

# Effects of Alternative Minimum Tax on Firm's Cost of Equity Capital\*

## 최저한세 납부 대상 기업의 자기자본비용

Sung Min Jeon(First Author)

Researcher (Ph.D.), Institute for Business Research and Education (IBRE),  
Korea University  
([hsungminh@gmail.com](mailto:hsungminh@gmail.com))

Sang Hyuk Lee(Corresponding Author)

Assistant Professor, School of Social Science, Hansung University  
([tkdqur@hansung.ac.kr](mailto:tkdqur@hansung.ac.kr))

.....

This study analyzes effects of alternative minimum tax (AMT) on firm's cost of equity capital. Investigating a sample of public firms for 2011-2020, we find that firms paying AMT have a higher cost of equity capital. We also find that the cost of equity capital is higher when the firms paying AMT are non-small and medium-sized enterprises (SMEs). This study contributes to expanding the literature by empirically analyzing how tax regulation affects the capital market. Firms' behavior motivated by tax regulation could affect the cost of equity capital which is the basis of the firms' real economic decisions. Thus, the results suggest that tax policymakers make tax regulation more sophisticated.

Key Words: Alternative Minimum Tax, Cost of Equity Capital

.....

### 1. 서론

본 연구는 최저한세 납부 여부에 따라 기업의 자기자본비용에 차이가 있는지 검증하고자 한다. 최저한세란 법인이 각종 조세감면을 받더라도 최소한의 세금은 납부하게 만든 제도이다. 우리나라 현행 조세법은 여러 가지 정책목적상 각종 조세혜택을 제공하고 있으며, 이에 따라 세금을 전혀 납부하지 않는 기업도 발생할 수 있다. 하지만 이는 세부담의 형평

성에 어긋나는 것이므로 세금을 전혀 내지 않는 경우를 방지하기 위하여 최저한세 제도를 두고 있다. 기업은 조세법에서 규정하는 조세혜택을 적용하여 계산한 납부세액이 최저한세보다 작은 경우 그 차액에 해당하는 조세혜택의 적용을 배제하며 최저한세 제도로 인해 적용되지 않은 조세혜택은 이월이 가능하여 차후 납부세액에서 공제할 수 있다(Bae et al., 2012; Jeong et al., 2012). 최저한세는 대기업의 경우 과세표준에 따라 10~17%의 세율을 적용하고 있으며 중소기업에 대해서는 7%의 최저한세를

Submission Date: 07. 13. 2022

Revised Date: (1st: 10. 06. 2022)

Accepted Date: 10. 26. 2022

\* This research was financially supported by Hansung University.

Copyright 2011 THE KOREAN ACADEMIC SOCIETY OF BUSINESS ADMINISTRATION

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0, which permits unrestricted, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

을 일괄 적용하고 있다. 한편, 매출액 5,000억원이 넘는 기업 중 약 25%가 최저한세율을 적용받는 것으로 나타났으며 각종 조세감면을 통해 결정된 세액보다 더 많은 법인세를 납부한 것으로 보인다(Kim, 2020). 이에 전국경제인연합회는 기업의 R&D에 대한 세액공제 등의 혜택을 확대하더라도 최저한세 납부로 인해 세액공제 혜택을 온전히 다 받을 수 없는 상황이 발생해서 투자 의욕이 감소하는 등 세액공제 실효성을 떨어뜨린다고 주장하고 있다.<sup>1)</sup> 정부의 조세정책이 기업의 조세 관련 행태를 변화시키고 결국 기업의 실질적인 행동인 투자의사결정에 영향을 미칠 수 있는 것이다. 본 연구는 이러한 상황을 바탕으로 최저한세 적용이 기업의 자기자본비용에는 어떠한 영향을 미치는지 분석하고자 한다. 자기자본비용은 자본시장에서 자금을 조달할 때 기업에게 요구하는 요구수익률로 정의할 수 있으며, 기업은 투자에서 예상되는 수익률과 자본조달비용인 자기자본비용을 비교하여 투자 여부를 결정한다. 즉, 자기자본비용은 기업의 경제적 의사결정에 미치는 기준이자 기업가치를 결정하는 요인으로 볼 수 있는데, 최저한세 적용으로 인해 발생하는 세법상의 동기가 기업의 경제적 의사결정 요인인 자기자본비용에 어떠한 영향을 미치는지 확인해보고자 한다.

자기자본비용은 정보위험과 현금흐름 두 가지 경로를 통해 자기자본비용에 영향을 미칠 수 있다. 먼저, Easley & O'Hara(2003)의 이론에 기초하여 최저한세 적용으로 인해 정보위험에 따른 자기자본비용의 상승을 예상할 수 있다. 최저한세를 납부하는 기업은 이월 적용된 세액공제를 활용하여 미래의 세액을 낮출 수 있으므로 경영자가 일정 한도까지 추가

적인 세금 없이 회계이익을 상향 조정할 수 있으며, 이익유연화 경향 등 회계정보의 품질을 저하시킬 요인들을 다수 지니고 있다(Kwon & Sim, 2000; Ko, 2001; Bae et al., 2012; Shin & Oh, 2020). 또한 자본시장은 최저한세 적용기업의 회계품질에 대해 부정적으로 평가하여 회계이익의 가치 관련성이 감소하게 된다(Jeong et al., 2012). 외부 투자자는 경영자와의 정보비대칭으로 인해 정보위험을 부담하게 되는데, 기업에게 이러한 정보위험에 대하여 높은 수익률을 요구하게 된다. 따라서 최저한세 납부기업의 경우 투자자가 부담하는 정보위험 부담이 커져 투자자가 이에 대한 프리미엄을 요구함으로써 자기자본비용이 높아질 개연성이 존재한다. 한편, Lambert et al.(2007)의 이론에 기초하여 최저한세 적용이 현금흐름을 매개로 하여 자기자본비용에 영향을 미칠 수 있다. 최저한세 납부기업은 최저한세로 인해 세액공제를 충분히 활용하지 못하여 세금으로 인한 현재 및 미래의 현금흐름이 감소하므로 자기자본비용이 증가할 수 있다. 그러나 이월공제된 세금혜택을 보유함으로써 세금으로 인한 미래의 현금유출을 줄일 수 있게 되어, 미래 현금흐름의 증가를 기대할 수 있으므로 자기자본비용이 감소할 개연성 또한 존재한다.

