 연구에서는 연구 모형을 국내의 조세제도와 회계기준의 특성에 맞게 보완하기 위해 기부금과 접대비, IFRS 도입, 및 법인세를 변동 등을 통제변수로 추가하였다. 또한 시장점유율도 통제변수로 포함하였는데, 이는 대기업 등 시장 점유율이 높은 기업들이 계열사 간 소득이전 등을 통해 조세혜택을 누리고 또한 유리한 법개정을 위한 영향력 행사 등을 통해 조세부담을 완화할 가능성을 통제하기 위해서이다(박종국·김혁 2007). 아울러 한미 양국 간에는 조세 정보의 공유 수준에 영향을 주는 공시제도와 사회적 경로도 다르기 때문에 기업들이 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피전략을 모방함에 있어서 감사인의 공유라는 사회적 경로가 어떠한 영향을 미치는 지에 대하여 추가적인 분석을 시행하였다. 국제간 조세회피 행동 비교는 일반적으로 설문조사와 실험연구를 통해서 진행되어 왔다는 점에서 실증 분석을 통한 비교 연구를 수행한 본 연구의 추가적인 공헌점이 있다.

본 연구에서는 상품시장 지배력을 측정할 수 있는 변수로는 선행연구와 같이 Lerner(1934)가 개발한 러너지수(Lerner Index)를 사용하였다. 완전경쟁시장에서는 가격이 한계생산비와 같게 책정되지만 시장지배력을 가진 기업은 가격을 평균생산비보다 높게 책정함으로써 독점적 초과이윤을 낼 수 있으므로 (Hou and Robinson 2006 ; Peress 2010), 본 연구에서는 가격이 한계생산비를 어느 정도 초과하여 책정되고 있는지를 나타내는 러너지수를 사용하여 상품시장 지배력을 측정하였다. 조세회피를 측정할 수 있는 변수로는 유효세율(Book effective tax rate, ETR), 현금유효세율(Cash effective tax rate, CETR), 장기유효세율(Long-run book effective tax rate, LETR), 장기현금유효세율(Long-run cash effective tax rate, LCETR)을 대용치로 사용하였다. 연구대상은 2002년부터 2014년까지의 금융업을 제외한 유가증권시장 및 코스닥시장의 상장기업으로 하였다.

본 연구의 분석 결과에 따르면, 상품시장 지배력과 조세회피 사이에서의 유의적인 음(-)의 관계는 조세회피 측정치 중 현금유효세율과 장기현금유효세율에 대해서 나타났다. 이 결과는 국내 기업들은 상품시장 지배력이 높을수록 실질적인 세금부담인 현금유효세율을 낮추기 위한 공격적인 조세회피 전략을 채택한다고 해석할 수 있다. 각 기업이 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 조세회피 전략을 모방할 것인지 실증 분석한 결과, 기업들은 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략 중 현금유효세율과 장기현금유효세율을 낮추는 조세회피 전략을 모방한다는 결과가 나타났다. 이는 모든 조세회피 대용치에 대해 기업이 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략을 모방한다는 미국시장에서의 연구 결과와는 다른 결과를 보이고 있다. 특히 모방에 대한 추가적인 분석에 따르면, 이러한 모방은 기업이 상품시장 지배력이 높은 기업과 감사인을 공유하는 경우에만 나타났다. 이는 조세전략이 공시되지 않는 국내 여건 상 일반적으로 기업들이 감사인 등을 통하지 않고는 다른 기업의 조세 관련 정보에 접근하기가 어렵기 때문인 것으

로 추정할 수 있다⁴⁾.

이와 같이 국내 기업의 상품시장 지배력과 조세회피의 관계 및 상품시장 지배력이 높은 기업에 대한 조세회피 전략 모방이 미국 기업의 결과와 다르게 나타난 것은 한국과 미국의 회계기준의 차이에서 기인하며 아울러 한국 조세제도 하에서 재무보고와 세무보고의 일치성이 미국보다 높아서 나타난 결과로 볼 수 있다. 본 연구에서 통제변수로 포함한 기업의 수익성이나 시장의 경쟁도 등이 조세회피에 미치는 영향에 대해서도 미국 기업을 대상으로 한 Kubick et al.(2014)의 연구 결과와는 다르지만 국내의 선행연구 결과와는 유사하게 나타난 것도 한국과 미국의 조세 환경 차이로 인한 간접적인 결과라고 추론할 수 있다. 특히 조세회피전략의 모방에 있어서 국내 기업과 미국 기업이 다른 패턴을 보인 것은 공시제도의 차이점 뿐 아니라 감사인의 공유 등과 같은 사회적 경로의 역할이 다르기 때문일 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I 장 서론에 이어서 제 II 장에서는 선행연구를 검토하고 이를 바탕으로 연구가설을 기술하였다. 제 III 장에서는 연구모형과 변수설정을 설명하며 제 IV 장과 제 V 장에서는 실증 분석 결과와 결론을 각각 제시하였다.

II. 선행연구 및 가설설정

1. 상품시장 지배력과 조세회피

기업의 상품시장 지배력은 상품의 가격, 상품의 질, 상품의 특성을 결정할 수 있는 기업의 능력으로서 이는 초과이익의 발생으로 이어진다. Shepherd(1970)는 높은 상품시장 지배력은 기업의 이윤 극대화를 위해 상품시장 점유율을 확보하고자 하려는 노력에 의해 나타날 수 있다고 하였고, 성낙일·권태구(2007)는 OECD 27개 회원국을 대상으로 한 연구에서 시장 지배력이 높을수록 초과이익이 발생한다는 연구결과를 보여주었다.

기업에 있어서 조세회피는 탈세와는 달리 합법적인 방법을 통하여 조세부담을 감소시킴으로써 일반적으로 높은 수익률을 내는 행위이다(권순창 외 2009). Graham and Tucker(2006)는 감세수단은 총자산의 9%의 감면효과가 있다고 추정하였다. 이처럼 조세회피는 잠재적인 수익성이 높은 의사결정이라는 점에서 기업들은 다양한 수단을 사용하여 조세를 회피할 유인을 갖고 있지만 감세수단에 따른 이득은 세법의 요건에 비추어 조세당국의 판단에 따라 오히려 가산세가 추가될 수도 있는 위험한 의사결정이다. 기업의 높은 상품 시장 지배력은 조세회피 전략 실패 시 받을 경제적인 타격을 줄여 주므로(Akdogu and MacKay 2012), 높은 상품시장 지배력을 가

4) 미국에서는 다양한 조세관련 공시 제도(Schedule M-3, FIN 48과 Schedule UTP 등)의 도입으로 강제적인 조세 관련 공시 의무를 지속적으로 강화하고 있다(Henry et al. 2016).

진 기업은 조세회피 전략이 실패하더라도 기업의 경쟁력에 미치는 영향이 적을 것이기 때문에 상품시장 지배력은 해당 기업으로 하여금 위험한 의사결정을 가능하게 만드는 속성이라고 볼 수 있다. 따라서 시장 지배력을 가진 기업은 상대적으로 더 공격적인 조세회피 전략을 세울 유인을 가지고 있다고 추정할 수 있다.

Kubick et al.(2014)는 시장지배력은 기업이 경쟁적인 위협으로부터 보호받고 따라서 조세회피에 대한 더 많은 기회와 유인을 준다고 추정하였다. 이는 시장지배력은 기업이 높고 유연하며 지속적인 수익성을 유지하고 부정적인 결과에 대한 자연스러운 헤지(hedge)를 제공하기 때문이라고 예측하였다. 기업은 다양한 조세회피 수단을 채택하며, 그 효과가 단기적인 것과 장기적인 것이 혼합되어 있다. 기업이 지나치게 공격적인 조세회피 전략을 구사하는 경우, 단기적으로는 조세로 인한 현금유출을 줄이는데 효과적일 수 있지만, 향후의 세무조사 과정에서 본세가 추정되고 가산세까지 부과되면 장기적인 관점에서 보면 조세회피가 오히려 기업의 현금흐름에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(기은선·이광숙 2016). 따라서 이러한 위험을 감당할 수 있는 기업들은 좀 더 공격적인 조세회피를 할 가능성이 높을 것이다.

최근에는 기업의 미래성과의 불확실성과 조세회피의 관계에 대한 연구도 이루어지고 있다. 만일 기업이 미래 과세소득을 창출해 낼 가능성이 낮거나 미래 과세소득의 변동성이 크다면 기업의 입장에서는 미래 과세혜택을 정확하게 추정하거나 소득이전(income-shifting) 전략을 세우기가 어려워지게 될 것이다. 따라서 미래 과세소득의 실현가능성이 당기 조세회피와 관련한 의사결정에 중요한 요인이 되는 것이다. McGuire et al.(2014)는 감세수단에 대한 수익성은 다른 일반적인 투자와 달리 기업의 미래성과에 달려 있는데 이는 감세수단을 통한 조세 감면 규모가 기업의 세전 수익에 달려 있기 때문이며, 따라서 미래 과세소득의 예측을 어렵게 만드는 높은 영업 불확실성을 가진 기업들의 경우는 조세 회피처에 투자할 가능성이 적다고 주장하였다.

조세회피 실패에 대한 강건성에 관하여 기업지배구조의 영향을 분석한 국내 연구들도 있다. 박석진·김갑순(2015)은 기업지배구조가 양호할수록 조세회피활동과 초과이익간의 관계가 보다 강한 양(+)의 값을 가진다는 연구 결과를 보여주었다. 이는 기업지배구조가 양호한 기업의 경우 조세회피 실패가 기업에 미치는 악영향이 적기 때문일 것이라고 해석할 수 있다. 이와 유사한 결과로서 이진 외(2015)는 세무전문성을 가진 임원이 존재하는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 조세회피 수준이 높다는 연구 결과를 통해 기업이 세무전문가 임원이 지닌 세무관련 지식과 경험 및 인맥을 활용해 보다 적극적으로 조세회피에 나서는 것으로 추정하였다. 이와 같은 선행연구들은 안정적인 수익을 창출하고 기업지배구조가 양호한 기업의 강한 조세회피 유인에 대한 것이다. 이에 근거하여 상품시장 지배력을 가진 기업은 유연하고 예측 가능한 미래 이익을 가지므로 상대적으로 적은 비용으로 공격적인 조세회피 전략을 채택할 유인이 있을 것이라고 예상할 수 있다.

