Asia-Pacific Journal of Business (아태비즈니스연구)
Vol. 14, No. 4, December 2023 (pp.233-254)
https://doi.org/10.32599/apjb.14.4.202312.233

APJB
ISSN 2233-5900 (Print)
ISSN 2384-3934 (Online)

조세회피의 기업가치 관련성 형태 분석

권기정
국립한밭대학교 회계학과 교수

Analysis of Corporate Value Relevance Form of Tax Avoidance

Gee-Jung Kwon[a]

[a]Department of Accounting, Hanbat National University, South Korea

Received 30 November 2023, Revised 15 December 2023, Accepted 22 December 2023

Abstract

Purpose - This study aims to verify whether the effect of tax avoidance on corporate value is non-linear in the Korean financial markets.

Design/methodology/approach - This study believes that the cause of the inconsistent empirical analysis results of previous studies that verified the relationship between tax avoidance and firm value may be an error in assuming linearity, and verifies whether a nonlinear relationship exists. The sample company in this study is a December settlement corporation listed on the Korean stock market, and the analysis period is from 2000 to 2021. In the empirical analysis model, Tobin's Q is used as a proxy for corporate value, tax avoidance is used as the main independent variable, and a regression model is designed with corporate size, growth rate, and debt ratio set as control variables.

Findings - As a result of the empirical analysis, it can be confirmed that there is an inverted U-shaped nonlinear relationship between tax avoidance and corporate value. In the additional analysis using Ohlson (1995) firm valuation model for the robustness of the results of the empirical analysis, the same nonlinear value relationship between tax avoidance can be confirmed.

Research implications or Originality - This study is considered to be meaningful in that it verifies the non-linear relationship of tax avoidance, which has not been attempted in previous studies. The meaning of the inverted U-shaped nonlinear relationship presented in this study is that corporate tax avoidance acts as a factor that increases corporate value up to a certain level, but rather becomes a factor that decreases corporate value when it exceeds a critical point. These results are expected to provide new perspectives and perspectives on tax avoidance to companies belonging to the Korean capital market.

Keywords: Corporate Value Relevance, Corporate Value Relevance Form, Inverted U-shaped Relevance, Non-linear Relevance, Tax Avoidance

JEL Classifications: C12, C83, D40, L15, M41, M49

[a] First Author, E-mail: geejung@hanmail.net

© 2023 The Institute of Management and Economy Research. All rights reserved.

Ⅰ. 서론

오늘날 기업들은 이윤을 극대화하고 기업가치를 증대시키기 위하여 다양한 방법을 동원하고 있다. 기업들은 R&D 투자를 통한 신제품과 신기술을 개발하거나 다양한 마케팅 활동을 통해 상품이나 제품을 홍보하는 등의 노력을 통해 기업이익을 높이고자 노력하고 있다. 이러한 방법들 외에도 기업들은 조세회피 행위를 통해서도 기업가치를 극대화하고자 한다. 그러나 조세회피 활동은 때때로 기업의 투명성을 저하하고 기업에 대한 부정적 이미지를 확대함에 따라 결과적으로 기업가치를 감소시키는 요인이 되기도 한다 (Desai and Dharmapala, 2006; Hanlon and Slemrod, 2009).

일반적으로 조세회피(tax avoidance)의 개념은 명확하게 정의되어 있지 않으므로 그 범위를 정확하게 규정하기에는 어려운 것이 사실이다. 과거 선행연구들에서는 그 연구 목적에 따라 조세회피의 개념을 서로 다르게 정의하여 왔다. 예를 들어 Miller and Oats (2014)는 불법적인 탈세가 아닌 법적 테두리 안에서의 조세부담의 최소화를 조세회피로 정의하였으며, 이준규와 김갑순 (2012)은 불법적인 행위를 통한 조세경감 행위를 조세회피로 규정하였다. 반면 Dyreng et al. (2008)은 합법적인 절세와 불법적인 탈세 및 조세포탈 모두를 조세회피로 규정하였다. 그러나 실제 개별 연구에서는 합법과 불법의 경계를 명확하게 구분하기가 어려운 것이 사실이다. 따라서 최근 많은 연구에서는 조세회피의 범위를 합법적인 활동과 불법적인 활동을 모두 포함하는 광의의 개념으로 보는 경우가 많다.

지금까지의 조세회피의 기업가치 관련성을 검증한 선행연구들은 조세회피의 동기를 크게 두 가지 관점으로 보고 있다. 첫째는 기업의 조세회피 활동을 통해 과세 당국에게 납부해야 하는 조세를 절감함으로써 기업에서는 추가적인 내부 현금흐름이 발생하고 결과적으로는 기업가치 증대에 기여할 수 있다는 것이다 (Desai and Dharmapala 2005; 고윤성 외 2007; 최규담 외 2015; 신지우 외 2019; 박시훈 2020). 둘째는 기업의 경영자는 사적이익을 추구하기 위해 조세회피 활동을 이용하며 그 결과 경영자의 사적이익은 증가할 수 있지만 조세회피에 대한 사회적 감시와 감독으로 인해 기업의 비조세적 비용이 더 증가하게 됨으로써 결국 기업가치는 하락하게 된다는 것이다((Slemrod, 2004; Desai and Dharmapala, 2006; 2009; Desai et al, 2007; 전주성 2011; 기은선 2012; 손언승 외 2012).

본 연구에서는 조세회피의 기업가치 관련성에 대한 이러한 두 가지 관점이 모두 타당하다고 가정하고 있다. 즉 본 연구에서는 어느 일정 수준까지의 조세회피 활동은 기업 내부의 현금흐름 증가를 통해 기업가치의 증가를 가져오게 되지만, 그 정도가 지나쳐 일정 수준을 초과한다면 사회적 감시와 감독의 증가로 인한 기업 내부의 비조세적 비용이 조세회피로 인한 내부 현금흐름 증가보다 더 상승하게 됨으로써 기업가치의 감소를 가져오게 될 것으로 예측하고 있다.

조세회피 수준에 따른 조세회피의 기업가치 관련성 변화를 검증하기 위해서는 기존 선행연구들이 제시하는 일방향(선형)의 검증모형보다는 양방향(비선형)의 검증모형을 이용할 필요가 있다고 판단된다. 지금까지 회계변수의 기업가치 관련성에 관한 연구들은 많은 선형관계를 검증하는 Olson (1995) 모형을 토대로 발전해 왔다. 그러나 실제 사회현상은 선형으로만 설명할 수는 없으며, 결정론적인 상황을 가정한 일방향의 선형적 분석모형만으로는 실제 현실에서의 수많은 정보와 외적 변화를 간과하게 된다는 근본적 한계가 있다. 이러한 한계는 조세회피의 기업가치 관련성을 검증에서도 동일하게 나타날 수 있으며, 따라서 조세회피와 기업가치 간의 관련성 형태가 일방향(선형)인지 아니면 양방향(비선형)인지를 검증할 필요가 있다.

본 연구에서는 2000년부터 2021년까지 22년간의 기간 동안 우리나라 유가증권 시장 및 코스닥 시장에 상장된 기업들을 대상으로 하여 조세회피의 기업가치 관련성 형태를 검증하고자 한다. 지금까지 조세회피의 기업가치 관련성에 대한 선행연구들은 크게 두 가지 관점에서 진행되었으며, 그 결과는 일관적이지 못했다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 두 가지 관점을 모두 고려하여 조세회피의 수준에 따라 조세회피의 기업가치 관련성에 어떠한 변화나 차이가 있는지를 검증한다.

본 연구의 실증분석 결과 우리나라 자본시장에서 조세회피와 기업가치 간에는 역 U자 형태의 관련성이 존재하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 분석 결과는 일정 수준까지의 조세회피 행위는 기업 내부에 실질적

인 양(+)의 현금흐름을 제공함으로써 기업가치 증대를 가져오지만, 일정 수준 이상의 과도한 조세회피 행위는 조세회피로 인한 내부 현금흐름의 증가보다 비조세적 비용을 더 많이 증가시켜 오히려 기업가치를 감소시킬 수 있다는 본 연구의 예측과 어느 정도 일치하는 것으로 생각한다.

본 연구의 분석 결과는 기업의 과도한 조세회피 행위는 조세회피로 증가하는 내부현금흐름 보다 관련 비용이 과도하게 되어 실질적으로는 손실을 초래하게 되거나 조세회피 행위로 인한 회계정보의 신뢰성 저하 및 투명성 감소로 인해 투자자들에게 부정적인 영향을 미침으로써 결과적으로는 기업가치에 좋지 않은 영향을 줄 수도 있다는 점을 시사함으로써 우리나라 자본시장에 소속된 기업들에 조세회피 행위에 대한 새로운 관점과 시각을 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

이 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅰ장은 서론으로서 연구의 배경과 목적을 제시하고, 제Ⅱ장에서는 이론적 배경과 선행연구들을 검토하였으며, 제Ⅲ장에서는 가설을 설정하고 그것을 검증하기 위한 실증모형을 제시하였다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 분석하였으며, 제Ⅴ장 결론에서는 연구를 요약하고 연구의 시사점과 한계점을 제시하였다.

Ⅱ. 이론적 배경

조세회피의 기업가치 관련성 검증은 회계 및 세무 분야의 주요한 연구 주제 중의 하나라고 할 수 있다. 조세회피의 기업가치 관련성 연구는 여러 가지 측면으로 구분할 수 있지만, 이 연구에서는 조세회피의 기업가치 관련성 여부를 중심으로 기업가치 관련성이 존재한다고 보고한 연구들과 가치관련성이 존재하지 않거나 오히려 기업가치를 감소시킨다고 보고한 연구를 구분하여 검토하고자 한다.

일반적으로 조세회피의 기업가치관련성이 존재한다는 실증분석 결과를 보고한 연구들은 조세회피가 기업 내부의 현금흐름을 증가시키고 그 현금흐름의 증가가 기업가치의 증가로 이어진다고 가정하고 있다. Myers and Majluf (1984)에 따르면 기업은 정보비대칭으로 인한 비용증가 때문에 기업 외부의 현금흐름보다는 내부의 현금흐름을 더 선호한다고 주장하였으며, Jensen and Smith (1985) 또한 투자에 따른 기회비용을 최소화하기 위하여 기업 내부의 현금흐름을 선호한다고 주장하였다. 이처럼 기업이 내부현금흐름에 대한 일반적 선호로 인해 조세회피 행위를 시도하게 되고 그 결과 내부현금흐름이 증가함으로써 결국에는 기업가치도 증가하게 된다는 것이 조세회피의 기업가치 관련성을 지지하는 연구들의 논리라고 할 수 있다.