2011년부터 2020년까지 한국거래소 유가증권시장 및 코스닥시장 상장기업을 대상으로 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 최저한세 납부기업의 자기자본비용이 더 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 최저한세 납부로 발생하는 이월세액공제가 회계품질을 저하시키고 정보위험을 높이며, 최저한세로 인해 법인세 부담이 증가하여 현금흐름 감소가 예측되어 자

1) Maeil Business News Korea, "Tax credit faded by corporate tax 'the minimum tax'", 2021.08.25.

Joseilbo, "The corporate tax rate should be 20% and the minimum tax should be abolished by The Federation of Korean Industries", 2022.05.15.

기자본비용이 증가한 것으로 해석할 수 있다. 둘째, 최저한세 납부가 자기자본비용에 미치는 영향은 중소기업과 비중소기업 간 차별적으로 나타났다. 비중소기업과 중소기업 간 최저한세 적용에 차이가 존재하며, 비중소기업의 경우 최저한세 적용을 받는 세액공제혜택 비중이 높아 이월되는 세액공제가 더 많다. 중소기업에서는 최저한세 적용에 해당되지 않아 즉시 사용 가능한 세액공제가 더 크고 이는 세금으로 인한 현금유출을 감소시킨다. 반면, 비중소기업의 경우 최저한세에 적용되어 세액공제를 사용하지 못하고 이월될 가능성이 높으므로 현금유출의 감소가 중소기업에 비교해 적기 때문에 나타난 결과로 판단된다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점을 갖는다. 먼저, 최저한세의 연구를 확장하였다는 점에서 의의가 있다. 기존 최저한세 관련한 선행연구는 회계이익 및 투자 의사결정에 관한 연구에 집중되어 있었으나, 본 연구는 최저한세 납부여부에 따른 자기자본비용과의 관련성을 분석함으로써 정부 및 기업의 조세정책의 영향에 관한 연구 분야를 확장하였다. 둘째, 최저한세 적용으로 인해 발생하는 세법상의 동기가 기업의 경제적 의사결정 요인에 어떠한 영향을 미치는지 확인하였다. 최저한세 적용에 따라 발생하는 기업의 의사결정으로 인해 기업의 자기자본비용이 증가하는 결과를 초래하였으며, 자기자본비용이 투자의사결정의 기준이 된다는 점에서 기업의 경제적 의사결정에 정부의 조세정책이 영향을 미칠 수 있다는 것을 보여준다. 한편, 최저한세 제도는 기업 간의 조세 형평성을 목적으로 한 제도이며, 동시에 각종 조세혜택으로 발생하는 세액공제 적용에 영향을 미칠 수 있다. 그러나 세액공제의 대표적인 목적인 기업 투자 활성화가 최저한세로 인해 저하되면서 정책 목적 간 충돌이 발생할 수 있다. 본 연구는 이러한 최저한세 적용이 자기자본비용의 상승을 초래하여 기업의 경

제적 의사결정에 영향을 미칠 수 있음을 보임으로써, 좀 더 세심한 조세 정책 관리가 필요하다는 정책적 시사점을 가진다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 선행 연구를 소개하고 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서 표본선정 및 변수측정 과정을 소개하고 연구모형을 설정한다. 제Ⅳ장에서는 기술통계 및 실증분석 결과를 제시하며, 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론을 기술한다.

## II. 선행연구 및 연구가설

### 2.1 선행연구

#### 2.1.1 최저한세에 대한 연구

최저한세와 관련된 선행연구들은 최저한세 적용에 따른 회계이익 품질에 관한 연구와 최저한세 활용을 위한 투자의사결정을 분석한 연구로 나누어진다. 먼저, 미국의 선행연구를 살펴보면 기업들은 최저한세 제도 도입에 따라 최저한세 적용 대상이 되어 법인세 부담을 감소시키기 위해 회계이익을 조정한다는 결과를 제시한다. 분석결과, 기업들은 법적으로 최저한세 제도가 적용된 1987년의 소득을 법 시행 전인 1986년으로 이전하려는 현상을 확인할 수 있었다 (Gramlich, 1991; Dhaliwal & Wang, 1992; Baber et al., 1992; Manzon, 1992; Wang, 1994). 국내 선행연구 중 Jang(1998)은 1991년부터 시행되고 있는 최저한세 제도는 세부담의 공정성 제고라는 세제도입의 목적과는 달리 최저한세 적용기업의 경영자로 하여금 최저한세의 도입 이전에

비하여 더 큰 폭으로 이익을 유연화한다는 결과를 제시하였다. 또한, 최저한세 납부기업은 비납부기업에 비해 제도 도입연도 전후의 법인세 변동성의 차이는 작으나 이익의 변동성은 더 큰 것으로 나타났다. 이외에도 최저한세 납부 가능성에 따른 이익조정 차이를 분석한 연구가 진행되었으며, 최저한세 제도 도입 이후에 최저한세 납부가능성이 높은 기업일수록 하향 이익조정을 사용하여 최저한세를 납부하고자 하는 유인이 존재함을 확인하였다(Kwon & Sim, 2000; Ko, 2001). Bae et al.(2012)은 최저한세 납부기업은 이월세액공제를 가지고 있고, 이를 활용하여 차후 법인세비용을 낮출 수 있기 때문에 이월세액공제를 조세혜택으로 보았다. 따라서 최저한세 납부기업은 미래에 회계이익을 재량적으로 높임에 따라 증가하는 법인세비용을 이월세액공제로 낮출 수 있어 관계사 간 소득이전을 활용하여 회계이익을 상향 조정할 유인이 더 강하다는 증거를 제시하였다. 위와 같은 선행연구를 통하여 경영자들이 최저한세 제도를 적용받는 경우 법인세비용을 최소화하기 위해 소득이전, 이익조정 및 이익유연화 등을 활용하는 회계선택을 하는 것으로 확인할 수 있다.