조세회피 전략의 실패는 미래 과세소득에 대한 불확실성 및 조세당국의 불확실성을 증가시키

고, 벌금의 부과나 부채 비용에 대한 나쁜 평가 및 기업의 명성 손실 등으로 이어진다. 하지만 상품시장 지배력이 높은 기업은 조세회피 전략이 실패했을 경우, 상품시장 지배력이 낮은 기업에 비해 기업의 경쟁력 수준에 미치는 영향이 낮고 기업의 성과 지표에 큰 변화가 있을 가능성이 적을 것이다(Kubick et al. 2014).

투자자의 위험회피 성향은 상황에 따라 이원적으로 나타날 수 있다. Kahneman & Tversky (1979)는 의사결정자들은 이득 상황 하에서는 위험회피성향을, 반대로 손실 상황 하에서는 위험 선호성향을 보인다고 예측하였다. 이러한 전망이론(prospect theory)에 의하면 낮은 시장 지배력으로 인하여 수익성이 낮거나 손실이 발생한 기업들은 기업의 존속을 위한 현금자원 유출을 줄이기 위해 공격적인 조세회피를 시도할 수도 있을 것이다. 본 연구에서는 세무보고이익, 법인세 비용, 현금납부액이 양(+)인 기업만을 대상으로 분석을 수행함으로써 이러한 가능성을 최소화하였다.

따라서 상품시장 지배력이 있는 기업의 안정적인 수익창출과 위험선호에 대한 선행연구를 종합하여 본 연구에서는 상품시장 지배력과 조세회피 전략에 대해 다음과 같은 가설 1을 제시한다.

가설 1 : 상품시장 지배력이 높은 기업은 공격적인 조세회피 전략을 취할 것이다.

2. 조세회피의 모방

기업의 경쟁기업에 대한 모방은 가격 결정, 마케팅 전략의 선택 등 다양한 분야에서 이루어지고 있는데 이는 기업들이 시장에서의 경쟁력을 유지하기 위하여 경쟁 기업들의 전략을 모방하기 때문이다. 따라서 상품시장 지배력이 높은 기업 등과 같이 시장을 선도하는 기업의 전략은 다른 기업의 선택에 중대한 영향을 준다고 추정할 수 있다. Zhang and Markman(1998)은 시장을 선점하고 있는 선발상표와 후발상표의 속성을 비교한 연구에서 선발상표와 후발상표의 속성이 서로 같을 때 더 잘 기억되고 더 잘 선택된다는 결과를 통하여 선발상표에 대한 속성의 모방이 흔하게 일어날 가능성을 보여주었다. Chen and MacMillan(1992)은 동일한 산업 내에서 상품시장 지배력이 높은 기업의 가격이 먼저 결정되면 그 후에 경쟁 기업들이 지배력이 높은 기업의 가격을 모방함으로써 성과를 유지한다는 분석 결과를 보였다. 이문성·최이규(2002)는 국내기업을 대상으로 한 설문조사를 통하여 기업의 모방전략이 후발기업의 경쟁력 강화와 경영성과 개선에 도움을 준다는 연구결과를 보고하였다.

Akdogu and MacKay(2012)은 기업들이 기업 가치의 극대화를 위하여 투자 결정에서 모방을 통해 군집행동을 한다는 순차적 모형(sequential model)을 제시하였다. 기존의 연구들이 기업들의 군집행동은 불완전한 정보에 기인한다고 주장한데 반하여, 이들은 기업들이 자신들의 경쟁력을 유지하기 위하여 선행기업의 의사결정을 모방하는 군집행동을 보인다고 주장하였다. 이는 기업들이 모방을 통하여 경쟁기업들과 같은 전략을 채택함으로써 상대적인 경쟁력을 유지할 수

있을 것이라는 위험회피 동기에 의한 의사결정으로 설명된다. 조세회피는 잠재적인 수익성은 높지만 부정적인 결과를 초래할 수 있는 위험한 의사결정으로서, 기업들이 상대적인 경쟁력을 유지하기 위하여서 조세회피 결정에 있어서도 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략을 모방할 가능성이 있을 것이다.

기업이 시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략을 모방하기 위해서는 먼저 시장 지배력이 높은 기업의 조세회피를 알아야 한다. 하지만 기업의 조세회피 전략은 공시되지 않기 때문에 각 기업은 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 조세회피 측정치를 인지하고 이를 모방할 것으로 예상한다. Kubick et al.(2014)은 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략의 모방에 대하여 재무제표상 측정치인 유효법인세율을 이용한 연구를 수행하였다. 한국과 미국은 적용되는 조세제도와 회계기준이 다르지만 시장에서 선도적인 역할을 하는 기업에 대한 조세전략을 모방할 유인은 국내 기업이나 미국 기업이나 동일하게 가지고 있을 것으로 예측하여 본 연구에서는 다음과 같은 가설 2를 제시한다.

가설 2 : 각 기업의 당기 조세회피 전략은 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 조세회피 전략을 모방할 것이다.

많은 선행연구들은 기업들이 다양한 성격의 의사결정에 있어서 여러 사회적 경로를 통해 경쟁 기업의 전략을 모방하고 있다는 실증분석 결과를 보여주고 있다. Davis and Greve(1997)은 1980년대 미국기업을 대상으로 적대적 인수합병에 대응하기 위한 전략에 대한 연구에서 지역적 근접성과 이사회 교류가 각각 황금낙하산(golden parachute)와 포이즌 필(poison pill) 전략의 채택에 영향을 미친다는 결과를 보여 주었다. Galaskiewicz and Wasserman(1989)은 기업의 기부 의사결정이 경영자간의 사회적 교류가 있는 기업의 기부행태로부터 영향을 받는다는 결과를 보고하였다. 또한 Chua and Petty(1999)는 기업들이 이사를 공유하는 경우 품질시스템 인증을 모방한다는 연구 결과를 보고하였다. 즉, 두 기업이 함께 공유하는 이사의 존재는 두 기업 사이에 사회적 관계와 정보교류채널을 생성하게 되고 이를 통해 한 기업의 품질 전략 선택을 다른 기업이 모방하게 된다는 것이다.

조세회피에 대한 모방은 정보의 특성상 조세회피전략에 대한 정보가 공유될 수 있는 사회적 경로를 통해서 이루어질 가능성이 더 높을 것이다. Brown(2011)은 기업의 조세피난처 이용에 이사회 교류가 영향을 미친다고 보고하였다. Brown and Drake(2014)는 낮은 세율을 가진 기업과 이사회 교류가 있는 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 낮은 세율을 보고하였다는 결과를 보여주었다. 따라서 기업이 상대적인 경쟁력을 유지하기 위하여 선택하는 조세회피 전략의 모방은 정보를 공유하는 사회적 경로의 영향을 받을 것이다.

감사인이 기업의 조세회피에 영향을 준다는 선행연구도 있다. McGuire et al.(2012)는 감사인으로부터 조세서비스를 받는 기업을 대상으로 한 연구에서 세무전문성이 있는 외부감사인인 기

업의 유효세율과 현금유효세율이 세무전문성이 없는 외부감사인인 기업보다 낮다는 분석 결과를 통해 기업의 조세회피는 외부감사인의 세무전문성에 영향을 받는다고 주장하였다. 이영한·윤성만(2011)은 조세부담이 큰 기업일수록 외부감사인으로부터 세무계획 수립을 위한 세무서비스를 구매한다는 연구결과를 보고하였다. 이와 같이 기업들은 세무전략을 수립함에 있어서 외부감사인의 조력을 구한다고 추정할 수 있다. 따라서 기업의 감사인이 상품시장 지배력이 높은 기업의 감사인과 동일한 경우에는 기업이 피감사 기업의 조세정보에 접근할 수 있는 감사인을 통하여 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 정보를 취득하여 조세전략을 수립할 가능성이 클 것이다. 이에 따라 본 연구에서는 조세회피 전략의 모방은 구체적으로 기업의 감사인이 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 감사인과 같은 경우에 나타날 것이라는 가설 2A를 제시한다.

여기서 감사인의 일치성 여부는 법인세 계산 시점과 재무제표 공시 시점을 고려하여서 당기를 기준으로 판단하였다. 이는 재무제표 공시가 차기 3월말까지 이루어지고 법인세 신고 납부도 차기 3월말에 이루어지기 때문에 법인세액이 결정되는 시점에서는 기업의 재무제표 공시가 모두 이루어지지 않아 당기의 상품시장 지배력이 있는 기업이 결정되기 전이기 때문이다. 따라서 각 기업이 당기에 감사인이 일치하는 상품시장 지배력이 있는 기업의 전기 조세회피를 모방하는지 여부를 가설 2A를 통해 분석하고자 한다.

가설 2A : 각 기업의 당기 조세회피 전략은 상품시장 지배력이 높은 기업과 동일한 감사인을 갖는 경우에 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 조세회피 전략을 모방할 것이다.

III. 연구 모형과 변수 설정

1. 상품시장 지배력과 조세회피와의 관계

상품시장 지배력은 기업이 각각의 상품 시장에서 상품의 가격, 상품의 질, 상품의 특성을 결정할 수 있는 능력을 의미한다(Shepherd 1970). 특히 시장의 구조가 독과점적 일수록, 기업은 균형가격보다 높은 가격에서 초과 이윤을 추구할 수 있을 것이다(Bain 1951). 따라서 상품시장 지배력이 높다는 것은 기업이 경쟁자들의 위협을 덜 받고 있다는 것을 의미한다(Kubick et al. 2014). 이러한 상품시장 지배력의 측정치로 대표적인 것이 Lerner(1934)가 개발한 러너지수(Lerner Index)로서, Lerner(1934)는 가격과 비용의 차이(price-cost margin)를 상품시장 지배력으로 인한 사회적 손실로 보았다. 이에 본 연구에서는 선행연구들과 같이 러너지수(Lerner Index)를 이용하여 기업의 상품시장 지배력을 측정하였다. 이 지수가 높을수록 시장 지배력이 높다는 것을 의미한다.

