

조세피난처 투자자가 투자 기업 및 주식시장에 미치는 영향*

The Effects of Stock Holdings and Trading by Tax Haven Investors

정 호 성** · 김 순 호***

Hosung Jung · Soon Ho Kim

본 연구는 조세피난처 투자자의 지분보유 및 주식거래가 투자기업과 주식시장에 미치는 영향을 분석하였다. 조세피난처 투자자의 지분보유가 투자기업에 미치는 영향은 기업가치, 기업지배구조, 배당 및 투자, 주식유동성, 효율성, 기업고유위험(idiosyncratic risk)의 측면에서 확인하였다. 조세피난처 투자자의 주식거래가 주식시장에 미치는 영향은 주식거래를 총거래량, 매수, 매도, 순매수의 네 가지 형태로 분류하여 주식시장 유동성과 변동성 측면에서 확인하였다.

본 논문의 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 조세피난처 투자자의 대량 보유 공시 이후 기업 가치 변화는 국내 투자자의 경우나 조세피난처외 외국인투자자의 경우와 매우 상이한 것으로 드러났다. 그러나 조세피난처 투자자의 지분 보유 확대가 투자기업의 기업가치를 낮춘다는 통계적 증거는 발견되지 않았다. 둘째, 조세피난처 투자자의 지분 보유는 투자기업의 기업지배구조를 악화시키고, 정보적 효율성을 개선하는 것으로 확인되었다. 배당 및 R&D 투자, 주식유동성, 기업고유위험과의 통계적 연관성은 확인되지 않았다. 셋째, 조세피난처 투자자의 주식 거래는 국내투자자나 조세피난처외 외국인투자자와 달리 주식시장 유동성을 악화시키고 변동성을 높이는 것으로 나타났다.

국문 색인어: 기업가치, 기업지배구조, 변동성, 유동성, 조세피난처 투자자

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050702, B050703, B050704

* 논고 작성에 많은 도움을 주신 최운규 한국은행 경제연구원장(전), 박진수 한국은행 경제연구원 부원장(전), 강종구 한국은행 경제연구원 금융통화연구실장(전)에게 감사를 표한다. 또한 유익한 논평을 주신 단국대 양철원 교수, 서울시립대 김정민 교수에게 감사를 표한다. 본 논문에 혹시 남아 있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힌다.

* 이 논문은 2016년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행되었다(NRF-2016S1A5A8019530).

* 이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성되었다.

** 한국은행 경제연구원 금융통화연구실 연구위원(hschung@bok.or.kr), 주저자

*** 부경대학교 경영대학 경영학부 조교수(kimsoonho@pknu.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2017. 01. 10, 논문 최종 수정일: 2017. 01. 25, 논문 게재 확정일: 2017. 02. 13

I. 서론

한국 주식시장은 외환위기 직후인 1998년 이후 외국인투자자에게 완전 개방됨에 따라 한국 주식시장에서 차지하는 외국인투자자의 비중이 2015년 9월 코스피 시장에서 시가총액을 기준으로 32.06%, 주식수를 기준으로 16.78%, 코스닥시장에서 시가총액을 기준으로 10.09%, 주식수를 기준으로 5.52%을 차지하고 있다.

한편 글로벌 금융위기 이후 일부 조세피난처¹⁾ 투자자의 조세회피에 대한 우려와 더불어, 공개 정보가 부족한 조세피난처 투자자가 글로벌 금융시장에 미치는 영향에 대한 관심이 증가하였다²⁾. 조세피난처를 이용하는 투자자는 조세를 회피하기 위한 목적을 갖고 있거나 조세피난처의 낮은 투명성과 비밀주의를 악용, 내부정보를 이용하여 차익을 얻고 주가조작에 참여하는 등 편법적이고 불법적인 불공정 거래의 유인이 있는 것으로 지적되어 왔다. 실제로 조세피난처 투자자의 주식시장에서 불법 행위는 다양한 사례로 확인된바 있다. 예를 들어 국내투자자가 외국인투자자로 위장, 기업 공개(IPO)에 기관 자격으로 참가하여 청약하거나 미공개 내부정보를 이용하여 매매하는 등의 행위가 있다. 또한 주식 양도차익에 대한 과세나 법인세, 종합소득세 등의 각종 세금을 회피하는 등의 탈세 행위, 회사자금을 은닉하여 비자금을 조성하는 등의 불법적 행위가 대표적인 사례이다³⁾. Hoi et al.(2013)는 조세회피성향이 높은 기업은 CSR(corporate social responsibility)과 관련한 활동성이 낮음을 지적한바 있는데, CSR이 기업에 미치는 영향은 평판효과, 소비자인지, 기업지배구조 등을 포함하여 다양한 경로가 있다(Lii and Lee, 2012; Servaes and Tamayo, 2013; Orlitzky et al., 2003; Margolis et al., 2009). 이러한 조세피난처 투자자의 행태적 특성을 감안할 때, 이들을 일반적인 외국인투자자와 분리

- 1) 많은 국가에서 투자 유치를 위해 그 지역 내에서 활동하는 투자자나 기업에게 면세 또는 낮은 세금을 부과하는 특혜를 제공하는데 이러한 특혜가 제공되는 지역 및 범위를 조세피난처라고 부른다.
- 2) G20 정상들은 G20 런던 정상회의 선언문(2009. 4. 2)에서 “회원국의 재정과 금융시스템을 보호하기 위해 조세피난처를 포함한 비협조적 지역(non-cooperative jurisdiction)에 대한 제제조치를 취할 것”과 “은행의 비밀보호(banking secrecy) 시대는 종료되었음”을 선언한다.
- 3) 금융감독원, 2014년 6월 18일 정례 브리핑.

하여 다른 투자 및 거래주체로 간주할 필요가 있다. 본 연구는 외국인투자자에서 분리한 조세피난처 투자자의 투자 및 거래 행위가 투자기업이나 주식시장에 미치는 영향을 구체적으로 밝히는데 초점을 두고 있다.

그간 외국인투자자가 한국 기업 및 주식시장에 미치는 영향에 대해 여러 연구에서 고찰되어온 바 있으나 조세피난처 투자자를 대상으로 한 연구는 양철원(2015)를 제외하고 국내 및 국외에서 거의 전무하였다. 설원식, 김주현(2007)은 외국인투자자의 경영참가 공시가 기업가치를 높인다고 주장하였다. 박준우(2011) 역시 외국인투자자의 지분소유가 국내기업의 재무성과 및 기업가치에 유의한 양(+)의 효과를 미친다고 주장하였다. 오대혁(2014)은 유사한 결과를 보고하며 기업 지배구조에 있어 외국인투자자가 중요한 역할을 한다고 주장하였다. 한영영, 남수희, 이장우(2012)는 외국인투자자의 지분율과 배당성향 간에는 통계적으로 유의한 양의 관계가 있다고 밝혔다. 강신애(2012)는 외국인 대량지분 투자자가 존재하는 경우 연구개발투자가 증가하는 것으로 나타났다고 주장하였다. 박경서, 이은정(2006)은 외국인 지분율의 증가는 배당을 줄이고 투자를 촉진하는 성향이 있음을 보이고 이와 같은 결과는 기업지배구조의 개선을 통해 유도된다고 보고하였다. 한편 외국인투자자가 한국 주식시장에 미치는 영향은 다음과 같은 연구에서 논의되었다. Choe, Kho and Stulz(1999)는 한국 주식시장에서 1997년 외환위기 기간 동안 외국인투자자가 주식시장의 안정성을 저해하는지 조사하였다. 분석결과 외국인투자자가 주식시장의 안정성을 해치고 있다는 증거는 없다고 보고하였다. 반면 Richards(2005)는 한국을 포함하여 아시아 5개 시장을 대상으로 외국인투자자의 순매수가 가격 충격을 유발하는지 확인하였고 한국을 포함한 몇몇 국가에서 실증적 증거가 존재한다고 보고하였다. 양철원(2015)은 조세피난처로부터의 자본흐름이 한국 주식시장에 미치는 영향을 가격충격과 변동성 측면에서 확인하였다. 조세피난처외국인의 대규모 순매수와 순매도거래는 사건일 당일 주가에 유의한 가격충격을 일으켰고, 조세피난처 외국인의 거래가 증가할수록 주식 변동성이 증가함을 확인하였다.

본 연구는 조세피난처를 경유하는 투자자의 지분 보유 확대가 투자기업에 미치

는 영향을 확인하고 일상적 거래 행위가 주식시장에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로 조세피난처 투자자의 지분 보유가 투자기업의 기업가치, 기업지배구조, 배당 및 투자, 주식유동성, 효율성, 기업고유위험(idiosyncratic risk)에 미치는 영향을 확인하였다. 또한 조세피난처 투자자의 주식거래를 총거래량, 매수, 매도, 순매수의 네 가지 형태로 분류하여 이들이 주식 시장의 유동성과 변동성에 미치는 영향을 확인하였다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 조세피난처 투자자가 기업 지분 대량 보유 공시를 할 때 이후 기업 가치 변화는 국내 투자자의 경우나 조세피난처외 외국인투자자의 경우와 상이한 것으로 드러났다. 그러나 조세피난처 투자자의 지분 보유 확대가 투자기업의 기업가치를 낮춘다는 통계적 증거는 확인되지 않았다. 둘째, 조세피난처 투자자의 지분 확대는 투자기업의 기업지배구조를 악화시키는 것으로 확인되었는데 구체적으로 주주권리 및 이사회 질을 낮추는 것으로 나타났다. 또한 조세피난처 투자자의 지분 확대는 정보적 효율성을 개선하는 것으로 확인되었다. 배당 및 R&D 투자, 주식유동성, 기업고유위험과의 통계적 연관성은 확인되지 않았다. 셋째, 조세피난처 투자자의 주식 거래는 국내투자자나 조세피난처외 외국인투자자와 달리 주식시장 유동성을 악화시키고 변동성을 높이는 것으로 확인되었다.

그간 일부 조세피난처 투자자의 불공정거래 행위가 다양한 사례로 확인된 바 있어 금융감독당국이 투명성을 확보하는 등의 법개정을 해왔는데 이러한 조치가 본 연구에서 확인된 부정적 영향까지 해결할 수 있을지에 대해 향후 지속적인 관찰이 필요할 것으로 보인다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 조세피난처 투자자의 국내 투자 현황 및 거래 현황, 투자기업의 기초통계량을 살펴본다. III장에서는 조세피난처 투자자의 지분 보유에 따라 기업에 미치는 영향을 기업가치, 기업지배구조, R&D 투자 및 배당, 유동성, 효율성, 기업고유위험의 측면에서 분석하였다. IV장에서는 조세피난처 투자자의 주식 거래에 따라 주식시장에 미치는 영향을 유동성과 변동성 측면에서 분석하였다. 마지막으로 V장에서는 결론을 제시하였다.

II. 조세피난처 투자자 투자 현황

본 장에서는 조세피난처 투자자의 국내 주식시장 투자 현황 및 조세피난처 투자자가 투자한 기업의 특성을 확인하였다. 본 연구는 기업 및 투자자별 지분 보유에 관한 데이터를 확보하기 위하여 2006년부터 2015년 6월까지 금융감독원의 주식 등의 대량보유상황보고서 유가증권시장 25,161건, 코스닥시장 31,533건을 크롤링하여 분석에 이용하였다. 주식 등의 대량보유상황보고서에는 지분 보유자의 국적을 명시하도록 되어 있어 본 연구의 목적에 부합한다. 또한 투자자별 주식 거래에 관한 데이터는 2006년부터 2014년까지 KRX에서 제공한 데이터를 이용하였다. 이 데이터는 투자자의 국적을 250개로 분류하여 투자자의 출신지를 명시하고 있다. 기업지배구조점수는 한국기업지배구조원에서 제공한 데이터를 이용하였다. 끝으로 본 연구에서는 조세피난처 분류를 위해 Dharmapala and Hines(2009)에서 제시된 리스트⁴⁾를 따랐다. 이들은 Hines and Rice(1994) 및 Diamond and Diamond(2002)와 2000년 OECD에서 제시한 조세피난처 리스트를 제공하고 있는데 본 연구에서는 이들에서 한 곳이라도 조세피난처로 분류되는 경우 조세피난처 국가로 간주하였고 총 48개 국가 혹은 지역이 조세피난처로 분류되었다.