반면 조세회피가 기업가치와는 무관하거나 오히려 감소시킨다는 결과를 보고한 연구들은 대리인 이론 관점에서 조세회피는 대리인비용과 같은 비조세비용을 증가시키고 이에 따라 기업가치는 감소한다고 가정한다(Slemrod, 2004; Desai and Dharmapala, 2006; 2009; Desai et al, 2007;). 즉 조세회피로 인한 조세절감을 통해 추가적인 현금흐름이 발생하지만 경영자는 이를 기업전체의 이익이 아닌 개인적 이익을 위해 사용함으로 인해 기업가치를 감소시키거나 조세회피로 인해 증가한 현금흐름이 기업가치에 영향을 미치지 못한다는 것이다.

1. 조세회피가 기업가치를 증가시킨다는 선행연구

조세회피가 기업가치를 증가시킨다고 보고한 연구들은 조세회피를 통해 기업 내부의 현금흐름이 증가하고 이를 통해 기업가치가 증가한다는 관점을 가지고 있다. 조세회피가 기업가치를 증가시키는 것으로 보고한 연구들을 살펴보면 다음과 같다.

Desai and Dharmapala (2005)는 법인세 회피 활동이 주주의 이익을 증가시키는가에 대한 의문을 실증분석을 통해 검증하였다. 분석 결과 조세회피는 기업가치 증가에 유의한 영향을 미친다는 증거를 발견하지 못하였다. 그러나 기업지배구조 좋은 기업에 있어서는 조세회피가 기업가치를 증가시키는 주된 요인이 된다는 증거를 제시하였다.

고윤성 (2007)은 2000년부터 2005년까지의 기간에 걸쳐 우리나라 주식시장에 상장된 비금융기업을 대상으로 이들 기업의 조세회피행위가 기업가치에 미치는 영향에 관하여 연구하였다. 연구결과 기업의 조세회피 행위는 기업가치와 유의한 양(+)의 관련성이 있으며, 이것은 조세회피를 통해 현금유출이 감소함으로써 기업가치에 긍정적인 영향을 주기 때문으로 해석하였다.

Hanlon and Slemrod (2009)는 기업들이 조세회피행위로 적발되었을 때 주가 반응의 변화를 연구하였다. 연구 결과 기업이 조세회피에 연루되었다는 소식은 기업가치에 평균적으로 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다.

Desai and Dharmapala (2009)는 조세회피가 기업가치에 미치는 영향을 실증 분석하였다. 분석 결과 조세회피는 기업가치에 유의한 관련성이 없는 것으로 나타났다. 그러나 기업지배구조를 조절변수로 투입하여 분석한 결과 우수한 지배구조시스템을 갖춘 기업일수록 조세회피는 기업가치 증가에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Wilson (2009) 또한 기업지배구조가 조세회피가 기업가치에 미치는 영향에 있어 조절 효과가 있는지를 분석하였다. 분석 결과는 Desai and Dharmapala (2009)의 연구 결과와 유사하게도 기업지배구조 시스템이 잘 된 기업일수록 조세회피는 기업가치와 유의한 양(+)의 관련성을 갖는 것으로 나타났다.

전주성 (2011)은 우리나라 기업을 대상으로 조세회피와 기업가치의 관련성 있어 기업지배구조가 조절효과가 존재하는지에 관한 연구를 진행하였다. 연구 결과 기업지배구조에 따라 조세회피의 기업가치 관련성이 서로 다르게 나타나고 있음을 보고하였다. 그는 기관투자자가 많을수록 조세회피의 기업가치 관련성은 높게 나타나지만, 대주주 지분비율이 높을수록 조세회피의 기업가치 관련성은 부정적이거나 낮게 나타난다고 보고하였다.

정광화와 기은선 (2018)은 1999년부터 2015년까지 우리나라 유가증권시장에 상장된 비금융기업들을 대상으로 경기변동에 따라 조세회피의 기업가치 관련성이 어떻게 변화하는지를 분석하였다. 그들은 경기가 호황일 때에는 조세회피의 기업가치 관련성은 유의한 음(-)의 관계를 나타냈지만, 불황일 때에는 유의한 양(+)의 관련성을 나타내는 것으로 실증분석 결과를 보고 하였다. 그들은 비조세비용과 조세비용의 상대적 중요성에 따라 조세회피의 기업가치 관련성이 달라질 수 있다고 주장하였다.

2. 조세회피가 기업가치를 감소시키거나 무관하다는 선행연구

조세회피가 기업가치를 감소시키거나 무관하다는 연구들은 주로 대리인 이론의 관점에서 연구를 진행했다. 이러한 연구들은 조세회피를 통해 기업 내부의 현금흐름이 증가하는 것은 사실이지만, 경영자의 사적이익 추구로 인한 대리인비용으로 비조세비용이 더 크게 발생하므로 조세회피는 오히려 기업가치를 감소시킨다는 관점을 가지고 있다. 조세회피가 기업가치를 감소시키거나 아무런 관련이 없는 것으로 보고한 연구를 살펴보면 다음과 같다.

기은선 (2012)은 2002년부터 2009년까지 기간 동안 경제정의실천시민연합에서 발표하는 경제정의지수(KEJI index)의 평가를 받은 우리나라 유가증권시장 상장기업을 대상으로 사회적 책임 활동과 조세회피 수준과의 관련성을 분석함과 동시에 기업의 사회적 책임활동 수준에 따라 조세회피의 기업가치 관련성에 차이가 있는지를 검증하였다. 검증 결과 사회적 책임활동 수준이 높을수록 조세회피 수준은 낮게 나타난다고 보고하였다. 또한 그는 조세회피 수준이 높을수록 기업가치는 낮아지지만, 이러한 조세회피 수준의 부정적인 기업가치 관련성은 사회적 책임 활동 수준이 높을수록 완화된다는 실증증거를 제시하였다. 그는 기업의 조세회피행위가 기업가치에 긍정적 영향을 미치기 위해서는 기업의 사회적 책임 활동이 충분히 뒷받침되어야 한다고 주장하였다.

강정연과 고종권 (2014)은 2001년부터 2010년까지의 기간에 걸쳐 우리나라 비금융 상장기업을 대상으로 조세회피의 기업가치 관련성을 실증 분석하였다. 그는 조세회피는 음(-)의 기업가치 관련성이 있으며, 이는 대리인비용과 같은 조세회피의 비조세비용이 조세 부담액 절감으로 인한 기업 내부 유보자원의 사용으로 인한 효익보다 더 크게 나타나기 때문으로 해석하였다. 또한 그는 기업지배구조의 수준이 높을수록

조세회피의 부정적인 기업가치 관련성은 완화된다는 실증적 증거를 제시하였다.

이해성과 김갑순 (2015)은 2010년부터 2014년까지 우리나라 자본시장에 상장된 다우존스 지속가능성 지수(DJSI)와 한국표준협회의 지속가능성 지수(KSI)의 평가를 받은 비금융업을 대상으로 지속가능경영 활동이 조세회피와 기업가치에 미치는 영향을 실증 분석하였다. 분석 결과 조세회피 수준과 기업가치 간의 관련성은 비유의적으로 나타났으며, 조세회피 수준에 따른 기업가치와 지속가능경영 기업의 관계 또한 통계적인 유의성을 확인할 수 없었다. 그들은 지속가능경영 활동 수준이 높은 기업일수록 이익의 질이 좋고 조세회피 활동에 덜 적극적이다고 주장하였다.

김진수와 고종권 (2016)은 세무위험 수준을 고려하여 조세회피의 기업가치 관련성을 분석함과 동시에 대규모기업집단 소속 여부에 따라 조세회피의 기업가치 관련성이 차이가 있는지를 분석하였다. 그들의 실증분석 결과는 첫째, 조세회피와 세무 위험이 기업가치에 미치는 영향은 유의한 음(－)의 관련성을 나타냈으며, 둘째, 세무 위험이 클수록 조세회피의 기업가치 관련성은 부정적으로 나타났으며, 셋째, 대규모기업집단 소속 기업의 경우 그렇지 않은 기업보다 조세회피와 세무 위험의 부정적인 기업가치 관련성이 완화되는 것으로 보고하였다.

박주영 (2018)은 2005년부터 2013년도까지 우리나라 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 하고 한국기업지배구조원이 보고하는 기업지배구조 평가 자료를 이용하여 기업지배구조와 조세회피와의 관련성을 분석함과 동시에 기업지배구조가 조세회피의 기업가치 관련성에 있어 조절 효과가 있는지를 검증하였다. 분석 결과 기업지배구조는 조세회피에 비유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났고, 조세회피는 음(-)의 기업가치 관련성을 나타냈다. 또한 조세회피의 기업가치 관련성에 있어 기업지배구조의 조절 효과를 분석한 결과 기업지배구조가 양호할수록 조세회피가 기업가치에 미치는 음(-)의 영향을 완화해 주는 역할을 하는 것으로 나타났다.

이광숙 외 (2017)는 2002년부터 2010년까지 유가증권 상장법인을 대상으로 기업의 조세회피 성향이 세후 영업현금흐름의 기업가치 관련성에 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석 결과 자본시장 참여자들은 조세회피 기업의 세후 영업현금흐름을 부정적으로 평가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 그들은 국내 자본시장 투자자들이 조세회피로 인한 잠재적인 조세 및 비조세비용을 고려하기 때문에 조세회피 기업의 세후 영업현금흐름을 기업가치에 평가에 부정적으로 반영하고 있는 것으로 해석하였다. 그들은 또한 국내에서는 조세회피처가 없으며, 회계이익을 기반으로 세무 이익을 산출하는 세무조정 과정의 특성상 조세회피가 경영자의 사적이익 추구 수단으로 활용될 여지는 낮다고 주장하였다.

강정연 (2018)은 1999년부터 2016년까지 우리나라 유가증권 상장기업을 대상으로 세무 위험이 조세회피와 기업가치에 어떠한 영향을 미치는지를 연구하였다. 연구 결과 세무 위험은 조세회피와 기업가치에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 세무 위험이 증가할수록 조세회피와 기업가치 간의 부정적인 관련성은 더욱더 강하게 나타나는 것으로 보고하였다. 그는 유효법인세율의 변동성이 증가하면 기업현금흐름의 변동성 또한 함께 증가하여 기업가치에 음(-) 영향을 미치는 것으로 추정하였다.

박성원 (2018)은 Desai and Dharmapala (2006)가 보고한 조세회피와 경영자의 사적이익 추구 간의 정(+)의 관련성이 우리나라 자본시장에서도 적용되는지를 연구하였다. 연구 결과 조세회피와 경영자의 사적이익 추구 간에는 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났으며, 지배구조가 취약한 기업에서는 조세회피로 인한 경영자의 사적이익 추구가 더욱 강화되는 것으로 나타났다. 그는 조세회피로 인해 증가한 기업현금흐름을 경영자가 사적이익을 위해 사용한다면, 그로 인한 비조세비용이 증가하여 기업가치에 부정적인 영향을 미칠수 있다고 주장하였다.