다음으로, 최저한세 적용이 기업의 투자사결정에 미치는 영향을 연구한 선행연구는 다음과 같다. Oh et al.(2011)은 중소기업을 대상으로 최저한세 납부기업과 비납부기업 간에 연구 및 인력개발비 세액공제 활용에 차이가 있는지 분석하였다. 최저한세 납부기업은 연구 및 인력개발비 지출이 더 높으며, 최저한세율이 인하되는 시기에는 오히려 연구 및 인력개발비가 낮게 나타나는 현상을 발견하여 최저한세가 중소기업의 투자사결정에 차별적인 영향을 미치고 있음을 확인하였다. Shim(2018) 또한 최저한세 제도가 기업의 투자사결정에 미치는 영향을 기업규모로 구분하여 분석하였으며 최저한세 적용 여

부가 기업의 투자사결정에 차별적 영향을 미친다고 주장하였다. 이 외에 최저한세 제도와 투자효율성 간 관련성을 분석한 연구는 다음과 같다. Kim & Oh(2015)는 최저한세 제도는 기업의 투자를 감소시키며, 최저한세를 인하시 과소투자기업의 투자효율성은 개선됨을 제시하였다. Shim & Lee(2020)는 최저한세 납부 여부에 따라 투자효율성이 달라짐을 확인하였다.

상기의 선행연구를 종합하면, 최저한세 납부기업은 비납부기업에 비해 이익 변동성이 크며, 회계이익 조정 가능성이 높아지는 등 회계이익의 품질을 저해시키는 요소들을 보이고 있다. 또한 최저한세 적용 여부는 연구 및 인력개발비 등 기업의 투자사결정 뿐만 아니라 기업의 투자효율성에도 영향을 미친다고 볼 수 있다.

### 2.1.2 조세와 시장반응에 대한 연구

자기자본비용은 기업이 자본시장에서 자본을 조달할 때 투자자들이 요구하는 요구수익률(required returns)로 정의되며 자기자본비용을 결정하는 요인으로써 회계정보가 어떠한 경로로, 어떠한 영향을 미치는지 다양한 이론연구 및 실증분석이 진행되고 있다. 먼저, 이론적 모형을 살펴보면, Easley & O'Hara(2003)는 자기자본비용은 사적정보의 양과 공적·사적 두 정보 전체의 정확성에 기인한 정보위험에 영향을 받는데, 사적정보가 많을수록 또는 정보의 정확성이 떨어질수록 자기자본비용은 높아진다고 주장하였다. Lambert et al.(2007)은 미래에 예상되는 현금흐름의 크기가 클수록 또는 현금흐름 변동성이 낮아질수록 자기자본비용이 낮아진다고 하였으며, 회계정보의 품질은 현금흐름의 변동성을 낮춤으로써 자기자본비용에 영향을 미친다고 밝혔다.

이러한 이론적 모형을 토대로 한 실증분석연구 결과, 기업이 외부 투자자에게 높은 품질의 회계정보를 제공한다면 이와 같은 정보위험은 낮아지고, 기업의 자기자본비용은 감소하게 된다고 보고하였다(Francis et al. 2004).

한편, 법인세 및 조세 의사결정과 자기자본비용 간의 관계를 분석한 선행연구를 살펴보면 주로 기업의 공격적 세무보고 및 조세회피에 대한 자본시장의 반응에 초점을 맞추었다. 공격적 세무보고 및 조세회피는 기업의 법인세 납부액을 감소시켜 세후 현금흐름을 증가시키지만 세무조사 가능성, 재무보고이익의 감소, 회계정보 품질의 저하, 기업 평판 훼손 등의 다양한 비용의 발생을 수반한다. 기존 선행연구는 먼저 기업의 조세회피와 주식수익률 간의 관계를 분석하였다. Hanlon & Slemrod(2009)는 공격적인 조세회피로 얻는 효익보다 위험이 더 크기 때문에 조세회피 사실이 알려진 시점에 음(-)의 초과수익률을 보인다는 결과를 제시하였다. 한편, 기업지배구조가 우수한 기업의 경우 조세회피가 주식시장에서 긍정적 평가를 받는데 이는 투자자들이 기업지배구조가 취약한 기업인 경우 적극적인 조세회피 전략에서 발생하는 현금흐름이 투자자들에게 귀속되지 않으리라 판단하는 것으로 볼 수 있다(Wilson, 2009; Koester, 2011).