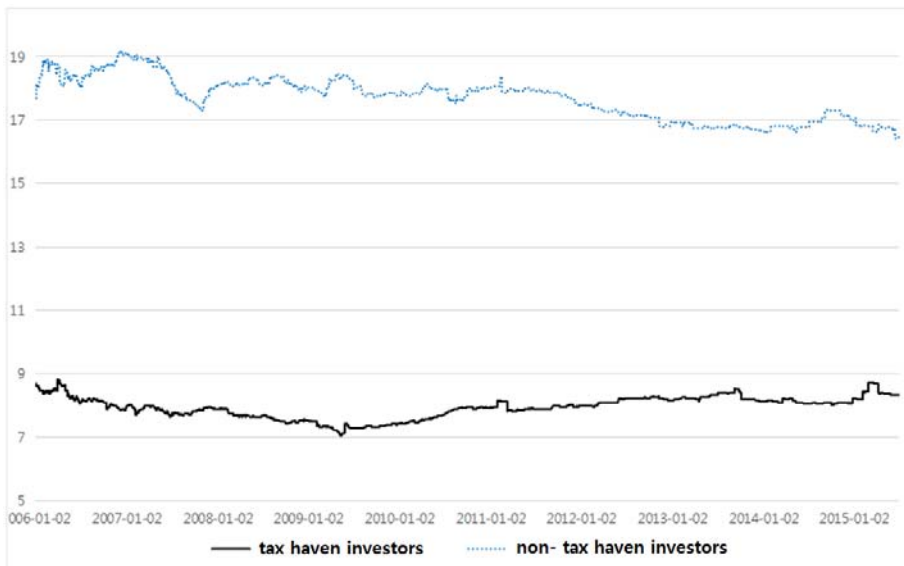
조세피난처 투자자의 2006년 1월에서 2015년 6월까지 코스피 및 코스닥 계열 주식의 평균 지분을 현황을 살펴보면 〈Figure 1〉, 〈Figure 2〉와 같다. 〈Figure 1〉 및 〈Figure 2〉의 해석에 주의할 사항은 사용된 표본이 금융감독원 주식등의대량보유상황보고서에 기초하고 있다는 점이다. 주식등의대량보유상황 보고제도는 기업 지배권 경쟁의 공정성 및 투명성을 제고하기 위해 주권상장법인이 발행한 주식을 대량보유한 자에 대해 그 보유상황을 공시하도록 하는 제도인데 이 제도는 주권

4) Andorra, Anguilla, Antigua and Barbuda, Aruba, Bahamas, Bahrain, Barbados, Belize, Bermuda, British Virgin Islands, Cayman Islands, Channel Islands, Cook Islands, Cyprus, Dominica, Gibraltar, Grenada, Hong Kong, Ireland, Isle of Man, Jordan, Lebanon, Liberia, Liechtenstein, Luxembourg, Macao, Maldives, Malta, Marshall Islands, Mauritius, Monaco, Montserrat, Nauru, Netherlands Antilles, Niue, Panama, Saint Kitts and Nevis, Saint Lucia, Saint Vincent and the Grenadines, Samoa, San Marino, Seychelles, Singapore, Switzerland, Tonga, Turks and Caicos Islands, Vanuatu, Virgin Islands(U.S.)

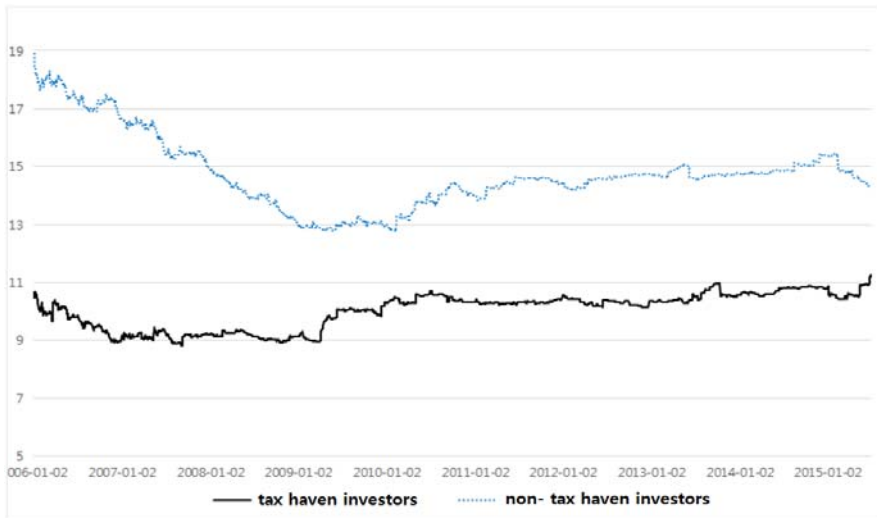
상장법인의 주식을 최초 5% 이상 보유하게 되거나 이후 보유비율이 1% 이상 변동된 경우 혹은 보유목적 등 중요사항이 변경된 경우 그 내용을 5영업일 이내 보고하도록 강제하고 있다. 따라서 <Figure 1>과 <Figure 2>에서 사용한 표본은 기본적으로 5% 이상 보유 주주를 대상으로 하고 있어 5% 미만 보유 주주는 표본에 포함되어 있지 않다.

<Figure 1>은 코스피 계열 주식의 평균 지분율 시계열을 나타낸 그래프이다. 2006년 1월에서 2015년 6월의 투자기간 동안 평균 지분율의 최저점은 7.06%, 최고점은 8.82%로 나타났다. 2009년 최저점을 보인 것은 미국발 글로벌 금융위기로 인한 안전자산 선호 때문인 것으로 보인다. 코스피 계열 주식에 대한 전체 외국인 투자에서 조세피난처 투자자의 투자 비중은 이 기간 동안 27.77%~34.36%인 것으로 확인되었다.

<Figure 1> Average holdings(%) in KOSPI stocks by investors types



〈Figure 2〉 Average holdings(%) in KOSDAQ stocks by investors types



〈Figure 2〉는 코스닥 계열 주식의 평균 지분을 시계열을 나타낸 그래프이다. 2006년 1월에서 2015년 6월 사이에 조세피난처 투자자는 평균적으로 코스닥 계열 주식을 최저 8.82%에서 최고 11.27%를 보유한 것으로 확인되었다. 반면 조세피난처외 외국인투자자는 최저 12.76%에서 최고 18.9% 보유한 것으로 확인되었다. 2006년~2015년 투자기간 동안 전체 외국인 투자에서 조세피난처 투자자의 투자 비중은 34.09%~45.06%인 것으로 확인되었다. 조세피난처 투자자의 평균 지분율은 코스피 계열의 주식보다 코스닥 계열의 주식에서 약 1~2% 더 높은 것으로 확인되었다.

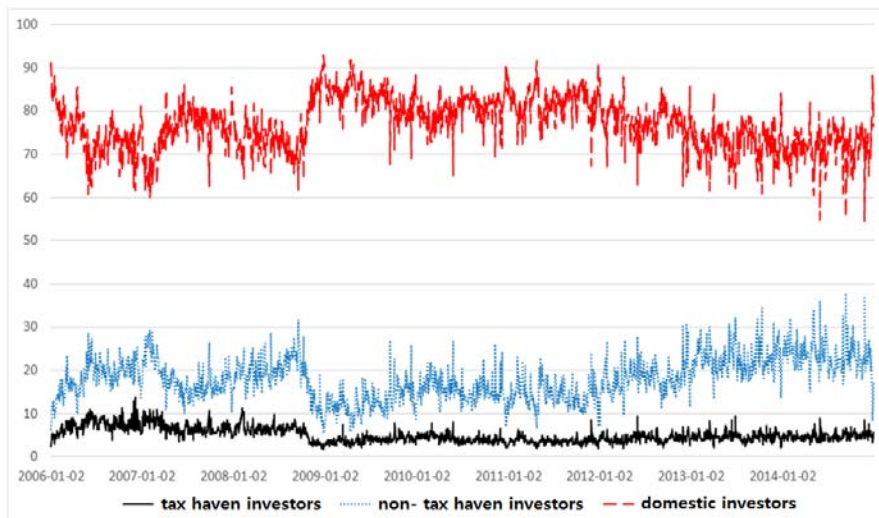
조세피난처 투자자의 2006년 1월에서 2014년 12월까지 코스피 및 코스닥 계열 주식의 거래 현황을 살펴보면 〈Figure 3〉 및 〈Figure 4〉와 같다. 여기에 사용된 표본은 KRX의 거래데이터이므로 앞서와 달리 누락된 표본 없이 전체 거래를 대상으로 하고 있다.

〈Figure 3〉은 코스피 계열 주식의 투자자별 거래 비중을 보여주고 있다. 투자자별 거래 비중은 각 투자자의 일별 매수금액과 매도금액의 합계를 당일 전체 매수금액과 전체 매도금액의 합으로 나눈 비율로 정의하였다. 조세피난처 투자자의 거래 비중은 평균 4.99%, 최저 1.65%에서 최고 13.75%를 나타내고 있다. 반면 조세피난처외 외국인투자자의 거래 비중은 평균 17.81%, 최저 5.44%에서 최고 37.83%

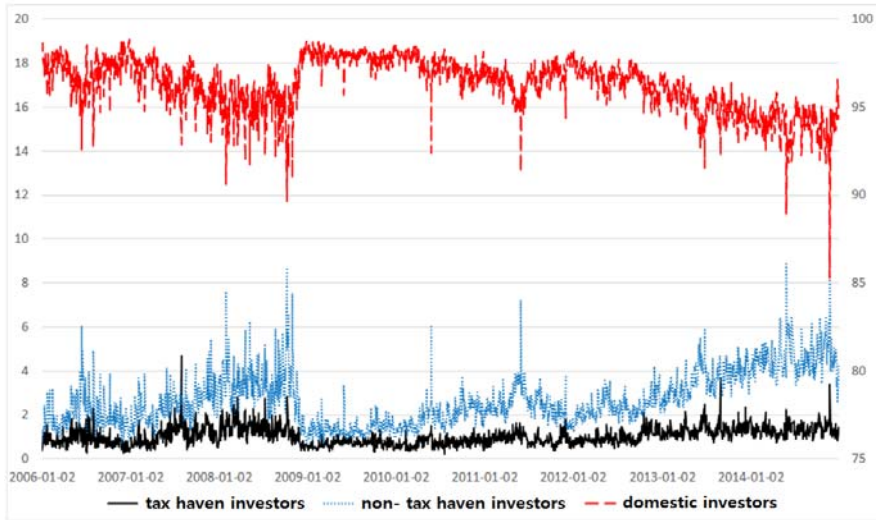
의 거래 비중을, 국내투자자는 평균 77.20%, 최저 54.65%에서 최고 92.91%의 거래 비중을 갖고 있었던 것으로 확인되었다. 표준편차로 측정한 거래 비중의 변동성은 조세피난처 투자자의 경우 1.70%, 조세피난처외 외국인투자자 4.78%, 국내투자자 5.78%를 보인 것으로 확인되었다. 이를 통해 볼 때 조세피난처 투자자가 코스피 주식시장에서 차지하는 비중이 실질적으로 크지 않고 영향력 또한 우려할만한 수준은 아닌 것으로 보인다.

〈Figure 4〉는 코스닥 계열 주식의 투자자별 거래 비중을 보여주고 있는데 코스피 주식시장의 경우보다 더욱 낮은 비중을 확인할 수 있다. 조세피난처 투자자의 거래 비중은 평균 1.03%, 최저 0.22%에서 최고 4.69%를 나타내고 있다. 반면 조세피난처외 외국인투자자의 거래 비중은 평균 2.66%, 최저 0.62%에서 최고 11.32%의 거래 비중을, 국내투자자는 평균 96.31%, 최저 85.29%에서 최고 98.90%의 거래 비중을 갖고 있었던 것으로 확인되었다. 표준편차로 측정한 거래 비중의 변동성은 조세피난처 투자자의 경우 0.40%, 조세피난처외 외국인투자자 1.17%, 국내투자자 1.47%를 갖고 있는 것으로 확인되었다. 코스닥 시장에서 조세피난처 투자자의 비중은 코스피 시장보다 더욱 작은 것으로 나타났다.

〈Figure 3〉 Trading proportion(%) in KOSPI stocks by investor types

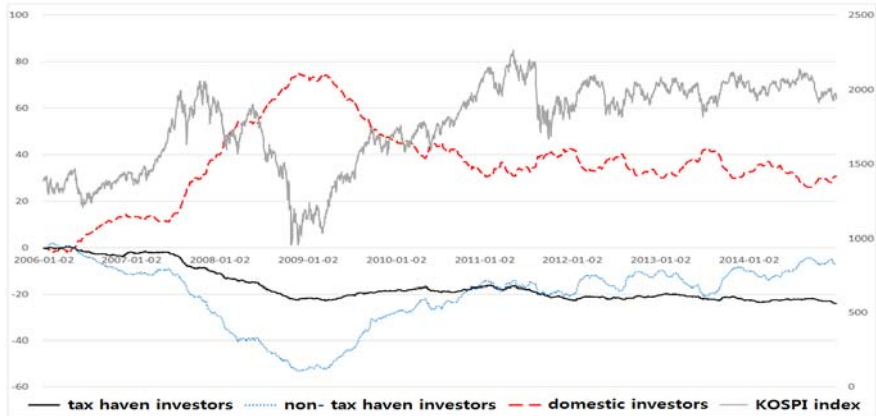


〈Figure 4〉 Trading proportion(%) in KOSDAQ stocks by investor types

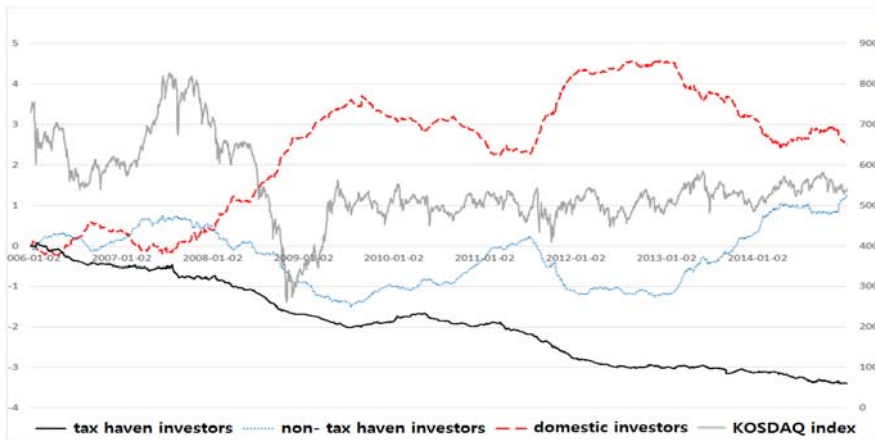


조세피난처 투자자의 2006년 1월에서 2014년 12월까지 코스피 및 코스닥 계열 주식의 누적순매수 금액을 살펴보면 〈Figure 5〉 및 〈Figure 6〉과 같다. 〈Figure 5〉에서 조세피난처 투자자는 2007년 8월부터 코스피 계열 주식을 빠르게 매도하여 2006년 1월부터 2009년 1월까지 약 23조원을 순매도 한 것으로 나타났다. 조세피난처외 외국인투자자는 같은 기간 동안 최대 53조원을 순매도한 것으로 나타났다. 반면 국내투자자는 동 기간에 75조원을 순매수하였다. 이 같은 외국인의 대량 매도는 2008년 미국의 서브프라임 모기지 부실에서 촉발된 글로벌 금융위기로 인해 외국인투자자들이 안전자산을 선호하면서 발생한 현상으로 볼 수 있다. 주가는 이 기간 동안 2000중반에서 1000까지 하락하여 외국인 매도가 주가하락에 중요한 역할을 하였음을 추론할 수 있다.