본 연구는 가족기업의 세무신고 공격성(tax aggressiveness)을 연구한 Chen et al.(2010)의 회귀

모형을 기초로 하여 상품시장 지배력과 조세회피와의 관계를 다음과 같은 모형1로 제시한다. 모든 변수들은 당기 측정치를 사용하였고, 특히 각 기업의 개별적 특성을 통제하기 위해 기업 clustering을 하였고 아울러 연도더미변수를 추가하였다.

모형1 :

$$\begin{aligned} TAX = & \beta_0 + \beta_1 PCM + \beta_2 MS + \beta_3 FCF + \beta_4 ROA + \beta_5 EQINC + \beta_6 NOL + \beta_7 MTB \\ & + \beta_8 RD + \beta_9 PPE + \beta_{10} INTAN + \beta_{11} SIZE + \beta_{12} HHI + \beta_{13} DNT \\ & + \beta_{14} ETM + \beta_{15} LEV + \beta_{16} ACC + \beta_{17} IFRS + \beta_{18} CHANGE + \epsilon \end{aligned}$$

종속변수 TAX

- ETR 유효세율=법인세비용/법인세차감전이익 ;
- CETR 현금유효세율=현금납부법인세액/법인세차감전이익 ;
- LETR 장기유효세율=4년동안의 법인세비용/4년동안의 법인세차감전이익 ;
- LCETR 장기현금유효세율=4년 동안의 현금납부법인세액/4년 동안의 법인세차감전이익.

독립변수 및 통제변수

- PCM 상품시장 지배력(러너 지수 Lerner Index)
= [{매출액 - (매출원가 + 판매비와관리비)} / 매출액] - 산업(한국표준산업분류표 상 중분류) 평균 ;
- MS 시장 점유율=매출액/산업(한국표준산업분류표 상 중분류)내 매출액 합 ;
- FCF 잉여현금흐름=(영업현금흐름-자본적지출)/기초총자산 ;
- ROA 총자산이익률=법인세차감전순이익/기초총자산 ;
- EQINC 지분법손익=지분법손익/기초총자산 ;
- NOL 이월결손금 > 0이면 1, 아니면 0인 더미변수 ;
- MTB 장부가치대비시가총액비율=시가총액/자본의 장부가치 ;
- RD 연구개발비=연구개발비/기초총자산 ;
- PPE 유형자산=유형자산/기초총자산 ;
- INTAN 무형자산=무형자산/기초총자산 ;
- SIZE 기업규모=ln(기말총자산) ;
- HHI 허쉬만허핀달지수=동일 산업(한국표준산업분류표 상 중분류) 내 기업별 매출액 비중의 제곱의 합 ;
- DNT 기부금=기부금/기초총자산 ;
- ETM 접대비=접대비/기초총자산 ;
- LEV 부채비율=총부채/기초총자산 ;
- ACC 성과대응 세전 재량적발생액 ;
- IFRS IFRS 도입 전 이면 0, IFRS 도입 후면 1인 더미변수 ;
- CHANGE 법인세율이 변동하면 1, 아니면 0인 더미변수.

종속변수인 조세회피 측정치(TAX)는 유효세율, 현금유효세율, 장기유효세율, 장기현금유효세율을 이용한다. 유효세율(ETR)은 법인세비용을 법인세차감전이익으로 나누어 구하고, 현금유효

세율(CETR)은 법인세현금납부액을 법인세차감전이익으로 나눈 값으로 구한다. 발생기준 세 부담을 나타내는 유효세율(ETR)은 법인세비용에 회계이익과 과세소득의 차이 중 일시적 차이가 이연법인세자산부채로 조정되므로 조세전략 중 회계이익과 과세소득의 영구적 차이만이 반영되지만, 현금유효세율(CETR)은 회계이익과 과세소득의 일시적 차이와 영구적 차이를 모두 반영하고 있다. 따라서 현금유효세율은 기업의 법인세 이연 전략의 영향을 반영하므로 유효세율과 차이가 있을 것이다. 이에 본 연구에서는 유효세율(ETR)과 현금유효세율(CETR)을 모두 조세회피의 대리변수로 포함하였다.

한편 유효세율은 연차자료를 기초하여 계산하므로 연도별로 유의한 변동이 있을 경우에는 연간유효세율과 현금유효세율이 조세회피 대응치로서 오류를 포함할 수 있으므로 (Dyrenge et al. 2008), 본 연구에서는 이러한 오류를 줄이기 위하여 장기유효세율(LETR)과 장기현금유효세율(LCETR)을 함께 이용하였다. 또한 Dyrenge et al.(2008)의 모형을 기초로 하여 분모가 음(-)인 경우에는 유효세율의 경제적 의미가 없으므로 표본에서 제외하여 4가지 유효세율의 측정을 0과 1사이의 값으로 하였다. 이 변수들은 값이 낮을수록 조세회피 수준이 높다는 것을 의미한다.

상품시장 지배력을 나타내는 독립변수(PCM)는 가격과 한계비용의 차이(price-cost margin)를 이용한 러너지수(Lerner Index)로서 영업이익을 매출액으로 나눈 값에서 산업 평균을 차감한 값으로 측정하였고, 산업평균은 매출액을 기준으로 가중 평균하였다. 상품 시장 지배력의 대응치인 PCM은 값이 높을수록 상품시장 지배력이 높다는 것을 의미하므로 모형1에서 PCM의 회귀계수 값이 음(-)으로 나타난다면 이는 기업들이 상품시장 지배력에서 주어지는 경제적 인센티브의 이점을 이용하여 공격적인 조세회피 전략을 세운다고 해석될 수 있을 것이다.

국내 선행연구에 의하면 조세회피성향은 기업의 수익성, 성장성, 설비자산, 무형자산, 자산규모, 재량적발생액, 부채비율, 이월결손금 등에 의해 영향을 받는다고 하였다(유상열 2010). 따라서 모형1에는 조세회피에 영향을 줄 수 있는 여러 통제 변수들을 포함시켰다.

대기업 등 시장 점유율이 높은 기업들이 계열사 간 소득이전 등을 통해 조세혜택을 누리고 또한 유리한 법개정을 위한 영향력 행사 등을 통해 조세부담을 완화할 가능성을 통제하기 위하여 시장 점유율(MS)을 통제변수에 포함하였다(박종국·김혁 2007). 또한, 현금보유량이 많으면 조세회피를 할 유인이 있으므로(Dhaliwal et al. 2001) 잉여현금흐름(FCF)을 통제변수에 포함시키고, 수익성이 높은 기업이 적극적인 조세회피를 한다는 선행연구 결과(Gupta and Newberry 1997 ; McGuire et al. 2012 ; 이건 외 2015)에 따라 총자산이익률(ROA)을 통제변수에 포함시켰다. Mills and Newberry(2001)는 수익성이 높은 기업은 적극적인 조세회피의 결과로 과세소득이 회계이익보다 작아서 BTD가 양(+)의 값을 갖는다고 하였다. 김진희·정재욱(2006)은 기업의 세전이익이 증가할수록 조세회피성향이 높다고 보고하였다. 또한 지분법손익으로 인한 회계소득과 과세소득의 차이를 통제하기 위해 지분법손익(EQINC)을 통제변수로 포함시켰다.

이월결손금, 성장성, 무형자산, 설비자산이 BTD에 영향을 미친다고 보고한 선행연구에 의해

(Manzon and Plesko 2002) 이월결손금 더미변수(NOL), 장부가치대비시장가치비율(MTB), 연구개발비(RD), 무형자산(INTAN), 유형자산(PPE)을 통제변수로 포함하였다. Plesko(2002)가 자산 규모와 회계이익 및 산업별로 세분화하여 BTD 현황을 분석한 연구에서 기업의 자산규모가 BTD에 영향을 미칠 수 있음을 시사함에 따라 기업 크기에 따른 영향을 통제하기 위하여 기업규모(SIZE)를 통제변수로 포함시켰다. 기업규모(SIZE)는 총자산의 자연로그값으로 측정하였다. 전주성·왕승현(2012)는 시장경쟁이 심한 산업에 속하는 기업일수록 조세 회피 유인이 커진다는 분석 결과를 보였다. 이에 따라 산업차원에서의 경쟁 정도를 통제하기 위하여 허핀달-허쉬만 지수(HHI)를 통제변수로 추가하였다. 이 지수는 경쟁 시장에서 산업 집중도를 측정해주는 측정치로서 동일 산업 내 기업별 매출액 비중의 제곱의 합으로 나타나며 이 지수가 낮을수록 시장 집중도가 낮아 경쟁이 치열한 것으로 볼 수 있다(Hou and Robinson 2006).

기부금(DNT) 및 접대비(ETM)는 과세소득 계산 시 한도액을 초과하면 비용 처리되지 않기 때문에 이로 인한 세율변동 효과를 통제하기 위해 통제변수에 포함시키고, 기업의 자본구조에 의한 영향을 통제하기 위해 부채비율(LEV)을 통제변수에 포함시켰다. 김진희·정재욱(2006)은 기업의 부채가 증가할수록 조세회피성향은 낮아진다는 결과를 통해 기업의 자본구조가 기업의 조세회피성향에 영향을 미친다고 주장하였다.