신지우 (2019)는 2010년부터 2017년까지의 기간 동안 우리나라 유가증권시장에 상장된 비금융업에 속하지 않는 기업들을 대상으로 하여 조세회피를 단기 조세회피와 장기 조세 전략으로 구분하고 기업지배구조의 기업가치 관련성에 있어서 단기 조세회피와 장기 조세 전략의 매개효과를 분석하였다. 연구 결과 단기 조세회피는 강한 음(－)의 가치 관련성을 나타냈고, 장기 조세 전략은 양(＋)의 기업가치 관련성을 보여주었다. 또한 기업지배구조가 우수할수록 단기 조세회피보다 장기 조세 전략을 진행함으로써 기업가치에 긍정적인 영향을 준다는 증거를 제시하였다.

박석진과 김갑순 (2019)은 2001년부터 2010년까지의 기간 동안 우리나라 유가증권시장에 상장된 비금융업을 영위하는 기업을 대상으로 발생액을 이용한 조세 전략이 조세회피와 기업가치 간의 영향 관계에 대해 분석하였다. 그는 기업이 재량적 비세무조정 발생액을 이용하여 세무상 이익을 낮게 보고하는 경우 회계 비용으로 인하여 조세회피와 기업가치 간의 부정적인 관련성이 더욱 강화되는 반면, 재량적 세무조정 발생액을 이용할 때는 회계 비용의 부담 없이 세무상 이익이 낮게 되므로 조세회피와 기업가치 간의 부정적인 관련성이 완화된다고 보고하였다.

Ⅲ. 가설설정과 연구모형

1. 가설설정

앞서 검토하였듯이 조세회피의 기업가치 관련성을 분석한 연구들은 상반된 실증분석 결과를 나타내주고 있다. 조세회피가 유의한 양(+)의 기업가치 관련성이 있다고 보고한 연구들은 조세회피를 통해 기업 내부의 추가적인 현금흐름이 발생하고 이를 통해 기업가치가 증가한다고 가정하였다(Desai and Dharmapala, 2005; 고윤성 외, 2007; Hanlon and Slemrod, 2009; Desai and Dharmapala, 2009; Wilson, 2009; 전주성, 2011; 정광화와 기은선, 2018).

반면 조세회피가 기업가치를 감소시키거나 무관하다는 연구들은 조세회피로 인한 내부현금흐름의 증가보다 대리인비용과 같은 비조세비용이 더 심하게 증가함으로써 이에 따라 기업가치는 감소한다고 가정하였다(Slemrod, 2004; Desai and Dharmapala, 2006; 2009; Desai et al, 2007; 기은선, 2012; 강정연, 2014; 이해성과 김갑순, 2015; 김진수와 고종권, 2016; 박주영, 2018; 이광숙 외, 2017; 강정연, 2018; 박성원, 2018; 신지우, 2019; 박석진과 김갑순, 2019).

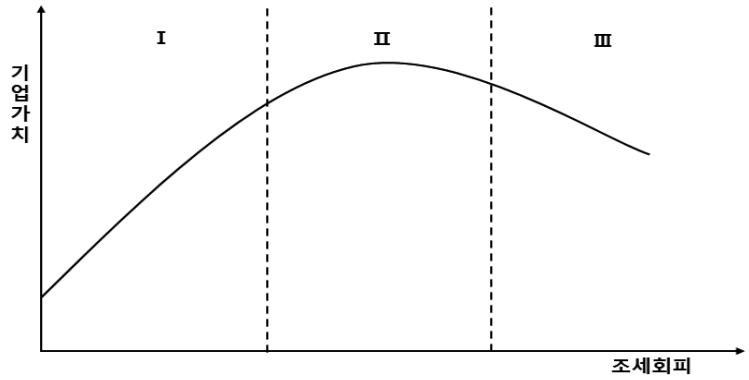
기업가치평가 분야 실증분석의 이론적 토대를 제공한 Ohlson (1995) 이후 회계정보의 가치관련성 검증모형에서 선형성 가정의 오류를 보완하려는 노력은 이어져 왔다. Burghstahler and Dichev, 1997; Zhang, 2000). 그들은 Ohlson (1995)의 기업가치평가모형은 회계변수와 기업가치간의 선형관계를 가정하고 있기 때문에 실제 세상에서의 가치 관계를 반영하는데 오류가 있으며, 이러한 오류는 비선형관계를 가정함으로써 해결될 수 있다고 주장하였다.

따라서 본 연구에서는 조세회피의 가치관련성 형태에 대한 기본가정을 일방향(선형) 관계 뿐만이 아니라 양방향(비선형) 관계까지 고려할 필요가 있다고 보고 있다. 회계변수의 기업가치 관련성 연구에서 이와 유사한 사례는 기부금의 가치관련성 연구에서도 나타나고 있다. 최운열 외 (2009)와 신민식 외 (2001)는 기부금의 가치관련성에 대한 실증분석 결과가 일관되지 못한 원인에 대해 기부금의 기업가치 관련성 형태가 역 U자 형태의 양방향(비선형) 관계를 하고 있기 때문이라는 실증증거를 제시하였다.

본 연구에서는 기업의 조세회피활동이 어느 일정 수준까지는 내부 현금흐름의 증가를 통해 기업가치의 증가를 가져오게 되지만, 그 정도가 일정 수준을 초과하게 되면 조세회피로 인해 증가하는 내부 현금흐름보다 조세회피로 인한 발생하는 비조세적 비용의 증가가 더 커지게 되어 기업가치의 감소를 가져오게 될 것으로 예측한다.

〈Fig 1〉은 조세회피 활동과 기업가치 간의 예상 관계를 나타낸 것이다. 만약 조세회피 활동이 최적 규모에 비하여 낮은 수준에 있을 경우(기업들이 I 구역에 위치)에는 해당 구역에 위치하는 기업들에서의 조세회피와 기업가치 간의 관계는 일방향적인(선형적인) 양(+)의 관련성을 나타내게 될 것이다. 반면 기업들의 조세회피 활동이 최적 수준보다 높을 경우(기업들이 Ⅱ 구역에 위치)에는 조세회피와 기업가치간에는 아무런 관계도 나타나지 않을 것이며, 조세회피 활동이 극도로 높을 경우(기업들이 Ⅲ 구역에 위치)에는 일방향적인(선형적인) 음(-)의 관계가 나타날 것이다. 그러나 현실적으로는 조세회피 활동에 대한 사회적 감시와 감독으로 기업들이 과도한 조세회피 활동을 하는 것은 매우 어려우므로 일방향(선형) 관계를 가정하면 정(+)의 관련성을 나타낼 것이고 양방향(비선형) 관계를 가정하면 역 U자 형태로 나타날 것으로 예상된다.

Fig. 1. 조세회피활동 수준과 기업가치 간의 관련성 형태



이상에서 논의한 바와 같이 본 연구에서는 조세회피의 기업가치 관련성의 형태는 일방향(선형) 관계뿐만이 아니라 양방향(비선형) 관계도 나타날 수 있다고 가정하고 이를 검증하기 위해 다음의 가설 1과 2를 설정한다. 가설 1은 조세회피와 기업가치 간의 일방향(선형) 관계를 검증하는 것이며, 가설 2는 조세회피와 기업가치간의 양방향(비선형) 관계 여부를 검증하기 위한 것이다.

H1: 조세회피는 기업가치와 유의한 관련성이 있을 것이다.
H2: 조세회피의 정도에 따라 조세회피의 기업가치 관련성 형태는 변화할 것이다.

2. 연구모형

본 연구는 조세회피의 기업가치 관련성 형태가 일방향(선형) 관계인지 아니면 양방향(비선형) 관계인지의 여부를 검증하는 것을 목적으로 하고 있다. 본 연구에서는 강정연과 고종권 (2014), 박석진과 김갑순 (2015) 등의 연구에서 활용한 Tobin's Q를 기업가치의 대용변수로 한 실증분석 모형을 사용하였다. 주요 독립변수로는 박승식 (2004)에서 활용한 재무보고이익과 세무보고이익의 차이(BTD)와 총발생액을 독립변수로 하고 회계이익과 세무이익의 차이(BTD)를 종속변수로 한 회귀분석 결과에서의 잔차(DDBTD)를 각각 이용하였다(Desai and Dharmapala, 2006).

또한 조세회피의 기업가치관련성을 분석한 선행연구들에서 주로 이용한 변수들(부채비율, 자산수익률, 매출액성장률, 무형자산비율, 자본집약도, 기업연령 등)을 통제변수로 활용하였다. 특히 본 연구에서는 조세회피가 기업가치에 미치는 영향의 형태가 일방향(선형)인지 양방향(비선형)인지를 검증하기 위해 Morck et al. (1988) 등의 연구에서 이용한 방법을 사용하였다. 본 연구의 가설을 검증하기 위한 검증모형은 다음과 같다.

$$TOBINQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DDBTD_{i,t} + \beta_2 FIRST_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 GRW_{i,t} + \beta_7 INT_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 AGE_{i,t} + \beta_{10} MARKET_D + \beta_{11} NI_D + \beta_{12} \Sigma ID + \beta_{13} \Sigma YD + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$TOBINQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BTD_{i,t} + \beta_2 FIRST_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 GRW_{i,t} + \beta_7 INT_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 AGE_{i,t} + \beta_{10} MARKET_D + \beta_{11} NI_D + \beta_{12} \Sigma ID + \beta_{13} \Sigma YD + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$TOBINQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DDBTD_{i,t} + \beta_2 DDBTD^2_{i,t} + \beta_3 FIRST_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 GRW_{i,t} + \beta_8 INT_{i,t} + \beta_9 PPE_{i,t} + \beta_{10} AGE_{i,t} + \beta_{11} MARKET_D + \beta_{12} NI_D + \beta_{13} \Sigma ID + \beta_{14} \Sigma YD + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$TOBINQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BTD_{i,t} + \beta_2 BTD^2_{i,t} + \beta_3 FIRST_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 \mathrm{GRW}_{i,t} + \beta_8 INT_{i,t} + \beta_9 PPE_{i,t} + \beta_{10} AGE_{i,t} + \beta_{11} MARKET_D + \beta_{12} NI_D + \beta_{13} \Sigma ID + \beta_{14} \Sigma YD + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

여기서,
$TOBINQ_{i,t}$: 기업가치((자본의 시장가치 + 부채의 장부가치) ÷ 총자산의 장부가치)
$TS_{i,t}$: *조세회피(DDBTD, BTD)*
DDBTD : *BTD*를 총발생액으로 설명하지 못하는 부분(잔차)
BTD : 재무보고이익과 세무보고이익의 차이
$FIRST_{i,t}$: 최대주주지분율
$SIZE_{i,t}$: 기업규모(총자산의 자연로그 값)
$LEV_{i,t}$: 부채비율(부채총액 ÷ 자산총액)
$ROA_{i,t}$: 총자산영업이익률(영업이익 ÷ 자산총액(기초))
$GRW_{i,t}$: 매출액성장률((당기매출액 – 전기매출액) ÷ 전기매출액)
$INT_{i,t}$: 무형자산집약도(무형자산 ÷ 자산총액(기초))
$PPE_{i,t}$: 자본집약도((유형자산 – 토지 – 건설중인자산) ÷ 자산총액(기초))
$AGE_{i,t}$: 기업연령(기업연령의 자연로그 값)
MARKET_D : 유가증권시장 소속이면 1, 코스닥시장 소속이면 0
NI_D : 당기순이익이 0보다 크거나 같으면 1, 아니면 0
ΣID : 산업더미
ΣYD : 연도더미

연구모형 (1)과 연구모형 (2)는 조세회피의 기업가치 관련성을 검증하기 위해 선행연구에서 일반적으로 사용된 모형으로서 조세회피와 기업가치 간의 선형적인 관계를 가정하고 있으며, 연구모형 (3)과 연구모형 (4)는 조세회피와 기업가치 간의 관련성이 비선형인지를 검증하기 위해 조세회피 대용변수(TS: DDBTD, BTD)를 제곱한 값을 변수로 추가하여 분석한 모형이다.

