

상장기간과 조세회피와의 관련성* : 최고경영자 주식보유 효과를 중심으로

정남철**

〈요약〉

본 연구는 상장 후 경과기간(이하, 상장기간)과 기업의 조세회피도와의 관련성을 조사한다. 그리고 이러한 관련성에 최고경영자의 주식보유 여부가 어떠한 영향을 미치는지 분석한다. 이를 통하여 성장을 위한 자금조달 기회인 상장 이후에 나타나는 기업의 조세 관련 행태를 파악하고, 최고경영자의 자사주식 보유가 상장 후 기업의 조세전략에 어떠한 효과를 가지는지 조사한다.

연구표본은 국제회계기준 적용 이후인 2011년부터 2021년까지 12,891 회사-연도를 대상으로 하며, 관심변수인 상장기간은 상장 후 경과일수의 자연로그값, 종속변수인 조세회피의 대용치는 5년 평균 현금납부 및 회계상 유효법인세율과 Desai and Dharmapala(2006)에 의한 측정치를 이용한다.

주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 상장기간과 기업의 조세회피와는 유의한 음(-)의 관련성이 나타났다. 이는 상장 초기에 영업의 확대 등을 위한 가용자금 확보를 위하여 기업이 상대적으로 높은 조세회피도를 보이거나, 상장 후 기간이 길어질수록 영업의 안정을 통한 원가절감으로 회계 및 세무이익 간 차이가 작고, 규제기관의 장기간 감시로 조세회피 정도가 낮게 나타남을 제시한다. 둘째, 상장기간과 조세회피와의 음의 관계는 최고경영자가 주식을 보유한 표본에서만 두드러지게 나타났다. 이러한 결과는 최고경영자가 회사와 경제적 이해관계에 대한 일치도가 높을수록, 상장 이후 조세와 관련된 전략적 선택을 기업이 처한 기간별 입장을 반영하여 더욱 일관되게 수행함을 시사한다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점 및 정책적 시사점을 갖는다. 첫째, 본 연구는 상장기간이 조세회피와 음의 관련성이 존재함을 보여, 기업의 연령이나 수명주기 외에도 상장 후 기간이 조세회피의 결정요인 중 하나로 작용할 수 있음을 제시하였다. 둘째, 본 연구는 상장기간이 기업의 조세회피 능력 및 동기를 차별적으로 나타낼 수 있는 신호일 수 있음을 제시하여, 과세당국 등에 정책적 시사점을 제공한다.

〈주제어〉 상장기간, 조세회피, 최고경영자, 주식보유, 유효세율

* 본 연구는 2023년도 한국세무학회 학술지원사업의 지원을 받아 수행되었음

** 홍익대학교 경영대학 조교수, jnc1208@hongik.ac.kr, 주저자 및 교신저자

논문접수일 2024년 1월 4일 1차수정일 2024년 5월 22일 게재확정일 2024년 6월 15일

I. 서 론

조세회피의 결정요인에 대한 선행연구는 기업의 수명주기에 따라 조세회피 정도에 차이가 있음을 제시한다(이우재·최승욱, 2015 ; 김상명 외, 2017). 이는 조세 납부가 현금유출을 동반하는 사건에 해당하므로, 도입, 성장, 성숙 및 쇠퇴기 등 기업수명주기에 따라 보유 자원이나 현금유출입 특성이 달라 전반적인 조세회피의 양상이 달리 나타날 수 있음을 시사한다. 한편 공개증권시장에서의 상장(listing)은 기업의 공신력 제고와 함께 공모나 유상증자를 통하여 대규모 자금조달을 할 수 있는 이점이 있어 많은 기업이 상장을 추진할 동기를 갖는다. 상장은 내부적 자금확보 수단이라고 할 수 있는 조세회피와 함께 외부로부터의 자금조달 수단이 될 수 있고 상장 이후 감독기관의 규제강도 변화로 기업환경의 변화가 예상되어 중요한 연구환경으로 작용하지만, 기업의 상장과 조세회피와의 관련성에 대한 연구는 매우 드물다. 이에 본 연구는 기업수명주기 외 기업의 상장 후 경과기간(이하, 상장기간)에 초점을 맞추어 조세회피와의 관련성을 분석한다.

구체적으로 본 연구는 상장기간과 기업의 조세회피 정도와의 관련성을 조사한다. 이후 이러한 관련성에 최고경영자의 주식보유 여부가 어떠한 영향을 미치는지 조사한다. 이를 통하여 상장 이후에 나타나는 기업의 조세 관련 행태를 파악하고, 최고경영자의 자사주식 보유가 상장 후 기업의 조세전략에 어떠한 효과를 가지는지 조사한다.

본 연구의 표본은 국제회계기준 적용 이후인 2011년부터 2021년까지 12,891 회사-연도를 대상으로 설정한다. 관심변수인 상장기간은 상장 후 경과일수의 자연로그값으로 측정하고, 종속변수인 조세회피의 대용치는 5년 평균 현금납부 및 회계상 유효법인세율 및 Desai and Dharmapala(2006)에 의한 측정치를 이용한다.

주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 상장기간과 기업의 조세회피와는 유의한 음(-)의 관련성이 나타났다. 이는 상장 초기에는 영업의 확대 등을 위한 가용자금 확보를 위하여 기업이 상대적으로 높은 조세회피도를 보이거나, 상장 후 기간이 길어질수록 영업의 안정을 통한 원가절감으로 회계 및 세무이익 간 차이가 작고, 규제기관의 장기 감시로 조세회피 정도가 낮게 나타날 가능성을 제시한다. 둘째, 상장기간과 조세회피와의 음의 관계는 최고경영자가 주식을 보유한 표본에서만 두드러지게 나타났다. 이러한 결과는 최고경영자가 회사와 경제적 이해관계에 대한 일치도가 높을수록, 상장 이후 조세와 관련된 전략적 선택을 기업이 처한 기간별 상황을 고려하여 더욱 일관되게 함을 시사하는 결과이다.

추가분석 결과, 최고경영자의 주식보유 이외에 다른 개별적 특성인 연령, 학력 및 유학 여부 등은 상장기간과 조세회피 간의 음의 관련성에 차별적인 영향을 미치지 않았다. 한편 연구결과의 강건성 분석결과, 상장기간을 최초 상장일자로부터 결산종료일까지의 기간 일자로 분석한 결과, 3년 평균 현금기준 및 회계상 유효법인세율로 조세회피를 대체하여 측정한 결과, 상장 이후

일정 기간(3년)을 제외한 분석결과, 산업-규모 조정 장기유효세율을 이용한 분석결과 등도 주된 연구결과와 다르지 않았다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점 및 정책적 시사점을 갖는다. 첫째, 본 연구는 상장기간이 조세회피와 음의 관련성이 존재함을 보여, 기업의 연령이나 수명주기 외에도 상장 후 기간이 조세회피의 결정요인 중 하나로 작용할 수 있음을 제시하였다. 특히 기업의 연령, 기업수명주기와 조세회피와의 관련성을 분석한 선행연구와 달리 본 연구는 기업의 상장기간에 초점을 맞추어, 기업의 상장전략, 동기 및 특성을 조세의 관점에서 깊이 있게 고찰할 수 있는 기회를 제공한다. 무엇보다도 본 연구의 결과는 Brown(2012) 등 선행연구에서 제시한 상장 이후 기업의 혼재된 재무성과(post-listing puzzle)에 대하여, 국내 기업을 대상으로 실증적 증거를 제시한 차별적인 공헌점이 존재한다. 둘째, 본 연구는 상장기간이 기업의 조세회피 능력 및 동기를 차별적으로 나타낼 수 있는 신호일 수 있음을 제시하여, 조세정책 당국 등에 정책적 시사점을 제공한다. 특히 상장 직후 기업의 재무보고품질이 낮을 수 있다는 선행연구와 같이, 기업의 조세회피 특성이 상장 초반에 높게 나타난다는 본 연구의 결과는 과세당국에 유의미한 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 마지막으로 본 연구는 상장기업의 특성 중 상장기간의 의미를 최고경영자의 주식보유여부와 함께 분석하여, 최고경영자의 회사 이해관계에 대한 일치성의 정도에 따라 상장에 따른 조세회피 행태가 차별적으로 나타날 수 있다는 실증결과를 제시한 공헌점이 존재한다.

이하 본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 상장과 재무보고품질, 기업수명주기와 조세회피 및 최고경영자의 주식보유와 이익품질 등 본 연구와 관련한 선행연구 결과를 검토하고 이를 근거로 제Ⅲ장에서 연구가설을 설정한다. 다음으로 제Ⅳ장에서는 연구모형 및 연구표본을 제시한 후, 제Ⅴ장에서 다변량 회귀분석 등 주요 실증분석결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅵ장에서 연구 내용을 요약하고 정책적 시사점 및 한계점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

1. 기업수명주기와 재무보고품질 및 조세회피와의 관계

기업의 성과나 자원배분은 수명주기(life cycle)에 따라 체계적인 차이가 존재하며, 각 수명주기 단계(stage)별로 영업, 투자 및 재무 의사결정의 확연한 차이가 나타난다(Dickinson, 2011). 이러한 주기별 현금흐름의 패턴이나, 재무적 또는 비재무적 상이점 등에 착안하여 선행연구는 각 기업수명주기가 재무보고품질이나 조세회피 정도와 관련성이 있는지를 조사하였다.

기업수명주기가 재무보고품질에 미치는 영향에 대하여, 고윤성·김재승(2012)은 기업이 성장기와 성숙기 단계에서 미래 이익감소에 대비하여 이익하향 이익조정을 수행하며, 쇠퇴기에는 낮

은 재무성과에 따른 재무보고비용 증가에 대비하고자 상향적(보고이익 증가) 이익조정을 함을 제시하였다. 배한수·김경화(2013)는 기업수명주기와 실물이익조정 간의 관계를 분석하였는데, 성장기에는 장기적 관점에서 연구개발 또는 시장개발을 위한 지출 등 이익하향 실물이익조정을 하는 경향이 있으며, 쇠퇴기에는 단기적 성과의 개선과 신규자금 조달을 위한 이익상향 실물이익조정을 수행함을 보여 고윤성·김재승(2012)과 유사한 결과를 제시하였다. 유사한 관점에서 백상미 외(2011)의 경우도 쇠퇴기의 기업은 재량적 지출을 감소시키고 생산량의 증가를 통한 생산단가 감소 방식으로, 이익을 상향하는 실물이익조정을 수행함을 밝혔다. 하석태·조성표(2020)의 연구에서는 미래이익의 추가정보성을 회계정보 유용성의 대용치로 분석한 결과, 성숙기에는 보고이익의 지속가능성이 높고 미래 이익예측에 있어 불확실성이 낮아 회계정보의 유용성이 높은 반면에, 도입기 기업은 반대의 속성으로 회계정보의 유용성이 낮음을 제시하였다. 이우재(2021)는 기업수명주기와 재무분석가의 이익예측 정확성 간의 관계를 분석하였는데, 도입기와 쇠퇴기에는 재무분석가의 이익예측 정확성이 낮았고 반대로 성장기와 성숙기에는 높음을 보고하였다. 한편 Habib et al.(2019)의 연구는 성숙기에 해당하는 회사(matured firm)가 이익의 품질의 우수하여 낮은 자본비용을 부담한다고 하였다. 또 다른 국외 연구인 Krishnan et al.(2021)에서도 기업수명주기별 재무보고품질이 역 U자형을 보인다고 하여 성장기 및 성숙기의 재무보고품질이 도입기 및 쇠퇴기보다 높게 나타남을 주장하였다.

요약하면, 전반적으로 도입기 및 쇠퇴기에는 상대적으로 재무보고품질이 열악하고, 성장기 및 성숙기에는 재무보고품질이 우수하게 나타나는 등 기업수명주기와 재무보고품질 간의 관련성은 역 U자형의 행태를 보이는 것으로 파악할 수 있다.

기업수명주기와 조세회피도와와의 관련성에 대한 선행연구 결과는 다음과 같다. 이우재·최승욱(2015)은 성장기 기업의 회계-세무이익 간 차이(Book Tax Difference, 이하 BTD)가 가장 크고 성숙기와 쇠퇴기에서는 이것이 작다고 주장하였는데, 이들은 그 이유를 성장 및 성숙기 기업이 세무이익에 비하여 재무보고이익을 높이다가 쇠퇴기에서 이러한 경향이 반전되기 때문이라고 해석하였다. 김상명·박성욱(2016)은 성장기와 성숙기 기업이 도입기와 쇠퇴기보다는 조세회피수준이 높은 것으로 나타남을 제시하였으며, 이러한 결과가 기업특성 요인인 조세부담의 정도, 조세혜택 수준, 수익성 및 금융비용 부담 정도에 따라 기업수명주기 단계별로 다르게 영향을 미칠 수 있다고 하였다. 안홍복·이연희(2021)는 기업수명주기 중 도입기와 성장기 기업이 조세회피에 더욱 적극적임을 제시하였다. 이들은 도입기 기업은 사업 초기단계로서 향후 대규모 투자를 위한 현금확보 동기가 강하여 조세회피를 통한 유출현금 감소 동기가 강하며, 성장기 기업 역시 투자 및 영업활동으로 인한 현금지출이 과다하여 성숙기 및 쇠퇴기보다 조세회피를 통한 내부자금 확보의 동기가 크다고 하였다. 반면 Hasan et al.(2017)은 도입기와 쇠퇴기에 조세회피도가 높고 성장기와 성숙기에는 조세회피도가 낮다고 주장하여 기업수명주기와 조세회피 간 U자형 패턴(U-shaped pattern)이 나타난다고 하여 다른 연구결과를 제시하였다. Hasan et al.

(2017)의 연구와 유사하게 최혁·황준성(2017)은 성장기 기업은 조세회피보다는 기업확대나 명성유지에 집중하므로 조세회피도가 낮고, 쇠퇴기에는 경영전략을 통해 이익증가가 어려우므로 조세회피를 통해 자금을 확보노력이 시도되므로 조세회피 성향이 크다고 하였다. 한편 김상명 외(2017)의 연구는 기업수명주기에 따른 조세회피와의 관계가 산업 특성에 따라 달리 나타남을 보고하였다.