조세회피와 자기자본비용 간의 관계를 직접적으로 분석한 연구를 살펴보면, Goh et al.(2016)은 Lambert et al.(2007)의 이론을 기반으로 조세회피는 기업의 법인세를 감소시켜 미래 현금흐름을 증가시킬 수 있으나, 조세회피로 인한 세무조사 및 징벌세금 등의 가능성으로 인해 현금흐름의 변동성을 증가시켜 자기자본비용이 증가할 수 있다고 예상하였다. 분석결과, 조세회피가 증가함에 따라 자기자본비용이 감소하였으며 이는 현금흐름 증가의 효과가

현금흐름 변동성의 증가로 인한 단점보다 큰 것으로 해석될 수 있다. Cook et al.(2017)은 Goh et al.(2016)을 확장하여 기업의 조세회피 수준에 따른 자기자본비용이 차별적으로 나타남을 제시하였다. 구체적으로, 기업의 조세회피 수준이 투자자의 기대수준보다 낮은 경우 법인세 경감 기회의 상실로 기대현금흐름이 감소하므로 자기자본비용이 높아지며, 반대로 조세회피 수준이 기대 수준보다 높은 경우에도 세무조사 가능성, 평판 훼손 등으로 인해 현금흐름의 변동성이 높아져 자기자본비용의 상승을 예상하였다. 실증분석 결과, 기업의 조세회피와 자기자본비용 간 비선형 볼록 함수의 형태의 관계를 보여 예상과 같이 기업의 조세회피 수준이 너무 높거나 낮은 경우 모두 투자자의 요구수익률인 자기자본비용을 높인다고 주장하였다. 한편, Dhaliwal et al.(2008)은 공격적 세무보고 변수로 회계이익-과세소득 차이(Book-Tax Difference, BTD)를 대용치로 활용하여 분석하였으며, BTD의 변동성이 클수록 자기자본비용이 유의하게 증가한다는 사실을 발견하였다.

국내의 선행연구 중 Kim & Park(2012)은 조세회피 기업의 자기자본비용이 높다고 보고하였다. 이는 조세회피 기업의 회계정보 품질이 낮아 투자자들이 부담하는 정보위험이 증가하기 때문이라 주장하였다. Kweon et al.(2010)은 BTD가 클수록 회계이익의 질이 낮아지며 이는 기업의 자기자본비용을 증가시킨다고 제시하였다. 한편, Lee & Kim(2012)은 BTD 변동성이 클수록 자기자본비용 및 타인자본비용이 크다는 사실을 제시하였다. 이는 BTD 변동성이 클수록 회계이익의 위험이 커져 자기자본비용이 증가한 것으로 주장하였다.

상기의 선행연구를 종합하면, 공격적 세무보고 및 조세회피는 미래 수익에 대한 불확실성을 증가시킨

다. 또한 기업의 불투명성, 복잡성을 높이고 전반적인 회계이익의 품질을 저하시켜 투자자가 부담하는 정보위험을 높이기 때문에 자기자본비용을 증가시킨다고 볼 수 있다.

## 2.2 연구가설의 설정

최저한세를 납부한 기업은 법인세비용이 낮을 뿐 아니라, 최저한세 적용으로 당기에 배제된 조세혜택이 차기로 이월된다. 특히, 이월공제되는 조세혜택은 향후 법인세 부담을 줄여주는 역할을 한다. 따라서 최저한세를 납부한 기업의 경우 차기에 회계이익을 상향 조정하더라도 이월된 세액공제를 활용하여 법인세비용이 증가하는 것을 방지할 수 있다(Bae et al., 2012; Jeong et al., 2012). 본 연구에서는 이러한 특징을 가진 최저한세 납부기업의 자기자본비용이 최저한세를 납부하지 않는 기업과 차별적으로 나타나는지 실증적으로 분석하고자 한다. 구체적으로, 자기자본비용의 결정요인인 정보위험과 현금흐름 두 가지 측면에서 최저한세 납부가 자기자본비용에 어떠한 영향을 미치는지 분석하고자 한다.

먼저, Easley & O'Hara(2003) 이론 모형 및 관련 실증분석연구에 기초하여 정보위험에 따른 자기자본비용의 상승을 예상해 볼 수 있다. 구체적으로, 최저한세 납부에 따라 회계정보의 품질이 저하되고 정보위험이 높아져 자기자본비용이 상승할 가능성이 존재한다. 최저한세를 납부하는 기업은 이월 적용된 세액공제를 활용하여 미래 법인세를 낮출 수 있으므로 경영자가 추가적인 법인세 부담 없이 회계이익을 상향 조정할 수 있다. 따라서 최저한세 납부기업은 당기의 회계이익을 재량적으로 높이고자 하는 경향이 있다(Kwon & Sim, 2000; Ko, 2001; Bae et al., 2012; Shin & Oh, 2020). 또한 Sun et

al.(2015)에 따르면 세액공제와 같은 조세혜택이 존재하면 경영자는 미래 이익을 위해 당기 이익을 하향조정하는 이익유연화 유인을 갖는다. 하지만 조세혜택 또는 조세부담으로 인하여 야기되는 경영자의 회계선택은 발생액과 영업현금흐름 간 관계를 왜곡시킴으로써 발생액의 질을 낮추는 결과를 초래하는 것으로 나타났다. Oh et al.(2010)은 조세혜택 수준이 높은 기업은 특수관계자 거래를 이용하여 소득을 이전시키는 경향이 증가한다고 하였으며 특수관계자거래가 일반적으로 회계품질을 저하시키는 경향을 고려하면(Kohlbeck & Mayhew, 2017; Kim & Woo, 2008; Kim et al., 2016), 최저한세 납부가 회계정보의 품질을 저하시킨다고 예측할 수 있다. 위의 선행연구를 정리하면 최저한세 납부는 회계정보의 품질을 저하시킬 요인들을 다수 지니고 있다고 볼 수 있다. 또한 최저한세 납부기업의 저품질의 회계정보는 자본시장에서 부정적으로 평가되어 회계이익의 가치관련성이 감소함을 확인할 수 있다(Kwon & Sim, 2000; Ko, 2001; Jeong et al., 2012). 한편, 외부 투자자는 기업 경영자와의 정보 비대칭으로 인해 정보위험을 부담하게 되며 기업에게 이러한 정보위험에 대하여 높은 수익률을 요구하게 된다. 만약 기업이 외부 투자자에게 높은 품질의 회계정보를 제공한다면 이와 같은 정보위험은 낮아지고, 기업의 자기자본비용은 감소하게 된다(Easley & O'Hara, 2003; Francis et al., 2004; Cho & Jo, 2007). 따라서, 앞서 제시한 선행연구의 결과와 논리를 토대로 전기 최저한세 납부기업은 당기의 회계이익의 품질이 저하되었을 가능성이 존재하며 이로 인해 정보위험 부담이 커져 자기자본비용이 높아질 개연성이 존재한다.