한편, Seidman(2008)은 회계기준의 개정, 일반적인 사업환경과 이익조정이 연간 BTD 변화의 약 40%를 설명한다고 보고하였고, Philips et al.(2003)은 경영자의 이익조정 행위는 BTD의 일시적 차이를 증가시킨다고 보았다. 따라서 조세회피와 이익조정과의 관계를 통제하기 위해 성과대응 세전 재량적 발생액(ACC)를 통제변수로 포함하였다. 이는 법인세차감전이익과 법인세 납부액 차감전 영업현금흐름의 차액을 세전총발생액으로 보고 아래의 식을 이용하여 산업별 연도별로 회귀분석하여 추정된 잔차에서 총자산이익률(ROA)이 가장 유사한 기업의 잔차를 차감하여 구한 값이다.

$$TACC = \alpha_0 + \alpha_1(\Delta REV - \Delta AR) + \alpha_2 PPE + \eta$$

여기서

- TACC 세전총발생액=(법인세차감전이익-(영업현금흐름+법인세납부액))/기초총자산;
- ΔREV 매출액변동=(당기 매출액-전기 매출액)/기초총자산;
- ΔAR 매출채권변동=(당기 매출채권-전기 매출채권)/기초총자산;
- PPE 유형자산=(유형자산-토지-건설중인자산)/기초총자산.

마지막으로 IFRS 도입 효과를 통제하기 위하여 국내 IFRS 도입 이후를 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수(IFRS)를 추가하였고, 세율 변동의 효과를 통제하기 위하여 법인세율이 변동한 연도를 1로, 그렇지 않으면 0인 세율변동 더미변수(CHANGE)를 아울러 추가하였다.

2. 조세회피의 모방

본 연구에서는 각 기업의 당기 조세회피 전략은 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 조세회피 전략을 모방할 것이라는 가설 2를 분석하기 위해 모형1을 변형하여 다음과 같은 모형2를 제시한다. 모방을 하기 위하여 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피를 알아야 하는데 기업의 당기 조세회피 전략은 모방시점에서 아직 공시되지 않기 때문에 각 기업은 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 조세회피 측정치를 먼저 인식하고 모방할 것으로 예상한다. 모형2에서도 기업의 개별적 특성을 통제하기 위한 기업 clustering을 하였고 연도더미변수를 추가하였다.

모형2 :

$$\begin{aligned} TAX_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Leader_{i,t-1} + \beta_2 IND_{i,t-1} + \beta_3 TAX_{i,t-1} + \beta_4 MS_{i,t} + \beta_5 FCF_{i,t} \\ & + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 EQINC_{i,t} + \beta_8 NOL_{i,t} + \beta_9 MTB_{i,t} + \beta_{10} RD_{i,t} + \beta_{11} PPE_{i,t} \\ & + \beta_{12} INTAN_{i,t} + \beta_{13} SIZE_{i,t} + \beta_{14} HHI_{i,t} + \beta_{15} DNT_{i,t} + \beta_{16} ETM_{i,t} \\ & + \beta_{17} LEV_{i,t} + \beta_{18} ACC_{i,t} + \beta_{19} IFRS_{i,t} + \beta_{20} CHANGE_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

여기서

- Leader_{i,t-1} 해당 연도의 PCM이 상위 1/3에 해당하는 기업의 전기 평균 Tax ;
- IND_{i,t-1} 해당 연도의 산업별 전기 평균 Tax ;
- TAX_{i,t-1} 개별 기업의 전기 Tax ;

본 연구에서는 상품시장 지배력이 높은 기업을 산출해 내기 위하여 Kubick et al.(2014)에서 사용한 방법과 같이 동일한 산업 내에서 상품시장 지배력(PCM)이 높은 상위 1/3의 기업들을 상품시장 지배력이 높은 기업라고 정의한 후 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 평균 TAX의 값을 구하고 모형2에 Leader로 포함시켰다. 여기서 상품 시장 지배력이 가장 높은 개별 기업을 사용하지 않고 상품시장 지배력이 높은 상위 1/3 기업들의 평균값을 사용한 것은 측정오류(Measurement error)를 줄이기 위한 것이다. 회귀계수 β_1 이 양(+)의 값을 가진다면 각 기업의 당기 조세회피 전략은 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 조세회피 전략을 모방할 것이라고 해석되어 가설 2를 지지하는 결과라고 할 수 있을 것이다.

기업들이 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략을 모방하기 보다는 다른 벤치마크를 모방할 가능성도 존재하므로 연도별 산업별 전기 평균 TAX(IND_{i,t-1})를 벤치마크 변수로 포함하였다. 만일 각 기업의 조세회피 전략이 산업 평균으로 회귀한다면 β_2 의 값은 0보다 크게 나타날 것이다. 또한 각 기업의 당기 조세회피 전략은 전기의 조세회피 전략의 영향을 받기 때문에 각 기업의 전기 TAX 값(TAX_{i,t-1})도 아울러 통제변수로 포함하였다.

마지막으로 기업들에 의한 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략에 대한 모방은 구체적으로 감사인의 공유와 같은 사회적 경로를 통해 나타날 것이라는 가설 2A를 검증하기 위해

표본을 각 기업의 감사인이 상품시장 지배력이 높은 기업의 감사인과 동일한 경우와 동일하지 않은 경우로 나누어서 모형2를 이용하여 분석을 수행하였다.

3. 표본선정

본 연구의 재무자료는 KIS-VALUE에서 수집하여 2002년부터 2014년까지 유가증권시장 및 코스닥 시장에 상장된 기업을 대상으로 다음의 표본선정 기준에 만족하는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 유가증권시장 및 코스닥 시장에 상장된 기업
- (2) 금융업에 속하지 않는 기업
- (3) 12월 결산법인기업
- (4) 세무보고이익, 법인세비용, 현금납부액이 양(+)인 기업
- (5) TS2000에서 감사인이 제공한 비감사용역 내역을 제공받을 수 있는 기업

표본기업에 대해 각 모형에서 사용된 변수를 측정하였으며, 양 극단 치에 있는 값(1%)을 Winsorizing 하였다. 최종적으로 분석에 사용된 표본기업-년도는 4,235개이다.

IV. 실증 분석 결과

1. 기술 통계량

<표 1> 본 연구의 전체 표본에 대한 기술통계량을 보여준다. 유효세율(ETR)의 평균은 21.92%이고 현금유효세율(CETR)의 평균은 24.32%으로, 현금유효세율(CETR)이 유효세율보다 높게 나타났다. 장기유효세율(LETR)의 평균은 22.12%이고 장기현금유효세율(LCETR)의 평균은 21.24%로 나타나 전체적으로 20%를 상회하고 있었다. 이는 법정 법인세율(2012년 기준 22%)에 따른 것으로 보인다. 상품시장 지배력이 높은 기업(Leader)의 4가지 전기 TAX 변수의 평균은 대체로 전기 TAX 변수 및 벤치마크 변수(IND)의 평균값보다 낮게 나타났다. 관심변수인 상품시장의 지배력(PCM)의 평균은 0.014로서 비교적 0에 가까우므로 산업별 시장 내에서 시장의 경쟁도가 대체로 높음을 알 수 있다⁵⁾.

5) Kubick et al.(2014)에서는 상품시장의 지배력(PCM)의 평균이 0.007로 나타나 미국 시장에서의 경쟁도가 국내시장보다 상대적으로 더 높다고 추정할 수 있다.

〈표 1〉 기술통계량

Variables	Mean	Median	Max	Min	S.D.
ETR	0.2192	0.2242	0.5776	0.0000	0.0900
CETR	0.2432	0.2128	0.8581	0.0000	0.1722
LETR	0.2212	0.2279	0.3887	0.0000	0.0685
LCETR	0.2124	0.2079	0.4537	0.0000	0.0859
Leader(ETR)	0.2155	0.2118	0.3056	0.1598	0.0256
Leader(CETR)	0.2069	0.1992	0.3704	0.1506	0.0400
Leader(LETR)	0.2148	0.2093	0.3065	0.1693	0.0256
Leader(LCETR)	0.1864	0.1774	0.3294	0.1414	0.0294
IND(ETR)	0.2123	0.2124	0.4313	0.0951	0.0404
IND(CETR)	0.2132	0.2080	0.8201	0.0122	0.0636
IND(LETR)	0.2223	0.2200	0.3465	0.0976	0.0388
IND(LCETR)	0.2065	0.1980	0.4005	0.0292	0.0465
ETR(t-1)	0.2199	0.2266	0.5110	0.0000	0.0859
CETR(t-1)	0.2341	0.2047	0.8201	0.0000	0.1651
LETR(t-1)	0.2219	0.2307	0.3859	0.0000	0.0707
LCETR(t-1)	0.2059	0.2022	0.4476	0.0000	0.0881
PCM	0.0135	-0.0041	0.6430	-0.2313	0.0799
MS	0.0108	0.0004	0.4285	0.0000	0.0458
FCF	0.0050	0.0137	0.3650	-0.7429	0.1439
ROA	0.2509	0.2033	4.7931	0.0032	0.2217
EQINC	0.0057	0.0000	0.0833	0.0000	0.0141
DNOL	0.0090	0.0000	1.0000	0.0000	0.0943
MTB	1.0992	0.8098	23.0704	0.0000	1.3264
RD	0.0008	0.0000	0.0276	0.0000	0.0039
PPE	0.3294	0.3048	1.1947	0.0000	0.2013
INTAN	0.0196	0.0041	0.3343	0.0000	0.0406
SIZE	25.4292	25.2431	30.7112	21.2093	1.5002
HHI	0.1145	0.0835	0.6031	0.0653	0.0822
DNT	0.0014	0.0003	0.0150	0.0000	0.0026
ETM	0.0035	0.0018	0.0386	0.0000	0.0052
LEV	0.4127	0.3661	1.7568	0.0102	0.2538
ACC	0.0021	0.0015	0.5439	-0.5521	0.1484
IFRS	0.2323	0.0000	1.0000	0.0000	0.4224
CHANGE	0.1773	0.0000	1.0000	0.0000	0.3820

1) 변수에 대한 설명은 제Ⅲ장을 참조

2. 상관관계 분석

<표 2>는 주요 변수들 간의 상관관계를 보여준다. TAX 변수인 유효세율(ETR), 현금유효세율(CETR), 장기유효세율(LETR), 장기현금유효세율(LCETR)은 당기 상품시장 지배력(PCM)과 모두 유의한 음(-)의 상관관계를 가지고 있다. 상품시장 지배력이 높은 기업의 4가지 전기 TAX 변수(Leader)와 벤치마크 변수(IND)는 대부분 종속변수인 4가지 TAX 변수와 유의한 양(+)의 상관관계를 가지고 있다.