한편, Na et al.(2017)의 연구는 기업연령과 조세공격성 수준의 변화에 대한 연구를 수행하였는데, 분석 결과 기업연령과 조세공격성 간의 유의한 음(-)의 관계를 보고하였다. 그리고 이러한 결과가 오래되고 안정된 기업에 해당할수록 현재의 조세비용 감소보다는 기업의 이미지나 평판 등의 비조세비용을 더욱 중시하기 때문에 나타난 결과라고 주장하였다.

이러한 기업수명주기 등과 조세회피 간 관련성의 선행연구를 요약하면, 국내 기업을 대상으로는 도입기 및 성장기 등 기업수명주기 초기의 기업이 조세회피를 통한 자금확보 동기를 가져 조세회피 정도가 높으며, 성숙기에 이룰수록 조세회피 정도가 상대적으로 낮음을 확인할 수 있으나, 연구방법 및 시기별로 연구결과가 다소 혼재되어 나타남을 확인할 수 있다.

2. 기업의 상장 및 상장기간 관련 선행연구

기업이 자본시장에서 주권 등을 상장할 경우 공시의무 확대 등의 규제강도는 증가하나¹⁾, 공모 등을 통한 대규모 자금조달이 용이하고 기업 인지도나 공신력이 제고되어 대내외적으로 많은 이점이 존재한다. 이와 관련하여 선행연구는 비상장회사와 상장회사 간의 재무보고품질 차이 등의 연구를 수행하였으나, 비상장회사의 재무자료에 대한 이용가능성 제한으로 광범위한 연구는 이뤄지지 않는다고(나경아 외, 2016). 이에 본 절에서는 상장 관련 선행연구를 본 연구와 연관된 주제인 상장 여부와 재무보고품질, 상장 직전의 이익조정 및 상장기간의 영향 등으로 구분하여 제시한다.

선행연구는 상장회사가 비상장회사에 비하여 감독당국의 감시 등 제도적 요인, 이해관계자 등 자본시장의 압력으로 재무보고품질이 우수함을 제시하였다. 예를 들어, Burgstahler et al.(2006)은 유럽의 여러 국가를 대상으로 상장회사와 비상장회사의 이익조정 수준을 연구한 결과 비상장회사의 이익조정 수준이 더 높게 나타났음을 제시하였다. Hope et al.(2013)은 상장 여부에 따른 재무보고품질을 조사한 결과 미국의 상장회사가 비상장회사보다 발생액의 질이 높고 회계정보의 보수성이 높아 재무보고품질이 우수함을 주장하였다. 국내 연구로 나경아 외(2016)는 상장회사가 관련된 이해관계자가 많고, 공시 등 규제가 많으며 이해관계자의 신뢰할 수 있는 회계정보에 대한 수요가 높아 양질의 회계정보를 제공할 유인이 높아 재무제표의 비교가능성이

1) 예를 들어, 자본시장과 금융투자업에 관한 법률 제159조에 따르면 주권상장법인은 사업보고서를 각 사업연도 경과 후 90일 이내에 금융위원회와 거래소에 제출하여야 하는 등 공시 의무가 존재한다.

비상장회사보다 높다고 보고하였다. 결론적으로 선행연구는 이해관계자 및 규제기관의 압력, 양질의 재무정보에 대한 제공 유인 등의 존재로 상장회사가 상대적으로 비상장회사보다 재무보고 품질이 우수함을 제시하고 있다.

또한 선행연구는 상장회사가 상장 공모가격을 높이기 위하여 상장 전 이익조정을 통한 이익상향을 수행할 가능성을 제시하고 있다. 대표적으로 Teoh et al.(1998)은 경영자가 공모가격을 높일 목적으로 재량적 발생액을 이용한 상향 이익조정을 수행한다고 주장하였다. 유사한 관점에서 Miloud(2014)는 프랑스 회사를 대상으로 재량적 발생액이 높은 회사들이 IPO 후 3년차부터 낮은 성과를 보인다고 하였다. 그러나 Cecchini et al.(2012)의 연구는 재량적 대손충당금을 통하여 IPO 기업이 상향적 이익조정을 수행하는지 조사하였으나, 관련된 증거를 발견하지 못하였다. 국내에서는 최종서 외(2010)의 연구가 코스닥 시장의 신규 상장회사가 상장 직전년도와 상장 당해연도에 발생액 및 실물이익조정을 수행함을 실증적으로 제시하여, 코스닥 시장 상장법인이 상장을 위하여 강한 이익조정 동기를 가질 가능성을 제시하였다. 그 외 다수의 국내 선행연구에서 최종서 외(2010)의 연구와 같이 규제강도가 상대적으로 낮은 코스닥 시장의 상장 전후 상향적 이익조정 가능성을 제시하고 있으나(곽영민 · 최종서, 2013 등), 박성태 · 송치승(2017)의 연구결과와 같이 유가증권 시장의 이익조정이 더욱 높다는 연구결과도 존재한다. 정리하면 공모가격상향 등을 위한 상정 직전 또는 전후의 이익조정은 다소 혼재된 결과를 보이고 있으며, 소속 유가증권 시장별로 상장 전후 이익조정 행태가 상이하게 나타날 수 있음을 알 수 있다.

한편 상장기간과 직접적으로 관련된 연구는 많지 않다. 상장기간과 직접 관련된 해외 연구로는 주로 재무론 분야의 연구가 존재하는데, Barry and Brown(1984)의 연구는 상장기간 초기의 기업이 더욱 위험성이 높아 보다 높은 수익률을 기록한다고 보고하였다. 이후 Brown(2012)은 상장기간과 수익률과의 음의 관련성은 존재하며, 이러한 결과는 상장초기 기업의 높은 수익률보다는 상장후기 기업의 낮은 수익률과 관련된다고 주장하였다. 반면 Dharan and Ikenberry(1995)에서는 NYSE 및 AMEX 상장시장의 소규모기업의 경우 상장초기 낮은 주식성가를 보인다고 하였다. 국내 연구로는 김연용 · 이호정(2009)은 상장기간이 길어짐에 따라 회계정보에 포함된 불확실성이 감소하면서 회계정보의 가치관련성이 상승한다고 하였다. 도태현 · 조현우(2013)의 연구 역시 경제위기 기간에서 상장기간이 짧을수록 위험과 계속기업의 불확실성 등이 회계정보에 나타나 회계정보의 가치관련성이 낮음을 제시하였다. 이러한 결과는 상장기간이 오래될수록 재무보고품질이 안정될 가능성을 제시한다. 이옥용 외(2016)는 상장기간과 투자효율성 간의 관련성을 조사하였는데 상장기간이 짧은 기업에서 효율적인 투자안을 선택하는 것으로 나타나 상장기간이 투자효율성에 음(-)의 영향을 미친다고 주장하였다. 또한 Jung and Kim(2019)의 연구는 상장 후 경과기간이 짧을수록 좋은 평판을 형성하기 위하여 기업의 사회적 책임(CSR) 활동을 더욱 적극적으로 수행한다고 주장하였다. 이는 상장기간 초기에 기업의 성장을 위한 효율적인 투자안 선택이 나타나고, CSR 등 기업의 전략적 행태가 나타날 가능성을 시사한다.

3. 최고경영자의 지분율, 주식보유 여부와 조세회피

소유와 경영이 분리된 현대 기업환경에서, 선행연구는 경영자와 주주 간의 대리인 문제, 소유경영자(manager as shareholder) 또는 지배주주(controlling shareholder)와 다른 소액주주 간의 대리인 문제를 연구대상으로 다루었다(Shleifer and Vishny, 1986 ; Fan and Wong, 2002). 그 중 소유경영자 또는 지배주주(소유경영자 등2)와 소액주주 간의 대리인비용을 다룬 연구는 일반적으로 소유경영자 등의 역할에 대하여 다음과 같은 2가지의 상반된 관점에 따른 연구결과를 제시하고 있다.³⁾ 하나는 이해일치가설(alignment hypothesis)로, 소유경영자 등의 지분율이 높을수록 소유경영자 등이 장기적 관점의 기업가치 제고 전략을 추구하고 궁극적으로 소유경영자 등의 이해관계가 기업의 다른 소액주주와 일치된다는 관점이다(Anderson and Reeb, 2003 ; Srinidhi and Liao, 2020 ; 홍준용·정남철, 2023). 다른 하나는 이익침해가설(entrenchment hypothesis)로서, 해당 관점에서는 소유경영자 등의 지분율이 높을수록 소유경영자 등과 소액주주 간의 대리인비용이 더욱 커지고 소유경영자 등이 자신의 사적효용 극대화를 위한 기회주의적인 행태를 보이며 소액주주의 이익을 사적으로 편취하여, 장기적 기업가치의 하락과 관련된다는 관점이다(Johnson et al., 2000 ; Leuz et al., 2003).

이와 같은 소유와 경영의 분리 또는 경영진의 지분비율(ownership)은 기업의 조세회피 전략에도 영향을 미칠 수 있다. Fama and Jensen(1983)은 기업의 의사결정이 소수의 지분 보유 의사결정자에게 집중될 경우, 이러한 소유경영자는 위험회피적인 성향을 가지게 되어 위험투자안에 대한 투자를 할 가능성이 낮다고 하였다. Badertscher et al.(2013)은 Fama and Jensen(1983)에 의한 이론적 논의를 실증결과로 제시하였는데, 이들은 조세회피 행위가 회사에 큰 비용을 부과할 수 있는 일종의 위험 투자안이라는 점을 고려하여 소유-경영 집중도가 높은 기업에서 조세회피도가 낮음을 보였다. 유사한 관점에서 Chen et al.(2010)은 가족기업 경영자가 비가족기업 경영자보다 조세회피의 공격성이 낮다고 하였다.

국내에서는 홍영은 외(2009)의 연구에서 경영자의 지분율과 조세회피 전략과의 관련성을 조사하였는데, 선형관계를 가정하고 분석한 결과 경영자 지분율이 기업의 조세회피에는 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 경영자 지분율과 조세회피 간의 관련성을 비선형 관계로 가정할 경우 특정비율까지 경영자 지분율이 증가할수록 조세회피는 증가하나, 이후 경영자 지분율이 증가할수록 오히려 조세회피가 감소하는 역 U자형 형태를 보임을 제시하여 조세회피도가

2) 최대주주가 최고경영자에 해당하거나, 최고경영자의 최대주주의 지원을 받거나 최고경영자 선임 등 실질적으로 최대주주가 경영에 참여하는 경우가 대부분인 국내 현실 상 많은 연구에서 최대주주 지분율을 경영자 지분율의 대용치로 사용하는 경향이 있다(김지수·정기웅, 2000).

3) 한편 이해일치가설과 이익침해가설을 절충한 절충가설(Morck et al., 1988 외)도 존재한다. 절충가설에 따르면 경영자의 지분율과 기업가치 간의 관계가 경영자 지분율 크기 및 기업이 처한 각종 상황에 따라 차별적으로 달라진다는 가설이다.

경영자 지분율에 따라 차별적인 특성을 보인다고 하였다. 그리고 남혜정(2019)의 연구는 경영자의 과신성향이 있는 기업일수록 세무위험이 유의적으로 높음을 발견하였는데, 경영자의 지분율이 높을수록 과신성향과 세무위험 간의 양(+)의 관계가 더욱 강화됨을 발견하였다. 다만, 이균봉(2010)은 임원 지분율이 높을수록 조세회피 성향이 약화될 것임을 예측하였으나 관련 실증결과를 발견하지 못하였다.

이상의 결과를 요약하면, 경영진의 지분 비중이 높을수록 조세회피도가 높다는 연구(Chen et al., 2010 ; Badertscher et al., 2013)와, 유의한 관련성을 발견하지 못하거나 비선형 관련성을 발견(이균봉, 2010 ; 홍영은 외, 2009)하는 등 다소 혼재된 연구결과를 제시하고 있음을 확인할 수 있다.

III. 연구가설의 설정

조세는 부의 유출을 수반하여 기업의 경제적 의사결정에 중요한 영향을 미치는 요소이며, 일반적으로 기업은 법인세 최소화를 추구한다. 또한 기업은 성장을 위한 자금확보나 인지도 제고 등 다양한 목적 달성을 위하여 상장을 추진한다. 기업수명주기에 따라 현금흐름 양상, 재무보고행태의 동질성 등 체계적인 유사성이 나타나는 것처럼, 상장 이후의 기간(초기, 중기 및 후기⁴⁾) 경과 정도에 따라 기업의 조세전략에도 체계적인 동질성이 나타날 수 있다.

상장을 결정한 이후 기업은 투자자 보호를 위하여 관련규정에 따라 엄격한 상장 요건⁵⁾을 충족하고 상장예비심사 신청 등 장기간의 상장절차를 거친다. 상장 초기에는 상장 요건 유지를 위하여 매출액, 당기순이익 등 다양한 재무지표 요건 달성을 위한 재무적 압력이 존재한다. 따라서 이 시기의 경영자는 상장 요건 달성을 위한 이익조정 등 기회주의적인 재무보고행태를 보이거나 불투명한 재무보고(Teoh et al., 1998 ; 최중서 외, 2010 ; 광영민 · 최중서, 2013 등)를 수행할 가능성이 존재한다. 경영자가 이익조정을 위하여 조세회피수단을 사용할 수 있고(Yorke et al., 2016), 복잡한 조세회피 행위를 불투명한 재무보고품질로 적발하기 어려운 상황을 고려하면 이와 같은 상장 초기 기업에서는 조세회피 행태가 높게 나타날 수 있다. 또한 이 단계에서는 설비 자산에 대한 투자, 영업인프라 확대, 시장점유율 증가 등 공격적 영업의 필요성은 크지만, 관련 유보자금 확보액이 충분하지 않으므로 경영자는 조세회피를 통한 내부자금 확보 동기가 클 것으로 생각되어 역시 높은 조세회피 행태를 보일 것이 예측된다.⁶⁾ 마지막으로 이육용 외(2016)의

4) 본 연구에서는 상장 후 경과기간, 즉 상장기간의 정도를 각각 초기, 중기 및 후기로 구분한다.