3. 변수설명

1) 종속변수

본 연구는 조세회피의 기업가치 관련성 형태를 검증하는 것을 주요한 연구 목적으로 하고 있다. 따라서 본 연구에서의 주요 종속변수는 기업가치이며, 실증분석을 위해 기업가치의 대용치로서 Tobin's Q를 활용하였다. Tobin's Q는 자본시장에서 평가된 기업의 시장가치를 기업이 보유한 자산가치로 나눈 값으로 계산된다. 이론상 시장가치는 기업이 발행한 주식의 시가총액과 부채의 시장가치 총액을 합산한 가액을 의미하며, 자산가치는 실물자산을 대체하는 대체원가로 계산된다.

그러나 일반적인 경우 부채의 경우 실제 시장가치를 판단하기 어려우므로 박석진·김갑순 (2015)에서와

같이 장부가치를 대용치로 사용하며, 자산가치는 실제 대체원가 측정에서의 어려움으로 인해 최혁·유상열(2018)에서와 같이 자산의 장부가액을 사용한다. 따라서 본 연구에서는 Tobin's Q를 다음과 같이 산출하여 실증분석에서 종속변수로 활용하였다(Chung and Pruit, 1994).

$$\text{Tobin's Q} = \frac{\text{자본의 시장가치 + 부채의 장부가액}}{\text{자산의 장부가액}} \quad (5)$$

2) 주요 독립변수

본 연구에서는 주요 독립변수로서 조세회피를 이용한다. 조세회피를 측정하는 대용변수로는 여러 가지가 있으나 본 연구에서는 재무보고이익과 세무보고이익의 차이(BTD)와 총발생액 간의 회귀식에서의 잔차(DDBDT)를 조세회피의 대용치로 활용하였다. 재무보고이익과 세무보고이익의 차이(BTD)는 Desai and Dharmapala (2006)의 방법과 동일하게 법인세차감전순이익에서 추정 과세소득을 차감하여 산출한다. 현재 우리나라에서는 기업의 과세소득이 공개되고 있지 않으므로 박승식 외 (2006)의 연구와 동일한 방법으로 계산하여 추정과세소득을 산출하였다. 먼저 재무보고이익과 세무보고이익의 차이(BTD)는 다음과 같이 계산되었다.

$$BTD_{i,t} = YS - YT \quad (6)$$

BTD: 재무보고이익과 세무보고이익의 차이
YS: 법인세차감전순이익
YT: 추정과세소득

여기서 추정과세소득(YT)은 다음과 같은 방법으로 계산되었다.

$$YT = \frac{CTE}{r} \quad (7)$$

YT: 추정과세소득
CTE: 법인세부담액(= 법인세비용 + (이연법인세자산 증가액 – 이연법인세자산 감소액) - (이연법인세부채 증가액 – 이연법인세부채 감소액))
r: 연도별 법인세율(1+주민세율), 2000-2001: 30.8%, 2002-2004: 29.7%, 2005-2008: 27.5%, 2009-2017: 24.2%, 2018-2021: 27.5%

다음으로 총발생액을 재무보고이익과 세무보고이익의 차이(BTD)로 회귀한 잔차(DDBTD)는 다음과 같이 계산되었다.

$$BTD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$
$$DBTD_{i,t} = \varepsilon_{i,t}$$

BTD = 법인세차감전이익 – (추정과세소득 ÷ 기초총자산)
TA = 총발생액 ÷ 기초총자산

3) 통제변수

본 연구에서는 주요 독립변수인 조세회피 외에도 시장가치 대 장부가치 비율(MTB), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 자산수익률(ROA), 매출액성장률(GRW), 총자산 대비 무형자산 비율(INTAN), 자본집약도(PPE), 기업연령(AGE) 등도 기업가치에 영향을 미칠 수 있다고 판단하여 이러한 변수들을 통제변수로서 실증분석에 포함하였다.

일반적으로 기업 지배구조는 기업가치와 밀접한 관련성이 있는 것으로 알려져 있으며((김수한 2005; 강원과 원병건 2011), 기업 지배구조 중 최대주주지분율은 조세회피의 기업가치 관련성에 있어 의미 있는 영향을 미치는 변수로 보고되고 있다(진태홍과 최헌섭 2013; 나영 외 2020; 문승진과 김병곤 2023). 본 연구에서는 최대주주지분율(FIRST)을 통제변수로 이용함으로써 조세회피의 기업가치 관련성에 있어서 기업지배구조의 효과를 통제하고자 하였다.

기업규모(SIZE)는 조세회피의 기업가치 관련성에 있어 유의미한 영향을 미칠 수 있다. 김문현(2017)에서는 기업규모가 클수록, 그리고 중소기업보다는 대기업일수록 조세회피의 기업가치 관련성은 부정적으로 나타난다고 보고하였다. 본 연구에서는 Titman and Wessels (1988)과 Johnson (1997)에서와 같이 총자산에 자연로그를 취하여 기업규모를 통제변수로 활용하였다

Myers (1984)는 부채비율이 클수록 기업가치는 감소한다고 보고한 반면, 안은희 (2012)와 최윤이 (2015)는 부채비율이 클수록 기업가치가 증가한다고 보고하였다. 본 연구에서는 부채비율이 기업가치에 미치는 영향을 통제하기 위해 Salawu (2007)의 연구와 동일하게 자산총액 대비 부채비율을 통제변수로 활용하였다.

총자산영업이익율(ROA)은 기업의 자원활용 효율성을 나타내는 지표로서 총자산영업이익율(ROA)이 클수록 기업가치에 긍정적인 영향을 준다. 당기순이익이 아닌 영업이익을 활용한 것은 영업외적인 측면이 고려된 당기순이익보다 영업이익이 기업의 주된 영업활동을 더 잘 반영할 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 총자산영업이익율(ROA)은 영업이익을 기초총자산으로 나눈 값으로 이용하였다.

매출액은 기업수익을 나타내는 기본적인 지표이며, 매출액성장률(GRW)은 기업수익의 성장가능성과 기회를 나타낸다고 할 수 있다. 따라서 매출액성장률(GRW)은 기업가치와 밀접한 관련성을 갖고 있다. 본 연구에서는 유승훈 · 남현정 (2007)의 연구와 동일하게 당기매출액을 전기매출액으로 나눈 값을 매출액성장률로 측정하여 통제변수로 활용하였다.

무형자산에는 특허권, 노하우, 상표권, 상호권, 브랜드, 라이센스, 영업권 등이 포함된다. 무형자산집약도(INTAN)는 기업의 총자산 중에서 무형자산이 차지하는 비율을 나타내는 지표로서 기술혁신 측면에서의 기업의 성장가능성을 보여준다고 할 수 있다. 무형자산집약도(INTAN)가 기업가치 증가에 직접적인 영향을 미치는 것은 아니지만, 과거 선행연구들에서는 무형자산이 기업가치 증가에 긍정적인 영향을 미친다고 보고하였다(김연용 외 2006; 주부식, 김민철, 2007). 본 연구에서는 무형자산이 기업가치에 미치는 영향을 통제하기 위해 무형자산집약도(INTAN)를 통제변수로 활용하였다.

자본집약도(PPE)는 기업의 성장가능성을 간접적으로 나타내는 지표로서 자본집약도(PPE)가 높을수록 성장가능성이 상승하므로 결과적으로 기업가치를 증가시킬 것으로 예상된다. 본 연구에서는 자본집약도(PPE)가 기업가치에 미치는 영향을 통제하기 위해 토지 및 건설 중인 자산을 제외한 유형자산을 기초총자산으로 나누어 측정한 값을 통제변수로 추가하였다.

일반적으로 기업연령(AGE)이 오래될수록 기업이 오랫동안 생존했다는 것을 의미하므로 기업연령(AGE)이 높을수록 기업가치에 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 크다고 할 수 있다. 본 연구에서는 기업연령(AGE)이 기업가치에 영향을 줄 수 있다고 판단하고 이러한 영향을 통제하기 위해 통제변수에 포함하였다. 기업연령은 연도, 월, 일을 수치화하여 해당연도 말 시점에서 설립연도월일을 차감하여 계산한 값에 자연로그를 취하여 산출하였다. 소속 시장 더미(MARKET_D)는 표본기업이 유가증권 상장기업이면 1, 아니면 0으로 측정하였고, 당기순이익 더미(NI_D)는 당기순이익이 0보다 크거나 같으면 1, 아니면 0으로 측정하였다. 이외에도 연도별 효과와 산업별 효과를 통제하기 위해서 연도더미와 산업더미를 회귀분석식에 포함하였다.

Ⅳ. 실증분석

1. 표본선정

본 연구에서의 표본선정 과정은 〈Table 1〉과 같다. 실증분석을 위한 자료는 2000년부터 2021년까지의 기간 동안 우리나라 증권시장에 상장된 비금융기업들을 대상으로 하였다. 실증분석자료는 KIS-VALUE 데이터베이스에서 추출하였으며, 실증분석을 진행함에 있어 다음의 조건에 해당하는 표본기업들은 분석에서 제외하였다.

(1) 12월 결산일이 아닌 기업
(2) 관리 대상이거나 자본 잠식된 기업
(3) 분석변수에 대한 자료를 구할 수 없는 기업
(4) 과세소득, 법인세차감전순이익, 법인세비용이 음(-)인 기업
(5) 변수별 수치에 오류가 있거나 결측인 기업(firm-year)

은행, 증권, 보험, 투자금융 등 금융업에 속하는 기업들은 비금융업 기업과는 다른 재무적 특성이 존재하기 때문에 연구대상에서 제외하였다. 관리 대상이나 자본 잠식된 기업들은 거래가 부진하거나 정지되는 경우가 발생하여 자료의 연속성에 문제가 있거나 자료의 수치가 정상치를 벗어나는 경우가 많으므로 분석대상에 포함시키지 않았다. 과세소득이 음(-)인 기업들은 조세회피 실행을 위한 동기가 낮으므로 제외하였다.