4가지 TAX 변수들은 전기세율(TAX_{t-1})이 높고, 시장 점유율(MS)이 높고, 잉여현금흐름(FCF)가 크고, 기업의 규모(SIZE)가 클수록, 기부금(DNT)이 클수록 높은 세율을 보였다. 하지만 4가지 TAX 변수들 모두 이월결손금(NOL)이 클수록, 무형자산(INTAN)이 클수록 세율이 낮아지는 음(-)의 관계가 있으며, 장기 현금유효세율(LCETR)을 제외한 모든 TAX 변수들은 접대비(ETM)와 유의한 음(-)의 상관관계를 보였다. 또한 총자산이익률(ROA)은 현금유효세율(CETR)을 제외한 모든 TAX 변수들과 모두 유의한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 법인세율이 누진세율임을 고려한다면 이익이 높을수록 높은 세율이 적용되기 때문에 TAX 변수와 총자산이익률(ROA) 사이에는 양(+)의 상관관계가 나타나야 할 것이다. 그러나 음(-)의 상관관계가 나타나 예상과는 다른 결과를 보여주고 있으며, 이는 경영성과가 좋은 기업이 공격적인 조세회피 전략을 세우기 때문일 가능성을 보여준다.

<표 2> 상관관계 분석

	ETR	CETR	LETR	LCETR
PCM	-0.1992 0.0000	-0.1382 0.0000	-0.4028 0.0000	-0.2618 0.0000
Leader(ETR)	0.1696 0.0000	0.1268 0.0000	0.2525 0.0000	0.2206 0.0000
Leader(CETR)	0.1384 0.0000	0.0830 0.0000	0.1982 0.0000	0.2107 0.0000
Leader(LETR)	0.1889 0.0000	0.1111 0.0000	0.2791 0.0000	0.2335 0.0000
Leader(LCETR)	0.1658 0.0000	0.0935 0.0000	0.2450 0.0000	0.2462 0.0000
IND(ETR)	0.3599 0.0000	0.2135 0.0000	0.5803 0.0000	0.3875 0.0000
IND(CETR)	0.1938 0.0000	0.2512 0.0000	0.3286 0.0000	0.5552 0.0000
IND(LETR)	0.3127 0.0000	0.1759 0.0000	0.6163 0.0000	0.4161 0.0000
IND(LCETR)	0.1889 0.0000	0.2811 0.0000	0.3850 0.0000	0.6535 0.0000

〈표 2〉 상관관계 분석 (계속)

	ETR	CETR	LETR	LCETR
ETR(t-1)	0.6135 0.0000	0.3869 0.0000	0.8446 0.0000	0.5521 0.0000
CETR(t-1)	0.3079 0.0000	0.2183 0.0000	0.4199 0.0000	0.6052 0.0000
LETR(t-1)	0.6507 0.0000	0.3502 0.0000	0.9511 0.0000	0.6438 0.0000
LCETR(t-1)	0.4365 0.0000	0.3605 0.0000	0.6171 0.0000	0.8797 0.0000
MS	0.0763 0.0000	0.0280 0.0684	0.1100 0.0000	0.0791 0.0000
FCF	0.0868 0.0000	0.0251 0.0083	0.1108 0.0000	0.0878 0.0000
ROA	-0.0207 0.0301	-0.0127 0.1836	-0.1381 0.0000	-0.1909 0.0000
EQINC	0.0433 0.0000	-0.0383 0.0001	0.0892 0.0000	0.0200 0.1074
DNOL	-0.2918 0.0000	-0.1718 0.0000	-0.3288 0.0000	-0.2412 0.0000
RD	0.0356 0.0002	0.0284 0.0029	0.0605 0.0000	0.0715 0.0000
PPE	-0.0120 0.2077	0.0263 0.0057	0.0207 0.0968	0.1122 0.0000
INTAN	-0.1648 0.0000	-0.0819 0.0000	-0.1823 0.0000	-0.0736 0.0000
SIZE	0.2781 0.0000	0.1289 0.0000	0.3724 0.0000	0.0837 0.0000
HHI	-0.0530 0.0000	-0.0244 0.0028	-0.1126 0.0000	-0.0616 0.0000
DNT	0.1487 0.0000	0.0813 0.0000	0.2026 0.0000	0.1894 0.0000
ETM	-0.0709 0.0000	-0.0712 0.0000	-0.0612 0.0000	-0.0123 0.3209
LEV	-0.0033 0.7252	-0.0103 0.2810	0.0158 0.2037	0.1022 0.0000
ACC	0.0083 0.4117	-0.0397 0.0001	-0.0105 0.4292	-0.0512 0.0001
IFRS	-0.0334 0.0000	0.0403 0.0000	-0.1237 0.0000	-0.0571 0.0000
CHANGE	-0.0483 0.0000	-0.0438 0.0000	-0.0112 0.3686	-0.0239 0.0546

1) 변수에 대한 설명은 제Ⅲ장을 참조

3. 회귀 분석 결과

가. 가설 1의 검증 결과

<표 3>은 가설 1인 상품시장 지배력과 조세회피간의 관계를 검증하기 위한 분석 결과이다. <표 3>의 결과에 따르면, 유효세율(ETR)을 제외한 다른 종속변수에 대해 PCM의 회귀계수가 모두 음(-)의 값을 나타내었고, 현금유효세율(CETR)과 장기현금유효세율(LCETR)인 경우에 통계적으로 유의한 음(-)의 연관성을 갖고 있었다. 이 결과는 기업이 상품시장 지배력에서 주어지는 경제적 인센티브의 이점을 가지고 공격적인 조세회피를 더 많이 할 것이라는 가설1을 부분적으로 지지한다고 할 수 있다.

<표 3>의 결과는, 시장지배력을 갖는 국내 기업들은 회계보고상의 유효세율보다는 실질적인 세금부담을 나타내는 현금세율을 줄이는 조세회피 전략을 쓰고 있다고 분석할 수 있다.

본 연구에서 관찰한 결과에 따르면, 상품시장 지배력을 가진 국내 기업들의 조세회피 전략은 재무보고이익에는 영향을 미치지 않으면서 세무이익은 낮게 보고한다는 점에서는 가장 이상적인 조세회피 패턴이라고 볼 수 있다(Plesko 2004 ; 고윤성 외 2007). 기업이 조세회피의 성과로 나타난 낮은 유효세율을 얼마나 장기간, 안정적으로 끌고 나갈 수 있는지 여부 등과 같은 기업의 장기적인 조세회피 관리 능력이 차별적인 시장반응을 가져오는 주요 요인 중 하나라고 주장하는 기은선 · 이광숙 연구(2016)의 관점에서도 상품시장 지배력을 가진 국내 기업의 조세회피 전략은 효과적인 조세회피 전략이라고 볼 수 있다.

통제변수의 결과는 다음과 같다. 유형자산(PPE), 무형자산(INTAN), 총자산이익률(ROA), 지분법이익(EQINC)은 모든 종속변수에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 회귀계수를 가지고 있었으며 기업의 규모(SIZE), 기부금(DNT)의 회계계수는 유의한 양(+)의 값을 나타냈다. 이는 유형자산이 클수록, 무형자산이 클수록, 총자산이익률이 클수록, 지분법이익이 큰 기업일수록 조세회피를 공격적으로 한다고 해석할 수 있다. 또한 기업의 규모가 클수록, 기부금이 많은 기업일수록 높은 유효세율이 나타나게 되어 조세회피를 할 유인이 없다고 해석할 수 있다. 시장 점유율(MS)은 종속변수가 현금유효세율(CETR)인 경우를 제외하고 나머지 종속변수에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 회귀계수를 가지고 있었다. 이는 시장 점유율이 높은 기업이 조세혜택을 누린다고 해석할 수 있을 것이다. 시장 점유율이 높은 기업은 사회적 의무 및 이해관계자가 증가하므로 높은 정치적 비용을 부담하기 때문에 조세회피가 감소할 수도 있으나, 계열사 간의 소득 이전 등을 통해 조세회피가 증가시키는 경향이 더 크기 때문인 것으로 보인다(박종국 · 김혁 2007).

본 연구에서는 총자산이익률(ROA)이 유의한 음(-)의 회귀계수를 가지고 있었으며 이는 총자산이익률이 큰 기업일수록 조세회피를 공격적으로 한다고 해석할 수 있다. 이 결과는 기업의 수익성이 증가할수록 적극적인 조세회피가 이루어진다는 국내외 선행연구 결과(Gupta and Newberry 1997 ; Mills and Newberry 2001 ; McGuire et al. 2012 ; 이진 외 2015)와 일치한다고 볼 수 있다.