5) 유가증권시장 상장규정 제32조 제1항에 따르면, 유가증권 시장에 상장하기 위해서는 규모요건, 주식분산요건, 경영성과 요건 등 다양한 심사기준을 모두 충족하여야 한다.

6) 반면, 상장 초기 기업의 조세회피 정도가 높지 않을 가능성 역시 상존한다. 상장 초기 기업이라고 하더라도

연구는 상장기간이 짧은 상장초기 기업이 조세혜택을 적극적으로 활용하여 더욱 효율적인 투자안을 선택한다고 주장하여, 상장초기의 조세회피도가 타 기간에 비하여 높을 수 있다는 논의를 뒷받침한다.

상장기간이 중기에 해당할 경우, 상장 초기 단계에 비해서 영업이 안정되고 설비효율성이 높아 자금 확보의 필요성이 상대적으로 감소할 것이다. 매출액 및 영업이익 등도 상향 안정화될 가능성이 있고, 높은 수익성과 재무적 유동성을 보여 기업은 신용도 향상에 따른 낮은 자본조달 비용을 부담할 가능성이 크다. 이 경우 풍부한 유동자금 보유에 따른 법인세 납부의 상대적 부담은 감소할 수 있으며, 금융비용 감소 등에 따라 절세수단을 활용하기가 어려울 수 있어 조세 부담은 상장 초기에 비해서 높아질 것이 예상된다. 또한 상장 중기기업의 경우 기업수명주기 단계상 성장기 및 성숙기에 해당할 가능성이 높아, 상대적으로 재무보고품질이 우수(하석태·조성표, 2020 ; Krishnan et al., 2021)하다. 이 경우 복잡한 조세회피 전략을 경영자가 구사할 경우 조세회피 행위가 감사인이나 감독당국 등에 의하여 적발될 가능성이 증가할 것이다. 이러한 논의는 상장기간 중기에는 조세회피의 정도가 상장 초반보다 점차 낮아질 가능성을 제시한다.

상장기간 후기에는 중기에 비하여 매출액이나 영업이익은 감소 추세가 나타나지만, 상장을 계속적으로 유지하는 경우 누적된 이익잉여금이나 유보자금이 존재하고 매출 등 영업의 감소는 원가절감을 통한 경영효율성 확보로 충당할 수 있어 조세회피를 통한 자금확보의 필요성이 높다고 보기 어렵다. 추가로 상장 후기에는 원가절감으로 회계 및 세무이익 간 차이가 작아질 것이 예상된다. 또한 경영자는 오랜 기간 상장을 유지한 결과 자본시장에서의 평판이 축적될 가능성이 높아 조세회피를 수행할 경우 발생할 수 있는 비조세비용이 중요하며, 기업의 가시성(visibility)에 따른 과세 감독당국의 오랜 관심과 규제는 조세회피 동기를 억제할 수 있어 상장 후기에는 기업의 조세회피도가 낮을 것이 예측된다.

상기 논의와 같이 상장 초기에는 조세회피 정도가 높고, 중기에는 초기보다 낮아지며 후기에는 조세회피 정도가 낮을 것임을 예측하여 본 연구의 첫 번째 연구가설을 다음과 같이 설정한다.

연구가설 1 : 상장기간과 기업의 조세회피 특성 간에는 음(-)의 관련성이 존재할 것이다.

Dyreg et al.(2010)에 따르면, 조세회피는 규모 등 개별기업 단위의 특성(firm-level characteristics) 외에도 최고경영자 개인이 강조하는 가치(tone at the top)나 태도에도 중요한 영향을 받는다. 만

라도 신설기업이 아닌 일정 기간 해당 산업에서 업력을 쌓은 경우가 있어 재무적 안정성이 이미 높을 수 있고, 신규 상장기업에 대한 제도적(감사인 지정 등) 또는 비제도적(주간사, 투자자의 관심 및 감시 등) 규제가 존재하여 조세회피의 비조세비용이 높을 수 있기 때문이다. 다만 본 연구에서는 상장회사의 경우 기존의 재무적 안정성에도 불구하고 추가 성장을 위한 IPO를 실시하거나, 신규투자를 수행할 회사에 있어서 대규모 자금 확보에 대한 수요가 높을 것으로 예측한다. 또한, 상장 초기 기업에 대한 제도적 규제 사항보다는 상장요건 달성을 위한 회사의 불투명하고 기회주의적인 재무보고 동기가 높다고 판단하고 상장 초기 기업의 높은 조세회피 정도를 사전적으로 예측한다.

약 상장기간별 조세회피 특성에 체계적인 차이가 존재한다면 최고경영자 개인의 특성이나 행태가 상장기간에 따른 조세회피 관련성에 영향을 미칠 수 있다.

최고경영자는 회사의 지분을 보유한 소유경영자일 수 있다. 전통적 대리인이론(Jensen and Meckling, 2019)에서는 지분을 보유하지 않은 경영자가 특권적 소비 등을 통하여 주주 부의 극대화를 추구하지 않음을 제시하였다. 최고경영자가 자사의 지분을 보유하지 않을 경우 회계기준 계약에 부과된 제약사항에서 벗어나기 위하여 이익조정 등 기회주의적 보고행태를 보일 인센티브가 존재하나, 소유경영자는 주주와 경영진 자신의 이익을 일치(align)시킬 동기를 가질 수 있으며 이 경우 이익조정 가능성이 상대적으로 낮을 수 있다(Warfield et al., 1995). 이와 같은 이해일치가설(alignment hypothesis) 관점에서 볼 때 소유경영자는 경영자 자신의 부(wealth)보다는 기업의 부나 기업가치를 중시할 것이므로, 연구가설 1에 나타난 상장기간(초기, 중기 및 후기) 별로 처한 환경과 회사의 상황에 따른 맞춤형 조세회피 전략을 추구할 가능성이 존재한다. 이 경우 상장기간에 따른 조세회피의 관련성이 일관되게 음의 값이 나타날 것이 예측된다.

반면 소유경영자 행태에 대한 다른 관점(entrenchment hypothesis)에 따르면, 주식을 많이 보유한 경영자는 상대적으로 처벌에 대한 두려움이 낮고 기업 전체의 부가 아닌 소유경영자 자신의 개인적 부를 극대화하고자 하는 동기가 존재할 가능성이 높다. 이 경우 해당 경영자는 기회주의적 재무보고행태를 가지고 개인적 부 확보를 위하여 이익조정 등을 수행할 가능성이 존재한다(Johnson et al., 2000 ; Leuz et al., 2003). 이 경우 소유경영자 입장에서는 개인의 효용이나 편익이 가장 중요한 고려요소이므로, 소유경영자 부의 확보를 위하여 기업 부의 유출 방지를 위하여 조세회피 정도가 일관되게 높게 나타날 것이다. 즉 해당 관점에 따르면 경영자는 상장기간과 무관하게 일관된 조세회피 행태를 보일 것이 예상되어, 상장기간과 조세회피 간의 관련성에 유의한 결과가 나타나지 않을 가능성이 존재할 것이다.

이와 같은 소유경영자의 행태에 대한 상반된 관점(이해일치가설 및 이익침해가설)을 고려하면, 소유경영자가 상장기간별 조세회피 전략에 어떠한 영향을 미치게 될 지는 실증분석의 문제로 판단된다. 구체적으로 소유경영자가 주주 및 기업의 부 극대화를 위하여 상장기간 별로 체계적인 조세회피 전략을 추구할 수도 있으며, 경영자 자신의 부를 극대화하기 위하여 상장기간과 무관하게 공격적인 조세회피를 통한 기업 부의 유출을 방지할 가능성이 상존할 것이다. 특히 선행연구에서 경영진의 지분 비중과 조세회피도와의 관련성이 양의 관련성(Chen et al., 2010 ; Badertscher et al., 2013)을 가진다는 연구와, 유의한 관련성을 발견하지 못하거나 비선형 관련성 제시한 연구(이균봉, 2010 ; 홍영은 외, 2009)로서 다소 혼재된 연구결과를 제시하는 점을 고려할 때, 본 연구의 두 번째 예비가설을 다음의 귀무가설로 설정한다.

연구가설 2 : 상장기간과 기업의 조세회피 특성 간 음(-)의 관련성은 최고경영자의 자사 주식보유 여부와 무관할 것이다.

IV. 연구모형과 표본선정

1. 연구모형

식 (1)은 조세회피와 관련된 선행연구를 참조(Hoopes et al., 2012 ; Hasan et al., 2017 ; 심해린 외, 2019 ; 신재은 · 이진, 2021 ; 정남철, 2023 등)하여, 본 연구의 첫 번째 연구가설인 기업의 상장기간과 조세회피와의 관련성을 분석하기 위한 연구모형을 제시한다. 그리고 이러한 관련성에 대한 최고경영자 주식보유의 효과 검정을 위해서, 주식보유 여부(*SHA*)에 따라 표본을 분할)하여 식 (1)을 적용한다.

$$\begin{aligned}
 TA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 LP(LNLP)_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} \\
 & + \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 OPN_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 GRW_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} \\
 & + ID + YD + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{식 (1)}$$

<변수설명>

- TA* : 조세회피(Tax Avoidance)의 대용 측정값
- CETR*: 1) 당해연도 포함 5년간 법인세 납부추정액을 세전이익으로 나눈 비율 ;
- GETR*: 2) 당해연도 포함 5년간 손익계산서의 법인세비용을 세전이익으로 나눈 비율 ;
- DD* : 3) Desai and Dharmapala(2006)에 의한 조세회피 측정치 ;
- LP* : 상장일로부터 결산종료일까지의 기간(일수) ;
- LNLP* : 상장일로부터 결산종료일까지의 기간(일수)에 자연로그를 취한 값 ;
- SIZE* : 사업연도 말 자산총계에 자연로그를 취한 값 ;
- LEV* : 사업연도 말 부채총계를 자산총계로 나눈 비율 ;
- BIG4* : 회사가 대형감사인(삼일, 삼정, 안진 및 한영회계법인)을 선임 시 1, 아닌 경우 0의 값 ;
- LAR* : 사업연도 말 회사의 최대주주 및 그 특수관계자가 보유한 지분 비중 ;
- FOR* : 사업연도 말 외국인 투자자가 보유한 지분 비중 ;
- OPN* : 감사보고서 상 감사의견이 적정이 아닌 경우 1, 적정의견인 경우 0의 값 ;
- LOSS* : 회사가 당기 중 순손실을 보고 시 1, 아닌 경우 0의 값 ;
- GRW* : 당기 매출액 증감액을 전기의 매출액으로 나눈 비율 ;
- MKT* : 한국거래소 유가증권시장 소속기업인 경우 1, 아닌 경우 0의 값 ;
- SHA* : 회사의 대표이사가 자사 주식을 보유한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값 ;
- ID* : 소속산업에 따른 고정효과 통제를 위한 더미변수 ;
- YD* : 각 연도별 고정효과 통제를 위한 더미변수.

-
- 7) 최고경영자 주식보유 여부(*SHA*)변수를 식 (1)에 포함하여 *LP(LNLP)*SHA*의 상호작용효과(interaction effect)를 분석할 경우, 분산팽창계수 값이 10을 초과하여 변수 간의 상관관계로 인한 다중공선성의 우려가 높아 표본을 분할하여 분석하기로 한다.

가. 조세회피 측정치(TA ; Tax Avoidance)의 조작적 정의

본 연구의 연구가설 검정을 위한 종속변수인 조세회피의 대용 측정치는 선행연구(최기호, 2018)에 따라 가장 많이 사용되는 측정치인 유효법인세율을 주로 활용하고, 보완적으로 Desai and Dharmapala(2006)에 의한 재량적 BTD(Book Tax Difference)를 함께 고려하여 총 3가지의 측정치를 사용하였다. 유효법인세율은 Dyreng et al.(2008)에 따라 유효세율의 단기 측정에 따른 편익(bias) 최소화를 위하여 단기 포함 5년 기준 장기유효세율을 측정한다. 또한 이전의 실증연구(Hoopes et al., 2012 ; 심해린 외, 2019 ; 박종일 · 김수인, 2020 ; 신재은 · 이진, 2021 ; 정남철, 2023 등)를 참조하여, 현금납부 및 회계 기준의 2가지의 측정치를 모두 계산하였다.

(1) 5년 평균 현금납부기준 유효법인세율(CETR)

현금납부 기준 법인세는 포괄손익계산서의 법인세비용을 기초로 이연법인세자산의 증가액(감소액)은 가산(차감)하고 이연법인세부채의 증가액(감소액)은 차감(가산)하여 산출하였다. 측정된 CETR이 낮을수록 조세부담이 낮으므로 조세회피도는 큰 것으로 해석한다. 또한 유효법인세율을 활용한 선행연구(McGuire et al., 2014 ; Hasan et al., 2017 ; 심해린 외, 2019)와 같이 측정 유효세율이 음수일 경우 0으로, 100%를 초과 시 1로 조정하였다. 만약 식 (1)에서 상장기간과 조세회피도가 양(음)의 관련성이 존재한다면 β_1 의 부호는 통계적으로 유의한 음(양)의 회귀계수를 나타낼 것으로 예측된다.

(2) 5년 평균 회계상 유효법인세율(GETR)

두 번째 조세회피의 측정치는 포괄손익계산서상 나타난 과거 5년간 법인세비용 합계액을 5년간의 법인세비용차감전순이익 합계로 나눈 회계상 유효법인세율을 사용하였다. 그리고 산출된 GETR이 낮은 경우 조세부담이 낮으므로 상대적으로 조세회피 정도는 큰 것으로 본다. GETR 역시 CETR과 마찬가지로 측정값이 음수일 경우 0으로, 100%를 초과할 경우 1로 조정하였다.