〈Figure 5〉 Cumulative net-buy of KOSPI stocks by investor types



〈Figure 6〉 Cumulative net-buy of KOSDAQ stocks by investor types



〈Figure 6〉은 코스닥 계열 주식에 대한 투자자별 누적순매수 금액을 나타내고 있다. 코스피의 경우와 전체적으로 유사한 흐름을 보이고 있는데 한 가지 특징적인 점은 조세피난처 투자자가 표본이 시작되는 2006년 1월부터 코스닥 계열 주식에 대해 지속적인 순매도를 보인다는 점이다. 지분율은 지속적으로 하락하지 않음에도 불구하고 순매도가 누적적으로 증가하고 있는 점은 조세피난처 투자자가 지속적인 수익을 얻고 있기 때문인 것으로 보인다. 조세피난처 투자자가 지속적

인 수익을 얻는 이유가 고위험 주식 보유에 따른 보상 때문인지 정보적 우위 때문 인지는 본 연구의 범위를 벗어나므로 추후 연구를 통해 밝힐 수 있을 것으로 보인다.

〈Table 1〉은 금융감독원에 주식등의대량보유상황보고서를 제출한 투자자의 코스피 및 코스닥 계열 보유 기업에 관한 기초통계량을 나타내고 있다. 주식등의대량보유상황보고서는 5% 이상 보유하거나 1% 이상 지분 변동이 발생한 경우 제출하도록 되어 있으므로 〈Table 1〉의 기초통계량은 투자자별로 5% 이상 보유한 기업의 기초통계량을 의미한다. 〈Table 1〉에 따르면 조세피난처 투자자는 국내투자자보다 더 큰 규모의 기업에 투자하는 경향이 있다. 이는 코스닥 계열 주식 보유에서도 유사하게 나타났다. 또한 기업지배구조 점수가 더 높고 주식의 비유동성 지표로 흔히 이용되는 Amihud의 유동성 대용치(Amihud, 2002)가 더 낮은 주식에 투자하는 경향이 있다. 외국인투자자의 입장에서는 국내 투자자에 비해 정보 입수가 불리하기 때문에 추후 자산 재조정(rebalancing)에 대비하기 위해 투명성이 높고 유동성이 원활한 기업에 투자하는 것이 당연한 전략이라고 볼 수 있다.

조세피난처 투자자는 국내투자자에 비해 배당성향이 낮은 주식에 투자하지만 ROA(return on assets), 당기순이익 및 현금흐름이 더 높은 주식에 투자하는 경향을 나타냈다. 이는 조세피난처 투자자가 수익성과를 중요한 투자 결정 기준으로 삼고 있음을 시사한다.

〈Table 1〉 Summary statistics

	KOSPI stocks			KOSDAQ stocks		
	Domestic investors	Tax haven investors	Non-tax haven investors	Domestic investors	Tax haven investors	Non-tax haven investors
Number of firms (Annual average)	708.18	166.64	281.45	1018.73	193.18	273.55
Average ownership(%)	73.64	7.97	17.16	67.65	9.87	14.39
Large shareholder ownership(%)	42.16	37.02	39.03	37.05	32.56	32.98
Domestic institutional investors ownership(%)	14.66	12.38	12.70	11.78	11.31	11.72
Foreign institutional investors ownership(%)	8.99	9.72	10.77	11.12	12.29	11.35
Total Asset (hundred mil. won)	4,551	6,075	8,495	130	173	194
Market cap. (hundred mil. won)	1,248	1,778	2,262	95	153	168
Market to Book value	1.22	1.37	1.27	1.82	1.51	2.00
Tobin Q	1.06	1.13	1.11	1.41	1.50	1.52
Leverage	0.52	0.55	0.53	0.45	0.45	0.46
ROA(%)	3.77	4.92	4.42	0.67	1.76	1.28
Payout ratio	37.00	34.64	31.64	34.40	34.35	27.37
Net income (hundred mil. won)	97.86	141.09	197.52	0.68	2.06	2.81
Free Cash flow (hundred mil. won)	194.90	282.39	360.60	5.69	8.55	11.56
R&D expenditure (hundred mil. won)	69	76	125	3	6	6
Corporate governance score	111.19	121.38	121.35			
Amihud's illiquidity measure	696.88	205.84	298.98	2619.06	446.70	1024.57

III. 조세피난처 투자자가 투자 기업에 미치는 영향

1. 기업가치 측면

본 연구는 조세피난처 투자자의 지분 확대가 기업 가치에 미치는 영향을 확인하기 위하여 사건연구를 주요 방법론으로 채택하였다. 방법론을 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 사건일은 투자자가 금융감독원에 제출한 주식등의대량보유상황보고서가 공시된 날을 기준으로 하였다. 사건일(event day) 시점에 시장 수익률을 이용한 누적비정상수익률(cumulative abnormal return)은 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned}\overline{CAR} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_{i,T} \\ CAR_{i,T} &= \sum_{t=1}^T AR_{i,t} \\ AR_{i,t} &= R_{i,t} - R_{m,t}\end{aligned}$$

시장모형(market model)을 이용한 누적비정상수익률은 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned}\overline{CAR} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_{i,T} \\ CAR_{i,T} &= \sum_{t=1}^T AR_{i,t} \\ AR_{i,t} &= R_{i,t} - E(R_{i,t}) \\ E(R_{i,t}) &= \alpha_i + \beta_i R_{m,t}\end{aligned}$$

이때 $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i$ 은 이벤트 시작 전 11일에서 240일 전의 일별데이터와 시장포트폴리오 수익률을 이용하여 사전추정(pre-estimation)하였다. <Table 2>는 투자자별 대량의 주식 보유 공시에 따른 누적비정상수익률을 보여주고 있다. <Table 2>의 Panel A 및 <Figure 7>은 특정 투자자가 1% 미만의 지분을 보유하다가 10% 이상의 지분을 보유하고 있다고 공시한 경우에 공시일을 기준으로 투자자별 누적비정상수익률을 나타내고 있다. <Table 2>의 결과에서 주목할 것은 투자자별 시장모형조정 누적비정상수익률이다. 국내투자자의 경우 공시 10일 전에서 5일 전까지 3.803%, 공시 10일 전에서 공시일까지 5.351%, 공시 10일 전에서 공시 후 5일까지 4.74%, 공시 10일 전에서 공시 후 10일까지 3.033%의 누적비정상수익률을 보였고

이는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 조세피난처외 외국인투자자의 경우 양의 수익률을 보이기는 하였으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 조세피난처 투자자의 경우 공시 10일 전에서 공시 후 10일까지 -3.154%의 수익률을 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다. <Table 2> Panel B와 <Figure 8>은 투자자가 1% 미만의 지분을 보유하다가 10% 이상의 지분을 보유하고 있고 동시에 최대주주, 주요주주, 사실상 지배주주로 공시한 경우에 공시일을 기준으로 투자자별 누적비정상수익률을 나타내고 있다. 국내투자자의 경우 공시 10일 전에서 5일 전까지 4.1%, 공시 10일 전에서 공시일까지 5.548%, 공시 10일 전에서 공시 후 5일까지 4.888%, 공시 10일 전에서 공시 후 10일까지 3.286%의 누적비정상수익률을 보였고 이는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 조세피난처외 외국인투자자의 경우 공시 10일 전에서 5일 전까지 2.01%, 공시 10일 전에서 공시일까지 3.58%, 공시 10일 전에서 공시 후 5일까지 3.663%, 공시 10일 전에서 공시 후 10일까지 2.765%의 누적비정상수익률을 보여 양의 누적비정상수익률을 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 반면 조세피난처 투자자의 경우 공시 10일 전에서 5일 전까지 1.109%, 공시 10일 전에서 공시일까지 -1.422%, 공시 10일 전에서 공시 후 5일까지 -1.539%, 공시 10일 전에서 공시 후 10일까지 -5.953%의 누적비정상수익률을 보여 음의 누적비정상수익률을 보였으나 역시 통계적으로 유의하지는 않았다.

본 연구의 분석결과 조세피난처 투자자가 지분을 확대하는 경우 기업 가치에 부정적 영향을 준다는 가설에 대해 통계적으로 유의한 증거는 없는 것으로 보인다. 다만 <Figure 7> 및 <Figure 8>을 통해 볼 때 조세피난처 투자자의 지분확대에 따른 주가 변화는 국내투자자나 조세피난처외 외국인투자자의 지분확대의 경우와는 뚜렷하게 다른 것을 확인할 수 있다. 이러한 차별적 주가 흐름에 대한 통계적 유의성을 본 연구에서는 확보하지 못하였는데 이는 Panel A의 조세피난처 투자자의 경우 사건 표본 77개와 Panel B의 사건 표본 35개 등 충분한 표본이 부족했기 때문일 수 있다. 상기의 차별적 주가 흐름이 시사하는 바는 조세피난처 투자자의 투자기업에 대한 지분 확대가 기업 가치에 부정적 영향을 줄 수 있음을 의미하고 향후 영향 관계에 대해 지속적인 추적관찰이 필요하다는 정책적 시사점을 제시한다.

〈Table 2〉 Cumulative abnormal returns around the large purchase announcement by investor types

This table describes the cumulative abnormal returns around the announcement of large purchase and control from the following event study. Large purchase refers to an increase in holdings from 1% or below to 10% or above.

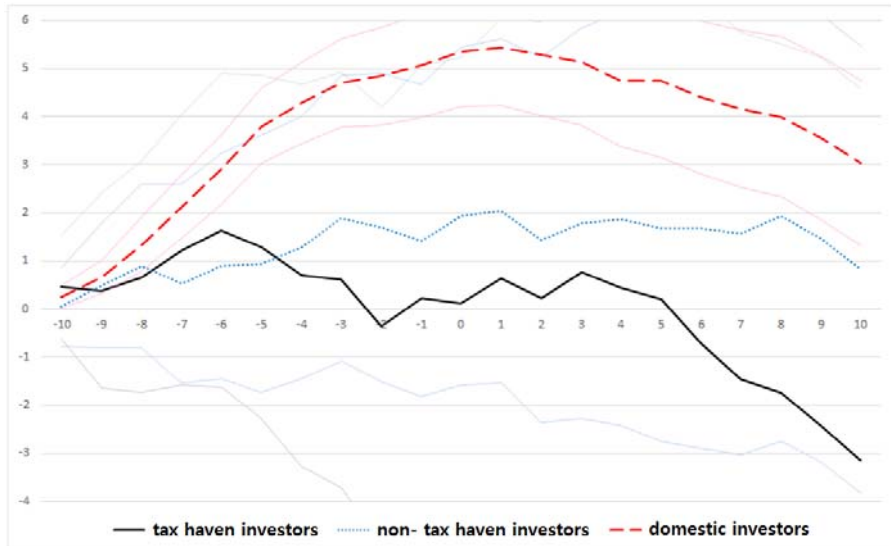
$$\overline{CAR}_X = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_{i,T}, \quad CAR_{i,T} = \sum_{t=1}^T AR_{i,t}, \quad AR_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t}$$

$$\overline{CAR}_{X,Y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_{i,T}, \quad CAR_{i,T} = \sum_{t=1}^T AR_{i,t}, \quad AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}), \quad E(R_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i R_{m,t}$$

where X and Y refer to the announcement of large purchase and that of control in Panel A and B, respectively. The numbers in parenthesis indicate t-values, and “***”, “**”, and “*” indicate statistically significant in 1%, 5%, and 10% level, respectively.