또한 결산월의 차이로 인해 발생할 수 있는 차이를 통제하고 분석표본의 동질성을 확보하기 위하여 12월 결산이 아닌 기업은 제외하였다. 그 외에도 분석변수에 대한 자료를 확보할 수 없거나 분석자료에 오류가 있는 기업들도 제외하였다. 극단치로 인해 실증분석 결과가 왜곡되는 것을 막기 위해 1차 회귀분석 후 쿡거리(Cook's distance)가 1보다 크거나 표준화잔차(studentized residuals)의 절대값이 3보다 큰 기업들은 본 회귀분석에서 제외하였다.

Table 1. 표본선정

표본선정	표본수
대상기업(비금융업) 수(firm-year)	23,056
• 12월 결산일이 아닌 기업(firm-year) • 관리대상이거나 자본잠식 기업(firm-year) • 분석변수에 대한 자료를 구할 수 없는 기업(firm-year) • 과세소득, 법인세차감전순이익, 법인세비용이 음(-)인 기업(firm-year) • 변수 수치에 오류가 있거나 결측인 기업(firm-year)	10,785
최종 분석 기업수(firm-year)	7,981

2. 기술통계

〈Table 2〉는 본 연구의 실증분석에 이용된 모든 변수에 관한 기술 통계량을 나타내고 있다. 종속변수인 기업가치를 대용하는 TOBINQ의 경우 평균값은 1.32689이고 표준편차는 1.03652이며 최대값은 16.51553, 최소값은 0.21631로 나타나고 있다.

주요 독립변수인 조세회피의 대용변수 중 DDBTD의 경우 평균값은 0.07172, 중위수는 0.04905, 표준편차는 0.08134이며 최대값은 1.32072로 나타났으며, 또 다른 조세회피의 대용변수인 BTD의 경우 평균값은 0.10141, 중위수는 0.08360, 표준편차는 0.08125, 최대값은 1.30691로 나타나고 있다.

통제변수 중 최대주주지분율을 나타내는 FIRST의 평균값은 0.28292, 중위수는 0.25610, 표준편차는

1.8017, 최소값은 0.0284, 최대값은 40.7474로 나타나고 있으며, 기업규모를 나타내는 SIZE의 최대값은 33.15692, 최소값은 21.51090, 평균은 26.21849, 표준편차는 1.56157로 나타나고 있다. 부채비율을 나타내는 LEV의 최소값은 0.00071, 최대값은 1.89327, 평균은 0.36768, 표준편차는 0.19049로 나타나고 있으며, 총자산영업이익율을 나타내는 ROA의 중위수는 0.07118, 표준편차는 0.09425, 최소값은 -0.34404, 최대값은 2.90799를 나타내고 있다.

매출액성장율을 나타내는 GRW의 최소값은 -1.0, 최대값은 15.55647, 평균값은 0.13681, 표준편차는 0.53770을 나타내고 있으며, 총자산 대비 무형자산 비율을 나타내는 INT의 최대값은 7.56623, 평균값은 0.02635, 중위수는 0.02635, 표준편차는 0.10108을 나타내고 있다. 자본집약도를 나타내는 PPE의 평균은 0.19524, 표준편차는 0.16824, 최대값은 5.80991을 나타내고 있으며, 기업연령을 나타내는 AGE의 평균은 12.58974, 중위수는 12.67832, 표준편차는 0.54916, 최소값은 9.90369, 최대값은 14.03087을 나타내고 있다. 시장더미를 나타내는 MARKET_D의 평균은 0.54542, 표준편차는 0.49796을 나타내고 있으며, 당기순이익 더미를 나타내는 NI_D의 평균은 0.91292, 표준편차는 0.28197을 나타내고 있다.

Table 2. 기술통계

변수	N	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
TOBINQ	7,981	1.32689	1.03421	1.03652	0.21631	16.51553
DDBTD	7,981	0.07172	0.04905	0.08134	0.00001	1.32072
BTD	7,981	0.10141	0.08360	0.08125	0.00012	1.30691
FIRST	7,981	0.28292	0.25610	0.14538	0.00010	0.93540
SIZE	7,981	26.21849	25.93670	1.56157	21.51090	33.15692
LEV	7,981	0.36768	0.35344	0.19049	0.00071	1.89327
ROA	7,981	0.08594	0.07118	0.09425	-0.34404	2.90799
GRW	7,981	0.13681	0.06665	0.53770	-1.00000	15.55647
INT	7,981	0.02635	0.00806	0.10108	0.00000	7.56623
PPE	7,981	0.19524	0.16533	0.16824	0.00000	5.80991
AGE	7,981	12.58974	12.67832	0.54916	9.90369	14.03087
MARKET_D	7,981	0.54542	1.00000	0.49796	0.00000	1.00000
NI_D	7,981	0.91292	1.00000	0.28197	0.00000	1.00000

$TOBINQ_{i,t}$: 기업가치((자본의 시장가치 + 부채의 장부가치) ÷ 총자산의 장부가치)
$TS_{i,t}$: *조세회피(DDBTD, BTD)*
DDBTD : *BTD*를 총발생액으로 설명하지 못하는 부분(잔차)
BTD : 재무보고이익과 세무보고이익의 차이
$FIRST_{i,t}$: 최대주주지분율
$SIZE_{i,t}$: 기업규모(총자산의 자연로그 값)
$LEV_{i,t}$: 부채비율(부채총액 ÷ 자산총액)
$ROA_{i,t}$: 총자산영업이익률(영업이익 ÷ 자산총액(기초))
$GRW_{i,t}$: 매출액성장률((당기매출액 - 전기매출액) ÷ 전기매출액)
$INT_{i,t}$: 무형자산집약도(무형자산 ÷ 자산총액(기초))
$PPE_{i,t}$: 자본집약도((유형자산 - 토지 - 건설중인자산) ÷ 자산총액(기초))
$AGE_{i,t}$: 기업연령(기업연령의 자연로그 값)
MARKET_D : 유가증권시장 소속이면 1, 코스닥시장 소속이면 0
NI_D : 당기순이익이 0보다 크거나 같으면 1, 아니면 0

3. 상관관계분석

〈Table 4〉는 본 연구의 실증분석에 사용된 주요 변수 간의 상관관계를 분석한 결과를 나타내고 있다. 〈Table 4〉에서 대각선 아래(위)는 Pearson(Spearman) 분석의 상관계수를 나타내고 있다. Spearman 상관분석은 Pearson 상관분석과 마찬가지로 두 변수 간의 상관관계를 나타내는 수치이지만, Pearson 상관계수와는 달리 두 변수를 순서형 변수로 취급하기 때문에 피어슨 상관관계의 가정보다 좀 더 완화된 가정을 하고 있다. Pearson 상관계수는 선형 상관 관계를 나타내지만, Spearman 상관계수는 상관관계에 대한 값을 나타내는 것으로써 두 변수가 비선형적인 관계에 있을 때도 분석이 가능하다는 장점이 있다.

먼저 종속변수인 기업가치(TOBINQ)는 Pearson 상관분석과 Spearman 상관분석 모두에서 기업규모(SIZE)를 제외한 모든 독립변수와 1% 또는 5% 수준에서 유의한 상관관계를 나타내고 있다. 그러나 그 방향성에 있어서는 최대주주지분율(FIRST), 부채비율(LEV), 기업연령(AGE), 무형자산집약도(INT), 시장더미(MARKET_D)는 유의한 음(-)의 상관관계를 보였으며, 조세회피(DDBTD, BTD), 총자산영업이익률(ROA), 매출액성장률(GRW), 당기순이익 더미(NI_D)와는 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있다. 또한 회귀분석 모형별로 분산팽창계수(variance inflation factor: VIF)를 측정한 결과, 모든 분산팽창계수의 최고값이 4.2 미만으로 나타나 다중공선성의 문제는 우려되지 않는다고 할 수 있다(Kennedy, 1992).

Table 3. 상관관계분석

변수	TOBINQ	DDBTD	BTD	FIRST	SIZE	LEV	ROA	GRW	INT	PPE	AGE	MARKET_D	NI_D
TOBINQ	1	0.26061	0.28859	-0.01234	-0.00133	-0.0055	0.32239	0.16767	0.29316	-0.03243	-0.1991	-0.12267	0.06143
		<.0001	<.0001	0.2702	0.9052	0.6233	<.0001	<.0001	<.0001	0.0038	<.0001	<.0001	<.0001
DDBTD	0.21189	1	0.6359	0.01521	-0.06956	-0.0714	0.39316	0.1244	0.06544	0.00159	-0.21019	-0.0735	-0.06339
	<.0001		<.0001	0.1742	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.8871	<.0001	<.0001	<.0001
BTD	0.23732	0.75426	1	0.02627	-0.07313	-0.23687	0.55336	0.1892	-0.00625	-0.11878	-0.15815	-0.04626	0.10873
	<.0001	<.0001		0.0189	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.5764	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
FIRST	-0.01943	0.00474	0.00786	1	-0.01419	-0.02521	0.03179	-0.01261	0.00981	0.01712	-0.08188	-0.05693	0.00789
	0.0826	0.6718	0.4824		0.2051	0.0243	0.0045	0.2601	0.3808	0.1261	<.0001	<.0001	0.4808
SIZE	-0.01637	-0.05703	-0.07	-0.02884	1	0.16286	-0.04304	-0.06675	-0.06742	0.1504	0.38276	0.55284	0.00968
	0.1438	<.0001	<.0001	0.01		<.0001	0.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.3871
LEV	-0.09068	0.00383	-0.14017	-0.01577	0.16816	1	-0.1453	0.04855	-0.03236	0.22622	0.0133	0.13146	-0.15591
	<.0001	0.7325	<.0001	0.159	<.0001		<.0001	<.0001	0.0038	<.0001	0.2347	<.0001	<.0001
ROA	0.26769	0.30215	0.39756	0.01312	-0.04042	-0.14934	1	0.37111	0.02138	0.06997	-0.20137	-0.03039	0.39976
	<.0001	<.0001	<.0001	0.2413	0.0003	<.0001		<.0001	0.0561	<.0001	<.0001	0.0066	<.0001
GRW	0.09333	0.13767	0.16531	-0.01426	-0.06913	0.02223	0.36682	1	0.06997	0.05462	-0.14362	-0.06521	0.1862
	<.0001	<.0001	<.0001	0.2029	<.0001	0.047	<.0001		<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
INT	0.1025	0.03463	0.01069	-0.01241	-0.01499	-0.03628	0.10706	0.06836	1	-0.05899	-0.18068	-0.18463	-0.01331
	<.0001	0.002	0.3395	0.2677	0.1805	0.0012	<.0001	<.0001		<.0001	<.0001	<.0001	0.2344
PPE	-0.05195	0.0026	-0.1039	0.01442	0.16057	0.22616	0.08648	0.15772	-0.00247	1	0.04671	0.15835	0.04139
	<.0001	0.8164	<.0001	0.1977	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.8254		<.0001	<.0001	0.0002
AGE	-0.15875	-0.18748	-0.13134	-0.05255	0.32495	0.02311	-0.24267	-0.11547	-0.11143	0.00366	1	0.45341	-0.01401
	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.0389	<.0001	<.0001	<.0001	0.7437		<.0001	0.2109
MARKET_D	-0.08402	-0.06694	-0.04356	-0.02528	0.52132	0.13339	-0.03879	-0.05139	-0.06607	0.11088	0.4064	1	0.03219
	<.0001	<.0001	<.0001	0.0239	<.0001	<.0001	0.0005	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001		0.004
NI_D	0.02574	-0.12484	0.04362	0.01347	0.00068	-0.19154	0.32113	0.08034	-0.00566	0.01863	-0.01639	0.03219	1
	0.0215	<.0001	<.0001	0.2289	0.9515	<.0001	<.0001	<.0001	0.6133	0.096	0.1432	0.004	