(3) Desai and Dharmapala(2006)에 의한 재량적 BTD(Book Tax Difference)(DD)

Desai and Dharmapala(2006)의 연구결과를 참조하여, 본 연구에서는 회계이익과 세무이익(추정 과세소득)의 차이인 BTD에서 재무보고목적 상 이익조정 행위로 추정되는 금액을 분리한 금액을 조세회피 추정액으로 간주한다. 구체적으로 종속변수와 독립변수를 각각 BTD 및 총발생액을 기초 총자산으로 나눈 값으로 하여 연도별로 회귀분석을 수행 후 잔차(DD)를 산출한다.⁸⁾ 해당 잔차(DD)가 클수록 재량적 BTD가 큰 것이므로 조세회피도가 크다고 간주한다. 만약 식 (1)에서 상장기간과 조세회피도가 양(음)의 관련성이 존재한다면, 앞서 현금 및 회계상 유효법인

8) Desai and Dharmapala(2006)에 따르면 총 BTD 중 재무보고 목적으로 수행되는 경영자의 조정 행위로도 설명이 되지 않는 부분을 조세회피 추정치로 측정한다.

세율과는 반대로 β_1 의 부호가 통계적으로 유의한 양(음)의 회귀계수를 나타낼 것으로 예측된다.

나. 상장 후 경과기간(‘상장기간’)(*LNL**P*)

본 연구의 관심변수인 상장기간은 최초 상장일자(IPO) 이후 결산종료일까지의 경과일자(*LP*) 및 해당 일자의 자연로그값(*LNL**P*)를 사용한다(Jung and Kim, 2019). 지면 제약 상 상장 경과일자의 자연로그값(*LNL**P*)을 주된 결과로 제시하고, 독립변수를 상장 경과일자(*LP*)로 측정한 결과는 추가분석 결과로 제시하기로 한다.

기타 연구모형 (1)에서 조세회피에 영향을 미칠 수 있어 통제변수로 포함된 변수의 설명은 다음과 같다. 기업의 규모(*SIZE*)는 조세회피에 대한 경영자의 능력과 의도와 관련된 요소이므로 이를 포함하였다. 통상적으로 차입부채의 법인세 절감효과는 조세부담 감소에 영향을 미치므로 부채비율(*LEV*)을 포함하였다. 감사인 규모나 감사품질 역시 조세부담에 영향을 미치는 변수로 고려되므로 대형 감사인 더미(*BIG4*)를 모형에 포함하였다. 기존연구(강정연·김영철, 2012)에 따르면, 최대주주 및 외국인투자자의 조세정책에 대한 영향을 줄 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 두 변수를 추가하였다. 적정 외 감사의견을 받은 기업이 이후 세무조사 대상에 포함될 가능성을 고려하여(박정우 외, 2010) 적정의견 외 감사의견 여부(*OPN*)를 모형에 포함하였다. 손실 여부(*LOSS*)는 향후 기업의 이월결손금 발생과 관련성이 있어 이를 통제하였다. 성장률이 높은 기업의 조세회피 정도가 낮다는 선행연구(Chen et al. 2010)를 참조하여 매출액 성장성(*GRW*)을 통제하였다. 그리고 상장시장 간 기업의 특성차이를 고려하기 위하여 유가증권(KOSPI) 시장 소속 여부 더미변수(*MKT*)를 포함하였다. 다음으로 FnGuide 업종 분류표에 의한 산업 더미변수(*ID*)를 설정하여 산업 업종의 고정효과를, 연도별 더미변수(*YD*)를 설정하여 연도에 따른 고정효과를 통제하였다. 마지막으로 본 연구에 사용된 모든 연속변수는 각각 상하위 극단치를 1% 및 99%의 측정치로 조정(winsorization)하였다.

2. 표본선정

본 연구에서는 국제회계기준 도입 이후인 2011년부터 가장 최근 자료를 입수 가능한 2021년까지의 연구기간을 대상으로, FnGuide DB에서 자산총계 등 재무자료를 입수 가능한 상장기업 중 다음의 제외요건에 해당하지 않는 기업 등을 표본으로 선정한다.

- (1) 결산 종료일이 12월 말이 아닌 기업
- (2) 금융 및 보험업종을 영위하는 기업
- (3) 재무자료를 통하여 조세회피의 대응치를 측정할 수 없는 기업
- (4) 세전손실을 기록한 기업
- (5) 본 연구모형(식 (1))에 사용된 통제변수를 구할 수 없는 기업

<표 1>은 본 연구의 표본 선정기준에 따른 표본의 선정과정을 제시한다. 2011년부터 2021년까지 FnGuide DB에서 상장일(listing date) 및 자산총계 등 재무자료를 이용 가능한 표본은 23,319 회사-연도로 최초로 확인된다. 이 중 표본의 분석대상 기간 간 그리고 업종 간 비교가능성 확보를 위하여, 결산 종료일이 12월 말이 아닌 표본(933 회사-연도)과 금융 및 보험업 영위 표본(2,253 회사-연도)을 제외한다. 이후 현금 및 회계상 5년 평균 유효법인세율이나 Desai and Dharmapala(2006)에 의한 조세회피 측정치를 산출할 수 없는 2,376 회사-연도를 제외한다. 다음으로 선행연구를 참조(선우희연·현지원, 2017; 심해린 외, 2019; 박종일·김수인, 2020; 안홍복·이연희, 2021 등)하여 세전이익이 음수에 해당하여 유효법인세율 산정이 어려운 표본(4,847 회사-연도)을 제외하고, 식 (1)에 따른 통제변수 중 하나라도 입수할 수 없는 19 회사-연도 표본을 제외하여, 최종 표본은 12,891 회사-연도로 확정한다.

한편 경영진 주식보유 효과를 확인하기 위한 경영진 주식보유 자료는 한국상장회사협의회 TS2000 DB를 통하여 확인 가능한 바, 해당 DB에서 경영진이 복수로 구성되거나 주식보유자료를 구할 수 없는 표본 수(3,673 회사-연도)를 제외하는 경우 연구가설 2를 검증하기 위한 표본은 9,218 회사-연도로 확인된다.

〈표 1〉 표본의 선정기준

구 분	표본 수 (회사-연도)
2011년부터 2021년까지 FnGuide DB에서 상장일, 재무자료 등을 입수 가능한 상장회사	23,319
(1) 결산 종료일이 12월 말이 아닌 표본	- 933
(2) 금융 및 보험업에 해당하는 업종의 표본	- 2,253
(3) 조세회피 대응치(5년 평균 현금 및 회계 유효법인세율 등)을 구할 수 없는 표본	- 2,376
(4) 세전이익이 음수인 표본	- 4,847
(5) 매출액 성장률 등 통제변수를 입수할 수 없는 표본	- 19
연구표본(연구가설 1)	12,891
(6) TS2000 DB에서 단독 경영진의 주식보유 자료를 구할 수 없는 표본	- 3,673
연구표본(연구가설 2)	9,218

<표 2>는 본 연구에 사용된 표본의 분포 특성을 제시한다. <표 2> Panel A는 표본의 연도별 분포를 나타내는데 매년 1,015 표본(2012년, 7.87%)에서 1,457 표본(2021년, 11.30%)으로 비교적 고르게 분포되어 있다. <표 2> Panel B는 산업별로 표본의 분포를 제시하는데, 제조업(8,618 표본, 66.85%), 정보통신업(1,419 표본, 11.01%), 도소매업(929 표본, 7.21%) 순으로 분포되어 있으며 해당 3개 업종이 약 84%로 전체 표본의 대부분을 차지하고 있다.

〈표 2〉 표본의 분포

[Panel A] 연도별 분포 (전체 표본 N=12,891개)								
연도		합계			기재비율			
2011		1,025			7.95%			
2012		1,015			7.87%			
2013		1,016			7.88%			
2014		1,051			8.15%			
2015		1,136			8.81%			
2016		1,201			9.32%			
2017		1,202			9.32%			
2018		1,262			9.79%			
2019		1,274			9.88%			
2020		1,252			9.71%			
2021		1,457			11.30%			
합계		12,891			100.00%			
[Panel B] 산업별 표본 분포 (전체 표본 N=12,891개)								
구분/산업	제조	건설	도매/소매	운수/창고	정보통신	과학기술	기타업종	계
표본수	8,618	394	929	198	1,419	828	505	12,891
비율	66.85%	3.06%	7.21%	1.54%	11.01%	6.42%	3.92%	100.00%
[Panel C] 상장 후 경과기간에 따른 분포 (전체 표본 N=12,891개)								
구분	표본 수	비중	구분	표본 수	비중			
1년 이내	505	3.92%	8년~9년	408	3.16%			
1년~2년	577	4.48%	9년~10년	442	3.43%			
2년~3년	514	3.99%	10년~15년	2,318	17.98%			
3년~4년	477	3.70%	15년~20년	1,958	15.19%			
4년~5년	483	3.75%	20년~25년	1,303	10.11%			
5년~6년	463	3.59%	25년~30년	873	6.77%			
6년~7년	456	3.54%	30년~40년	890	6.90%			
7년~8년	428	3.32%	40년 이상	796	6.17%			
합계				12,891	100.00%			
[Panel D] 경영진 주식보유 여부에 따른 분포 (표본 N=9,218개 ¹⁾)								
경영진 주식보유 여부		표본 수			비율			
보유		6,661			72.26%			
미보유		2,557			27.74%			
합계		9,218			100.00%			

주1) 단독 경영진의 주식보유 자료를 구할 수 없는 표본의 존재로 Panel A~C의 12,891 표본수와 상이

<표 2> Panel C는 상장 후 경과기간에 따른 표본의 분포를 제시하는데, 상장 후 경과기간이 1년 이내가 약 3.92%(505 표본)를 나타내고 매 1년 경과 시마다 10년 이내까지 약 3.16%(8년~9년)에서 4.48%(1년~2년)의 표본 수를 보이고 있다. 상장 후 경과기간이 40년 이상인 경우도 796 표본으로 6.17%를 차지하고 있다. <표 2> Panel D는 경영진의 주식보유 여부에 따른 표본 분포를 제시하는데, 대표이사가 주식을 보유한 경우가 72.26%(6,661 표본)로 다수를 차지하였다.

V. 실증분석 결과

1. 기술통계

<표 3>은 본 연구에 사용된 변수에 대한 기술통계량을 제시한다. 종속변수인 5년 평균 현금 납부기준 유효세율(CETR)과 회계상 유효세율(GETR)의 평균적으로 각각 0.201, 0.196으로 나타났다. 표준편차는 각각 0.188, 0.161로서 최근에 수행된 국내 선행연구(심해린 외, 2019 ; 안홍복 · 이연희, 2021 ; 정남철, 2023 등)와 중요한 차이를 나타내지 않았다. Desai and Dharmapala (2006)에 의한 조세회피 측정치(DD)는 평균 0.053, 표준편차는 0.062의 값을 보였다. 관심변수인 상장 후 경과기간(LP)은 평균 5,764일로 약 15.79년에 해당하였고, 중위수는 약 13.47년으로 확인되었다. 기업규모(SIZE)는 16.914~23.851로 비교적 넓게 분포되어 있었으며, 평균 부채비율(LEV)은 약 34.7%에 달하였다. 표본의 절반 가량의 회사(약 49.9%)가 대형감사인으로부터 회계감사를 받고 있으며(BIG4), 평균 최대주주 지분율(LAR) 및 외국인지분율(FOR)은 각각 42.4%와 7.6%에 해당하였다. 표본의 약 2%에 해당하는 회사가 당기순손실을 보고(LOSS)하였으며, 유가증권 시장에 소속된 회사 비중(MKT)은 평균 41.5%에 해당하였다. 한편 전체 표본의 72.3%에 해당하는 회사에서 대표이사가 자사의 주식을 보유(SHA)하고 있는 것으로 파악되었다.

<표 3> 기술통계

변수 ¹⁾	N	평균	표준편차	1%	25%	중위수	75%	99%
CETR	12,891	0.201	0.188	0.000	0.073	0.189	0.257	1.000
GETR	12,891	0.196	0.161	0.000	0.109	0.197	0.244	1.000
DD	12,891	0.053	0.062	-0.089	0.019	0.050	0.085	0.207
LP	12,891	5,764	4,319	47	2,295	4,918	8,059	17,356
LNL	12,891	8.239	1.133	3.850	7.738	8.501	8.995	9.762
SIZE	12,891	19.220	1.361	16.914	18.290	18.974	19.857	23.851
LEV	12,891	0.347	0.188	0.028	0.192	0.338	0.485	0.784

〈표 3〉 기술통계 (계속)

변수 ¹⁾	N	평균	표준편차	1%	25%	중위수	75%	99%
BIG4	12,891	0.499	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
LAR	12,891	0.424	0.159	0.090	0.308	0.421	0.534	0.776
FOR	12,891	0.076	0.109	0.000	0.009	0.029	0.095	0.518
OPN	12,891	0.001	0.029	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
LOSS	12,891	0.020	0.139	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
GRW	12,891	0.122	0.388	-0.479	-0.038	0.056	0.181	1.933
MKT	12,891	0.415	0.493	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
SHA	9,218	0.723	0.448	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000

주1) 변수의 정의

- CETR : 당해연도 포함 5년간 법인세 납부추정액을 세전이익으로 나눈 비율 ;
 GETR : 당해연도 포함 5년간 손익계산서의 법인세비용을 세전이익으로 나눈 비율 ;
 DD : Desai and Dharmapala(2006)에 의한 조세회피 측정치 ;
 LP : 상장일로부터 결산종료일까지의 기간(일수) ;
 LNLN : 상장일로부터 결산종료일까지의 기간(일수)에 자연로그를 취한 값 ;
 SIZE : 사업연도 말 자산총계에 자연로그를 취한 값 ;
 LEV : 사업연도 말 부채총계를 자산총계로 나눈 비율 ;
 BIG4 : 회사가 대형감사인(삼일, 삼정, 안진 및 한영회계법인)을 선임 시 1, 아닌 경우 0의 값 ;
 LAR : 사업연도 말 회사의 최대주주 및 그 특수관계자가 보유한 지분 비중 ;
 FOR : 사업연도 말 외국인 투자자가 보유한 지분 비중 ;
 OPN : 감사보고서 상 감사의견이 적정이 아닌 경우 1, 적정의견인 경우 0의 값 ;
 LOSS : 회사가 당기 중 순손실을 보고 시 1, 아닌 경우 0의 값 ;
 GRW : 당기 매출액 증감액을 전기의 매출액으로 나눈 비율 ;
 MKT : 한국거래소 유가증권시장 소속기업인 경우 1, 아닌 경우 0의 값 ;
 SHA : 회사의 대표이사가 자사 주식을 보유한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값.