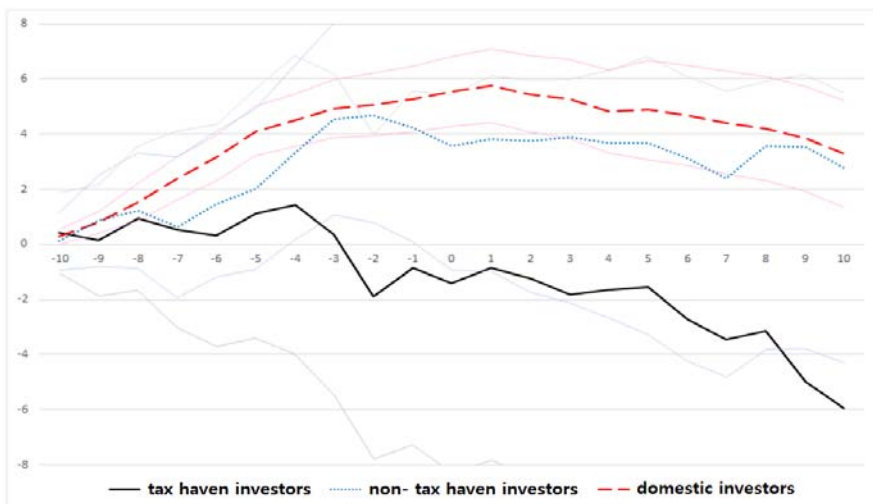
	Tax haven investors			Domestic investors			Non-tax haven investors		
	unadjusted	market adjusted	market model adjusted	unadjusted	market adjusted return	market model adjusted	unadjusted	market adjusted	market model adjusted
Panel A: announcement of large purchase									
-10~-5	2,917* (1.68)	2,453 (1.45)	1.3 (0.73)	4,361*** (11.32)	4,18*** (10.97)	3,803*** (9.65)	1,946 (1.52)	1,089 (0.84)	0.95 (0.7)
-10~0	2,974 (1.16)	2,355 (0.97)	0.127 (0.05)	6,466*** (12.06)	6,027*** (11.36)	5,351*** (9.25)	4,066** (2.42)	2,337 (1.42)	1,939 (1.09)
-10~5	4,641 (1.45)	3,282 (1.04)	0.201 (0.06)	6,379*** (8.59)	5,632*** (7.67)	4,74*** (5.88)	4,335** (2.07)	2,288 (1.11)	1,673 (0.75)
-10~10	2,402 (0.67)	1,36 (0.38)	-3,154 (-0.81)	5,15*** (6.59)	4,191*** (5.43)	3,033*** (3.45)	3,838* (1.76)	1,927 (0.91)	0,824 (0.35)
0~5	1,041 (0.72)	0,485 (0.36)	0,767 (0.34)	-0,264 (-0.63)	-0,64 (-1.54)	-1,328 (-1.55)	0,339 (0.29)	-0,007 (-0.01)	2,537 (1.24)
0~10	-1,197 (-0.63)	-1,599 (-0.87)	-0,091 (-0.02)	-1,453*** (-3.08)	-2,018*** (-4.34)	-1,846 (-1.3)	0,234 (0.19)	-0,08 (-0.07)	3,674 (1.14)
Panel B: announcement of large purchase and control									
-10~-5	3,158 (1.49)	2,453 (1.25)	1,109 (0.5)	4,61*** (10.31)	4,468*** (10.12)	4,1*** (8.99)	3,827*** (2.67)	2,899* (1.99)	2,01 (1.38)
-10~0	1,845 (0.54)	0,727 (0.25)	-1,422 (-0.42)	6,614*** (11.07)	6,22*** (10.54)	5,548*** (8.65)	7,11*** (3.17)	5,447** (2.45)	3,58 (1.58)
-10~5	3,796 (1.12)	1,832 (0.57)	-1,539 (-0.37)	6,447*** (7.59)	5,740*** (6.84)	4,888*** (5.33)	8,582** (2.58)	6,311* (1.9)	3,663 (1.06)
-10~10	1,292 (0.29)	-0,764 (-0.17)	-5,953 (-1.06)	5,265*** (5.92)	4,432*** (5.05)	3,286*** (3.32)	8,77** (2.65)	6,683* (1.98)	2,765 (0.78)
0~5	3,005 (1.34)	2,131 (1.06)	-0,767 (-0.22)	-0,461 (-0.95)	-0,819* (-1.71)	-1,6 (-1.55)	-0,027 (-0.01)	-0,507 (-0.27)	2,778 (0.75)
0~10	-0,401 (-0.13)	-1,268 (-0.45)	-6,329 (-0.92)	-1,682*** (-3.16)	-2,148*** (-4.1)	-1,888 (-1.12)	0,457 (0.25)	0,023 (0.01)	4,718 (0.79)

〈Figure 7〉 Cumulative abnormal returns around the announcement of large purchase



Note: Large purchase refers to an increase in holdings from 1% or below to 10% or above. Light solid lines indicate upper and lower bounds at the 95% significance level.

〈Figure 8〉 Cumulative abnormal returns around the announcement of large purchase and control



Note: Large purchase refers to an increase in holdings from 1% or below to 10% or above. Light solid lines indicate upper and lower bounds at the 95% significance level.

2. 기업지배구조 측면

조세피난처 투자자자의 지분 보유가 기업의 지배구조에 미치는 영향을 확인하기 위하여 식 (1)을 추정모델로 설정하였다. 식 (1)은 조세피난처 투자자의 투자기업에 대한 지분 보유가 기업지배구조, 주주권보호, 이사회, 공시, 감사, 이익공유에 미치는 영향을 확인하기 위한 계량모형이다. 주주권보호, 이사회, 공시, 감사, 이익공유는 기업지배구조 점수를 구성하는 하부 구성요소들이다. 추정방식은 패널 회귀분석을 이용하였고 고정효과(fixed effect)모형을 사용할지 확률효과(random effect)모형을 사용할지의 여부는 하우스만 테스트(Hausman Test)를 이용하여 결정하였다. 또한 Petersen(2009)의 방법을 적용해 표준오차 추정시 발생할 수 있는 편향(bias)을 제거하였다.

$$\Delta GOVERNANCE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta OWNERSHIP_{i,t} + \beta_2 \Delta OWNERSHIP_{i,t-1} + \beta_3 \Delta LARGE_{i,t} + \beta_4 \Delta INSTITUTION_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEVERAGE_{i,t} + \beta_8 year\ dummy_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

식 (1)에서 종속변수는 기업지배구조점수, 주주권보호, 이사회, 공시, 감사, 이익공유 점수의 직전 해 대비 변화량을 의미한다. $\Delta OWNERSHIP_{i,t}$ 와 $\Delta OWNERSHIP_{i,t-1}$ 은 각각 조세피난처투자자, 국내투자자, 조세피난처외 외국인투자자의 t-1기에 연평균 지분을 대비 t기에 연평균 지분율의 변화량과 t-2기에 연평균 지분을 대비 t-1기에 연평균 지분율의 변화량을 나타낸다. $\Delta LARGE_{i,t}$ 은 대주주지분율의 t-1기 연평균 지분율 대비 t기 연평균 지분율의 변화량을 의미하고 $\Delta INSTITUTION_{i,t}$ 은 기관투자자의 t-1기 연평균 지분율 대비 t기 연평균 지분율의 변화량을 의미한다. $SIZE_{i,t}$ 은 로그를 취한 기업규모, $BM_{i,t}$ 은 장부가치를 시가총액으로 나눈 값이고, $LEVERAGE_{i,t}$ 은 부채를 총자산으로 나눈 값을 의미한다. 또한 시간더미를 사용하여 매해의 경제상황을 통제하였다.

〈Table 3〉은 식 (1)을 이용하여 추정한 결과이다. 종속변수로 Panel A에서 기업지배구조점수, Panel B에서 주주권리점수, Panel C에서 이사회점수, Panel D에서 공시점수, Panel E에서 감사점수, Panel F에서 이익공유점수를 사용하였을 때, 조세피난처 투자자의 지분율 증가는 주주권리(Panel B) 및 이사회(Panel C)를 통계적으로 유의하게 악화시키는 것으로 확인되었다. 조세피난처 투자자의 지분율이

1% 증가할 때, 주주권리 점수는 10% 수준에서 유의하게 -0.1645 하락하고 이사회 의 질은 5% 수준에서 유의하게 -0.1166 하락하였다. 반면 국내투자자의 1% 지분 증가시 5% 수준에서 유의하게 주주권리가 0.0331 상승하였다. 또한 종합 기업지배구조 점수는 국내투자자의 경우 1% 지분을 상승시 5% 수준에서 유의하게 0.0495 상승함을 확인할 수 있다. 조세피난처외 외국인 투자자의 경우 t-1기에 1% 지분 상승시 1% 수준에서 유의하게 이익공유가 0.0354 증가하고, t기에 1% 지분 상승시 10% 수준에서 유의하게 -0.0283 하락하는데 합해 보면 0.0071(=0.0354-0.0283)으로 나타나 기업지배구조에 긍정적 역할을 하는 것으로 보인다. 즉, 조세피난처 투자자는 국내투자자나 조세피난처외 외국인투자자와 달리 투자기업의 기업지배구조를 악화시킬 가능성이 높은 것으로 보인다.

〈Table 3〉 The effect of tax haven investors' ownership on corporate governance

This table describes the estimation result from the following panel regression,

$$\Delta Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta OWNERSHIP_{i,t} + \beta_2 \Delta OWNERSHIP_{i,t-1} + \beta_3 \Delta LARGE_{i,t} + \beta_4 \Delta INSTITUTION_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEVERAGE_{i,t} + \beta_8 year\ dummy_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t}$$

where Y refers to corporate governance, shareholder's right, board of director, disclosure, audit, and profit sharing in Panel A, B, C, D, E, and F, respectively. The numbers in parenthesis indicate t-values, and "****", "***", and "*" indicate statistically significant in 1%, 5%, and 10% level, respectively.

	tax haven investor (t)	tax haven investor (t-1)	domestic investor (t)	domestic investor (t-1)	non-tax haven investor (t)	non-tax haven investor (t-1)	large shareholder ownership	institutional investor ownership	log(size)	market- to- book	leverage
Panel A: corporate governance											
(1)	-0.1942 (-0.62)	-0.2077 (-1.04)					-0.1005 (-1.33)	-0.0502 (-0.49)	-0.5980* (-1.7)	-0.5916 (-1.39)	-2.7552 (-1.24)
(2)			-0.0246 (-0.87)	0.0495** (2.44)			-0.2075*** (-3)	0.1322** (2.41)	-0.2039 (-1.28)	-0.1581 (-0.64)	-2.2357* (-1.88)
(3)					0.1084 (0.94)	0.0344 (0.34)	-0.1569** (-2.36)	0.1540* (1.88)	-0.3164 (-1.26)	-0.2529 (-0.72)	-2.9316* (-1.69)
Panel B: shareholder's right											
(1)	-0.1645* (-1.81)	0.1001 (1.25)					-0.0837** (-2.37)	0.0586 (1.16)	0.0020 (0.02)	0.0342 (0.25)	-2.5829*** (-3.15)
(2)			-0.0139 (-0.78)	0.0331** (2.42)			-0.0273 (-0.87)	0.1152*** (3.68)	0.0484 (0.8)	-0.0132 (-0.15)	-2.1293*** (-4.2)
(3)					0.0163 (0.42)	-0.0317 (-0.51)	-0.0305 (-0.84)	0.1495*** (3.49)	0.1030 (1.17)	0.1218 (0.99)	-2.5729*** (-3.91)

Panel C: board of director											
(1)	0.0321 (0.28)	-0.1166** (-2.47)				-0.0183 (-1.09)	-0.0535* (-1.65)	-0.2593*** (-2.84)	-0.2137* (-1.77)	0.5764 (1.05)	
(2)			-0.0019 (-0.33)	-0.0022 (-0.3)		-0.0257 (-1.26)	0.0005 (0.03)	-0.1453*** (-3.17)	-0.0301 (-0.44)	0.2226 (0.66)	
(3)					0.0095 (0.26)	0.0341 (0.69)	-0.0298 (-1.52)	-0.0242 (-0.83)	-0.2239*** (-3.29)	-0.1557 (-1.61)	0.3129 (0.72)
Panel D: disclosure											
(1)	-0.2283 (-1.6)	0.0203 (0.19)				-0.0052 (-0.13)	-0.0098 (-0.2)	0.1641 (1.46)	-0.0097 (-0.07)	-0.4871 (-0.6)	
(2)			-0.0023 (-0.21)	0.0135 (1.63)		-0.0531** (-2.18)	0.0074 (0.36)	0.1534*** (2.83)	-0.0227 (-0.3)	-0.3779 (-0.87)	
(3)					0.0492 (1.57)	-0.0180 (-0.51)	-0.0330 (-1.01)	0.0094 (0.27)	0.1949** (2.26)	-0.0135 (-0.12)	-0.1717 (-0.27)
Panel E: audit											
(1)	0.0220 (0.17)	-0.1638 (-1.33)				-0.0113 (-0.32)	0.0085 (0.17)	-0.2716*** (-3.19)	-0.0520 (-0.47)	-0.2132 (-0.3)	
(2)			0.0099 (1.31)	0.0015 (0.13)		-0.0626*** (-2.83)	0.0143 (0.58)	-0.1791*** (-3.9)	0.0415 (0.56)	-0.2639 (-0.66)	
(3)					0.0300 (0.61)	0.0148 (0.41)	-0.0477 (-1.48)	-0.0024 (-0.05)	-0.2236*** (-3.43)	-0.0491 (-0.47)	-0.7286 (-1.42)
Panel F: profit sharing											
(1)	-0.0298 (-0.75)	0.0197 (0.73)				-0.0094 (-1.2)	-0.0052 (-0.32)	0.0373 (1.36)	0.0378 (0.89)	-0.0115 (-0.07)	
(2)			-0.0017 (-0.87)	0.0055* (1.72)		-0.0109 (-1.59)	0.0021 (0.32)	0.0420*** (3.03)	0.0209 (0.85)	0.0446 (0.46)	
(3)					-0.0283* (-1.91)	0.0354*** (2.83)	-0.0160* (-1.94)	0.0027 (0.27)	0.0474** (2.34)	0.0613* (1.95)	0.0142 (0.11)

3. 배당 및 투자에 미치는 영향

조세피난처 투자자의 지분 보유가 기업의 배당 및 투자에 미치는 영향을 확인하기 위하여 식 (1)을 추정모델로 하고 종속 변수를 자산 대비 R&D 투자 변화량 및 배당성향의 변화량으로 설정하였다. 설명 변수 및 통제 변수, 추정방식은 앞서 제시한 바와 동일하다.