1) 대각선 아래는 Pearson 상관계수, 위는 Spearman 상관계수를 나타내고 있음,
2) 변수설명: <Table 2> 참조

4. 회귀분석 결과

〈Table 4〉는 조세회피의 기업가치관련성을 검증하는 연구모형 (1)을 회귀분석한 결과를 나타내고 있다. 연구모형 (1)에서는 재무보고이익과 세무보고이익의 차이(BTD)와 총발생액 간의 회귀식에서의 잔차(DDBDT)를 주요독립변수인 조세회피의 대용변수로 이용하고 있다.

연구모형 전체의 통계적 유의성을 나타내는 F값은 83.98로서 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있으며, 연구모형에서 독립변수가 종속변수에 대해 얼마만큼의 설명력을 가지는지를 나타내는 Adj-R^2 값은 0.2809로 나타나고 있다. 또한 분산팽창지수(VIF)는 최대값이 1.75561로서 다중공선성의 가능성은 매우 낮다고 할 수 있다.

주요 독립변수인 DDBTD의 계수값은 1.06378로서 1% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있다. 통제변수 중에서는 LEV, ROA, INT는 1% 또는 5% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 나타내고 있으나, FIRST, GRW, AGE, NI_D는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보여주고 있다.

〈Table 4〉에 나타난 바와 같이 주요 독립변수인 DDBTD의 계수가 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 나타낸 것은 우리나라 자본시장에서 조세회피가 기업가치를 상승시키는 요인인 것을 의미하고 있으며, 이것은 본 연구의 가설 1(조세회피는 기업가치와 유의한 관련성이 있을 것이다.)을 지지하는 것이라고 할 수 있다. 이 결과는 조세회피는 기업가치를 증가시킨다고 보고한 고윤성 외 (2007), 최규담 외 (2015), 신지우 외 (2019), 박시훈 (2020) 등의 연구와는 유사하지만, 조세회피는 기업가치를 감소시킨다고 보고한 전주성 (2011), 기은선 (2012), 손언승 외 (2012) 등의 연구 결과와는 상반되게 나타나고 있다.

Table 4. 조세회피의 가치관련성 검증: 연구모형 (1)

변수	계수	t 값	Pr > |t|	분산팽창지수 (VIF)
(상수)	4.21128	17.47	<.0001	0
DDBTD	1.06378	11.6	<.0001	1.22496
FIRST	-0.20126	-4.31	<.0001	1.03032
SIZE	0.01017	1.85	0.0637	1.63654
LEV	0.09693	2.5	0.0123	1.21768
ROA	2.96443	29.7	<.0001	1.57002
GRW	-0.04752	-3.38	0.0007	1.18278
INT	1.08306	8.56	<.0001	1.0833
PPE	-0.07751	-1.79	0.0728	1.18974
AGE	-0.24677	-15.52	<.0001	1.68646
MARKET_D	0.00974	0.55	0.5842	1.75561
NI_D	-0.08394	-3.13	0.0018	1.27447
∑ID		포함		
∑YD		포함		
F값		83.98***		
Adj-R^2		0.2809		
분석 표본수 (극단치 제외)		7,862		

1) 연구모형 (1): $TOBINQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DDBTD_{i,t} + \beta_2 FIRST_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 GRW_{i,t} + \beta_7 INT_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 AGE_{i,t} + \beta_{10} MARKET_D + \beta_{11} NI_D + \beta_{12} \sum ID + \beta_{13} \sum YD + \varepsilon_{i,t}$

2) 변수설명: <표 2> 참조

〈Table 5〉는 조세회피의 기업가치 관련성을 검증하는 연구모형 (2)를 회귀분석한 결과를 나타내고 있다. 연구모형 (2)에서는 재무보고이익과 세무보고이익의 차이(BTD)를 주요 독립변수인 조세회피의 대용변수로 이용하고 있다.

연구모형 전체의 통계적 유의성을 나타내는 F값은 83.62로서 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있으며, 연구모형에서 독립변수가 종속변수에 대해 얼마만큼의 설명력을 가지는지를 나타내는 Adj-R^2 값은 0.28로 나타나고 있다. 또한 분산팽창지수(VIF)는 최대값이 1.75624로서 다중공선성의 가능성은 매우 낮다고 할 수 있다.

〈Table 4〉의 결과와 마찬가지로 주요 독립변수인 BTD의 계수값은 0.96003로서 1% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있다. 통제변수 중에서는 LEV, ROA, INT는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 나타내고 있으나, FIRST, GRW, AGE, NI_D는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 나타내고 있다.

〈Table 5〉에 나타난 BTD의 계수값은 〈Table 4-4〉의 DDBTD의 결과와 유사하게 양(+)의 값을 나타내고 있다. 이는 우리나라 자본시장에서 조세회피가 기업가치를 상승시키는 주요 요인인 것을 나타내고 의미하고 있으며, 본 연구의 가설 1(조세회피는 기업가치와 유의한 관련성이 있을 것이다.)을 지지하는 것이라고 할 수 있다.

또한 이 결과는 조세회피가 기업가치를 증가시킨다고 보고한 고윤성 외 (2007), 최규담 외 (2015), 신지우 외 (2019), 박시훈 (2020) 등의 연구와는 유사하지만, 조세회피는 기업가치를 감소시킨다고 보고한 전주성 (2011), 기은선 (2012), 손언승 외 (2012) 등의 연구결과 와는 상반되게 나타나고 있다.

Table 5. 조세회피의 가치관련성 검증: 연구모형 (2)

변수	계수	t 값	Pr > |t|	분산팽창지수 (VIF)
(상수)	4.24049	17.68	<.0001	0
BTD	0.96003	10.25	<.0001	1.27114
FIRST	-0.19253	-4.13	<.0001	1.03054
SIZE	0.01043	1.91	0.0566	1.63678
LEV	0.13776	3.56	0.0004	1.22234
ROA	3.04982	29.29	<.0001	1.65035
GRW	-0.05188	-3.7	0.0002	1.18258
INT	1.18223	9.37	<.0001	1.08282
PPE	-0.03694	-0.85	0.3954	1.211
AGE	-0.25032	-15.81	<.0001	1.67981
MARKET_D	0.00542	0.31	0.7601	1.75624
NI_D	-0.13784	-5.27	<.0001	1.22026
∑ID		포함		
∑YD		포함		
F값		83.62***		
Adj-R^2		0.2800		
분석 표본수 (극단치 제외)		7,860		

1) 연구모형 (2): $TOBINQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BTD_{i,t} + \beta_2 FIRST_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 GRW_{i,t} + \beta_7 INT_{i,t} + \beta_8 PPE_{i,t} + \beta_9 AGE_{i,t} + \beta_{10} MARKET_D + \beta_{11} NI_D + \beta_{12} \sum ID + \beta_{13} \sum YD + \varepsilon_{i,t}$

2) 변수설명: <표 2> 참조

〈Table 6〉은 연구모형 (3)을 실증 분석한 결과를 나타내고 있다. 연구모형 (3)은 DDBTD의 제곱값을 주요 독립변수로 하여 조세회피의 기업가치 관련성 형태가 비선형인지 여부를 검증하고 있다. 연구모형 전체의 통계적 유의성을 나타내는 F값은 83.15로서 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있으며, 연구모형에서 독립변수가 종속변수에 대해 얼마만큼의 설명력을 가지는지를 나타내는 Adj-R^2값은 0.2842

로 나타나고 있다. 또한 분산팽창지수(VIF)는 최대값이 3.73436으로서 다중공선성의 가능성은 매우 낮다고 할 수 있다.

주요 독립변수인 DDBTD의 계수값은 2.10434로서 1% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있으며, 조세회피의 비선형 여부를 나타내는 DDBTD2의 계수값은 -2.33514로서 1% 수준에서 유의하게 나타나고 있다.

통제변수 중 LEV, ROA, GRW, INT, NI_D는 1% 또는 5% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 나타내고 있으며, FIRST, GRW, PPE, AGE, NI_D는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보여주고 있다.

〈Table 6〉의 회귀분석 결과에서 비선형 여부를 나타내는 DDBTD2의 계수값이 유의한 음(-)이 계수값을 나타내고 있는 것은 DDBTD와 기업가치간의 관련성이 선형이 아닌 역 U자 형태의 비선형적인 구조로 되어 있다는 것을 나타내주는 것으로써 본 연구의 가설 2(조세회피의 정도에 따라 조세회피의 기업가치 관련성 형태는 변화할 것이다.)를 지지하는 것이라고 할 수 있다.

〈Table 6〉의 분석 결과는 만약 조세회피 활동이 최적 규모에 비하여 낮은 수준에 있을 경우 해당 구역에 위치하는 기업들에서의 조세회피 활동은 기업가치를 증가시키는 반면 기업들의 조세회피 활동이 최적 수준보다 극도로 높을 때 기업가치를 감소시키게 된다는 것을 의미하고 있다. 이러한 결과는 지금까지 조세회피의 기업가치 관련성을 분석한 선행연구들에서 조세회피가 기업가치를 증가시킨다는 결과를 보고하였거나(Desai and Dharmapala, 2005; 고윤성 외, 2007; Hanlon and Slemrod, 2009; Desai and Dharmapala, 2009; Wilson, 2009; 전주성, 2011; 정광화와 기은선, 2018), 혹은 기업가치와는 관련이 없거나 감소시킨다고 보고(Slemrod, 2004; Desai and Dharmapala, 2006; 2009; Desai et al, 2007; 기은선, 2012; 강정연, 2014; 이해성과 김갑순, 2015; 김진수와 고종권, 2016; 박주영, 2018; 이광숙 외, 2017; 강정연, 2018; 박성원, 2018; 신지우, 2019; 박석진과 김갑순, 2019)한 것과 같이 연구 결과들이 상반되게 나타난 이유를 일정 부분 설명해줄 수 있을 것으로 생각된다.