2. 상관관계 분석

<표 4>는 본 연구에 이용된 주요 변수 간의 Pearson 상관관계를 제시한다. 먼저 조세회피 대용치로 측정한 현금납부 유효법인세율(CETR)과 회계상 유효법인세율(GETR)은 유의수준 1% 하에서 0.588의 양의 상관관계를 보였고, CETR, GETR은 또 다른 조세회피 측정치인 DD와는 각각 모두 유의수준 1% 하에서 유의한 음의 관련성을 보였다. 이는 CETR, GETR이 낮을수록(즉, 조세회피 수준이 높을수록) DD와 양의 상관관계를 보이는 것이므로 조세회피 측정치 간의 일관된 관련성을 보여준다.

본 연구의 주된 관심변수인 상장 후 경과일수(*LP*) 및 상장 후 경과일수에 대한 자연로그 값(*LNLP*)은 두 변수 모두 *CETR*, *GETR*과는 유의한 양의 상관관계를 보이며, *DD*와는 유의한 음의 상관관계를 보였다. 이는 상장기간과 조세회피 대응치와의 음의 관련성을 보이는 결과로 분석된다. 그리고 *LP*, *LNLP* 변수는 기업규모(*SIZE*), 부채비율(*LEV*), 외국인지분율(*FOR*), 유가증권 소속 시장 더미변수(*MKT*)와 유의한 양의 상관관계를, 매출액 성장성(*GRW*) 및 경영진 주식보유 여부(*SHA*)와는 유의한 음의 상관관계를 나타냈다. 또한 기업의 규모가 크고(*SIZE*), 부채비율이 높으며(*LEV*), 대형 감사인을 선임한 경우(*BIG4*), 최대주주(*LAR*) 및 외국인 지분율(*FOR*)이 높은 경우, 부담 유효세율(*CETR*, *GETR*)과 양의 상관관계, 조세회피 측정치(*DD*)와 음의 상관관계를 보여 낮은 조세회피도와 관련됨을 확인 가능하다.

다만, 이와 같은 상관관계 분석결과는 회사의 조세회피에 영향을 주는 다른 통제변수를 고려하지 않은 상태에의 유의성만을 확인한 결과이므로 제한적인 해석이 필요하다. 상장 후 경과기간과 조세회피 측정치와의 관계 분석을 위해서는 조세회피에 영향을 미치는 기타 통제변수를 포함한 다변량 회귀분석(multi-variable regression) 결과를 살펴 볼 필요가 있다.

〈표 4〉 상관관계 분석

변수	QETR	GETR	DD	LP	LNLP	SIZE	LEV	BIG4	LAR	FOR	OPN	LOSS	GRW	MKT
QETR	0.588 (0.000)													
DD	-0.215 (0.000)	-0.167 (0.000)												
LP	0.074 (0.000)	0.092 (0.000)	-0.080 (0.000)											
LNLP	0.062 (0.000)	0.089 (0.000)	-0.072 (0.000)	0.829 (0.000)										
SIZE	0.121 (0.000)	0.156 (0.000)	-0.097 (0.000)	0.353 (0.000)	0.291 (0.000)									
LEV	0.055 (0.000)	0.079 (0.000)	-0.031 (0.000)	0.072 (0.000)	0.079 (0.000)	0.218 (0.000)								
BIG4	0.053 (0.000)	0.067 (0.000)	-0.039 (0.000)	0.065 (0.000)	0.011 (0.198)	0.396 (0.000)	0.056 (0.000)							
LAR	0.047 (0.000)	0.066 (0.000)	-0.058 (0.000)	0.029 (0.001)	-0.026 (0.003)	0.080 (0.000)	-0.080 (0.000)	0.112 (0.000)						
FOR	0.065 (0.000)	0.074 (0.000)	-0.022 (0.013)	0.143 (0.000)	0.157 (0.000)	0.498 (0.000)	-0.084 (0.000)	0.265 (0.000)	-0.118 (0.000)					
OPN	0.004 (0.644)	0.014 (0.105)	-0.003 (0.740)	0.005 (0.594)	0.007 (0.455)	-0.019 (0.028)	0.014 (0.103)	0.008 (0.362)	-0.006 (0.481)	-0.004 (0.619)				
LOSS	0.045 (0.000)	0.042 (0.000)	-0.057 (0.000)	0.030 (0.001)	0.040 (0.000)	0.002 (0.808)	0.081 (0.000)	-0.011 (0.195)	-0.026 (0.003)	-0.034 (0.000)	0.015 (0.090)			
GRW	-0.026 (0.003)	-0.032 (0.000)	0.047 (0.000)	-0.098 (0.000)	-0.117 (0.000)	-0.034 (0.000)	0.024 (0.007)	-0.018 (0.040)	-0.050 (0.000)	-0.013 (0.127)	-0.009 (0.307)	-0.026 (0.003)		
MKT	0.078 (0.000)	0.121 (0.000)	-0.107 (0.000)	0.477 (0.000)	0.333 (0.000)	0.579 (0.000)	0.133 (0.000)	0.301 (0.000)	0.168 (0.000)	0.258 (0.000)	0.002 (0.792)	0.001 (0.891)	-0.057 (0.000)	
SHA	-0.015 (0.147)	-0.042 (0.000)	0.023 (0.027)	-0.079 (0.000)	-0.088 (0.000)	-0.133 (0.000)	-0.087 (0.000)	-0.152 (0.000)	-0.097 (0.000)	-0.092 (0.000)	-0.023 (0.028)	-0.035 (0.001)	0.018 (0.093)	-0.153 (0.000)

주1) 변수 설명은 식 (1)과 <표 3> 참조 ; 주2) pearson 상관계수이며, 괄호 안의 수치는 p값을 나타냄

3. 회귀분석 결과

본 절에서는 전체 표본($N=12,891$)을 대상으로 상장 후 경과기간과 회사의 조세회피 특성 간의 관련성을 살펴 본 후, 최고경영자 주식보유 여부에 따라 상장 후 경과기간과 회사의 조세회피 특성 간의 관련성이 차별적으로 나타나는지를 조사한다.

주요분석 이후 최고경영자의 주식보유 외 기타 특성(연령, 학력 및 유학 여부)에 따른 효과 분석(“다. 추가분석 1”), 상장 후 경과일수(LP)를 이용한 분석(“라. 추가분석 2”), 조세회피의 대체적 측정치(3년 평균 유효세율)를 이용한 분석(“마. 추가분석 3”), 상장 이후 3년을 제외한 분석(“바. 추가분석 4”), 산업규모 조정 장기유효세율을 이용한 분석(“사. 추가분석 5”) 및 firm fixed 모형을 이용한 분석(“아. 추가분석 6”)을 실시하고 관련 결과를 제시한다.

가. 상장 후 경과기간(상장기간)과 조세회피와의 관련성

<표 5>는 연구가설 1의 검정을 위하여 연구모형 식 (1)에 의한 다변량 회귀분석 결과를 제시한다. 먼저 <표 5>의 (1), (2)열은 각각 조세회피 변수를 5년 평균 현금납부 유효세율(CETR) 및 회계상 유효세율(GETR)로 제시한 모형이고 (3)열은 종속변수를 Desai and Dharmapala(2006)에 의한 조세회피 측정치로 측정한 모형인데, F-통계량은 모두 유의수준 1% 하에서 유의하게 나타나 모형은 적합하게 설계된 것으로 판단된다. 수정 R^2 는 0.039~0.041 수준으로 심해린 외 (2019) 등 선행연구와 유사하게 나타났다. 변수 간의 다중공선성을 판단할 수 있는 분산팽창계수(VIF)의 최대값은 모두 2점 초반대로 나타나 변수 간의 높은 상관관계로 인한 편의 발생 문제는 중요하지 않은 것으로 판단된다.

<표 5> (1), (2)열에서 나타난 바와 같이, 관심변수인 상장 후 경과기간(LNLP)은 현금기준 유효법인세율(CETR) 및 회계상 유효법인세율(GETR)과 각각 유의수준 10% 및 1% 하에서 유의한 양의 관련성(CETR : 회귀계수는 0.004, t-통계량은 1.89 ; GETR : 회귀계수는 0.006, t-통계량은 3.25)을 보여 상장기간이 길수록 유효세율, 즉 법인세 부담률이 높아지고, 반대로 조세회피 정도는 낮게 나타남을 제시하고 있다. <표 5> (3)열에서는 조세회피 측정치를 Desai and Dharmapala(2006)에 의한 조세회피 측정치(DD)로 측정한 연구결과를 제시하는데, LNLP 변수는 조세회피 측정 대용치인 DD와 유의수준 10% 하에서 유의한 음의 관련성(DD : 회귀계수는 -0.001, t-통계량은 -1.84)을 나타냈다. 이는 상장기간이 경과할수록 조세회피(DD)가 낮아짐을 제시하는 결과이다.

이와 같은 연구결과는 상장기간과 조세회피 간의 음의 관련성을 예측한 연구가설 1을 지지하는 결과로 해석된다. 구체적으로 상장 초기에는 상장 유지 재무비율 조건 달성을 위한 재무적 압박에 따른 불투명한 재무보고행태, 설비자산에 대한 투자, 영업인프라 확대 등에 대비한 유보자금을 조세회피를 통하여 조달할 필요성이 높아 상대적으로 높은 조세회피도를 보인 것으로 판단할 수 있다. 기업수명주기 상 성장기 및 성숙기에 해당사는 상장 중기에 해당할수록 영업의

안정화, 설비자산 효율성에 따른 유동자금 확보 등의 이유와 상대적인 재무보고품질 개선(하석태 · 조성표, 2020 ; Krishnan et al., 2021)으로 인한 조세회피의 적발 가능성 증가로, 조세회피 가능성이 초기보다는 낮아짐을 시사한다. 또한 상장 후기로 갈수록 누적된 유보자금의 확보와, 평판자본 축적 및 과세당국 등의 오랜 관심과 감시로 조세회피의 비조세비용이 중요하여 조세회피 정도가 감소한 것으로 해석할 수 있다. 종합하면 상장 초기에는 조세회피도가 높다가 기간 경과에 따라 점차 감소하여 상장 후기에 조세회피 정도가 감소하므로, 전체적으로 상장기간과 조세회피 간의 음의 관련성이 나타난 것으로 확인할 수 있다.

한편 기타 통제변수가 조세회피 정도에 미치는 영향은 다음과 같다. 기업의 규모(SIZE)가 클수록, 부채비율(LEV)이 높고, 최대주주의 지분비율(LAR)이 높을수록 조세회피의 수준이 낮았고 반대로 성장성(GRW)이 높을수록 조세회피의 수준이 높게 나타남을 <표 5>의 결과를 통하여 확인할 수 있다.

<표 5> 상장기간과 조세회피와의 관련성

$$TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LNL P_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} + \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 OPN_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 GRW_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t}$$

변수 ¹⁾	(1) $TA=CETR$		(2) $TA=GETR$		(3) $TA=DD$	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	-0.077	-1.42	-0.091	-2.03**	0.112	6.74***
LNLP	0.004	1.89*	0.006	3.25***	-0.001	-1.84*
SIZE	0.010	3.59***	0.011	4.82***	-0.003	-2.94***
LEV	0.045	2.82***	0.043	3.11***	0.000	-0.02
BIG4	0.008	1.54	0.003	0.64	0.000	-0.03
LAR	0.057	3.29***	0.062	4.27***	-0.015	-3.02***
FOR	0.035	1.57	0.029	1.31	0.010	1.25
OPN	0.016	0.18	0.077	1.12	-0.004	-0.25
LOSS	0.053	2.84***	0.042	2.49**	-0.024	-5.17***
GRW	-0.009	-2.02**	-0.008	-1.95*	0.006	2.66***
MKT	0.003	0.40	0.010	1.69*	-0.006	-3.18***
YD	Included		Included		Included	
ID	Included		Included		Included	
clustered by	Firm		Firm		Firm	
F값	14.88***		15.26***		15.81***	
수정 R ²	0.039		0.040		0.041	
N	12,891		12,891		12,891	

1) 변수설명 : 식 (1)과 <표 3>의 설명 참조

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5% 및 10%에서 유의한 결과를 제시함

3) 변수 간의 다중공선성 진단 결과, 공선성 통계량(분산팽창계수)이 최대 3 이하로 나타남

4) t값은 회사(firm)별로 clustering을 적용한 표준오차를 이용하여 산출된 통계량임

나. 상장기간과 조세회피와의 관련성에 대한 경영진 주식보유의 효과

<표 6>은 연구가설 2의 검정을 위하여 상장기간과 조세회피 간의 관련성이 경영자의 주식보유 여부(*SHA*)에 따라 차별적으로 다른 결과가 나타나는지에 대한 조사결과를 제시한다. 이를 위하여 경영자가 자사 주식을 보유하지 않은 표본(*SHA*=0, 표본수 2,557)과 경영자가 자사 주식을 보유한 표본(*SHA*=1, 표본수 6,661)으로 총 표본을 구분하여 식 (1)의 연구모형을 적용하였다. 분석 결과, <표 6> (2)열에서와 같이 경영진이 주식을 보유하지 않은 경우에만 <표 5>와 유사하게 상장기간과 조세회피 간에 유의한 음의 관련성(즉 유효세율인 *CETR*, *GETR*과는 양의 관련성, *DD*와는 음의 관련성)이 나타났고, 경영자가 자사 주식을 보유한 표본에서는 상장기간과 조세회피 측정치 간의 유의한 관련성이 나타나지 않았다.