〈Table 4〉 The effect of tax haven investors' ownership
on payout ratio and R&D expenditure

This table describes the estimation result from the following panel regression,

$$\Delta Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta OWNERSHIP_{i,t} + \beta_2 \Delta OWNERSHIP_{i,t-1} + \beta_3 \Delta LARGE_{i,t} + \beta_4 \Delta INSTITUTION_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEVERAGE_{i,t} + \beta_8 year\ dummy_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t}$$

where Y refers to payout ratio and R&D expenditure in Panel A and B, respectively. The numbers in parenthesis indicate t-values, and “***”, “**”, and “*” indicate statistically significant in 1%, 5%, and 10% level, respectively.

	tax haven investor (t)	tax haven investor (t-1)	domestic investor (t)	domestic investor (t-1)	non-tax haven investor (t)	non-tax haven investor (t-1)	large shareholder ownership	institutional investor ownership	log(size)	market-to- book	leverage
Panel A: payout ratio											
(1)	0.8551 (0.74)	1.7155 (0.73)					0.3650 (0.98)	0.5439 (0.64)	5.5989 (0.9)	6.6049 (0.94)	-22.0981 (-0.62)
(2)			-0.0354 (-0.52)	-0.2609 (-0.89)			0.2439 (1.27)	-0.0968 (-0.3)	0.9431 (0.44)	3.4226 (1.15)	-5.4304 (-0.34)
(3)					-1.5513 (-0.98)	0.3005 (0.95)	0.2046 (0.89)	-0.1888 (-0.36)	3.2591 (0.73)	4.6182 (1.02)	-15.1668 (-0.62)
Panel B: R&D expenditure											
(1)	-0.0000 (-0.03)	-0.0001 (-0.94)					-0.0000 (-0.06)	0.0000 (0.12)	-0.0004 (-0.87)	-0.0005 (-1.11)	0.0108 (1.6)
(2)			0.0000 (1.58)	0.0000 (0.48)			-0.0000 (-0.43)	0.0000 (0.24)	0.0001 (0.33)	-0.0001 (-0.46)	0.0036 (0.58)
(3)					0.0000 (0.72)	-0.0000 (-0.44)	0.0000 (0.01)	0.0000 (1.47)	0.0008 (1.16)	-0.0002 (-0.4)	0.0128 (1.29)

〈Table 4〉의 Panel A는 조세피난처 투자자의 지분 확대가 배당에 미치는 영향을 확인한 결과이다. 분석결과 조세피난처 투자자의 지분 증가가 배당성향에 영향을 준다는 실증적 근거는 확인하지 못하였다. 이는 국내투자자나 조세피난처외 외국인투자자의 경우에도 마찬가지로 통계적으로 유의한 관계를 확인하지 못하였다.

〈Table 4〉의 Panel B는 조세피난처 투자자의 지분 확대가 기업투자에 미치는 영향을 확인한 결과이다. 분석결과 조세피난처 투자자, 국내투자자, 조세피난처외 외국인투자자의 지분 확대가 R&D 투자에 영향을 준다는 실증적 근거는 확인하지 못하였다.

4. 유동성, 효율성, 기업위험에 미치는 영향

조세피난처 투자자의 지분 보유가 기업의 유동성, 효율성, 기업고유위험에 미치는 영향을 확인하기 위하여 앞서와 마찬가지로 식 (1)을 추정모델로 하고 종속 변수를 유효스프레드(effective spread), Lo and Mackinlay(1988)의 분산비(varinace ratio), 기업고유위험(idiosyncratic risk)의 변화량으로 설정하였다. Goyenko et al. (2005)에서 제시한 유효스프레드를 본 연구는 아래와 같이 사용하였다.

$$Effective\ Spread_{i,j,d} = average(2 \times |\ln(P_{i,j,d,k}) - \ln(M_{i,j,d,k})|) \quad (2)$$

식 (2)에서 $P_{i,j,d,k}$ 는 d 일에 j 국적을 가진 거래자의 i 주식에 대한 k 번째 거래에서 체결가를 의미하고 $M_{i,j,d,k}$ 는 d 일에 j 국적을 가진 거래자의 i 주식에 대한 k 번째 거래에서 매수호가와 매도호가의 평균값을 의미한다.

특정 주식이 정보를 얼마나 신속하고 정확하게 가격에 반영하는가를 의미하는 정보적 측면의 효율성을 측정하기 위하여 Lo and Mackinlay(1988)의 분산비(varinace ratio)를 대용치로 이용하였다. Lo and MacKinlay(1988)의 분산비를 도출하는 과정은 다음과 같이 정리할 수 있다. 주가가격이 다음과 같은 모형을 따른다고 가정할 때,

$$\begin{aligned} S_t &= \mu + S_{t-1} + u_t \\ E(u_t) &= 0, E(u_t^2) = \sigma^2 \end{aligned} \quad (3)$$

만약 주가가 랜덤워크를 따른다고 하면, 이 주식의 q 시차 수익률의 분산은 1시차 수익률 분산의 q 배가 되어야 한다. 즉, $(nq+1)$ 기 동안의 주가를 $X_0, X_1, \dots, X_{nq}$ 라고 할 때, $(X_q - X_0)$ 의 분산은 $(X_1 - X_0)$ 의 q 배가 되어야 한다는 것이다.

$$VR(q) = \frac{1}{q} \cdot \frac{\sum_{k=q}^{nq} (X_k - X_{k-q} - q\hat{\mu})^2}{\sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \hat{\mu})^2} \quad (4)$$

본 연구에서는 일데이터를 이용해 $q=5$ 를 가정하였다. $VR(q)$ 이 1에 가까울수록 주가는 랜덤워크에 가까운 움직임을 보이는 것이고 따라서 보다 효율적이라고 볼 수 있는데 이를 대용치로 쓰기 위해 $|VR(q) - 1|$ 의 변화량을 종속변수로 사용하였다.

끝으로 기업고유위험은 일별 수익률을 CAPM모형을 이용하여 시계열 회귀분석하고 나온 잔차의 표준편차를 대용치로 이용하였다. 구체적으로 살펴보면

$$R_{i,t} - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_f) + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$idiosyncratic\ risk_i = std(\epsilon_{i,t})$$

〈Table 5〉의 Panel A는 조세피난처 투자자의 지분 확대가 유동성에 미치는 영향을 확인한 결과이다. 분석결과 조세피난처 투자자, 국내투자자의 지분 확대가 유동성에 영향을 준다는 실증적 근거는 확인하지 못하였다. 반면 조세피난처외 외국인투자자의 경우 1% 수준에서 유의하게 추정값이 0.0001으로 나타났는데 조세피난처외 외국인투자자의 지분확대는 유동성을 악화시키는 것으로 보인다.

〈Table 5〉의 Panel B는 조세피난처 투자자의 지분 확대가 정보적 효율성에 미치는 영향을 확인한 결과이다. 조세피난처 투자자의 t-1기에서 지분을 증가는 1% 수준에서 유의하게 효율성을 0.0044 증가시키는 것으로 확인되었다. 국내투자자의 경우 5% 수준에서 유의하게 0.0003 증가시키고, 조세피난처외 외국인투자자의 경우 통계적으로 유의한 관계는 확인되지 않았다. 즉, 조세피난처 투자자의 지분 확대는 정보 측면의 효율성을 높여 가격발견기능을 제고하는 것으로 보인다. 〈Table 5〉의 Panel C는 조세피난처 투자자의 지분 확대가 기업고유위험에 미치는 영향을 확인한 결과인데 조세피난처 투자자, 국내투자자, 조세피난처외 외국인투자자와 기업고유위험과의 유의한 관계를 찾을 수 없었다.

〈Table 5〉 The effect of tax haven investors' ownership on stock liquidity, efficiency, and idiosyncratic risk

This table describes the estimation result from the following panel regression,

$$\Delta Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta OWNERSHIP_{i,t} + \beta_2 \Delta OWNERSHIP_{i,t-1} + \beta_3 \Delta LARGE_{i,t} + \beta_4 \Delta INSTITUTION_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 LEVERAGE_{i,t} + \beta_8 year\ dummy_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t}$$

where Y refers to effective spread, variance ratio, and idiosyncratic risk in Panel A, B, and C, respectively. The numbers in parenthesis indicate t-values, and “***”, “**”, and “*” indicate statistically significant in 1%, 5%, and 10% level, respectively.

	tax haven investor (t)	tax haven investor (t-1)	domestic investor (t)	domestic investor (t-1)	non-tax haven investor (t)	non-tax haven investor (t-1)	large shareholder ownership	institutional investor ownership	log(size)	market- to- book	leverage
Panel A: effective spread											
(1)	-0.0001 (-1.08)	-0.0000 (-0.04)					0.0001 (0.82)	0.0001** (2.33)	-0.0007*** (-2.87)	-0.0004 (-1.32)	0.0061** (2.32)
(2)			-0.0000 (-1.3)	-0.0000 (-0.43)			0.0000 (0.6)	0.0001* (1.69)	-0.0013*** (-5.55)	-0.0006** (-2.42)	0.0081*** (3.69)
(3)					0.0001*** (3.23)	0.0000 (0.34)	0.0001 (0.95)	0.0001 (1.26)	-0.0010*** (-2.8)	-0.0005 (-1.48)	0.0094*** (2.9)
Panel B: variance ratio											
(1)	-0.0023 (-1.02)	0.0044*** (2.98)					0.0009* (1.75)	0.0012 (1.4)	-0.0017 (-0.83)	0.0006 (0.19)	0.0322** (2.06)
(2)			0.0003** (1.98)	-0.0003 (-1.52)			0.0004 (0.8)	0.0002 (0.53)	-0.0010 (-1.12)	-0.0004 (-0.22)	0.0205** (2.3)
(3)					0.0003 (0.34)	-0.0009 (-1.37)	0.0009** (2.16)	-0.0005 (-0.82)	-0.0019 (-1.31)	-0.0038* (-1.85)	0.0240* (1.91)
Panel C: idiosyncratic risk											
(1)	-0.0057 (-1.21)	0.0022 (0.65)					-0.0008 (-0.39)	0.0039 (1.27)	-0.0276*** (-3.48)	-0.0213* (-1.85)	0.1247* (1.87)
(2)			-0.0004 (-1.17)	-0.0006 (-1.14)			-0.0013 (-1)	0.0007 (0.58)	-0.0168*** (-4.78)	-0.0112* (-1.95)	0.0800** (2.38)
(3)					0.0029 (1.43)	0.0008 (0.54)	-0.0005 (-0.39)	0.0028 (1.41)	-0.0203*** (-3.62)	-0.0160* (-1.83)	0.0983** (2)

IV. 조세피난처 투자자가 주식시장에 미치는 영향

1. 시장 유동성 측면

본 연구는 조세피난처 투자자의 투자 기업의 주식 거래가 유동성에 미치는 영향을 확인하기 위하여 다음과 같은 식 (6)의 계량 모형을 설정하였다. 식 (6)은 조세피난처 투자자의 거래가 유동성에 미치는 시계열적 관계를 확인하기 위한 VAR 모형이다.

$$\begin{cases} \Delta Effective\ Spread_t = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{1,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \beta_{1,3}\Delta Effective\ Spread_{t-1} + \beta_{1,4}\Delta Effective\ Spread_{t-2} + \epsilon_{1,t} \\ \Delta trading\ amount_t = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{2,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \beta_{2,3}\Delta Effective\ Spread_{t-1} + \beta_{2,4}\Delta Effective\ Spread_{t-2} + \epsilon_{2,t} \end{cases} \quad (6)$$

$\Delta Effective\ Spread_t$ 은 조세피난처로 분류된 투자자가 거래한 모든 기업의 해당 일 유효스프레드를 평균하여 t-1일에서 t일의 로그 변화량을 계산한 값이다. $\Delta trading\ amount_t$ 는 각각 특정 기업의 당일 총거래금액 대비 조세피난처 투자자의 총거래금액((buy amount+sell amount)/2), 총매수금액 대비 조세피난처 투자자의 매수금액, 총매도금액 대비 조세피난처 투자자의 매도금액, 총순매수금액 대비 조세피난처 투자자의 순매수금액의 비율을 구하고 이를 매일 평균하여 시계열을 계산한 후 t-1일에서 t일의 로그 변화량을 계산한 값이다.