Table 6. 조세회피의 비선형 가치관련성 검증: 연구모형 (3)

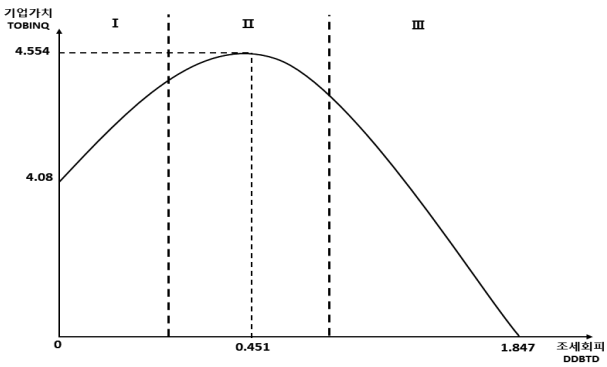
변수	계수	t 값	Pr > |t|	분산팽창지수 (VIF)
(상수)	4.07971	16.93	<.0001	0
DDBTD	2.10434	12.96	<.0001	3.73436
$DDBTD^2$	-2.33514	-8.3	<.0001	3.29031
FIRST	-0.19389	-4.16	<.0001	1.0307
SIZE	0.00908	1.66	0.0977	1.63824
LEV	0.1198	3.09	0.002	1.22204
ROA	2.82555	27.8	<.0001	1.63423
GRW	-0.03447	-2.44	0.0145	1.19575
INT	1.07772	8.53	<.0001	1.08379
PPE	-0.08732	-2.02	0.043	1.19034
AGE	-0.23954	-15.07	<.0001	1.68987
MARKET_D	0.01007	0.57	0.5708	1.75554
NI_D	-0.06568	-2.45	0.0145	1.28026
∑ID		포함		
∑YD		포함		
F값		83.15***		
Adj-R^2		0.2842		
분석 표본수 (극단치 제외)		7,864		

1) 연구모형 (3): $TOBINQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DDBTD_{i,t} + \beta_2 DDBTD^2_{i,t} + \beta_3 FIRST_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 GRW_{i,t} + \beta_8 INT_{i,t} + \beta_9 PPE_{i,t} + \beta_{10} AGE_{i,t} + \beta_{11} MARKET_D + \beta_{12} NI_D + \beta_{13} \sum ID + \beta_{14} \sum YD + \varepsilon_{i,t}$

2) 변수설명: <표 2> 참조

〈Fig 2〉은 조세회피의 기업가치 관련성 형태가 양방향(비선형)인지를 검증한 〈Table 6〉의 결과를 도시화하여 나타내고 있다. 〈Fig 2〉에 나타난 바와 같이 DDBTD를 대용 변수로 한 조세회피의 기업가치 관련성 형태는 역 U자 형태로 나타나고 있다. 〈Fig 2〉은 앞서 〈Fig 1〉을 통해 예상한 결과와 같다고 할 수 있다. 즉 〈Fig 2〉은 우리나라 자본시장에서 기업들의 조세회피 활동이 최적 규모에 비하여 낮은 수준에 있을 경우(I 구역)에는 조세회피의 기업가치 관련성이 양(+)으로 나타나지만, 조세회피 활동이 최적 수준보다 조금 더 높은 Ⅱ 구역에 위치하면 조세회피와 기업가치 간에는 유의하지 못한 관계로 나타나며, 조세회피 활동이 극도로 높은 Ⅲ 구역에 위치하면 음(-)의 관계로 나타나고 있다는 것을 보여주고 있다.

Fig. 2. 조세회피의 비선형 가치관련성: 연구모형 (3)



〈Table 7〉은 연구모형 (4)를 실증 분석한 결과를 나타내고 있다. 연구모형 (4)는 BTD의 제곱값을 주요 독립변수로 하여 조세회피의 기업가치 관련성 형태가 비선형인지 여부를 검증하고 있다. 연구모형 전체의 통계적 유의성을 나타내는 F값은 82.52로서 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있으며, 연구모형에서 독립변수가 종속변수에 대해 얼마만큼의 설명력을 가지는지를 나타내는 Adj-R^2값은 0.2827로 나타나고 있다. 또한 분산팽창지수(VIF)는 최대값이 4.1284로서 다중공선성의 가능성은 매우 낮다고 할 수 있다.

주요 독립변수인 BTD의 계수값은 2.01884로서 1% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있으며, 비선형 여부를 나타내는 BTD^2의 계수값은 -2.06113으로서 1% 수준에서 유의하게 나타나고 있다. 통제변수 중에서 LEV, ROA, INT는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 나타내고 있으며, FIRST, GRW, AGE, NI_D는 1% 또는 5% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보여주고 있다.

〈Table 7〉의 회귀분석 결과에서 비선형 여부를 나타내는 BTD^2의 계수값이 유의한 음(-)이 계수값을 나타내고 있는 것은 BTD와 기업가치간의 관련성이 선형이 아닌 역 U자 형태의 비선형적 구조로 되어 있다는 것을 나타내주는 것으로써 〈Table 6〉의 결과와 같이 본 연구의 가설 2(조세회피의 정도에 따라 조세회피의 기업가치 관련성 형태는 변화할 것이다.)를 지지하는 것이라고 할 수 있다.

〈Table 7〉의 분석 결과는 〈Table 6〉의 결과와 유사하게도 일정 수준 이하의 조세회피 활동은 기업가치 증가에 도움이 되지만, 과도한 수준의 조세회피 활동은 오히려 기업가치에 악영향을 줄 수 있다는 것을 나타내고 있다. 또한 〈Table 7〉의 결과는 지금까지 조세회피의 기업가치 관련성을 분석한 선행연구들에서 일관적이지 못한 결과들이 나타난 이유를 일정 부분 설명해 줄 수 있을 것으로 판단된다.

Table 7. 조세회피의 비선형 가치관련성 검증: 연구모형 (4)

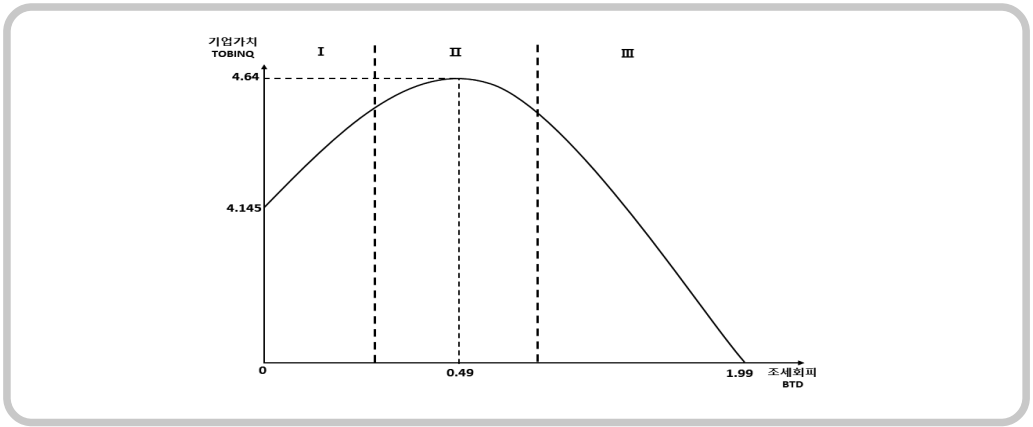
변수	계수	t 값	Pr > |t|	분산팽창지수 (VIF)
(상수)	4.1453	17.24	<.0001	0
BTD	2.01884	11.81	<.0001	4.1284
BTD^2	-2.06113	-7.89	<.0001	3.5177
FIRST	-0.20104	-4.31	<.0001	1.03085
SIZE	0.00889	1.62	0.1047	1.63873
LEV	0.17967	4.62	<.0001	1.23398
ROA	2.82977	26.11	<.0001	1.78613
GRW	-0.03014	-2.11	0.0346	1.22162
INT	1.24936	9.91	<.0001	1.08317
PPE	-0.02158	-0.5	0.6204	1.21443
AGE	-0.24728	-15.59	<.0001	1.68151
MARKET_D	0.00391	0.22	0.8256	1.75635
NI_D	-0.12463	-4.75	<.0001	1.22234
∑ID		포함		
∑YD		포함		
F값		82.52***		
Adj-R^2		0.2827		
분석 표본수 (극단치 제외)		7,863		

1) 연구모형 (4): $TOBINQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BTD_{i,t} + \beta_2 BTD^2_{i,t} + \beta_3 FIRST_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 GRW_{i,t} + \beta_8 INT_{i,t} + \beta_9 PPE_{i,t} + \beta_{10} AGE_{i,t} + \beta_{11} MARKET_D + \beta_{12} NI_D + \beta_{13} \sum ID + \beta_{14} \sum YD + \varepsilon_{i,t}$

2) 변수설명: <표 2> 참조

〈Fig 3〉는 조세회피의 기업가치 관련성 형태가 양방향(비선형)인지를 검증한 〈Table 7〉의 결과를 도시화하여 나타내고 있는 것으로서 비선형의 형태를 구체적으로 나타내고 있다. 〈Fig 3〉에 나타난 바와 같이 BTD를 대용변수로 한 조세회피의 기업가치 관련성 형태는 역 U자의 오목한 형태로 나타나고 있다. 〈Fig 2〉과 마찬가지로 〈Fig 3〉는 조세회피 활동이 최적 규모에 비하여 낮은 수준에 있을 경우(I 구역)에는 조세회피와 기업가치 간의 관계는 양(+)의 관련성이 나타나지만, 조세회피 활동이 최적 수준보다 조금 더 높은 Ⅱ 구역에 위치하면 조세회피와 기업가치 간에는 유의하지 못한 관계로 나타나고, 조세회피 활동이 극도로 높은 Ⅲ 구역에 위치하면 음(-)의 관계로 나타나고 있다는 것을 보여주고 있다.

Fig. 3. 조세회피의 비선형 가치관련성: 연구모형 (4)



V. 결 론

본 연구에서는 2000년부터 2021년까지 22년간 우리나라 유가증권 시장 및 코스닥 시장에 상장된 기업들을 대상으로 하여 조세회피의 기업가치 관련성 형태를 검증하였다.

본 연구의 실증분석 모형에서는 Tobin's Q를 기업가치의 대용치로 하고 조세회피를 주요 독립변수로 이용하였으며, 기업규모, 부채비율, 기업연령 등을 통제변수로 설정한 회귀모형을 설정하였다. 본 연구의 실증분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 조세회피의 대용변수(DDBTD, BTD)와 기업가치 간의 관련성은 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 나타냄으로써 본 연구의 가설 1(조세회피는 기업가치와 유의한 관련성이 있을 것이다.)은 지지가 되었고, 이를 통해 우리나라 자본시장에서 조세회피가 기업가치를 상승시키는 주요 요인인 것을 확인할 수 있었다.