이와 같은 결과는 최고경영자가 주식을 보유한 소유경영자에 해당할 경우, 경영자 자신의 부를 극대화하기 위하여 상장기간과 무관하게 일관된 조세회피 행태를 보이기보다는, 주주나 기업의 부 극대화를 위하여 연구가설 1에 따라 상장기간 별로 맞춤형 조세회피 전략을 추구할 가능성이 높아 이익일치가설을 지지하는 결과라고 해석할 수 있다.

<표 6> 상장기간과 조세회피 간의 관련성에 대한 경영진 주식보유의 효과

$$TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LNL P_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} + \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 OPN_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 GRW_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t}$$

변수 ¹⁾	(1) 경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (<i>SHA</i> =0)			(2) 경영진이 주식을 보유한 경우 (<i>SHA</i> =1)		
	(1) <i>TA</i> = <i>CETR</i>	(2) <i>TA</i> = <i>GETR</i>	(3) <i>TA</i> = <i>DD</i>	(1) <i>TA</i> = <i>CETR</i>	(2) <i>TA</i> = <i>GETR</i>	(3) <i>TA</i> = <i>DD</i>
	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)
절편	-0.317 (-3.09***)	-0.171 (-2.12**)	0.115 (3.70***)	-0.159 (-2.26**)	-0.157 (-2.61***)	0.130 (5.40***)
LNLP	0.002 (0.40)	0.003 (0.89)	0.000 (0.08)	0.007 (2.81***)	0.010 (4.67***)	-0.002 (-1.74*)
SIZE	0.020 (3.92***)	0.015 (3.64***)	-0.004 (-2.53**)	0.013 (3.52***)	0.014 (4.15***)	-0.003 (-2.66***)
LEV	0.088 (2.46**)	0.070 (2.52**)	0.004 (0.43)	0.029 (1.46)	0.021 (1.21)	-0.002 (-0.28)
BIG4	0.010 (0.81)	0.009 (0.98)	0.005 (1.26)	0.007 (0.98)	0.002 (0.32)	0.000 (-0.14)
LAR	0.095 (2.72***)	0.084 (3.27***)	-0.021 (-2.20**)	0.080 (3.53***)	0.072 (3.91***)	-0.022 (-3.25***)
FOR	0.034 (0.91)	0.062 (1.62)	0.017 (1.41)	0.037 (1.25)	0.000 (-0.01)	0.005 (0.39)

〈표 6〉 상장기간과 조세회피 간의 관련성에 대한 경영진 주식보유의 효과 (계속)

변수 ¹⁾	(1) 경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (SHA=0)			(2) 경영진이 주식을 보유한 경우 (SHA=1)		
	(1) TA=CETR	(2) TA=GETR	(3) TA=DD	(1) TA=CETR	(2) TA=GETR	(3) TA=DD
	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)
OPN	-0.124 (-2.79***)	-0.023 (-0.23)	-0.035 (-1.12)	0.196 (0.79)	0.219 (2.14**)	0.030 (1.14)
LOSS	-0.022 (-0.82)	0.003 (0.10)	-0.030 (-3.02***)	0.104 (3.36***)	0.088 (3.19***)	-0.033 (-5.05***)
GRW	-0.019 (-2.23**)	-0.016 (-2.32**)	0.012 (2.45**)	-0.002 (-0.25)	-0.001 (-0.09)	0.005 (1.53)
MKT	-0.020 (-1.37)	-0.002 (-0.16)	-0.002 (-0.47)	0.007 (0.78)	0.013 (1.68*)	-0.007 (-2.50**)
YD	Included	Included	Included	Included	Included	Included
ID	Included	Included	Included	Included	Included	Included
clustered by	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm
F값	5.15***	4.20***	2.80***	10.64***	10.97***	11.02***
수정 R ²	0.067	0.055	0.037	0.053	0.054	0.055
N	2,557	2,557	2,557	6,661	6,661	6,661

1) 변수설명 : 식 (1)과 <표 3>의 설명 참조

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5% 및 10%에서 유의한 결과를 제시함

3) 변수 간의 다중공선성 진단 결과, 공선성 통계량(분산팽창계수)이 최대 3 이하로 나타남

4) t값은 회사(firm)별로 clustering을 적용한 표준오차를 이용하여 산출된 통계량임

다. 추가분석 1 : 최고경영자의 기타 특성(연령, 학력 및 유학 여부)에 따른 영향

본 절에서는 상장기간과 조세회피 간의 관련성이 최고경영자의 주식보유 특성 외에 다른 인구통계학적 특성에 따라 달리 나타나는지에 대한 추가분석을 실시한다. 선행연구에서는 최고경영자의 연령(선우희연·현지원, 2017)이나 학력(Kasipillai et al., 2003) 등이 조세회피 행태에 영향을 미칠 가능성을 제시하고 있는 바, 본 절에서는 최고경영자의 기타 특성인 연령, 학력 및 유학 여부에 따라 상장기간과 조세회피 간의 관계가 달라지는지를 조사한다. 분석 결과, <표 7>과 같이 Panel A, B 및 C에서 각각 최고경영자의 연령 2분위수, 석사 또는 박사 학위 보유 여부 및 국외 유학 여부에 따라, 상장기간과 조세회피 간의 관련성이 체계적인 관련성을 보이지는 않은 것으로 나타났다. 즉 <표 7>의 Panel A 및 B에서는 최고경영자 연령이 낮은 표본 및 높은 표본, 최고경영자가 석·박사 학위를 미보유한 표본 및 보유한 표본 모두에서 상장기간

9) 연령, 학력 및 유학 여부에 대해서는 TS2000 데이터베이스의 임원 공시 현황을 확인하고 수기로 재분류하였다.

(LNLP)은 두 가지의 조세회피 변수(*CETR*, *GETR*)와 모두 유의한 양의 관련성을 보여, 구분된 표본 집단 간에 차별적으로 유의적인 통계적 영향력이 나타나지 않았다. <표 7>의 Panel C에 나타난 연구결과 역시 최고경영자의 유학 여부에 따른 상장기간(LNLP)과 조세회피 간의 차별적인 유의성은 확인되지 않는 것으로 판단된다.

<표 7> 주식보유 외 최고경영자의 기타 특성에 따른 영향

$$TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LNLP_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIGA_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} + \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 OPN_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 GRW_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t}$$

[Panel A] 경영자 연령에 따른 영향

변수 ¹⁾	최고경영자 연령이 낮은 표본(1분위수)		최고경영자 연령이 높은 표본(2분위수)	
	<i>TA=CETR</i>	<i>TA=GETR</i>	<i>TA=CETR</i>	<i>TA=GETR</i>
	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
절편	-0.304(-4.87 ^{***})	-0.257(-4.63 ^{***})	-0.113(-1.86 [*])	-0.063(-1.23)
LNLP	0.004(1.73 [*])	0.007(3.62 ^{***})	0.007(2.39 ^{**})	0.008(3.34 ^{***})
ΣControls	Included	Included	Included	Included
YD	Included	Included	Included	Included
ID	Included	Included	Included	Included
clustered by	Firm	Firm	Firm	Firm
F값	9.08 ^{***}	8.87 ^{***}	5.51 ^{***}	5.36 ^{***}
수정 R ²	0.058	0.032	0.034	0.056
N	4,598	4,598	4,606	4,606

[Panel B] 최고경영자 학력에 따른 영향

변수 ¹⁾	최고경영자가 석·박사학위를 미보유		최고경영자가 석·박사학위를 보유	
	<i>TA=CETR</i>	<i>TA=GETR</i>	<i>TA=CETR</i>	<i>TA=GETR</i>
	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
절편	-0.209(-4.61 ^{***})	-0.135(-3.43 ^{**})	-0.222(-1.61)	-0.331(-2.84 ^{***})
LNLP	0.005(2.46 ^{**})	0.007(4.26 ^{***})	0.016(2.98 ^{***})	0.019(4.32 ^{***})
ΣControls	Included	Included	Included	Included
YD	Included	Included	Included	Included
ID	Included	Included	Included	Included
clustered by	Firm	Firm	Firm	Firm
F값	10.76 ^{***}	11.43 ^{***}	3.87 ^{***}	3.94 ^{***}
수정 R ²	0.044	0.044	0.085	0.086
N	8,224	8,224	994	994

<표 7> 주식보유 외 최고경영자의 기타 특성에 따른 영향 (계속)

[Panel C] 최고경영진의 유학 여부에 따른 영향				
변수 ¹⁾	최고경영자가 국외 학력을 미보유		최고경영자가 국외 학력 보유	
	$TA=CETR$	$TA=GETR$	$TA=CETR$	$TA=GETR$
	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
절편	-0.228(-5.24 ^{***})	-0.164(-4.33 ^{**})	-0.016(-0.07)	-0.152(-0.84)
LNLP	0.006(3.12 ^{***})	0.008(5.25 ^{***})	0.010(1.05)	0.013(1.66 [*])
Σ Controls	Included	Included	Included	Included
YD	Included	Included	Included	Included
ID	Included	Included	Included	Included
clustered by	Firm	Firm	Firm	Firm
F값	12.70 ^{***}	13.05 ^{***}	3.28 ^{***}	2.93 ^{***}
수정 R ²	0.045	0.046	0.083	0.062
N	8,778	8,778	440	440

1) 변수설명 : 식 (1)과 <표 3>의 설명 참조

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5% 및 10%에서 유의한 결과를 제시함

3) 변수 간의 다중공선성 진단 결과, 공선성 통계량(분산팽창계수)이 최대 3 이하로 나타남

4) t값은 회사(firm)별로 clustering을 적용한 표준오차를 이용하여 산출된 통계량임

라. 추가분석 2 : 상장 후 경과일수(LP)를 이용한 분석

본 절에서는 연구결과의 강건성 분석을 위하여 관심변수를 상장기간의 자연로그값이 아닌 상장기간 일수 값(raw data)(LP)로 측정된 결과를 제시한다. <표 8>과 같이 LP변수를 이용한 결과 (3)열의 Desai and Dharmapala(2006)에 의한 조세회피 측정치(DD)와는 유의한 관련성이 사라졌다. 하지만, (1), (2)열의 CETR, GETR과는 각각 유의수준 5%, 10% 하에서 유의한 양의 관련성을 보여 상장기간과 조세부담이 양의 관련성(조세회피와는 음의 관련성)이 있음을 제시하였다.

〈표 8〉 LP변수를 이용한 분석

$$TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LP_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} + \beta_6 FOR_{i,t} \\ + \beta_7 OPN_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 GRW_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t}$$

[Panel A] 상장기간과 조세회피와의 관련성

변수 ¹⁾	(1) $TA=CETR$		(2) $TA=GETR$		(3) $TA=DA$	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	-0.049	-0.92	-0.053	-1.20	0.103	6.38***
LP	0.000	1.76*	0.000	2.07**	-0.001	-1.37
ΣControls	Included		Included		Included	
YD	Included		Included		Included	
ID	Included		Included		Included	
clustered by	Firm		Firm		Firm	
F값	14.93***		15.03***		15.70***	
수정 R ²	0.039		0.039		0.041	
N	12,891		12,891		12,891	

[Panel B] 상장기간과 조세회피와의 관련성에 대한 경영진 주식보유의 효과

변수 ¹⁾	경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (SHA=0)			경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (SHA=1)		
	$TA=CETR$	$TA=GETR$	$TA=DD$	$TA=CETR$	$TA=GETR$	$TA=DD$
	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)
절편	-0.310 (-3.18***)	-0.153 (-1.99**)	0.118 (4.12***)	-0.118 (-1.68*)	-0.098 (-1.62)	0.120 (5.08***)
LP	0.000 (1.12)	0.000 (1.40)	-0.000 (-0.85)	0.000 (1.73*)	0.000 (2.75***)	-0.000 (-1.21)
ΣControls	Included	Included	Included	Included	Included	Included
YD	Included	Included	Included	Included	Included	Included
ID	Included	Included	Included	Included	Included	Included
clustered by	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm
F값	5.24***	4.27***	2.83***	10.51***	10.97***	10.91***
수정 R ²	0.068	0.056	0.038	0.053	0.053	0.054
N	2,557	2,557	2,557	6,661	6,661	6,661

1) 변수설명 : 식 (1)과 <표 3>의 설명 참조

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5% 및 10%에서 유의한 결과를 제시함

3) 변수 간의 다중공선성 진단 결과, 공선성 통계량(분산팽창계수)이 최대 3 이하로 나타남

4) t값은 회사(firm)별로 clustering을 적용한 표준오차를 이용하여 산출된 통계량임

마. 추가분석 3 : 조세회피의 대체적 측정치(3년 평균 유효세율)를 이용한 분석

본 절에서는 조세회피의 측정치를 과거 평균 5년 유효세율이 아닌 3년 유효세율로 재측정한 후 식 (1)을 적용한 강건성 분석 결과를 제시한다. <표 9> Panel A와 제시된 바와 같이, 상장기간(LNLP)과 3년 평균 현금 유효법인세율(CETR3)과는 유의한 관련성은 사라졌으나(CETR : 회귀계수는 0.000, t-통계량은 1.38), 상장기간(LNLP)과 3년 평균 회계상 유효세율(GETR3)과는 여전히 양의 관련성(GETR : 회귀계수는 0.074, t-통계량은 3.10)을 보였다. 또한 <표 9> Panel B에서와 같이 LNLP와 CETR, GETR 간의 유의한 관련성은 경영진이 주식을 보유하지 않은 표본(SHA=1)에서만 제한적으로 나타나, 이해일치가설을 지지하는 <표 6>의 결과와 유사한 것으로 판단된다.