〈표 3〉 상품시장 지배력과 조세회피의 회귀분석

Variables	ETR	CETR	LETR	LCETR
Constant	-0.2893 (-5.914)***	-0.0117 (-0.136)	-0.2473 (-5.701)***	-0.1817 (-3.273)***
PCM	0.0219 (0.809)	-0.1282 (-1.839)*	-0.0234 (-0.958)	-0.0654 (-1.695)*
MS	-0.1268 (-2.051)**	-0.0956 (-1.554)	-0.1187 (-2.031)**	-0.1225 (-2.101)**
FCF	0.0367 (3.198)***	-0.0381 (-2.041)**	0.0290 (3.579)***	0.0157 (1.761)*
ROA	-0.0488 (-5.369)***	-0.2046 (-3.723)***	-0.0421 (-5.235)***	-0.1160 (-4.681)***
EQINC	-0.6452 (-5.650)***	-1.7228 (-9.334)***	-0.4294 (-4.496)***	-1.0065 (-8.261)***
DNOL	-0.0148 (-0.751)	-0.0074 (-0.219)	-0.0314 (-2.047)**	-0.0419 (-2.449)**
MTB	-0.0006 (-0.462)	0.0060 (2.301)**	0.0006 (0.531)	0.0011 (0.758)
RD	0.2203 (0.272)	0.4763 (0.567)	0.1502 (0.212)	0.6263 (0.833)
PPE	-0.0429 (-3.636)***	-0.0698 (-4.390)***	-0.0307 (-2.855)***	-0.0422 (-3.591)***
INTAN	-0.3475 (-5.789)***	-0.3507 (-5.275)***	-0.3479 (-7.073)***	-0.2561 (-5.298)***
SIZE	0.0196 (10.230)***	0.0140 (4.553)***	0.0187 (10.955)***	0.0175 (8.322)***
HHI	0.0940 (3.914)***	0.0816 (2.506)**	0.1164 (5.731)***	0.1189 (5.346)***
DNT	4.0453 (5.464)***	3.8817 (4.180)***	3.6351 (5.687)***	3.7900 (4.950)***
ETM	1.4106 (2.899)***	0.5439 (0.941)	1.0542 (2.324)**	0.8763 (1.871)*
LEV	0.0069 (0.820)	-0.0444 (-3.272)***	-0.0089 (-1.176)	-0.0247 (-2.672)***
ACC	0.0090 (1.022)	-0.0655 (-4.216)***	0.0056 (0.774)	-0.0132 (-1.562)
IFRS	-0.0038 (-0.467)	-0.0475 (-2.769)***	-0.0259 (-4.715)***	-0.0380 (-5.332)***
change	0.0086 (1.724)*	-0.0568 (-4.750)***	-0.0055 (-2.169)**	-0.0169 (-5.092)***
Year dummies	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²	0.1783	0.1571	0.2890	0.2826
F value	15.8906***	19.7563***	23.0674***	24.5976***
N	4,235	4,235	4,235	4,235

1) 변수에 대한 설명은 제Ⅲ장을 참조

2) ()안은 t 값임.

3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미함.

반면에 전주성·왕승현(2012)은 산업 평균수익률을 초과하는 총자산수익률을 지대의 대용치로 사용하여 분석한 결과, 지대와 조세회피 사이에 음의 관계가 나타남을 발견하였다. 이는 이미 어느 정도 초과이윤이 존재하는 기업의 경우에는 조세회피 압력을 덜 느낀다는 증거로 해석할 수 있다.

시장경쟁도를 나타내는 허핀달허쉬지수(HHI)는 유의한 양(+)의 회귀계수를 가지는 것으로 나타났다. 이 지수는 낮을수록 시장경쟁도가 높음을 나타내므로 이 결과는 대체로 시장경쟁도가 높을수록 조세회피를 공격적으로 한다고 해석될 것이다. 본 연구의 결과는 경쟁도가 높은 산업일수록 조세회피를 통한 이윤추구 압박이 심하다는 국내 연구인 전주성·왕승현(2012)의 결과와 일치한다고 볼 수 있다. 선행 연구들이 보여준 이러한 통제 변수들의 영향은 시장 지배력의 영향을 함께 고려하여 분석할 필요가 있을 것이다.

IFRS와 CHANGE의 회귀계수는 대체로 유의한 음(-)의 값을 나타내었는데, 이는 IFRS는 원칙중심의 회계기준이므로 조세회피 전략의 수립이 용이해지고, CHANGE는 분석기간 중에 법인세율의 인하가 이루어졌기 때문으로 보인다.

나. 가설 2의 검증 결과

<표 4>는 각 기업의 당기 조세회피 전략은 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 조세회피 전략을 모방할 것이라는 가설 2를 검증하기 위해 상품시장 지배력이 높지 않은 기업 2,890개를 대상으로 분석을 수행한 결과이다⁶⁾. 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 TAX 변수(Leader)의 회귀계수 값은 TAX 변수가 현금유효세율(CETR)인 경우와 장기현금유효세율(LCETR)인 경우에서 유의한 양(+)의 값을 나타내었다. 추가적인 벤치마크 변수인 산업별 전기 평균 TAX(IND)의 회귀계수는 유의한 값이 나타나지 않았다. 이는 기업들이 실질적인 세금부담을 의미하는 현금유효세율(CETR) 및 장기현금유효세율(LCETR)의 경우는 산업 평균보다는 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세전략을 따른다고 해석할 수 있다.

또한 해당 기업의 전기TAX 변수의 회귀계수 값은 통계적으로 유의하며 Leader와 IND의 회귀계수보다 더 크게 나타났으나, TAX 변수가 현금유효세율(CETR)의 경우는 통계적으로 유의하지 않은 음의 값을 보였다. 이는 국내기업들이 주로 일시적 차이를 이용한 조세회피 전략을 사용할 가능성으로 해석될 수 있을 것이다.

연구 결과를 종합하면, 국내기업들이 조세회피 전략을 세울 때 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피전략에 대한 모방은 기존의 조세회피 전략에 대한 단순한 추가적 혹은 보완적인 고려사항이 아닌 주된 요인이라고 추정할 수 있다.

6) 가설 2의 검증을 위하여 본 연구에서는 Kubick et al.(2014)과는 달리 상품시장 지배력이 높지 않은 기업만을 대상으로 분석을 수행하였다.

〈표 4〉 조세회피 모방 회귀분석

	ETR	CETR	LETR	LCETR
Constant	-0.1747 (-4.344) ^{***}	0.1092 (1.246)	-0.0087 (-0.646)	0.0286 (1.165)
Leader	0.1432 (1.420)	0.2654 (2.130) ^{**}	0.0493 (1.112)	0.1235 (1.807) [*]
IND	0.0518 (0.495)	-0.0049 (-0.032)	-0.0660 (-1.367)	-0.0392 (-0.519)
Tax(t-1)	0.4984 (19.382) ^{***}	-0.0305 (-1.452)	0.9006 (80.565) ^{***}	0.7223 (46.036) ^{***}
MS	-0.0807 (-2.404) ^{**}	0.0043 (0.066)	-0.0117 (-1.329)	-0.0021 (-0.110)
FCF	0.0163 (1.118)	-0.0306 (-1.239)	0.0076 (1.450)	-0.0084 (-1.061)
ROA	-0.0041 (-0.380)	-0.3977 (-13.881) ^{***}	0.0038 (0.792)	-0.1008 (-12.608) ^{***}
EQINC	-0.4937 (-5.261) ^{***}	-1.2871 (-6.451) ^{***}	-0.2123 (-4.781) ^{***}	-0.3854 (-5.457) ^{***}
DNOL	0.0203 (1.187)	-0.0278 (-0.864)	0.0058 (0.942)	-0.0018 (-0.177)
MTB	0.0002 (0.160)	0.0087 (2.512) ^{**}	-0.0004 (-0.817)	0.0024 (2.864) ^{***}
RD	0.2334 (0.424)	0.2725 (0.260)	-0.0080 (-0.054)	0.1941 (0.653)
PPE	-0.0203 (-2.415) ^{**}	-0.0922 (-4.831) ^{***}	-0.0055 (-1.806) [*]	-0.0278 (-5.307) ^{***}
INTAN	-0.1417 (-2.600) ^{***}	-0.4106 (-4.493) ^{***}	-0.0324 (-1.769) [*]	-0.0799 (-3.096) ^{***}
SIZE	0.0102 (6.631) ^{***}	0.0099 (3.092) ^{***}	0.0015 (2.883) ^{***}	0.0024 (2.618) ^{***}
HHI	0.0175 (0.928)	0.0765 (1.984) ^{**}	0.0060 (0.891)	0.0212 (1.736) [*]
DNT	1.5402 (2.224) ^{**}	2.8223 (2.246) ^{**}	0.4151 (2.015) ^{**}	0.8757 (2.318) ^{**}
ETM	1.0116 (2.536) ^{**}	0.9418 (1.170)	0.3005 (2.283) ^{**}	0.3250 (1.579)
LEV	-0.0048 (-0.766)	-0.0230 (-1.622)	0.0043 (1.719) [*]	-0.0044 (-1.060)
ACC	0.0097 (1.002)	-0.0696 (-3.401) ^{***}	0.0047 (1.295)	-0.0249 (-3.748) ^{***}
IFRS	-0.0160 (-1.406)	-0.0949 (-4.088) ^{***}	-0.0036 (-1.005)	-0.0160 (-2.195) ^{**}
change	-0.0157 (-2.331) ^{**}	-0.0410 (-2.665) ^{***}	-0.0080 (-3.856) ^{***}	-0.0139 (-3.462) ^{***}
Year dummies	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²	0.3356	0.1737	0.8772	0.7001
F value	38.6118 ^{***}	17.7287 ^{***}	409.8502 ^{***}	187.6409 ^{***}
N	2,890	2,890	2,890	2,890

- 1) 변수에 대한 설명은 제Ⅲ장을 참조
- 2) ()안은 t 값임.
- 3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미함.

<표 4>의 결과를 종합하면, 각 기업이 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 조세회피 전략을 모방할 것이라는 가설 2는 현금유효세율(CETR)과 장기현금유효세율(LCETR)에 대해서만 지지되고 있다.

다. 가설 2A의 검증 결과

<표 4>의 결과에서 보듯이, 국내의 기업은 실질적인 세금부담을 의미하는 현금유효세율(CETR)과 장기현금유효세율(LCETR)의 경우에 산업 평균보다 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세전략을 따르는 것으로 나타났지만, 기업의 조세정보는 시장에 공개되지 않기 때문에 기업이 다른 기업의 조세회피 전략을 모방하기 위해서는 조세정보에 접근할 수 있는 경로를 이용할 가능성이 높을 것이다. 따라서 본 연구에서는 감사인이라는 사회적 경로를 고려하여 각 기업의 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략 모방에 대한 가설 2A를 검증하였다. 이를 위해 상품시장 지배력이 높지 않은 기업 2,890개를 대상으로 각 기업의 감사인과 상품시장 지배력이 높은 기업의 감사인이 동일한 경우와 아닌 경우로 구분하여 분석하였다.