다음으로, Lambert et al.(2007) 및 Goh et al.(2016)에 기반하여 최저한세 적용이 현금흐름을 통

해 자기자본비용에 미치는 영향을 살펴볼 때, 최저한세 납부와 자기자본비용 간 양방향 예측이 가능하다. 먼저, 최저한세 납부기업은 세금으로 인한 현재 및 미래의 현금유출이 감소하므로 자기자본비용이 증가할 수 있다. 앞서 언급한 바와 같이 최저한세를 납부한 기업은 당기 적용되는 세율이 낮을 뿐만 아니라, 당기 적용이 배제된 세액공제를 이월하여 차기 법인세비용을 감소시킬 수 있다. 즉, 최저한세 납부기업의 경우 이월공제된 세금혜택을 보유함으로써 세금으로 인한 현재 및 미래의 현금유출을 줄일 수 있다. 조세회피가 기업의 세금으로 인한 현금유출을 감소시킴으로써 미래 현금흐름을 증가시켜 자기자본비용의 감소를 낮출 수 있는 점을 고려하면(Goh et al., 2016), 최저한세 납부기업 또한 미래 현금흐름의 증가를 기대할 수 있으므로 자기자본비용이 감소할 수 있다. 반대로, 최저한세로 인해 세액공제를 충분히 활용하지 못하여 실제 계산된 세액보다 높은 세율이 적용이 되어 세금부담이 과중되어 기업의 부담이 증가할 수 있다. 이로 인해 미래 현금흐름의 감소가 예측되어 자기자본비용이 증가할 수 있다. 이와 같이 자기자본비용에 대한 최저한세 납부의 영향이 상이할 가능성이 존재하기 때문에 상기 논의를 바탕으로 다음과 같은 귀무가설을 설정한다.

연구가설 1: 최저한세 적용 여부는 기업의 자기자본비용에 영향을 미치지 않는다.

한편, 최저한세 납부여부의 영향은 중소기업과 비중소기업 간에 다르게 나타난다. Oh et al.(2011)에 따르면 중소기업의 경우 연구·인력개발비 세액공제는 최저한세 적용을 받지 않는다. 즉, 중소기업은 최저한세 적용 대상이 되더라도 연구·인력개발비 세액공제가 차기로 이월되지 않고 당기에 적용하여 추

가적인 조세혜택을 누릴 수 있으며 이에 따라 최저한세 납부 중소기업의 경우 연구·인력개발비 지출이 증가하는 것을 확인하였다. Shim & Lee(2020)는 중소기업과 비중소기업의 세액공제 세부내역을 분석하였는데, 비중소기업의 경우 총세액공제에서 최저한세가 적용되는 세액공제가 연평균 80%를 차지하는데 비해 중소기업의 경우 평균 30% 정도가 최저한세에 적용되는 것으로 나타났다. 즉, 최저한세 적용으로 인해 이월되는 세제혜택의 비중이 비중소기업에서 더 큰 것으로 보이며 이러한 특성으로 인해 중소기업 여부에 따라 기업의 세제 및 회계이익에 대한 유인이 달라질 것이다. 최저한세 적용에 따라 차기에 적용 가능한 세액공제가 발생하게 되고, 이러한 세액공제가 기업의 재무보고 행태에 영향을 미쳐 회계이익의 품질을 저하시킬 가능성이 존재한다면, 최저한세 적용에 따른 이월세액공제가 비중소기업에서 더 많이 존재하기 때문에 최저한세 납부여부가 자기자본비용에 미치는 영향이 비중소기업에서 더 커질 것으로 예상해볼 수 있다. 또한 중소기업에서는 최저한세 적용에 해당되지 않아 즉시 사용 가능한 세액공제가 더 크고 이는 세금으로 인한 현금유출을 감소시킨다. 반면, 비중소기업의 경우 최저한세에 적용되어 세액공제를 사용하지 못하고 이월될 가능성이 높으므로 현금유출의 감소가 중소기업에 비교하여 적을 것으로 예측된다. 즉, 앞선 논의를 정리하면 최저한세 납부여부가 자기자본비용에 미치는 영향이 비중소기업과 중소기업에 따라 다르게 나타날 것으로 예상해 볼 수 있다.

연구가설 2: 최저한세 적용 여부가 기업의 자기자본비용에 미치는 영향은 중소기업과 비중소기업에 따라 다르게 나타날 것이다.

### III. 표본선정 및 연구모형

#### 3.1 표본선정

본 연구에서 사용한 표본은 2011년부터 2020년까지 한국거래소 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 한다. 재무제표의 비교가능성 및 동질성을 위해 금융업에 속하는 기업과 결산월이 12월이 아닌 기업을 표본에서 제외하였다. 본 연구의 종속변수인 자기자본비용을 산출하기 위해 Dataguide에서 재무분석가 예측치가 조회되는 기업과 통제변수인 재무적 발생액을 산출하기 위해 산업-연도별 표본이 10개 이상인 기업을 표본으로 선정한다. 최종 표본은 2,193개 기업-연도이다. 구체적인 표본 선정 과정은 <Table 1>에서 제시한다.