<표 9> 3년 평균 유효세율을 종속변수로 이용한 분석

$$TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LP_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} + \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 OPN_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 GRW_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t}$$

[Panel A] 상장기간과 조세회피와의 관련성

변수 ¹⁾	(1) TA=CETR3		(2) TA=GETR3	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	-0.182	-5.03***	-0.172	-5.42***
LP	0.000	1.38	0.004	3.10***
ΣControls	Included		Included	
YD	Included		Included	
ID	Included		Included	
clustered by	Firm		Firm	
F값	19.30***		18.70***	
수정 R ²	0.050		0.049	
N	12,891		12,891	

〈표 9〉 3년 평균 유효세율을 종속변수로 이용한 분석 (계속)

[Panel B] 상장기간과 조세회피와의 관련성에 대한 경영진 주식보유의 효과				
변수 ¹⁾	경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (SHA=0)		경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (SHA=1)	
	TA=CETR3	TA=GETR3	TA=CETR3	TA=GETR3
	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
절편	-0.386(-4.69 ^{***})	-0.249(-3.54 ^{**})	-0.118(-1.68 [*])	-0.245(-5.20 ^{***})
LP	0.001(0.01)	0.003(0.82)	0.005(2.38 ^{**})	0.008(4.33 ^{***})
ΣControls	Included	Included	Included	Included
YD	Included	Included	Included	Included
ID	Included	Included	Included	Included
clustered by	Firm	Firm	Firm	Firm
F값	4.45 ^{***}	3.46 ^{***}	14.08 ^{***}	14.11 ^{***}
수정 R ²	0.015	0.033	0.065	0.065
N	2,557	2,557	6,661	6,661

- 1) 변수설명 : 식 (1)과 <표 3>의 설명 참조
CETR3 : 당해연도 포함 3년간 법인세 납부추정액을 세전이익으로 나눈 비율 ;
GETR3 : 당해연도 포함 3년간 순익계산서의 법인세비용을 세전이익으로 나눈 비율 ;
2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5% 및 10%에서 유의한 결과를 제시함
3) 변수 간의 다중공선성 진단 결과, 공선성 통계량(분산팽창계수)이 최대 3 이하로 나타남
4) t값은 회사(firm)별로 clustering을 적용한 표준오차를 이용하여 산출된 통계량임

바. 추가분석 4 : 상장 이후 일정 기간(3년)을 제외한 분석

선행연구(Teoh et al., 1998 ; Miloud, 2014 ; 최종서 외, 2010 ; 박영민 · 최종서, 2013 등)에 따르면, 기업은 상장 전후 공모가격 상승, 상장요건 충족 등의 목적을 위하여 이익조정 을 수행하는 행태를 보일 수 있으며 이는 기업의 조세회피 전략에도 해당할 수 있다. 그러나 본 연구의 주된 조세회피 측정치는 당해연도 포함 5년 간의 유효세율(CETR, GETR)과, 1개연도 기준으로 측정한 LTD에 기반한 측정치(DD)로서, 상장 전후 특히 상장 이전의 기업의 조세회피 행태가 과도하게 반영될 가능성이 존재한다. 따라서 본 연구결과가 이와 같은 상장 이전의 조세회피 행태에 따른 결과일 가능성을 배제하기 위하여, 상장 이후 3년 이내인 표본을 제외한 분석을 실시하였다. 전체 표본(12,891 회사-연도) 중 상장 후 3년 이내인 표본(1,596 회사-연도)을 제외한 11,295 회사-연도에 대한 분석결과는 다음의 <표 10>에서 제시한다. 분석 결과, <표 10>의 결과는 주된 분석 결과인 <표 5> 및 <표 6>의 결과와 질적으로 유사하였다. 이는 본 연구의 결과가 상장 직전 또는 상장 전후 일정 기간 동안의 회사의 조세회피 행태에 주로 영향받은 것은 아님을 시사한다.

〈표 10〉 상장 이후 일정 기간(3년)을 제외한 분석

$$TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LNL P_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} + \beta_6 FOR_{i,t} \\ + \beta_7 OPN_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 GRW_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t}$$

[Panel A] 상장기간과 조세회피와의 관련성

변수 ¹⁾	(1) $TA=CETR$		(2) $TA=GETR$		(3) $TA=DA$	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	-0.113	-1.79*	-0.109	-2.06**	0.124	6.64***
LNLP	0.005	1.69*	0.008	2.42**	-0.001	-2.58***
ΣControls	Included		Included		Included	
YD	Included		Included		Included	
ID	Included		Included		Included	
clustered by	Firm		Firm		Firm	
F값	12.18***		11.42***		13.71***	
수정 R ²	0.036		0.034		0.040	
N	11,295		11,295		11,295	

[Panel B] 상장기간과 조세회피와의 관련성에 대한 경영진 주식보유의 효과

변수 ¹⁾	경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (SHA=0)			경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (SHA=1)		
	$TA=CETR$	$TA=GETR$	$TA=DD$	$TA=CETR$	$TA=GETR$	$TA=DD$
	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)
절편	-0.412 (-3.26***)	-0.412 (-4.28***)	0.153 (5.07***)	-0.147 (-1.75*)	-0.140 (-2.31**)	0.120 (5.08***)
LNLP	0.004 (0.78)	0.010 (1.60)	-0.003 (-0.94)	0.010 (1.12)	0.004 (2.00***)	-0.003 (-2.60***)
ΣControls	Included	Included	Included	Included	Included	Included
YD	Included	Included	Included	Included	Included	Included
ID	Included	Included	Included	Included	Included	Included
clustered by	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm
F값	5.02***	4.00***	2.74***	8.12***	7.75***	9.62***
수정 R ²	0.056	0.042	0.025	0.048	0.040	0.051
N	2,304	2,304	2,304	5,676	5,676	5,676

1) 변수설명 : 식 (1)과 <표 3>의 설명 참조

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5% 및 10%에서 유의한 결과를 제시함

3) 변수 간의 다중공선성 진단 결과, 공선성 통계량(분산팽창계수)이 최대 3 이하로 나타남

4) t값은 회사(firm)별로 clustering을 적용한 표준오차를 이용하여 산출된 통계량임

사. 추가분석 5 : 산업-규모 조정 장기유효세율을 이용한 분석

일부 선행연구(Dyrenge et al., 2008 ; 강정연 · 고종권, 2014 ; 이광숙 · 기은선, 2016)는 기업의 산업과 규모 특성을 고려한 산업-규모 조정 장기유효세율을 통하여 조세회피 측정치를 측정한다. 본 연구에서는 연구모형 상 기업규모(SIZE) 및 산업(ID)을 각각 통제하고 있으나, 연구결과 의 강건성 제고를 위하여 기업의 조세회피 특성에 중요한 영향을 미치는 규모 및 산업 특성을 추가로 고려한 조세회피 측정치를 이용한 분석결과를 제시한다. 이를 위하여 각 개별 관측치 기 준 CETR 및 GETR에서 해당 관측치가 속한 산업-규모 평균세율을 차감한 값을 산업-규모 유효법인세율(adjCETR 및 adjGETR)로 정의한 후 연구모형을 적용하였다. 평균 산업-규모 유효 법인세율은 매 연도말 산업별(대분류 기준)로, 기초자산을 대상으로 기업의 규모를 매년 각각 상, 중, 하로 구분하여 해당 산업 및 규모 집단의 평균 현금 및 유효법인세율을 계산한다. 따라서 adjCETR 및 adjGETR의 측정치가 커질수록 조정 유효법인세율이 높아지므로 조세회피정도는 감소한다고 해석한다.

분석 결과, 다음의 <표 11>과 같이 연구결과는 adjGETR 측정치에 대해서는 기존의 주된 분석 결과인 <표 5> 및 <표 6>의 결과와 유사하게 나타났다. 그러나 adjCETR 기준 측정치에 대해서는 유의한 관련성이 나타나지 않았는데, 이는 규모 및 산업의 중복 통제 등에 따라 모형의 적합도가 높지 않음(adjCETR 기준 측정인 <표 11>의 Panel A 및 B의 (1)열에서 F 값이 유의하지 않음)에 따른 결과로 판단된다.

<표 11> 산업-규모 조정 장기유효세율을 이용한 분석

$$TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LNL P_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} + \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 OPN_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 GRW_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t}$$

[Panel A] 상장기간과 조세회피와의 관련성				
변수 ¹⁾	(1) TA=adjCETR		(2) TA=adjGETR	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	0.025	0.50	-0.172	-5.42***
LNLP	0.000	0.38	0.003	1.81*
ΣControls	Included		Included	
YD	Included		Included	
ID	Included		Included	
clustered by	Firm		Firm	
F값	1.64		2.42***	
수정 R ²	0.047		0.065	
N	12,891		12,891	

〈표 11〉 산업-규모 조정 장기유효세율을 이용한 분석 (계속)

[Panel B] 상장기간과 조세회피와의 관련성에 대한 경영진 주식보유의 효과				
변수 ¹⁾	경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (SHA=0)		경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (SHA=1)	
	$TA=adjCETR$	$TA=adjGETR$	$TA=adjCETR$	$TA=adjGETR$
	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
절편	-0.217(-2.82 ^{***})	-0.102(-1.48)	-0.116(-0.32)	-0.030(-0.69)
LNLP	0.000(0.20)	0.002(0.64)	0.005(1.62)	0.006(3.88 ^{***})
ΣControls	Included	Included	Included	Included
YD	Included	Included	Included	Included
ID	Included	Included	Included	Included
clustered by	Firm	Firm	Firm	Firm
F값	1.62	1.41	2.49 ^{**}	3.05 ^{***}
수정 R ²	0.009	0.006	0.008	0.011
N	2,557	2,557	6,661	6,661

1) 변수설명 : 식 (1)과 <표 3>의 설명 참조

$adjCETR$: CETR - 산업-규모 평균 CETR ;

$adjGETR$: GETR - 산업-규모 평균 GETR.

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5% 및 10%에서 유의한 결과를 제시함

3) 변수 간의 다중공선성 진단 결과, 공선성 통계량(분산팽창계수)이 최대 3 이하로 나타남

4) t값은 회사(firm)별로 clustering을 적용한 표준오차를 이용하여 산출된 통계량임

아. 추가분석 6 : firm fixed 모델을 이용한 분석

본 연구는 독립변수로 개별 기업 특유의 상장 후 경과일수를 사용한다. 이에 따라 기존의 시계열적 상관성을 고려하여 회사(firm)별로 clustering을 적용한 표준오차를 이용하여 산출된 통계량을 이용하는 것이 아닌, 개별 기업 관측단위의 독립성을 가정하는 기업고정(firm fixed) 모델을 통한 회귀계수 추정이 적절하다는 지적이 존재할 수 있다. 이에 기업 고정 모델을 이용한 분석 결과, <표 12>에서 제시된 바와 같이 연구결과는 상장기간과 조세회피와의 관련성은 기존 <표 5>의 결과와 유사하게 나타났다. 다만, 경영진 주식 보유의 효과는 DD 측정치에 대해서만 <표 6>과 유사한 결과를 보여, 상장기간과 조세회피와의 관련성에 대한 경영진 주식보유의 효과는 유효세율 기준 조세회피 측정치에 대해서는 고정효과에 따른 민감성이 다소 높게 나타남을 시사한다.

〈표 12〉 firm fixed 모형을 이용한 분석

$$TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LNL P_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} + \beta_6 FOR_{i,t} \\ + \beta_7 OPN_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 GRW_{i,t} + \beta_{10} MKT_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t}$$

[Panel A] 상장기간과 조세회피와의 관련성

변수 ¹⁾	(1) $TA=CETR$		(2) $TA=GETR$		(3) $TA=DA$	
	회귀계수	t값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	0.231	1.85*	-0.184	-1.73*	0.000	6.64***
LNL P	0.007	1.98**	0.005	1.68*	-0.002	-2.03**
Σ Controls	Included		Included		Included	
YD	Included		Included		Included	
F값	16.74***		3.89***		9.87***	
R ²	0.014		0.023		0.021	
N	11,295		11,295		11,295	

[Panel B] 상장기간과 조세회피와의 관련성에 대한 경영진 주식보유의 효과

변수 ¹⁾	경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (SHA=0)			경영진이 주식을 보유하지 않은 경우 (SHA=1)		
	$TA=CETR$	$TA=GETR$	$TA=DD$	$TA=CETR$	$TA=GETR$	$TA=DD$
	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)	회귀계수 (t값)
절편	0.505 (1.48)	0.238 (0.75)	0.040 (0.34)	-0.112 (-0.57)	-0.187 (-1.12)	0.301 (4.09***)
LNL P	-0.013 (-1.30)	-0.018 (-1.92*)	-0.004 (-1.33)	0.002 (0.54)	0.002 (0.63)	-0.003 (-1.65*)
Σ Controls	Included	Included	Included	Included	Included	Included
YD	Included	Included	Included	Included	Included	Included
F값	3.37***	1.40	2.30**	8.14***	3.59***	5.71***
R ²	0.003	0.002	0.011	0.039	0.030	0.029
N	2,557	2,557	2,557	6,661	6,661	6,661

1) 변수설명 : 식 (1)과 <표 3>의 설명 참조

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5% 및 10%에서 유의한 결과를 제시함

VI. 결 론

본 연구는 상장기간에 따라 기업의 조세회피 정도에 차이가 있는지를 실증 분석하고, 이러한 관련성에 최고경영자의 주식보유 여부에 따른 이해관계가 관련이 있는지를 조사하였다. 실증분석 결과 상장기간과 기업의 조세회피 간에는 유의한 음의 관련성이 있음을 확인하였다. 이는 상장 초기에는 성장을 위한 유동자금의 부족으로 가용자금 확보를 위한 수단이 필요하고, 재무비율 등 상장 요건 충족을 위한 불투명한 재무보고 가능성 등에 따라 조세회피 성향이 높으나, 상장 후반으로 갈수록 영업의 안정을 통한 원가절감으로 회계 및 세무이익 간 차이가 작고, 규제기관의 장기간 감시로 조세회피 정도가 낮게 나타남을 제시한다. 또한 상장기간과 조세회피와의 음의 관계는 최고경영자가 주식을 보유한 표본에서만 두드러지게 나타나, 최고경영자가 회사와 경제적 이해관계에 대한 일치도가 높을수록, 상장 이후 조세와 관련된 전략적 선택을 더욱 일관되게 함을 시사한다.