〈Table 6〉의 Panel A는 각각 조세피난처 투자자, 국내투자자, 조세피난처외 외국인투자자의 총거래금액과 유효스프레드를 이용해 분석한 결과이다. 유동성에 조세피난처 투자자 총거래금액 변화(t-1)가 주는 영향은 추정치 0.0327, t-value 2.67로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉 조세피난처 투자자의 총거래금액 1%p 증가는 평균적으로 0.0327%p의 유효스프레드 증가를 발생시킨다. 반면 국내투자자와 조세피난처외 외국인투자자의 추정치는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 조세피난처 투자자의 거래가 투자자간 정보비대칭성을 확대시키고 주식시장의 유동성을 악화시켜 거래비용을 증가하게 만든다는 것을 의미한다. 이러한 효과는 국내투자자나 조세피난처외 외국인투자자가 거래를 증가시키는

경우에는 발생하지 않는 현상이었다.

〈Table 6〉 The effect of tax haven investors' trading on stock liquidity

This table describes the estimation result from the following VAR.

$$\begin{cases} \Delta Effective\ Spread_t = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{1,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \\ \beta_{1,3}\Delta Effective\ Spread_{t-1} + \beta_{1,4}\Delta Effective\ Spread_{t-2} + \epsilon_{1,t} \\ \Delta trading\ amount_t = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{2,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \\ \beta_{2,3}\Delta Effective\ Spread_{t-1} + \beta_{2,4}\Delta Effective\ Spread_{t-2} + \epsilon_{2,t} \end{cases}$$

where trading amount refers to total trading, total buy, total sell, and total net buy in Panel A, B, C, and D, respectively. The numbers in parenthesis indicate t-values, and “***”, “**”, and “*” indicate statistically significant in 1%, 5%, and 10% level, respectively.

	Domestic investors		Tax haven investors		Non- tax haven investors	
Panel A: total trading						
	total(t)	effective spread(t)	total(t)	effective spread(t)	total(t)	effective spread(t)
intercept	-0.0008*** (-5, 24)	-0.0115*** (-5, 66)	0.0088* (1, 74)	-0.0077*** (-2, 58)	-0.0052 (-0, 96)	-0.0173*** (-6, 7)
total(t-1)	-0.3447*** (-16, 51)	0.3286 (1, 16)	-0.3029*** (-14, 55)	0.0327*** (2, 67)	-0.3675*** (-17, 74)	0.0159 (1, 59)
effective spread(t-1)	-0.0005 (-0, 34)	-0.2096*** (-10, 07)	0.0091 (0, 26)	-0.3846*** (-18, 63)	0.037 (0, 86)	-0.3045*** (-14, 65)
total(t-2)	-0.0995*** (-4, 76)	-0.0761 (-0, 27)	-0.063*** (-3, 02)	-0.019 (-1, 55)	-0.1454*** (-7, 02)	-0.0076 (-0, 76)
effective spread(t-2)	-0.003* (-1, 94)	-0.1156*** (-5, 57)	0.0241 (0, 69)	-0.167*** (-8, 11)	0.0194 (0, 45)	-0.1182*** (-5, 69)
Panel B: total buy						
	buy(t)	effective spread(t)	buy(t)	effective spread(t)	buy(t)	effective spread(t)
intercept	-0.0013*** (-5, 53)	-0.0113*** (-5, 58)	0.0071 (1, 03)	-0.009*** (-2, 99)	-0.0507*** (-7, 28)	-0.0204*** (-7, 75)
buy(t-1)	-0.3654*** (-17, 53)	0.2794 (1, 6)	-0.372*** (-17, 83)	-0.0126 (-1, 38)	-0.3386*** (-16, 13)	-0.0229*** (-2, 88)
effective spread(t-1)	-0.0033 (-1, 3)	-0.2139*** (-10, 26)	0.0807* (1, 7)	-0.3632*** (-17, 55)	0.1655*** (3)	-0.2938*** (-14, 08)
buy(t-2)	-0.1199*** (-5, 75)	0.1111 (0, 64)	-0.0809*** (-3, 88)	-0.0144 (-1, 58)	-0.0609*** (-2, 9)	-0.0193** (-2, 43)
effective spread(t-2)	-0.0059** (-2, 38)	-0.115*** (-5, 54)	-0.0041 (-0, 09)	-0.1455*** (-7, 03)	0.0825 (1, 5)	-0.1161*** (-5, 57)
Panel C: total sell						
	sell(t)	effective spread(t)	sell(t)	effective spread(t)	sell(t)	effective spread(t)
intercept	-0.0004* (-1, 81)	-0.0118*** (-5, 8)	0.0062 (0, 92)	-0.0096*** (-3, 12)	0.0493*** (6, 84)	-0.0235*** (-8, 75)
sell(t-1)	-0.3558*** (-16, 87)	-0.0156 (-0, 08)	-0.4103*** (-19, 79)	0.0403*** (4, 29)	-0.275*** (-13, 23)	0.0366*** (4, 72)

	0.0028	-0.2114***	0.0031	-0.377***	-0.1343**	-0.3083***
effective spread(t-1)	(1,16)	(-10,06)	(0,07)	(-18,23)	(-2,41)	(-14,82)
	-0.0821***	-0.1929	-0.0781***	-0.0019	-0.1102***	0.0107
sell(t-2)	(-3,89)	(-1,04)	(-3,75)	(-0,2)	(-5,29)	(1,37)
	-0.0004	-0.1184***	0.0555	-0.1582***	-0.1212**	-0.1198***
effective spread(t-2)	(-0,15)	(-5,65)	(1,22)	(-7,69)	(-2,18)	(-5,78)
Panel D: total net buy						
	net(t)	effective spread(t)	net(t)	effective spread(t)	net(t)	effective spread(t)
	-0.1249***	-0.0238***	0.1546***	0.0067*	0.1303***	-0.0071**
intercept	(-18,92)	(-7,03)	(14,05)	(1,68)	(17,4)	(-2,15)
	-0.2173***	0.0181*	0.0931***	0.0053	-0.1835***	-0.0359***
net(t-1)	(-10,39)	(1,69)	(4,55)	(0,71)	(-8,79)	(-3,87)
	-0.0156	-0.2728***	0.3574***	-0.3127***	0.1438***	-0.3195***
effective spread(t-1)	(-0,38)	(-13,03)	(6,28)	(-15,05)	(3,04)	(-15,23)
	-0.0625***	0.0024	0.1807***	0.0269***	-0.0331	-0.0244***
net(t-2)	(-3,01)	(0,23)	(8,88)	(3,63)	(-1,58)	(-2,62)
	0.034	-0.0689***	0.293***	-0.0998***	0.134***	-0.088***
effective spread(t-2)	(0,83)	(-3,29)	(5,12)	(-4,78)	(2,84)	(-4,2)

Panel B와 Panel C는 조세피난처 투자자의 거래를 각각 매수와 매도로 구분하여 유효스프레드에 미치는 영향을 보여주고 있다. 분석결과에 따르면 조세피난처 투자자가 매수를 증가시키는 경우 유효스프레드에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 조세피난처외 외국인투자자의 매수증가는 t-1의 경우 추정치 -0.0229, t-value -2.88로 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 조세피난처외 외국인투자자의 1%p의 매수 증가가 -0.0229%p의 유효스프레드 감소를 발생시키는 것을 의미한다. t-2의 경우도 추정치 -0.0193, t-value -2.43으로 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 국내투자자의 매수 거래금액 증가는 유효스프레드에 영향을 주지 않는 것으로 보인다. 조세피난처외 외국인투자자의 매수는 유동성을 공급하고 거래비용을 낮추는 역할을 하는 것으로 보인다. Panel C는 조세피난처 투자자의 매도 증가가 유효스프레드에 미치는 영향을 분석하고 있다. t-1의 매도 금액 증가는 추정치 0.0403, t-value 4.29로 나타나 유동성을 악화시키는 것으로 나타났다. 이는 조세피난처외 외국인투자자의 경우도 마찬가지로 나타났는데 추정치 0.0366, t-value 4.72로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다. 반면 국내투자자의 매도 증가가 유동성을 악화시킨다는 증거는 확인되지 않았다.

Panel D는 조세피난처 투자자의 순매수금액이 유효스프레드에 미치는 영향을

분석한 결과이다. t-2에서 순매수금액은 증가가 유효스프레드를 증가시키는 것으로 나타났는데 추정치는 0.0269, t-value 3.63으로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 반면 조세피난처외 외국인투자자의 순매수금액 증가는 t-1에서 -0.0359, t-value -3.87로 1% 수준에서 통계적으로 유의하였고, t-2에서 -0.0244, t-value -2.62로 역시 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 조세피난처 투자자의 순매수 금액 증가는 유동성을 악화시키지만 조세피난처외 외국인투자자의 순매수 금액 증가는 유동성을 높이는 것을 의미한다.

〈Table 7〉은 식 (6)을 2007.7~2008.12의 기간에서 분석하였다. 이 기간은 2008년 글로벌금융위기에 조세피난처 투자자가 주식을 대량 매도했던 기간이다. Panel A의 t-2에서 추정치가 -0.1329, t-value -2.04로 5% 수준에서 유의하였다. 반면 Panel D에서 t-2에서 추정치가 0.0702, t-value 2.87로 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 즉 이 시기에 조세피난처 투자자의 거래 금액 증가는 유동성을 높였고 순매수 금액 증가는 유동성을 낮추는 역할을 하는 것으로 나타났다. 대량 매도의 시기에 거래량 증가는 유동성을 공급하는 역할을 하지만 매수 금액과 매도 금액의 차이가 커지게 되면(order imbalance의 확대) 유동성을 악화시키는 결과를 낳고 있음을 확인할 수 있다.

〈Table 7〉 The effect of tax haven investors' trading on stock liquidity
(July 2007 to December 2008)

This table describes the estimation result from the following VAR.

$$\begin{cases} \Delta Effective\ Spread_t = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{1,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \\ \beta_{1,3}\Delta Effective\ Spread_{t-1} + \beta_{1,4}\Delta Effective\ Spread_{t-2} + \epsilon_{1,t} \\ \Delta trading\ amount_t = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{2,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \\ \beta_{2,3}\Delta Effective\ Spread_{t-1} + \beta_{2,4}\Delta Effective\ Spread_{t-2} + \epsilon_{2,t} \end{cases}$$

where trading amount refers to total trading, total buy, total sell, and total net buy in Panel A, B, C, and D, respectively. The numbers in parenthesis indicate t-values, and “***”, “**”, and “*” indicate statistically significant in 1%, 5%, and 10% level, respectively.

		Domestic investors		Tax haven investors		Non- tax haven investors	
Panel A: total trading							
	total(t)	effective spread(t)	total(t)	effective spread(t)	total(t)	effective spread(t)	
intercept	-0.0006	-0.0111	0.0302***	-0.0044	-0.009	-0.0188*	
	(-1.35)	(-1.09)	(2.86)	(-0.38)	(-1.18)	(-1.65)	

total(t-1)	-0.343*** (-5.77)	-0.1214 (-0.09)	-0.2753*** (-4.66)	-0.0571 (-0.87)	-0.2655*** (-4.42)	0.032 (0.36)
effective spread(t-1)	0.0021 (0.76)	-0.1761*** (-2.94)	-0.0042 (-0.08)	-0.2499*** (-4.24)	0.0081 (0.2)	-0.1977*** (-3.32)
total(t-2)	-0.1483** (-2.5)	0.3337 (0.26)	-0.1159* (-1.97)	-0.1329** (-2.04)	-0.0508 (-0.84)	-0.1211 (-1.36)
effective spread(t-2)	-0.0018 (-0.65)	-0.1105* (-1.84)	-0.1147** (-2.15)	-0.1505** (-2.55)	-0.02 (-0.5)	-0.1383** (-2.33)

Panel B: total buy

	buy(t)	effective spread(t)	buy(t)	effective spread(t)	buy(t)	effective spread(t)
intercept	-0.0008 (-1.07)	-0.0109 (-1.08)	0.0135 (0.77)	-0.0096 (-0.82)	-0.0409** (-2.46)	-0.0217* (-1.82)
buy(t-1)	-0.3595*** (-6.1)	-0.3905 (-0.49)	-0.4096*** (-6.89)	-0.0078 (-0.2)	-0.4158*** (-6.74)	-0.0322 (-0.72)
effective spread(t-1)	0.0022 (0.49)	-0.1727*** (-2.89)	0.2114** (2.37)	-0.2688*** (-4.53)	0.094 (1.12)	-0.2411*** (-3.97)
buy(t-2)	-0.2344*** (-3.98)	0.8009 (1.01)	-0.1611*** (-2.74)	0.0206 (0.53)	-0.1717*** (-2.8)	-0.0528 (-1.2)
effective spread(t-2)	0.0021 (0.46)	-0.1096* (-1.83)	0.0445 (0.5)	-0.1716*** (-2.87)	-0.0627 (-0.74)	-0.1596*** (-2.63)