#### 3.2 자기자본비용의 측정

본 연구의 종속변수인 자기자본비용은 Ohlson & Juettner(2005), Easton(2004), Claus & Thomas(2001) 및 Gebhardt et al.(2001)의 4

가지 모형을 이용하여 산출한 각각의 자기자본비용을 평균하여 측정(COC)한다. 구체적으로, 선행연구와 같이 Dataguide에서 조회되는 재무분석가의 이익예측치를 해당 기업의 미래이익에 대한 대응치로 보고, 기업가치평가모형을 통해 추정된 주가와 실제 주가의 차이를 최소화하는 할인율을 사전적인 자기자본비용으로 측정한다. 자기자본비용 측정치의 범위는 0%에서 100% 이내이며, 각각의 방법에 따른 측정상의 오류를 최소화하기 위하여 4가지 방법에 따른 측정치의 산술평균을 개별기업의 자기자본비용으로 설정한다. 한편, 기업의 사업보고서 제출 기간이 3월말까지 이므로 이를 감안하여 기업의 주가는 차기 회계연도 3월말의 주가를 사용하였다. 또한 Dataguide에서 재무분석가 이익예측치는 최대 2년까지 조회가 가능하다. 이에 따라 3년 이후 기간의 이익예측치는 조회 가능한 이익예측치로 계산한 이익예측치 증가율을 곱하여 산출하며, 미래 배당성향은 당기 배당성향과 같다고 가정한다.

먼저, Ohlson & Juettner(2005)의 잔여이익성장모형을 활용한다. 잔여이익은 재무분석가 이익예측치를 사용하여 측정하고, 잔여이익 성장률과 장기성장률을 이용하여 기업가치를 측정한다. Ohlson &

<Table 1> 표본 선정 과정

내용	표본 수
2011년부터 2020년까지 한국거래소 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 기업 (차감)	24,902
금융업에 속하는 기업	(967)
결산월이 12월이 아닌 기업	(534)
산업-연도별 표본이 10개 미만	(1,024)
재무분석가 예측치를 조회할 수 없는 기업	(18,585)
종속변수인 자본비용을 측정할 수 없는 기업	(410)
그 외 통제변수를 측정할 수 없는 기업	(1,189)
최종 표본	2,193

Juettner(2005)의 방법에 따른 자기자본비용은 식(1)을 통해 산출하며, 본 연구에서는 *OJ*로 표시한다.

$$P_t = \frac{EPS_{t+1}}{r_e} + \frac{(EPS_{t+2} - EPS_{t+1} - r_e(EPS_{t+1} - DPS_{t+1}))}{r_e(r_e - g_p)} \quad (1)$$

- P* : 기업의 주가
- EPS* : 재무분석가의 주당순이익 예측치
- DPS* : 재무분석가의 주당배당액 예측치
- r<sub>e</sub>* : 자기자본비용
- g<sub>p</sub>* : 장기성장률(=3년 국고채 이자율-직전 10년간 근원인플레이션율 평균)

Easton(2004)는 Ohlson & Juettner(2005)의 모형에서 재무분석가의 주당배당액 예측치와 장기성장률을 영(0)으로 가정한다. Easton(2004)의 방법에 따른 자기자본비용은 식(2)를 통해 산출하며, 본 연구에서는 *PEG*로 표시한다.

$$P_t = \frac{EPS_{t+1}}{r_e} + \frac{(EPS_{t+2} - EPS_{t+1} - r_e * EPS_{t+1})}{r_e^2} \quad (2)$$

변수의 정의는 식(1)과 동일함.

Ohlson(1995)은 잔여이익의 개념을 정의하고, 잔여이익할인모형을 통해 기업가치를 측정하였다. 이후 Claus & Thomas(2001)에서는 Ohlson(1995)의 잔여이익할인모형에 기반하여 재무분석가 이익예측치를 이용하여 자기자본비용 측정 시점을 기준으로 향후 5년 동안의 잔여이익을 예측하고, 5년 후 기간의 잔여이익은 무위험이자율에서 3%를 차감한 값만

큼 성장한다고 가정한 후 자기자본비용을 측정하였다. Claus & Thomas(2001)의 방법에 따른 자기자본비용은 식(3)을 통해 산출하며, 장기성장률을 Ohlson & Juettner(2005)에서 사용한 장기성장률을 동일하게 적용한다. 한편 본 논문은 Claus & Thomas(2001)의 자기자본비용을 *IRR*로 표시한다.

$$P_t = B_t + \frac{EPS_{t+1} - r_e * B_t}{(1+r_e)} + \frac{EPS_{t+2} - r_e * B_{t+1}}{(1+r_e)^2} + \frac{EPS_{t+3} - r_e * B_{t+2}}{(1+r_e)^3} + \frac{EPS_{t+4} - r_e * B_{t+3}}{(1+r_e)^4} + \frac{(EPS_{t+5} - r_e * B_{t+4})(1+g_p)}{(r_e - g_p)(1+r_e)^5} \quad (3)$$

- B* : 기업의 주당장부가액
- FROE* : 미래 총자본이익률
- 이외 변수의 정의는 식(1)과 동일함.

마지막으로, Gebhardt et al.(2001)은 기업의 총자본이익률이 해당 기업이 속한 산업 수준의 총자본이익률로 수렴한다는 가정하에 잔여이익을 추정하였으며 이를 바탕으로 자기자본비용을 측정하였다. 구체적으로, 재무분석가 이익예측치를 이용하여 자기자본비용 측정 시점을 기준으로 향후 3년 동안의 총자본이익률을 산정하고, 3년에서 12년까지는 산업 총자본이익률의 중간값으로 수렴한다고 가정하였다. Gebhardt et al.(2001)의 방법에 따른 자기자본비용은 식(4)를 통해 산출하며, 본 연구에서는 *MIRR*로 표시한다.

$$P_t = B_t + \frac{FROE_{t+1} - r_e}{(1+r_e)} B_t + \frac{FROE_{t+2} - r_e}{(1+r_e)^2} B_{t+1} + \sum_{i=3}^{11} \frac{FROE_{t+i} - r_e}{(1+r_e)^i} B_{t+i-1}$$

$$+ \frac{FROE_{t+12} - r_e}{r_e(1+r_e)^{11}} B_{t+11} \quad (4)$$

$B$  : 기업의 주당장부가액  
 $FROE$  : 미래 총자본이익률  
 이외 변수의 정의는 식(1)과 동일함.