<표 5>에 의하면 각 기업의 감사인과 상품시장 지배력이 높은 기업의 감사인이 동일한 경우 TAX 변수가 현금유효세율(CETR)일 경우에서 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 TAX 변수(Leader)의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값으로 나타났다. 이는 기업들이 자신의 감사인을 통하여 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략에 접근할 수 있기 때문인 것으로 해석할 수 있을 것이다. 각 기업의 감사인과 상품시장 지배력이 높은 기업의 감사인이 동일하지 않은 경우에는 어떠한 조세회피 변수에 대해서도 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 TAX 변수(Leader)의 회귀계수가 유의한 값을 나타내지 않았다. 이는 상품시장 지배력이 높은 기업과 감사인을 공유하지 않는 기업의 경우에는 상품시장 지배력이 높은 기업의 과세정보에 대한 접근성이 떨어지기 때문이라고 추정할 수 있다.

<표 5>의 결과를 종합하면, 가설 2A에서 예측한 바와 같이 상품시장 지배력이 높은 기업의 현금유효세율(CETR)과 관련한 조세회피 전략에 대한 모방은 감사인이라는 사회적 경로를 통해 이루어지는 것을 알 수 있다. 이는 국내시장에 법인세산출내역이 공시되지 않으므로 감사인 등을 제외하고는 다른 기업의 조세전략에 대한 정보에 접근하는 것이 어려운 현실이 그 원인으로 보인다. 또한, 이 결과는 기업의 조세회피 전략 선택 결정에 있어서 감사인의 역할을 간접적으로 보여주는 결과라고 추정할 수 있다. 감사인을 통한 장기현금유효세율(LCETR)의 모방에 대해서는 유의한 결과가 나타나지 않았는데 이는 감사인 선임 의무기간 등과 같은 감사제도적인 요인에 기인한 결과라고 추정할 수 있다. 감사인 선임 의무기간이 3년이므로 실무적으로 감사인 교체 등의 이유로 인해 장기적인 조세전략을 모방하기 어렵기 때문인 것으로 해석될 수 있을 것이다.

〈표 5〉 조세회피의 모방 : 감사인의 공유

	Sharing Auditors				Not Sharing Auditors			
	ETR	CETR	LETR	LCETR	ETR	CETR	LETR	LCETR
Constant	-0.1576 (-3.401)***	0.1228 (1.232)	-0.0070 (-0.463)	0.0176 (0.591)	-0.3842 (-4.614)***	-0.1231 (-0.588)	-0.0369 (-1.168)	0.0027 (0.051)
Leader	0.0214 (0.170)	0.3796 (2.255)**	0.0161 (0.292)	0.0525 (0.670)	0.2924 (1.619)	0.1451 (0.765)	0.0782 (0.931)	0.1812 (1.440)
IND	0.1508 (1.053)	-0.1731 (-0.831)	-0.0317 (-0.541)	0.0400 (0.406)	-0.1253 (-0.699)	0.2634 (1.176)	-0.1185 (-1.257)	-0.0966 (-0.805)
Tax(t-1)	0.4872 (15.922)***	-0.0315 (-1.325)	0.8975 (69.647)***	0.7168 (40.869)***	0.5013 (11.041)***	-0.0468 (-1.104)	0.8991 (43.956)***	0.7259 (22.344)***
Year dummies	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Control Variables	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²	0.3131	0.1888	0.8760	0.6954	0.4084	0.1589	0.8803	0.7165
F value	28.0500***	14.9424***	328.1929***	133.3849***	17.2851***	4.4618***	151.0722***	56.3877***
N	2,200	2,200	2,200	2,200	690	690	690	690

1) 변수에 대한 설명은 제III장을 참조

2) ()안은 t 값임.

3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미함.

4. 추가 분석

본 연구에서 상품시장 지배력을 나타내는 독립변수(PCM)는 가격과 한계비용의 차이(price-cost margin)를 이용한 러너지수(Lerner Index)로서 영업이익을 매출액으로 나눈 값에서 산업 평균을 차감한 값으로 측정하였다. 그러나 최종 표본을 세무보고이익, 법인세비용, 현금납부액이 양(+)인 기업, TS2000에서 감사인이 제공한 비감사용역 내역을 제공받을 수 있는 기업으로 선정하는 과정에서 상당한 규모의 표본이 줄어들었으며, 경쟁도 등 산업의 특성에 따라 PCM이 산업별로 고르게 분포하지 못할 가능성이 존재한다. 따라서 산업별 효과를 통제하기 위해 산업 더미 변수를 포함한 OLS 모형을 적용하여 본 연구의 가설의 강건성을 검증하였다.

<표 6>은 OLS 모형을 이용한 가설 검증 결과를 보여주고 있다. 분석 결과, 본 연구의 Firm Clustering을 이용한 주 분석 결과와 대체로 일치된 패턴을 보여주고 있으며 결과의 유의성은 더 높게 나타났다.

<표 6> OLS 모형을 이용한 가설 검증

<Panel A> 가설 1의 검증				
	ETR	CETR	LETR	LCETR
Constant	-0.2810 (-5.057) ^{***}	-0.0298 (-0.274)	-0.2137 (-5.517) ^{***}	-0.1495 (-3.050) ^{***}
PCM	0.0216 (1.050)	-0.1294 (-3.215) ^{***}	-0.0298 (-2.077) ^{**}	-0.0791 (-4.355) ^{***}
Year dummies	Included	Included	Included	Included
Industry dummies	Included	Included	Included	Included
Control Variables	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²	0.1980	0.1623	0.3260	0.3144
F value	29.2557 ^{***}	23.1654 ^{***}	56.3407 ^{***}	53.4726 ^{***}
N	4,235	4,235	4,235	4,235

1) 변수에 대한 설명은 제Ⅲ장을 참조

2) ()안은 t 값임.

3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미함.

〈표 6〉 OLS 모형을 이용한 가설 검증 (계속)

<Panel B> 가설 2의 검증				
	ETR	CETR	LETR	LCETR
Constant	-0.0483 (-0.630)	0.1128 (0.793)	0.0393 (1.328)	0.0216 (0.474)
Leader	0.0559 (0.448)	0.3358 (2.589)***	-0.0206 (-0.393)	0.1367 (1.981)**
IND	-0.4815 (-2.631)***	-0.3141 (-1.811)*	-0.2239 (-2.929)**	-0.1013 (-1.079)
Tax(t-1)	0.4889 (27.951)***	-0.0361 (-1.992)**	0.8960 (117.550)***	0.7188 (62.620)***
Year dummies	Included	Included	Included	Included
Industry dummies	Included	Included	Included	Included
Control Variables	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²	0.3403	0.1814	0.8782	0.7016
F value	39.2126***	17.4119***	534.8982***	175.1801***
N	2,890	2,890	2,890	2,890

1) 변수에 대한 설명은 제Ⅲ장을 참조

2) ()안은 t 값임.

3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미함.

〈표 6〉 OLS 모형을 이용한 가설 검증 (계속)

<Panel C> 가설 2A의 검증		Sharing Auditors				Not Sharing Auditors			
		ETR	CETR	LETR	LCETR	ETR	CETR	LETR	LCETR
Constant		0.0091 (0.087)	0.1401 (0.731)	0.0591 (1.455)	0.0521 (0.830)	-0.2239 (-1.778)*	-0.0463 (-0.186)	0.0166 (0.320)	-0.0292 (-0.370)
Leader		-0.0422 (-0.251)	0.4692 (2.610)***	-0.0660 (-0.952)	0.1023 (1.135)	0.1816 (0.960)	0.1474 (0.758)	0.0406 (0.435)	0.1666 (1.440)
IND		-0.2253 (-0.882)	-0.2292 (-0.990)	-0.1614 (-1.636)	-0.0916 (-0.666)	-0.8590 (-3.171)***	-0.3047 (-1.110)	-0.4191 (-2.897)***	-0.1276 (-0.879)
Tax(t-1)		0.4807 (23.080)***	-0.0356 (-1.708)*	0.8960 (102.429)***	0.7141 (53.911)***	0.4878 (14.783)***	-0.0597 (-1.590)	0.8903 (54.521)***	0.7226 (30.040)***
Year dummies	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Industry dummies	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Control Variables	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.3137	0.1891	0.8760	0.6962	0.4227	0.1754	0.8834	0.7150
F value		26.7712***	14.1521***	399.1859***	130.2287***	13.9380***	4.7575***	134.7870***	45.3252***
N		2,200	2,200	2,200	2,200	690	690	690	690

1) 변수에 대한 설명은 제III장을 참조

2) ()안은 t 값임.

3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미함.

V. 결 론

본 연구에서는 2002년에서 2014년까지 유가증권 시장 및 코스닥 시장에 상장되어 있는 기업을 대상으로 상품시장 지배력과 조세회피의 관계 및 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세전략에 대한 다른 기업의 모방을 검증하였다. 기업의 상품시장 지배력을 측정하는 측정치로는 러너지수(Lerner Index)를 사용하였고, 조세회피를 측정하는 측정치(TAX)로는 유효세율(ETR), 현금유효세율(CETR), 장기 유효세율(LETR), 장기 현금유효세율(LCETR) 등의 다양한 유효세율 변수들을 사용하였다.

본 연구의 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 상품시장 지배력(PCM)은 조세회피 측정치 중 현금유효세율(CETR) 및 장기현금유효세율(LCETR)과 유의한 음(-)의 관계가 있었다. 이 결과는 미국 기업을 대상으로 상품시장 지배력(PCM)과 장단기의 모든 유효세율 변수 사이에 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보여준 선행연구(Kubick et al. 2014)와는 다른 결과이다. 이는 국내 환경에서는 상품시장 지배력이 높은 기업들이 회계보고상의 유효세율보다는 실질적인 세금부담을 나타내는 현금유효세율을 줄이는 조세회피 전략을 채택하고 있으며, 이 연구결과는 향후 장단기 조세회피를 연구하는 실증연구에 시사점을 제공할 것으로 기대한다.