본 연구의 다음과 같은 공헌점 및 정책적 시사점을 갖는다. 첫째, 본 연구는 상장기간이 조세회피와 음의 관련성이 존재함을 보여, 기업의 연령이나 수명주기 외에도 상장 후 기간이 조세회피의 결정요인 중 하나로 작용할 수 있음을 제시하였다. 특히 본 연구는 기업의 상장에 집중하여 상장기업의 특성을 이해하는데 도움을 제공할 수 있다. 둘째, 본 연구는 상장기간이 기업의 조세회피 능력 및 동기를 차별적으로 나타낼 수 있는 신호일 수 있음을 제시하여, 조세정책 당국 등에 정책적 시사점을 제공한다. 기업의 조세회피 특성이 상장 초반에 높게 나타난다는 본 연구의 결과는 과세당국에 유의미한 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 마지막으로 본 연구는 상장기업의 특성 중 상장기간의 의미를 최고경영자의 주식보유 여부와 함께 분석하여, 최고경영자의 회사 이해관계에 대한 일치 정도에 따라 상장에 따른 조세회피 행태가 차별적으로 나타날 수 있다는 실증결과를 제시한 공헌점이 존재한다.

상기에 제시된 공헌점 등에도 불구하고 본 연구는 다음의 한계점을 가진다. 첫째, 기업의 조세회피 행태는 한 가지 요인만으로 모두 설명할 수 없다(최기호, 2018). 따라서 본 연구의 결과는 조세회피의 결정요인 중 하나를 제시한 것으로 그 해석에 주의를 요한다. 둘째, 조세회피에 영향을 주는 누락변수의 존재 가능성으로 본 연구결과에 내생성이 잔존할 수 있다. 향후 상장회사의 조세회피 행태에 대하여 내생성 최소화 등 엄밀한 연구방법론을 활용한 후속연구가 지속될 수 있기를 바란다.

참고문헌

- 강정연 · 고종권. 2014. 기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향. 회계학연구 제39권 제1호 : 147-183.
- 강정연 · 김영철. 2012. 조세회피와 소유구조. 세무학연구 제29권 제2호 : 37-67.
- 고윤성 · 김재승. 2012. 기업수명주기에 따른 경영자의 이익조정행위에 관한 연구. 회계정보연구 제30권 제1호 : 163-187.
- 곽영민 · 최종서. 2013. 코스닥 시장 우회상장 기업의 이익조정. 회계학연구 제38권 제1호 : 87-134.
- 김상명 · 박성욱. 2016. 현금흐름패턴 방식을 사용한 기업수명주기와 조세회피와의 관계에 대한 연구. 회계저널 제25권 제6호 : 135-159.
- 김상명 · 박성욱 · 정희선. 2017. 산업특성 및 기업수명주기가 조세회피에 미치는 영향. 세무와회계저널 제18권 제6호 : 151-175.
- 김연용 · 이호정. 2009. 상장기간이 회계정보의 기업가치관련성에 미치는 영향. 회계와 정책연구 제14권 제2호 : 97-116.
- 김지수 · 정기웅. 2000. 규모극대화, 경영자 지분과 기업의 자본적 투자지출. 재무관리연구 제17권 제2호 : 1-28.
- 나경아 · 지승민 · 박종일. 2016. 상장여부가 재무제표의 비교가능성에 미치는 효과. 회계저널 제25권 제2호 : 345-388.
- 남해정. 2019. 경영자의 과신성향이 세무위험에 미치는 영향. 세무와 회계연구 제8권 제1호 : 57-91.
- 도태현 · 조현우. 2013. 경제위기와 상장기간이 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향. 대한경영학회지 제26권 제2호 : 453-474.
- 박성태 · 송치승. 2017. 유가증권시장과 코스닥시장 간 신규상장기업의 이익조정의 차이에 관한 연구. 산업경제연구 제30권 제3호 : 897-924.
- 박정우 · 최원석 · 이영한 · 전병욱. 2010. 외부감사의 경제적 효과에 대한 연구. 조세연구 제10-1집 : 423-459.
- 박종일 · 김수인. 2020. 경영자의 과신성향이 재무적 제약과 조세회피에 미치는 영향. 세무와회계저널 제21권 제2호 : 157-204.
- 배한수 · 김경화. 2013. 기업수명주기별 실제 이익조정이 경영성과와 추가수익률에 미치는 영향. 회계정보연구 제31권 제1호 : 241-266.
- 백상미 · 양대천 · 최정미 · 김진배. 2011. 기업수명주기와 실제이익조정. 경영교육연구 제26권 제6호 : 441-470.
- 선우희연 · 현지원. 2017. 최고경영자 연령과 조세회피수준의 관계. 회계정보연구 제35권 제3호 : 213-241.

- 신재은 · 이건. 2021. 복수경영자 구조가 기업 조세회피 성향에 미치는 영향. 세무학연구 제38권 제3호 : 243-275.
- 심해린 · 구정은 · 최기호. 2019. 국세청의 세무조사가 기업 조세회피에 미치는 영향. 세무학연구 제36권 제1호 : 81-111.
- 안홍복 · 이연희. 2021. 기업수명주기와 조세회피 : 현금흐름패턴을 중심으로. 세무회계연구 제67집 : 1-20.
- 이광숙 · 기은선. 2016. 조세회피의 비조세비용-조세회피가 자본비용, 매출, 신용평가점수에 미치는 영향을 중심으로. 회계학연구 제41권 제4호 : 1-40.
- 이균봉. 2010. 기업소유구조가 조세회피성향에 미치는 영향. 국제회계연구 제34집 : 187-216.
- 이우재. 2021. 기업의 수명주기가 재무분석가의 이익예측 정확성에 미치는 영향. 경영학연구 제50권 제3호 : 777-804.
- 이우재 · 최승욱. 2015. 수명주기에 따른 기업의 재무보고이익과 세무보고이익의 차이와 조세회피 성향. 산업경제연구 제28권 제1호 : 381-402.
- 이육용 · 김형국 · 안미강. 2016. 조세혜택, 상장기간과 부채특성이 투자의사결정에 미치는 영향. 산업경제연구 제29권 제2호 : 851-876.
- 정남철. 2023. 감사보고서에 나타난 기업위험과 조세회피와의 관련성. 세무와회계저널 제24권 제2호 : 117-153.
- 최기호. 2018. 조세회피와 관련된 세무회계 실증 연구 동향. 세무학연구 제35권 제4호 : 207-275.
- 최종서 · 곽영민 · 백정환. 2010. 코스닥 신규상장 기업의 이익조정과 경영자의 사적이익추구. 회계학연구 제35권 제3호 : 37-80.
- 최혁 · 황준성. 2017. 기업수명주기에 따른 조세회피 성향. 조세연구 제17권 제4호 : 7-27.
- 하석태 · 조성표. 2020. 기업수명주기와 미래이익에 대한 주가 정보성. 회계학연구 제45권 제1호 : 1-36.
- 홍영은 · 박종국 · 이계원. 2009. 경영자지분율에 따른 기업 조세전략의 차별적 특성. 세무학연구 제26권 제4호 : 125-147.
- 홍준용 · 정남철. 2023. 복수경영자 구조와 주가급락위험 : 경영진 주식보유를 중심으로. 세무와회계저널 제24권 제5호 : 9-39.
- Anderson, R. C., and D. M. Reeb. 2003. Founding-family ownership and firm performance : evidence from the S&P 500. *The Journal of Finance* 58(3) : 1301-1328.
- Badertscher, B. A., S. P. Katz, and S. O. Rego. 2013. The separation of ownership and control and corporate tax avoidance. *Journal of Accounting and Economics* 56(2-3) : 228-250.
- Barry, C. B., and S. J. Brown. 1984. Differential information and the small firm effect. *Journal of Financial Economics* 13(2) : 283-294.

- Brown, W. O. 2012. Is there a period of listing effect or a post-listing performance puzzle?. *Managerial Finance* 39(1) : 4–27.
- Burgstahler, D. C., L. Hail, and C. Leuz. 2006. The importance of reporting incentives : Earnings management in European private and public firms. *The Accounting Review* 81(5) : 983–1016.
- Cecchini, M., S. B. Jackson, and X. Liu. 2012. Do initial public offering firms manage accruals? Evidence from individual accounts. *Review of Accounting Studies* 17 : 22–40.
- 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.
- Desai, M. A., and D. Dharmapala. 2006. Corporate tax avoidance and high-powered incentives. *Journal of Financial Economics* 79(1) : 145–179.
- Dharan, B. G., and D. L. Ikenberry. 1995. The long-run negative drift of post-listing stock returns. *The Journal of Finance* 50(5) : 1547–1574.
- Dickinson, V. 2011. Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle. *The Accounting Review* 86(6) : 1969–1994.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew. 2008. Long-run corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 83(1) : 61–82.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew. 2010. The effects of executives on corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 85(4) : 1163–1189.
- Fama, E. F., and M. C. Jensen. 1983. Separation of ownership and control. *The Journal of Law and Economics* 26(2) : 301–325.
- Fan, J. P., and T. J. Wong. 2002. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. *Journal of Accounting and Economics* 33(3) : 401–425.
- Habib, A., M. B. Bhuiyan, and M. M. Hasan. 2019. IFRS adoption, financial reporting quality and cost of capital : A life cycle perspective. *Pacific Accounting Review* 31(3) : 497–522.
- Hasan, M. M., A. Al-Hadi, G. Taylor, and G. Richardson. 2017. Does a firm's life cycle explain its propensity to engage in corporate tax avoidance?. *European Accounting Review* 26(3) : 469–501.
- Hoopes, J. L., D. Mescall, and J. A. Pittman. 2012. Do IRS audits deter corporate tax avoidance?. *The Accounting Review* 87(5) : 1603–1639.
- Hope, O. K., W. B. Thomas, and D. Vyas. 2013. Financial reporting quality of US private and public firms. *The Accounting Review* 88(5) : 1715–1742.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 2019. Theory of the firm : Managerial behavior, agency

- costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3(4) : 305–360.
- Johnson, S., R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer. 2000. Tunneling. *American Economic Review* 90(2) : 22–27.
- Jung, N. C., and H. A. Kim. 2019. The effect of listing period on corporate social responsibility : Evidence from Korea. *Sustainability* 11(8) : 2447.
- Kasipillai, J., N. Aripin, and N. A. Amran. 2003. The influence of education on tax avoidance and tax evasion. *eJournal of Tax Research* 1(2) : 134–146.
- Krishnan, G. V., E. R. Myllymäki, and N. Nagar. 2021. Does financial reporting quality vary across firm life cycle?. *Journal of Business Finance & Accounting* 48(5–6) : 954–987.
- Leuz, C., D. Nanda, and P. D. Wysocki. 2003. Earnings management and investor protection : an international comparison. *Journal of Financial Economics* 69(3) : 505–527.
- McGuire, S. T., T. C. Omer, and J. H. Wilde. 2014. Investment opportunity sets, operating uncertainty, and capital market pressure : determinants of investments in tax shelter activities?. *The Journal of the American Taxation Association* 36(1) : 1–26.
- Miloud, T. 2014. Earnings management and initial public offerings : An empirical analysis. *Journal of Applied Business Research* 30(1) : 117–134.
- Morck, R., A. Shleifer, and R. W. Vishny. 1988. Management ownership and market valuation : An empirical analysis. *Journal of Financial Economics* 20 : 293–315.
- Na, H. J., S. O. Park, and S. A. Cho. 2017. Firm Age, Sales Growth, and Tax Aggressiveness : Focus on SMEs : Focus on SMEs. *조세연구* 17(4) : 123–146.
- Shleifer, A., and R. W. Vishny. 1986. Large shareholders and corporate control. *Journal of Political Economy* 94(3) : 461–488.
- Srinidhi, B., and Q. Liao. 2020. Family firms and crash risk : Alignment and entrenchment effects. *Journal of Contemporary Accounting & Economics* 16(2) : 100204.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong. 1998. Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50(1) : 63–99.
- Warfield, T. D., J. J. Wild, and K. L. Wild. 1995. Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20(1) : 61–91.
- Yorke, S. M., M. Amidu, and C. Agyemin-Boateng. 2016. The effects of earnings management and corporate tax avoidance on firm value. *International Journal of Management Practice* 9(2) : 112–131.

The Association between Post-listing Period and Tax Avoidance*

: The Effect of CEO Stock Holding

Nam-Chul Jung**

〈Abstract〉

This study investigates the relationship between the period after listing date (hereinafter, listing period) and tax avoidance of firms and analyzes how the CEO's stock holdings affect this relationship. Specifically, the study identifies the company's tax-related behavior after listing and investigate the effect of the CEO's stock holdings on this.

The sample covers 12,891 company-years from 2011 to 2021, after the adoption of Korean adopted International Financial Reporting Standards. The listing period, interest variable, is the natural logarithm of the number of days since listing, and the proxy for tax avoidance, dependent variable, is the 5-year average cash and accounting effective tax rate, and measurements by Desai and Dharmapala (2006).

Main analysis results are as follows. First, there is a significant negative relationship between the listing period and corporate tax avoidance. This means that in the early stages of listing, companies show a relatively high degree of tax avoidance in order to secure available resources for business expansion. However, the longer the period after listing, the smaller the difference between accounting and tax profits due to cost reduction through stabilization of business, and the lower the degree of tax avoidance due to long-term monitoring by regulatory agencies. Second, the negative relationship between listing period and tax avoidance was significant only in the sample where the CEO held stocks. This result suggests that the higher the CEO's level of alignment with the company's economic interests, the more consistently CEO makes tax-related strategic choices after listing.

This study has the following contributions and policy implications. First, this study shows that the listing period has a negative relationship with tax avoidance, making a contribution by suggesting that the post-listing period can act as one of the determinants of tax avoidance in addition to the company's age or life cycle. Second, this study suggests that the listing period can be a signal that can differentially indicate a company's ability and motivation to avoid taxes, providing policy implications for tax policy authorities.

〈Key words〉 post-listing period, tax avoidance, CEO, stock holding, effective tax rate

* This work was supported by academic support of the Korean Academic Society of Taxation, 2023.

** Assistant Professor, Department of Business Administration, Hongik University, jnc1208@hongik.ac.kr,
First and Corresponding Author