Panel C: total sell

	sell(t)	effective spread(t)	sell(t)	effective spread(t)	sell(t)	effective spread(t)
intercept	-0.0008 (-1.32)	-0.0112 (-1.1)	0.0353*** (2.76)	-0.0085 (-0.72)	0.0152 (0.92)	-0.0244** (-2.11)
sell(t-1)	-0.3934*** (-6.59)	0.4308 (0.45)	-0.1829*** (-3.07)	-0.0289 (-0.53)	-0.3962*** (-6.63)	0.045 (1.08)
effective spread(t-1)	0.0016 (0.44)	-0.1755*** (-2.93)	-0.0144 (-0.22)	-0.2335*** (-3.94)	-0.0913 (-1.07)	-0.1882*** (-3.16)
sell(t-2)	-0.0896 (-1.5)	-0.4693 (-0.49)	-0.093 (-1.57)	-0.0709 (-1.3)	-0.2106*** (-3.53)	0.0495 (1.19)
effective spread(t-2)	-0.0061 (-1.62)	-0.1115* (-1.86)	-0.0206 (-0.32)	-0.143** (-2.41)	-0.0302 (-0.35)	-0.1185** (-1.98)

Panel D: total net buy

	net(t)	effective spread(t)	net(t)	effective spread(t)	net(t)	effective spread(t)
intercept	-0.187*** (-9.59)	-0.0228 (-1.45)	0.4466*** (8.83)	0.0088 (0.43)	0.2218*** (8.54)	0.0158 (1.06)
net(t-1)	-0.2532*** (-4.19)	-0.0042 (-0.09)	-0.0931 (-1.54)	-0.0086 (-0.35)	-0.2315*** (-3.79)	-0.0392 (-1.12)
effective spread(t-1)	-0.041 (-0.55)	-0.1694*** (-2.82)	0.4958*** (3.37)	-0.2616*** (-4.36)	0.1716 (1.64)	-0.2529*** (-4.21)
net(t-2)	-0.0982 (-1.63)	0.002 (0.04)	0.0556 (0.93)	0.0702*** (2.87)	-0.1182* (-1.93)	-0.0598* (-1.7)
effective spread(t-2)	-0.0262 (-0.35)	-0.0476 (-0.79)	0.5971*** (4.01)	-0.1106* (-1.82)	0.0013 (0.01)	-0.1318** (-2.19)

2. 시장 변동성 측면

조세피난처 투자자의 주식 거래가 변동성에 미치는 영향을 확인하기 위하여 다음과 같은 식 (7)의 계량 모형을 설정하였다. 식 (7)은 조세피난처 투자자의 거래가 변동성에 미치는 시계열적 관계를 확인하기 위한 VAR모형이다.

$$\begin{cases} \Delta Volatility_t = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{1,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \\ \beta_{1,3}\Delta Volatility_{t-1} + \beta_{1,4}\Delta Volatility_{t-2} + \epsilon_{1,t} \\ \Delta trading\ amount_t = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{2,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \\ \beta_{2,3}\Delta Volatility_{t-1} + \beta_{2,4}\Delta Volatility_{t-2} + \epsilon_{2,t} \end{cases} \quad (7)$$

$\Delta Volatility_t$ 은 조세피난처로 분류된 투자자가 거래한 모든 기업의 해당일 변동성을 평균하여 t-1일에서 t일의 로그 변화량을 계산한 값이다. 일변동성의 측정은 수익률의 절대값을 이용하였다. $\Delta trading\ amount_t$ 는 앞서와 동일하게 특정 기업의 당일 총거래금액 대비 조세피난처 투자자의 총거래금액((buy amount+sell amount)/2), 총매수금액 대비 조세피난처 투자자의 매수금액, 총매도금액 대비 조세피난처 투자자의 매도금액, 총순매수금액 대비 조세피난처 투자자의 순매수금액의 비율을 구하고 이를 매일 평균하여 t-1일에서 t일의 로그 변화량을 계산한 값이다.

(Table 8)의 Panel A는 각각 총거래금액과 변동성을 이용해 분석한 결과이다. 변동성 변화에 조세피난처 투자자 총거래금액 변화(t-1)가 주는 영향은 추정된 계수가 0.0006, t-value 0.03으로 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 조세피난처외 외국인투자자의 추정치는 추정된 계수가 0.0311, t-value 1.72로 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 즉 조세피난처 투자자의 총거래량 변화가 주식 변동성을 높이는 것은 아닌 것으로 보인다.

Panel B와 Panel C는 조세피난처 투자자의 거래를 각각 매수와 매도로 구분하여 이것이 주식 변동성에 미치는 영향을 보여주고 있다. 분석결과에 따르면 조세피난처 투자자가 매수를 증가시키는 경우 주식 변동성에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 국내투자자나 조세피난처외 외국인투자자의 경우에도 유사한 결과로 나타났다. Panel C는 조세피난처 투자자의 매도 증가가 주식 변동성

에 미치는 영향을 분석하고 있다. 이 경우에도 역시 조세피난처 투자자의 매도 증가가 주식 변동성에 영향을 준다는 실증적 증거는 나타나지 않았다. 조세피난처 외 외국인투자자의 t-1에서 추정계수는 0.0462, t-value 3.29로 1% 수준에서 통계적으로 유의하고, t-2에서 추정계수는 0.029, t-value 2.07로 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 반면 국내투자자는 t-1에서 추정계수가 0.7938, t-value -2.03으로 5% 수준에서 유의하였다. 즉 조세피난처 외 외국인투자자의 매도거래는 주식 변동성을 높이는 반면 국내투자자의 매도거래는 주식 변동성을 줄이는 것으로 보인다.

Panel D는 조세피난처 투자자의 순매수금액이 주식 변동성에 미치는 영향을 분석한 결과이다. t-2에서 순매수금액 증가가 주식 변동성을 증가시키는 것으로 나타났다는데 추정치는 0.0361, t-value 2.88로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉, 조세피난처 투자자의 매수 금액과 매도 금액의 차이가 커지게 되면 (order imbalance의 확대) 주식 변동성을 증가시켜 투자기회집합(investment opportunity set)이 투자자에게 불리하게 형성됨을 확인할 수 있다.

반면 국내투자자나 조세피난처 외 외국인투자자의 순매수금액 증가 효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

〈Table 8〉 The effect of tax haven investors' trading on stock volatility

This table describes the estimation result from the following VAR.

$$\begin{cases} \Delta Volatility_t = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{1,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \beta_{1,3}\Delta Volatility_{t-1} + \beta_{1,4}\Delta Volatility_{t-2} + \epsilon_{1,t} \\ \Delta trading\ amount_t = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{2,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \beta_{2,3}\Delta Volatility_{t-1} + \beta_{2,4}\Delta Volatility_{t-2} + \epsilon_{2,t} \end{cases}$$

where trading amount refers to total trading, total buy, total sell, and total net buy in Panel A, B, C, and D, respectively. The numbers in parenthesis indicate t-values, and “***”, “**”, and “*” indicate statistically significant in 1%, 5%, and 10% level, respectively.

	Domestic investors		Tax haven investors		Non- tax haven investors	
	Panel A: total trading					
	total(t)	volatility(t)	total(t)	volatility(t)	total(t)	volatility(t)
Intercept	-0.001*** (-6, 17)	-0.0325*** (-7, 49)	0.01* (1, 69)	-0.039*** (-7, 58)	-0.0046 (-0, 82)	-0.0347*** (-7, 14)
total(t-1)	-0.3472*** (-16, 67)	-0.5229 (-0.9)	-0.3305*** (-15, 85)	0.0006 (0.03)	-0.3536*** (-17)	0.0311* (1.72)
volatility(t-1)	-0.0028*** (-3, 75)	-0.3298*** (-15, 82)	0.0671*** (2, 79)	-0.3533*** (-16, 93)	0.1254*** (5, 22)	-0.3439*** (-16, 48)

total(t-2)	-0.1117*** (-5.37)	-0.1297 (-0.22)	-0.0553*** (-2.65)	-0.0028 (-0.15)	-0.1265*** (-6.12)	0.0219 (1.22)
volatility(t-2)	-0.0012 (-1.55)	-0.0919*** (-4.4)	0.0557** (2.32)	-0.1013*** (-4.85)	0.0313 (1.3)	-0.0925*** (-4.41)
Panel B: total buy						
	buy(t)	volatility(t)	buy(t)	volatility(t)	buy(t)	volatility(t)
Intercept	-0.0016*** (-6.26)	-0.0315*** (-7.26)	0.0084 (1.08)	-0.0434*** (-8.29)	-0.052*** (-7.12)	-0.0316*** (-6.33)
buy(t-1)	-0.3644*** (-17.5)	0.2445 (0.68)	-0.3761*** (-17.93)	0.0048 (0.34)	-0.3164*** (-14.73)	-0.001 (-0.07)
volatility(t-1)	-0.0033*** (-2.76)	-0.3312*** (-15.86)	0.0823*** (2.66)	-0.3593*** (-17.17)	0.1386*** (4.43)	-0.3439*** (-16.05)
buy(t-2)	-0.1231*** (-5.92)	0.4372 (1.21)	-0.0818*** (-3.91)	0.0086 (0.6)	-0.0702*** (-3.28)	0.0002 (0.02)
volatility(t-2)	-0.0019 (-1.56)	-0.092*** (-4.4)	0.0263 (0.85)	-0.1072*** (-5.11)	-0.0016 (-0.05)	-0.0876*** (-4.07)
Panel C: total sell						
	sell(t)	volatility(t)	sell(t)	volatility(t)	sell(t)	volatility(t)
Intercept	-0.0005** (-2.07)	-0.0326*** (-7.58)	0.0062 (0.8)	-0.0447*** (-8.38)	0.0514*** (6.91)	-0.0438*** (-8.76)
sell(t-1)	-0.3369*** (-16.1)	-0.7938** (-2.03)	-0.4018*** (-19.38)	0.0071 (0.49)	-0.2878*** (-13.82)	0.0462*** (3.29)
volatility(t-1)	-0.002* (-1.75)	-0.333*** (-15.96)	0.0267 (0.88)	-0.3444*** (-16.51)	0.0653** (2.11)	-0.3408*** (-16.34)
sell(t-2)	-0.0715*** (-3.41)	-0.6042 (-1.54)	-0.0748*** (-3.61)	0.0048 (0.34)	-0.115*** (-5.53)	0.029** (2.07)
volatility(t-2)	-0.0004 (-0.36)	-0.0937*** (-4.49)	0.0725** (2.39)	-0.0844*** (-4.05)	0.0208 (0.67)	-0.0933*** (-4.48)
Panel D: total net buy						
	net(t)	volatility(t)	net(t)	volatility(t)	net(t)	volatility(t)
Intercept	-0.1205*** (-18.12)	-0.0363*** (-5.41)	0.1622*** (14.48)	-0.0248*** (-3.64)	0.1359*** (17.75)	-0.0088 (-1.49)
net(t-1)	-0.1907*** (-9.12)	-0.0131 (-0.62)	0.1042*** (5.04)	0.0063 (0.5)	-0.1686*** (-8)	-0.0186 (-1.13)
volatility(t-1)	-0.0072 (-0.35)	-0.307*** (-14.69)	0.2052*** (5.94)	-0.2847*** (-13.56)	0.0472* (1.73)	-0.3006*** (-14.21)
net(t-2)	-0.047** (-2.26)	0.002 (0.1)	0.1845*** (8.93)	0.0361*** (2.88)	-0.0342 (-1.62)	-0.016 (-0.98)
volatility(t-2)	0.0057 (0.28)	-0.0689*** (-3.3)	0.1748*** (5.04)	-0.0881*** (-4.18)	0.0011 (0.04)	-0.0721*** (-3.4)

〈Table 9〉는 식 (7)을 2007년 7월부터 2008년 12월의 기간을 대상으로 분석한 결과이다. 전체기간을 대상으로 분석한 〈Table 8〉 Panel D의 t-2에서 추정치가 0.0361로 나타났는데 하위기간 분석에서는 0.0828, t-value 2.03으로 더욱 커진 것을 확인

할 수 있다. 즉 이 시기에 조세피난처 투자자의 순매수 증가는 주식 변동성에 더 큰 영향을 주고 있음을 확인할 수 있다. 국내투자자나 조세피난처외 외국인투자자의 순매수는 주식 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

〈Table 9〉 The effect of tax haven investors' trading on stock volatility
(July 2007 to December 2008)

This table describes the estimation result from the following VAR.

$$\begin{cases} \Delta Volatility_t = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{1,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \\ \beta_{1,3}\Delta Volatility_{t-1} + \beta_{1,4}\Delta Volatility_{t-2} + \epsilon_{1,t} \\ \Delta trading\ amount_t = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}\Delta trading\ amount_{t-1} + \beta_{2,2}\Delta trading\ amount_{t-2} + \\ \beta_{2,3}\Delta Volatility_{t-1} + \beta_{2,4}\Delta Volatility_{t-2} + \epsilon_{2,t} \end{cases}$$

where trading amount refers to total trading, total buy, total sell, and total net buy in Panel A, B, C, and D, respectively. The numbers in parenthesis indicate t-values, and “***”, “**”, and “*” indicate statistically significant in 1%, 5%, and 10% level, respectively.