둘째, 상품시장 지배력이 높은 기업의 전기 평균 현금유효세율(CETR) 변수 및 장기현금유효세율(LCETR) 변수와 개별 기업의 당기 현금유효세율(CETR) 변수 및 장기현금유효세율(LCETR) 변수 사이에는 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 이는 기업들이 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략 중 현금유효세율(CETR)과 장기현금유효세율(LCETR)을 낮추는 전략을 모방한다고 해석할 수 있을 것이다. 이 결과도 모든 유효세율 변수에 대하여 각 기업의 조세회피 전략에 대한 상품시장 지배력이 높은 기업의 조세회피 전략의 추가적인 영향을 확인한 미국의 선행연구(Kubick et al. 2014)의 결과와 차이를 보이고 있다. 이러한 차이는 미국과 국내에 적용되는 조세제도 및 회계기준의 차이에서 기인하였을 수 있으며 이에 대하여 향후 체계적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

마지막으로, 모방에 대한 추가적인 분석 결과는 기업이 상품시장 지배력이 높은 기업과 감사인을 공유하는 경우에만 각 기업은 상품시장 지배력이 높은 기업의 현금유효세율(CETR)을 줄이는 조세회피 전략을 모방하는 것으로 나타났다. 이는 법인세산출내역이 공시되지 않는 국내시장 상황을 고려해 볼 때 일반적으로 기업들의 조세회피 전략에 대한 정확한 정보에 접근하는 것은 감사인 등의 경로를 통하지 않고는 가능하지 않기 때문인 것으로 보인다. 이 결과는 기업의 조세회피에 있어서 감사인의 역할을 간접적으로 보여 주었다는 점에서 연구 공헌점이 있다.

참고문헌

- 고윤성 · 김지홍 · 최원욱. 2007. “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구”. 세무학연구 제24권 제2호 : 9-40.
- 고종권 · 윤성수 · 강정연 · 이광숙. 2013. “검토논문 : 실증세무연구의 개관”. 회계학연구 제38권 제2호 : 367-446.
- 권순창 · 강영옥 · 김경화. 2009. “조세회피가 기업의 부채정책에 미치는 영향”. 경영교육연구 제53권 제1호 : 129-152.
- 기은선 · 이광숙. 2016. “장기적인 조세회피 관리 능력이 기업 가치에 미치는 영향”. 경영학연구 제45권 제4호 : 1407-1434.
- 김진희 · 정재욱. 2006. “기업의 재무적 특성이 조세회피행위에 미치는 영향”. 세무학연구 제23권 제4호 : 97-123.
- 박종국 · 김 혁. 2007. “대규모기업집단의 소득이전과 조세부담”. 경영연구 제22권 제1호 : 175-201.
- 박종국 · 김갑순. 2015. “감사인의 산업전문성이 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”. 세무와 회계저널 제16권 제6호 : 295-331.
- 성낙일 · 권태구. 2007. “OECD 이동통신시장에 있어서 시장집중도, 기업이윤 및 규제정책”. 산업조직연구 제15권 제1호 : 107-139.
- 오광욱 · 정광화 · 김현아. 2015. “재무보고이익-세무보고이익의 차이와 경영자의 가결산 공시 정보의 특성”. 세무와 회계저널 제16권 제6호 : 77-107.
- 유상열. 2010. “회계이익-과세소득 차이에 영향을 미치는 기업특성”. 회계저널 제19권 : 107-139.
- 이 건 · 신재은 · 이만우. 2015. “임원의 세무전문성이 기업의 조세회피에 미치는 영향”. 세무와 회계저널 제16권 제3호 : 137-170.
- 이문성 · 최이규. 2002. “후발기업의 모방전략, 환경특성 및 경영성과의 상호관련성 연구”. 경영학연구 제31권 제2호 : 405-429.
- 이영한 · 윤성만. 2011. “조세유인과 비조세유인이 기업의 외부감사인 제공 세무서비스 구매의 결정에 미치는 영향”. 회계학연구 제36권 제2호 : 185-219.
- 전주성 · 왕승현. 2012. “시장 경쟁과 지대가 기업의 조세회피에 미치는 효과”. 세무학연구 제29권 제3호 : 45-78.
- 정운오 · 고종권 · 김갑순 · 노희천. 2006. “세무조정자료의 분석을 통해 살펴본 우리나라 기업의 재무이익과 세무이익의 차이”. 회계학연구 제31권 제4호 : 203-238.
- Akdogu, E., and P. MacKay. 2012. Product marktes and corporate investment : Theory and evidence. *Jornal of Banking and Finance* 36 (2) : 439-453.
- Bain, J. 1951. Relation of profit rate to industry concentration : American manufacturing, 1936

- 1940. *The Quarterly Journal of Economics* 65 (3) : 293—324.
- 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., and I. MacMilan. 1992. Nonresponse and delayed response to competitive moves : The roles of competitor dependence and action irreversibility. *Academy of Management Journal* 35 (3) : 539—570.
- Chen, S., 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.
- Chua, W. F., and R. Petty. 1999. Mimicry, director interlocks, and the interorganizational diffusion of a quality strategy : A note. *Journal of Management Accounting Research* 11 : 93.
- Davis, G., and H. Greve. 1997. Corporate elite networks and governance changes in the 1980s. *American Journal of Sociology* 103 (1) : 1—37.
- Dhaliwal, D. S., S. X. Huang, W. Moser, and R. Pereira. 2011. Corporate tax avoidance and the 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.
- Gaertner, F, S. Laplante, and D. Lynch. 2016. Trends in the sources of permanent and temporary book—tax differences during the shedule M—3 era. *National Tax Journal* 69(4) : 785—807.
- Galaskiewicz, J., and S. Wasserman. 1989. Mimetic processes within an interorganizational field : Anempirical test. *Administrative Science Quarterly* 34 : 454—479.
- Graham, J. R. and A. Tucker. 2006. Tax shelters and corporate debt policy. *Journal of Financial Economics* 81 (3) : 563—594.
- 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.
- Henry, E, M. Massel, and E. Towery. 2016 Increased tax disclosures and corporate tax avoidance. *Natioanl Tax Journal* 69(4) : 809—830.
- Hou, K., and D. Robinson. 2006. Industry concentration and average stock returns. *Journal of Finance* 61 (4) : 1927—1956.

- Kahneman, D. and A. Tversky. 1979. Prospect Theory : An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica* 47 : 263–291.
- Kubick, T. R., D. P. Lynch, M. A. Mayberry, and T. C. Omer. 2014. 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.
- Manzon G. B., and G. A. Plesko. 2002. The Relation Between Financial and Tax Reporting Measures of Income. *Tax Law Review* 55 (2) : 175–555.
- McGuire, S., T. Omer, and D. Wang. 2012. Tax avoidance : Does tax–specific industry expertise make a difference? *The Accounting Review* 87 (3) : 975–1003.
- McGuire, S., T. Omer, and J. Wilde. 2014. Investment opportunity sets, operationg uncertainty, and capital market pressure : Determinants of investments in tax shelter acivities? *Journal of the American Taxation Association* 36 (1) : 1–26
- Mills, L. and R. Newberry. 2001. The influence of tax and nontax costs on book–tax reporting differences : public and private firms. *The Journal of the American Taxation and Association* 23 (1) : 1–9.
- Phillips, J., M. Pincus, and S. Rego. 2003. Earning Management : New Evidence Based on Deferred Tax Expense. *The Accounting Review* 78(2) : 491–521.
- Plesko, G. A. 2002. Reconciling Corporation Book and Tax Net Income, Tax Year 1996–1998. *SOI Bulletin* 21 (4) : 1–16.
- Plesko, G. A. 2004. Corporate tax avoidance and the properties of corporate earnings. *National Tax Journal* 57 (3) : 729–738.
- Peress, J. 2010. Product market competition, insider trading and stock market efficiency. *Journal of Finance* 65 (1) : 1–43.
- Seidman, J. 2008. Interpreting fluctuations in the book–tax income gap as tax sheltering : Alternative explanations. Working paper, Massachusetts Institute of Technology.
- Shepherd, W. 1970. *Market Power and Economic Welfare : An Introduction*. New York, NY : Random House.
- Zhang, S., and A. B. Markman. 1998. Overcoming the early entrant advantage : The role of alignable and nonalignable differences. *Journal of Marketing Research* : 413–426.

The Effect of Product Market Power on Tax Avoidance

Su In Kim^{*} · Mina Kim^{**} · Chung Kweon Kim^{***}

—〈Abstract〉—

Product market power is a firm's ability to determine the price, quality and nature of the product, which allows the firm to engage in riskier decision makings. As tax avoidance is also a risky decision making with potentially high return, product market power provides greater incentives for firms to engage in tax avoidance. Using a sample of 4,235 company-year observations spanning fiscal years 2002 through 2014, we examine the impact of product market power on tax avoidance. We also explore whether the product market leaders'tax avoidance strategies influence the tax avoidance strategies of other firms. In addition, we further examine how firms mimic product market leaders'tax avoidance strategies. We measure a firm's product market power using the industry-adjusted, firm specific price-cost margin (PCM) called lerner index. We employ four tax avoidance measures : book effective tax rate(ETR), cash effective tax rate(CETR), long-run book effective tax rate(LRETR), and long-run cash effective tax rate(LRCETR).

Our findings are summarized as follows. First, we find that PCMs are negatively related to CETR and LCETR measure only, partially supporting our hypothesis that product market power is positively related to tax avoidance. Second, we find that firms'CETR and LCETR is associated with the product market leaders'prior-year CETR and LCETR. Finally, we find that mimicking of the tax avoidance strategies of product market leaders occur only when firms share external auditors with product market leaders. We speculate that the result is due to auditors'accessibility to the information about market leaders'tax strategies.

This study contributes to multiple research literatures. Our study provides empirical evidence on the relation between product market power and tax avoidance of Korean firms. We also contribute to the literature by providing evidence that mimicry of tax avoidance strategy is made through interlocking auditors.

〈Key words〉 Product Market Power, Tax Avoidance, Mimicry of Tax Avoidance, Auditor

* Researcher, Ewha School of Business Management Center, KICPA, amurtat2@hotmail.com, First Author

** Master, School of Business, Ewha Womans University, lovelymin019@naver.com, Co-author

*** Professor, School of Business, Ewha Womans University, acckim@ewha.ac.kr, Corresponding Author