### 3.3 연구모형

본 연구의 가설을 검증하기 위하여 다음 식(5)의 연구모형을 사용하였다.

$$\begin{aligned} COC_{i,t} = & a_0 + \beta_1 MINTAXD_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} \\ & + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BTM_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} \\ & + \beta_6 VOL_{i,t} + \beta_7 RET_{i,t} + \beta_8 MDA_{i,t} \\ & + \beta_9 FOLLOW_{i,t} + \beta_{10} FOLLOWSD_{i,t} \\ & + \beta_{11} BIG4_{i,t} + \beta_{12} MARKET4_{i,t} \\ & + IND + YEAR + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

$COC$  : Ohlson & Juettner(2005), Easton (2004), Claus & Thomas(2001) 및 Gebhardt et al.(2001)의 방법으로 산출한 자기자본비용의 평균값;  
 $MINTAXD$  : 최저한세 납부 대상인 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수;  
 $SIZE$  : 총자산의 자연로그 값;  
 $LEV$  : 부채비율(=총부채/총자산);  
 $BTM$  : 총자본의 장부가치를 총자본의 시장가치로 나눈 값;  
 $BETA$  : 시장베타;  
 $VOL$  : 1년간 주가변동성;  
 $RET$  : 1년간 보유수익률;  
 $MDA$  : Dechow et al.(1995)의 방법으로

측정한 재량적 발생액;  
 $FOLLOW$  : 재무분석가 추종 수;  
 $FOLLOWSD$  : 재무분석가 예측치 표준편차;  
 $BIG4$  : 대형회계법인에게 감사받은 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수;  
 $MARKET$  : 유가증권시장 상장기업인 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수;  
 $IND$  : 산업더미변수;  
 $YEAR$  : 연도더미변수;  
 $\varepsilon$  : 잔차항.

종속변수인 자기자본비용은 앞선 절에서 서술한 바와 같이 Ohlson & Juettner(2005), Easton (2004), Claus & Thomas(2001) 및 Gebhardt et al.(2001)의 4가지 모형으로 산출한 자기자본비용의 평균으로 측정( $COC$ )한다. 각각의 모형은 자기자본의 장부가액 사용 여부, 잔여이익의 예측기간이나 장기성장률에 대한 가정이 각각 다르며, 각각 다른 가정하에 계산되는 자기자본비용 모형에 대해 어느 하나가 다른 모형들보다 더 우월하다고 말할 수 없기 때문에 각각의 방법에서 발생할 수 있는 측정오류를 최소화하기 위해 평균값을 사용한다(Hail & Leuz, 2006; Dhaliwal et al., 2016; Jung & Yoo, 2012). 독립변수는 최저한세 납부 대상인 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수( $MINTAXD$ )로써 해당 기업에 대한 최저한세율보다 유효세율이 낮은 경우 1의 값을 가지도록 설정한다(Oh et al., 2011; Bae et al., 2012; Jeong et al., 2012; Shim, 2018). 구체적으로, 법인세부담액을 세전이익으로 나누어 유효세율을 측정하고, 최저한세율과 비교하여 측정한다.<sup>2)</sup> 법인세부담액은 현금흐름표상

2) 본 연구의 분석대상 기간에 대한 최저한세율은 중소기업의 경우 7%, 중소기업 이외의 경우 과세표준을 기준으로 100억 이하는 10%, 100억 초과 1,000억 이하는 2011년부터 2012년까지 11%, 2013년 이후 12%, 1,000억 초과는 2011년부터 2012년까지 14%, 2013년 16%, 2014년 이후 17%이다.

법인세 납부액을 이용하여 세액공제 등의 효과를 반영하여 측정의 정확성을 높이고자 한다(Dyrenge et al., 2008).

한편, 선행연구에서 자기자본비용에 영향을 미치는 요인으로 제시한 변수들을 통제변수로 포함하였다(Fama & French, 1992; Gode & Mohanram, 2003; Francis et al., 2004; Gebhardt et al., 2001). 구체적으로, 총자산에 자연로그를 취한 기업의 규모(*SIZE*), 총부채를 총자산으로 나눈 부채비율로 측정된 기업의 재무건전성(*LEV*), 총자산의 시장가치 대비 장부가치의 비율로 측정된 기업의 성장성(*BTM*), Dechow et al.(1995)의 방법으로 측정된 재무적 발생액(*MDA*)과 대형회계법인에게 감사받은 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수(*BIG4*)를 이용하여 기업의 재무보고품질을 통제변수로 포함한다. 시장의 영향력을 통제하기 위해 1년간 시장수익률과 개별 기업의 주가수익률을 회귀분석하여 추정된 베타(*BETA*)와 1년간 개별 기업 주식의 일별수익률 표준편차(*VOL*), 1년간 개별 기업 주식의 보유수익률(*RET*) 및 한국거래소 유가증권시장 상장여부(*MARKET*)를 통제변수로 설정한다. 이익예측치와 관련하여 재무분석가 추종 수(*FOLLOW*)와 재무분석가의 이익예측치 표준편차(*FOLLOWSD*)를 통제변수로 설정한다. 마지막으로, 산업·연도별 차이를 통제하기 위하여, 표준산업분류 중분류를 이용한 산업별 더미변수와 연도별 더미변수를 연구모형에 포함한다. 극단치가 분석결과에 미치는 영향을 제거하기 위하여 모든 연속변수는 1% 및 99% 수준으로 조정한다(winsorizing).