	Domestic investors		Tax haven investors		Non- tax haven investors	
Panel A: total trading						
	total(t)	volatility(t)	total(t)	volatility(t)	total(t)	volatility(t)
Intercept	-0.0007 (-1.48)	-0.0483*** (-2.76)	0.0311*** (2.85)	-0.0499** (-2.5)	-0.0091 (-1.18)	-0.0562*** (-2.97)
total(t-1)	-0.307*** (-5.15)	0.2685 (0.12)	-0.2475*** (-4.11)	-0.097 (-0.88)	-0.239*** (-3.96)	-0.0267 (-0.18)
volatility(t-1)	-0.0019 (-1.16)	-0.366*** (-6.12)	0.0704** (2.12)	-0.3818*** (-6.32)	0.0538** (2.21)	-0.3832*** (-6.42)
total(t-2)	-0.1406** (-2.36)	0.8818 (0.4)	-0.1273** (-2.13)	-0.1515 (-1.39)	-0.0528 (-0.88)	-0.1911 (-1.3)
volatility(t-2)	0.0007 (0.42)	-0.1342** (-2.24)	0.0157 (0.47)	-0.1337** (-2.2)	0.0044 (0.18)	-0.1355** (-2.25)
Panel B: total buy						
	buy(t)	volatility(t)	buy(t)	volatility(t)	buy(t)	volatility(t)
Intercept	-0.0011 (-1.45)	-0.048*** (-2.75)	0.017 (0.93)	-0.0516*** (-2.6)	-0.0375** (-2.22)	-0.049** (-2.51)
buy(t-1)	-0.3391*** (-5.76)	-0.3321 (-0.24)	-0.3952*** (-6.6)	-0.0004 (-0.01)	-0.3847*** (-6.17)	-0.0305 (-0.42)
volatility(t-1)	-0.0032 (-1.24)	-0.3629*** (-6.09)	0.0889 (1.61)	-0.3603*** (-5.98)	0.1048* (1.97)	-0.3967*** (-6.44)
buy(t-2)	-0.2402*** (-4.1)	1.6194 (1.19)	-0.1538** (-2.58)	0.0698 (1.07)	-0.169*** (-2.74)	-0.053 (-0.74)
volatility(t-2)	0.0022 (0.86)	-0.1379** (-2.31)	0.0429 (0.77)	-0.0966 (-1.6)	-0.0284 (-0.53)	-0.1489** (-2.39)
Panel C: total sell						
	sell(t)	volatility(t)	sell(t)	volatility(t)	sell(t)	volatility(t)

Intercept	-0.0007 (-1.12)	-0.0485*** (-2.78)	0.039*** (2.93)	-0.0529*** (-2.63)	0.0081 (0.48)	-0.0504*** (-2.64)
sell(t-1)	-0.3642*** (-6.05)	1.1097 (0.68)	-0.1919*** (-3.19)	-0.0843 (-0.93)	-0.4003*** (-6.71)	0.0184 (0.27)
volatility(t-1)	-0.001 (-0.47)	-0.3651*** (-6.1)	0.054 (1.35)	-0.3887*** (-6.44)	-0.0657 (-1.24)	-0.3787*** (-6.32)
sell(t-2)	-0.0669 (-1.11)	-0.9911 (-0.61)	-0.1056* (-1.77)	-0.1443 (-1.61)	-0.2055*** (-3.45)	0.027 (0.4)
volatility(t-2)	-0.0013 (-0.61)	-0.1287** (-2.15)	0.0229 (0.57)	-0.1287** (-2.13)	-0.0308 (-0.58)	-0.0991 (-1.65)
Panel D: total net buy						
	net(t)	volatility(t)	net(t)	volatility(t)	net(t)	volatility(t)
Intercept	-0.1914*** (-9.68)	-0.059** (-2.23)	0.4876*** (9.65)	-0.0422 (-1.27)	0.2324*** (8.89)	-0.0186 (-0.74)
net(t-1)	-0.2624*** (-4.34)	-0.1304 (-1.61)	-0.1085* (-1.76)	0.0041 (0.1)	-0.2277*** (-3.73)	-0.0583 (-0.99)
volatility(t-1)	-0.0654 (-1.46)	-0.3375*** (-5.62)	0.0821 (0.9)	-0.3512*** (-5.82)	0.1284** (2.07)	-0.3637*** (-6.08)
net(t-2)	-0.1042* (-1.72)	-0.0078 (-0.1)	0.008 (0.13)	0.0828** (2.03)	-0.1058* (-1.73)	-0.0476 (-0.81)
volatility(t-2)	-0.0155 (-0.34)	-0.0563 (-0.94)	0.1057 (1.16)	-0.1284** (-2.13)	0.0138 (0.22)	-0.1796*** (-2.98)

V. 결론

본 연구는 조세피난처를 경유하는 투자자의 지분 보유 및 거래가 투자기업과 주식시장에 미치는 영향을 분석하였다. 본 연구는 3장에서 조세피난처 투자자의 지분 보유가 투자기업의 기업가치, 기업지배구조, 배당 및 투자, 주식유동성, 효율성, 기업고유위험(idiosyncratic risk)에 미치는 영향을 확인하였다. 또한 4장에서 조세피난처 투자자의 주식거래를 총거래량, 매수, 매도, 순매수의 네 가지 형태로 분류하여 이들이 주식 시장의 유동성과 변동성에 미치는 영향을 확인하였다.

분석결과 조세피난처 투자자의 지분 확대는 투자기업의 기업지배구조를 악화시키는 것으로 확인되었다. 또한 조세피난처 투자자의 지분 확대는 정보적 효율성을 개선해 가격발견기능을 제고하는 것으로 보인다. 한편, 조세피난처 투자자의 주식 시장에서 거래는 유동성을 낮추고 변동성을 높임으로써 거래 주식에 부

정적 영향을 주고 있다. 현재 금융감독당국은 조세피난처 투자자들의 불공정거래 행위를 인지하고 이들의 투명성을 확보하고 지속적인 모니터링을 하는 등의 조치를 취하고 있는데 이러한 조치가 본 연구에서 확인한 부정적 효과까지 해결할 수 있을지에 대한 지속적인 관찰이 필요하다.

참고문헌

- 강신애, “외국인대량지분투자자와 정보비대칭이 연구개발투자에 미치는 영향”, **국제경영리뷰**, 제16권 제4호, 한국국제경영관리학회, 2012, pp. 127-147.
- (Translated in English) Shin Ae Kang, “The Impact of Foreign Block Investors and Information Asymmetry on R&D Investment”, *International Business Review*, Vol. 16, Issue 4, p. 127-147, 2012.
- 박경서 · 이은정, “외국인투자자가 한국기업의 경영 및 지배구조에 미치는 영향”, **금융연구**, 제20권 2호, 한국금융연구원, 2006, pp. 73-113.
- (Translated in English) Kyung Suh Park, and Eun Jung Lee, “The Role of Foreign Investors on the Management and Corporate Governance of Korean Companies”, *Journal of Money & Finance*, Vol. 20, Issue 2, p. 73-113, 2006.
- 박준우, “외국인투자자가 재무성과와 기업가치에 미치는 영향”, **기업경영연구**, 제18권 제2호 통권38호, 한국기업경영학회(구 한국동립경영학회), 2011, pp. 203-215.
- (Translated in English) Joon Woo Park, “The Impact of Foreign Investor on Korea Firm`s Performance and Value”, *Korean Corporation Management Review*, Vol. 18(2), p. 203-215, 2011.
- 설원식 · 김주현, “외국인투자자의 경영참가 공시가 주주의 부에 미치는 영향”, **국제경영리뷰**, 제11권 4호, 한국국제경영관리학회, 2007, pp. 105-132.
- (Translated in English) Wonsik Sul, and Joo Heon Kim, “Market Response on Foreign Investor's Announcement of Participation in Management”, *International Business Review*, Vol. 11(4), p. 105-132, 2007.
- 양철원, “조세피난처로부터의 자본흐름이 한국 주식시장에 미치는 영향”, **재무연구**, 제28권 2호, 한국재무학회, 2015, pp. 195-234.
- (Translated in English) Cheol-Won Yang, “The Impact of Capital Flows from Tax

Havens on the Korean Stock Market”, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 28(2), p. 195-234, 2015.

오대혁, “한국기업에 대한 외국인투자자의 영향력”, **경영컨설팅연구**, 제14권 제2호, 한국경영컨설팅학회, 2014, pp. 405-424.

(Translated in English) Dae Hyuck Oh, “The Effects of Foreign Investor on the Korean Firms”, *Korean Management Consulting Review*, Vol. 14(2), 2004, pp. 405-424.

한영영 · 남수희 · 이장우, “외국인투자자가 배당정책에 미치는 영향”, **경영컨설팅연구**, 제12권 제2호, 한국경영컨설팅학회, 2012, pp. 107-132.

(Translated in English) Hanying, Su Hui Nam, and Jang Woo Lee, “A Study on the Effect of Foreign Investors on Dividend Policy(The Case of KOSPI Firms)”, *Korean Management Consulting Review*, Vol. 12(2), 2012, pp. 107-132.

Amihud, Y., “Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects”, *Journal of Financial Markets*, Vol. 5(1), 2002, pp. 31-56.

Choe, H., Kho, B.C., and Stulz, R.M., “Do Foreign Investors Destabilize Stock Markets? The Korean Experience in 1997”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 54(2), 1999, pp. 227-264.

Dharmapala, D., and Hines, J.R., “Which Countries Become Tax Havens?”, *Journal of Public Economics*, Vol. 93(9), 2009, pp. 1058-1068.

Diamond, W. H., and Diamond, D.B., *Tax Havens of the World*, New Jersey: Matthew Bender Books, 2002.

Goyenko, R.Y., Holden, C.W., and Trzcinka C.A., “Do Liquidity Measures Measure Liquidity?”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 92(2), 2009, pp. 153-181.

Hines, James R., and Rice, E.M., “Fiscal paradise: Foreign tax havens and American business”, *Quarterly Journal of Economics* Vol.109(1), 1994, pp. 149-182.

Hoi, C.K., Wu, Q., and Zhang, H., “Is corporate social responsibility(CSR)

- associated with tax avoidance? Evidence from irresponsible CSR activities”, *The Accounting Review* Vol. 88(6), 2013, pp. 2025-2059.
- Lii, Y.S. and Lee, M., “Doing right leads to doing well: When the type of CSR and reputation interact to affect consumer evaluations of the firm”, *Journal of business ethics* Vol. 105 (1), 2012, pp. 69-81.
- Lo, A.W., and MacKinlay, A.C., “Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test”, *Review of Financial Studies*, Vol. 1(1), 1988, pp. 41-66.
- Margolis, J. D., Elfenbein, H.A., and Walsh, J.P., “Does it pay to be good... and does it matter? A meta-analysis of the relationship between corporate social and financial performance”, working paper, Harvard University, Cambridge, MA, 2009.
- Orlitzky, M., Schmidt, F.L., and Rynes, S.L., “Corporate social and financial performance: A meta-analysis”, *Organization studies* Vol. 24(3), 2003, pp. 403-441.
- Petersen, M.A., “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches”, *Review of financial studies* Vol. 22 (1), 2009, pp. 435-480.
- Richards, A., “Big Fish in Small Ponds: The Trading Behavior and Price Impact of Foreign Investors in Asian Emerging Equity Markets”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 40(1), 2005, pp. 1-27.
- Servaes, H. and Tamayo, A., “The impact of corporate social responsibility on firm value: The role of customer awareness”, *Management Science* Vol. 59(5), 2013, pp. 1045-1061.

Abstract

This study examines the effect of stock holdings and trading by investors from offshore tax havens (hereafter, tax haven investors) on their target firms and the Korean stock market. This study identifies how tax haven investors' holdings affect target firms in terms of firm value, corporate governance, dividends, R&D investment, liquidity, information efficiency, and idiosyncratic risk. Moreover, this study investigates the effect on tax haven investors' trading on liquidity and volatility in the Korean stock market, by focusing on total trading volume, gross buy volume, gross sell volume, and net buy volume.

The main findings of this study are threefold. First, target firms show a different pattern of value changes subsequent to block acquisition announcements by tax haven investors than to those by domestic or other foreign investors. Second, we find that while tax haven investors' shareholding deteriorates target firms' corporate governance, it has a positive influence on information efficiency. We do not find a significant impact on tax haven investors' ownership on dividends, R&D investments stock liquidity, or idiosyncratic risks. Third, tax haven investors' trading exacerbates liquidity in the Korean stock market and increases stock return volatility. Based on these findings, this study suggests that regulatory authorities should continue monitoring existing policies to prevent the above-mentioned negative influences of tax haven investors in the Korean stock market.

※ Key words: tax haven investors, firm value, corporate governance, liquidity, volatility