둘째, 조세회피와 기업가치 간의 양방향(비선형) 관련성 형태를 검증하기 위한 대용변수들은 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 나타냄으로써 본 연구의 가설 2(조세회피의 정도에 따라 조세회피의 기업가치 관련성 형태는 변화할 것이다)를 지지하였다. 이러한 결과는 우리나라 자본시장에서는 조세회피와 기업가치 간에 역 U자 형태의 관련성이 존재한다는 실증적 증거를 제시하고 있다. 우리나라 자본시장에서 기업들의 조세회피 활동이 최적 규모에 비하여 낮은 수준에 있으면 조세회피의 기업가치 관련성이 양(+)으로 나타나지만, 조세회피 활동이 최적 수준보다 조금 더 높은 구역에 위치하면 조세회피와 기업가치 간에는 유의하지 못한 관계로 나타나며, 조세회피 활동이 극도로 높은 구역에 위치하면 음(-)의 관계로 나타나고 있다는 것을 보여주고 있다.

이것은 일정한 한도까지의 조세회피 행위는 기업 내부에 긍정적인 현금흐름을 제공함으로써 기업가치 증대를 가져오지만, 일정 한도 이상의 과도한 조세회피 행위는 대리인비용과 같은 비조세비용을 증가시키고 이에 따라 오히려 기업가치를 감소시킬 수 있다는 점 또한 보여준다. 즉 기업의 과도한 조세회피 행위는 조세회피로 증가하는 내부 현금흐름보다 관련 비용이 과도하게 되어 실질적으로는 손실을 초래하게 되거나 조세회피 행위로 인한 회계정보의 신뢰성 저하 및 투명성 감소로 인해 투자자들에게 부정적인 영향을 미침으로써 결과적으로는 기업가치에 좋지 않은 영향을 줄 수도 있다는 점을 의미한다.

이처럼 본 연구는 선행연구에서는 거의 시도한 적이 없는 조세회피의 가치 관련성이 비선형적 구조로 되어 있는지를 검증함으로써 조세회피가 기업가치에 미치는 영향의 형태에 대한 새로운 논리와 시각을 제공할 것으로 기대된다. 이는 앞으로의 조세회피의 기업가치 관련성 연구가 일방향(선형성)의 가정에서 진행되어야 할 것이 아니라 양방향성(비선형성)도 함께 가정해야 함을 시사한다고 할 수 있다.

그러나 본 연구에서는 조세회피의 비선형 관련성 형태가 한국만의 현상인지 아니면 전 세계적인 현상인지에 대해 규명은 하지 못하였다고 생각된다. 따라서 앞으로는 여러 나라의 자본시장을 대상으로 조세회피의 기업가치 관련성 형태를 규명하고 이를 국가별로 비교 및 분석할 수 있는 후속 연구가 필요할 것으로 생각된다.

References

강 원, 원병건 (2011), "대주주지분과 기업성과의 관계에 관한 연구-코스닥상장법인을 중심으로," *벤처창업연구*, 6(4), 21-37.

강정연, (2018), "조세회피와 기업가치 및 세무위험," *국제회계연구*, 78, 245-270.

강정연, 고종권 (2014), "기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향," *회계학연구*, 39(1), 147-183.

고윤성, 김지홍, 최원욱 (2007), "조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구," *세무학연구*, 24(4), 9-40.

기은선 (2012), 기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향. *세무학연구*, 29(2), 107-136.
김문현 (2017), "조세회피의 가치관련성에 대한 기업규모의 영향," *대한경영학회지*, 30(9), 1519-1534.
김수한 (2005), "중소기업의 소유구조가 경영성과 및 기업가치에 미치는 영향 – 소유지배구조 실태 분석과 정책과제 발굴을 중심으로," *중소기업연구원*, 15, 33-37.
김연용, 장원경, 기현희 (2006), "무형자산의 기업가치관련성에 관한 연구," *대한경영학회지*, 19(1), 199-216.
김진수, 고종권 (2016), "조세회피와 세무위험이 기업가치에 미치는 영향," *세무학연구*, 33(3), 267-298
나영, 육지훈, 한상호 (2020), "강소기업의 최대주주지분율과 가치관련성," *국제회계연구*, 92, 89-115.
문승진, 김병곤 (2023), "대주주 기관투자자는 기업투자에 영향을 미치는가?," *한국산학기술학회논문지*, 24(6), 186-195.
박석진, 김갑순 (2019), "발생액을 이용한 조세전략이 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향에 관한 연구," *세무와회계저널*, 20(1), 41-66.
박성원 (2018), "조세회피와 경영자의 사적이익 추구," *회계학연구*, 43(3), 183-223.
박승식 (2004), *기업의 지배구조가 회계이익과 과세소득의 차이에 미치는 영향에 대한 실증연구*, 중앙대학교 대학원 박사학위 논문.
박승식, 장지인, 정길채, 배성태 (2006), "기업지배구조와 이익조정의 관련성에 대한 실증연구,"*회계정보연구*, 24(1), 213-241.
박시훈 (2020), "공격적 조세회피와 명성비용,"*세무와회계저널*, 21(6), 155-188.
박주영 (2018), "기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향-한국기업지배구조원의 기업지배구조 평가 자료를 이용하여," *세무와 회계연구*, 14(7), 43-80.
손언승, 양동훈, 이상철, 김갑순 (2012), "기업지배구조가 조세절감활동과 기업가치의 관련성에 미치는 영향에 대한 연구," *세무와회계저널*, 13(3), 385-419.
신민식, 김수은, 김병수 (2011), "기업의 사회적 책임 지출이 기업가치에 미치는 영향," *금융공학연구*, 10(1), 99-125.
신지우 (2019), "기업지배구조와 기업가치의 관계에서 단기조세회피 및 장기조세회피의 매개효과," *회계와정책연구*, 24(4), 129-162.
안은희 (2012), *기업 부채비율의 변화와 주가수익률 및 미래투자에 관한 연구*, 숭실대학교 대학원 석사학위논문.
유승훈, 남현정, 박춘광 (2013), "기업통제를 위한 소유권 집중도와 경영성과," *경영학연구*, 42(2), 501-527.
이광숙, 기은선, 윤성수 (2017), "조세회피와 기업가치," *세무와회계저널*, 18(3), 121-143.
이준규, 김갑순 (2012), *기업의 조세연구와 세무회계연구*, ㈜영화조세통람.
이해성, 김갑순 (2015), "지속가능경영활동이 이익의 질과 조세회피 그리고 기업가치에 미치는 영향", *세무와회계저널*, 16(5), 209-242.
전주성 (2011), "조세회피와 기업가치: 지배구조의 역할을 중심으로," *재정학연구*, 4(4), 59-85.
정광화, 기은선 (2018), "조세회피와 기업가치의 관계는 경기에 따라 달라지는가," *회계와정책연구*, 23(4), 101-122.
주부식, 김민철 (2007), "무형자산과 유형자산의 기업가치 관련성에 대한 연구," *국제회계연구*, 18, 343-362.
진태홍, 최헌섭 (2013), "대규모기업집단의 기업지배구조, 조세회피 그리고 기업가치," *조세연구*, 13(2), 71-94
최규담, 김갑순, 유현수 (2015), "경영전략과 조세회피," *회계학연구*, 40(5), 271-326,
최운열, 이호선, 홍찬선 (2009), "기업의 사회공헌활동이 기업가치에 미치는 영향: 기부금 지출을 중심으로," *경영학연구*, 38(2), 407-432.
최윤이 (2015), "금융위기 전후 부채비율이 기업가치에 미치는 영향," *산업연구*, 39(1), 35-69.
최혁, 유상열 (2018),"기업수명주기가 조세회피의 기업가치 관련성에 미치는 영향," *회계정보연구*, 36(1), 115-137.
Burghstahler, D. and I. Dichev (1997), "Earnings, Adaptation and Equity Value," *The Accounting Review*(April), 72(2), 187-215.
Chung, K. and S, Pruitt (1994), "A Simple Approximation of Tobin's q," *Financial Management*, 23(3), 70-75
Desai, M, I. Dyck, and L. Zingales (2007), "Theft and Taxes", *Journal of Financial Economics*, 84(3), 591-623.

Desai, M. and D. Dharmapala (2009), "Corporate Tax Avoidance and Firm Value". *The Review of Economics and Statistics,* 91(3), 537-546.

Desai, M. and D. Dharmapala (2006), "Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentives," *Journal of Financial Economics*, 79, 145-179.

Dyreng, S. D., M. Hanlon and E. L. Maydew (2008), "Long-run Corporate Tax Avoidance,"*The Accounting Review,* 83(1), 61-82.

Hanlon, M. and J. Slemrod (2009), "What does Tax Aggressiveness Signal? Evidence from Stock Price Reaction to News about Tax Shelter Involvement," *Journal of Public Economics*, 93, 126-141,

Jensen, M. C. and C. W. Smith (1985), *Stockholder, Manager, and Creditor Interest : Application of agency theory*, In Altman, E., and Subramanyam, M.(ed.), Recent Advances in Corporate Finance, Homewood, Il. : Irwin.

Johnson, S. A. (1997), "The Effect of Bank Debt on Optimal Capital Structure," *Financial Management*, 27(1), 47-56.

Kennedy, P. (1992), *A Guide to Econometrics*, 3rd ed., Basil Blackwell, Oxford, UK.

Miller, A. and L. Oats (2014. *Principles of international taxation*, 4th ed., West Sussex: Bloomsbury Professional.

Morck, R., Shleifer, A., and R. Vishny (1988), "Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics.* 20(1-2), 293-315.

Myers, S. C. and N. S. Majluf (1984), "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics*, 13, 187－221.

MYERS. C. (1984), "The Capital Structure Puzzle," *The Journal of Finance*. 39(3), 574-592.

Ohlson, J. (1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research.* 11(2), 661-687.

Salawu, R. O. (2007), "An Empirical Analysis of the Capital Structure of Selected Quoted Companies in Nigeria," *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 1(1), 16-28.

Slemrod, J. (2004),"The Economics of Corporate Tax Selfishness", *National Tax Journal*, 57(4), 877-899.

Titman, S. and R. Wessels (1988), "The Determinants of Capital Structure Choice," *Journal of Finance*, 43(1), 1-20.

Wilson, R. J. (2009), "An Examination of Corporate Tax Shelter Participants," *The Accounting Review*, 84(3), 969-999.

Zhang G. (2000), "Accounting Information, Capital Investment Decisions, and Equilty Valuation : Theory and Empirical Implication," *Journal of Accounting Research.* 38(2), 271-295.