## IV. 연구결과

### 4.1 기술통계량

〈Table 2〉, Panel A에서는 본 연구의 주요변수에 대한 기술통계량을 제시한다. 자기자본비용의 평균은 약 12%이며, Ohlson & Juettner(2005), Easton(2004) 및 Claus & Thomas(2001)의 방법으로 측정된 자기자본비용은 약 13% 수준으로 유사하게 나타나며, Gebhardt et al.(2001)의 방법으로 측정된 자기자본비용은 약 7%로 나타난다. 최저한세를 납부할 것으로 예상되는 기업의 비율은 약 39%로 나타난다. 한편, 본 연구의 표본 중 중소기업에 해당되는 기업-연도는 약 12% 수준으로 나타난다. 〈Table 2〉, Panel B에서는 본 연구에 포함된 표본의 연도별 분포를 제시한다. 한국채택국제회계기준이 도입된 2011년도 표본이 가장 적은 99개이며, 2014년 이후는 유사한 수준의 분포를 보여준다.

### 4.2 상관관계분석

〈Table 3〉은 본 연구의 주요변수 간 상관관계를 분석한 결과를 제시한다. 대각선을 기준으로 오른쪽 위에 해당되는 값은 스피어만(Spearman) 상관관계계수이며, 대각선을 기준으로 왼쪽 아래에 해당되는 값은 피어슨(Pearson) 상관관계계수이다. 두 가지 상관관계계수 모두 자기자본비용의 평균과 네가지 방법으로 측정된 자기자본비용과 유의한 양(+)의 관계를 가지고 있어, 종속변수인 자기자본비용의 측정이 적절한 것으로 판단된다. 또한 최저한세 적용 여부와 자기자본비용의 평균, 최저한세 적용 여부와 각각의 방법으로 측정된 자기자본비용은 모두 유의

〈Table 2〉 기술통계량

Panel A: 주요 변수들의 기술통계량

변수명	표본 수	평균	중위수	표준편차	Q1	Q3
COC	2,193	0.116	0.107	0.049	0.083	0.139
OJ	2,193	0.137	0.126	0.056	0.098	0.163
PEG	2,193	0.127	0.117	0.053	0.091	0.152
IRR	2,193	0.131	0.117	0.070	0.086	0.158
MIRR	2,193	0.070	0.067	0.034	0.046	0.091
MINTAXD	2,193	0.391	0.000	0.488	0.000	1.000
SIZE	2,193	27.960	27.718	1.779	26.557	29.184
LEV	2,193	0.448	0.467	0.189	0.286	0.599
BTM	2,193	0.922	0.717	0.703	0.425	1.239
BETA	2,193	0.894	0.885	0.510	0.555	1.231
VOL	2,193	0.386	0.365	0.125	0.292	0.463
RET	2,193	1.160	1.032	0.506	0.839	1.336
MDA	2,193	-0.004	-0.007	0.070	-0.043	0.031
FOLLOW	2,193	7.946	5.000	6.538	3.000	12.000
FOLLOWSD	2,193	0.152	0.110	0.153	0.068	0.176
BIG4	2,193	0.788	1.000	0.409	1.000	1.000
MARKET	2,193	0.652	1.000	0.477	0.000	1.000

1) 변수의 정의

- COC : Ohlson and Juettner(2005), Easton(2004), Claus and Thomas(2001) 및 Gebhardt et al.(2001)의 방법으로 산출한 자기자본비용의 평균값;  
OJ : Ohlson and Juettner(2005)에서 산출된 자기자본비용;  
PEG : Easton(2004)에서 산출된 자기자본비용;  
IRR : Claus and Thomas(2001)에서 산출된 자기자본비용;  
MIRR : Gebhardt, Lee and Swaminathan(2001)에서 산출된 자기자본비용;  
MINTAXD : 최저한세 납부 대상인 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수;  
SIZE : 총자산의 자연로그 값;  
LEV : 부채비율(=총부채/총자산);  
BTM : 총자산의 장부가치를 총자산의 시장가치로 나눈 값;  
BETA : 시장베타;  
VOL : 1년간 추가변동성;  
RET : 1년간 보유수익률;  
MDA : Dechow et al.(1995)의 방법으로 측정된 재무적 발생액;  
FOLLOW : 재무분석가 추종 수;  
FOLLOWSD : 재무분석가 예측치 표준편차;  
BIG4 : 대형회계법인에게 감사받은 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수;  
MARKET : 유가증권시장 상장기업인 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수.

Panel B: 연도별 표본 수

연도	표본 수	비중
2011	99	4.51%
2012	187	8.53%
2013	200	9.12%
2014	235	10.72%
2015	247	11.26%
2016	255	11.63%
2017	234	10.67%
2018	254	11.58%
2019	251	11.45%
2020	231	10.53%

〈Table 3〉 상관관계 분석

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1 COC		0.968*	0.944*	0.972*	0.663*	0.173*	-0.092*	0.260*	0.363*	0.105*	0.081*	-0.104*	-0.007	-0.210*	0.134*	-0.159*	-0.111*
2 OJ	0.973*		0.969*	0.932*	0.508*	0.155*	-0.146*	0.248*	0.268*	0.097*	0.113*	-0.093*	-0.005	-0.220*	0.142*	-0.187*	-0.142*
3 PEG	0.950*	0.964*		0.894*	0.461*	0.201*	-0.181*	0.254*	0.213*	0.123*	0.174*	-0.075*	0.012	-0.223*	0.165*	-0.209*	-0.185*
4 IRR	0.967*	0.918*	0.894*		0.612*	0.170*	-0.065*	0.259*	0.390*	0.111*	0.068*	-0.106*	-0.013	-0.206*	0.127*	-0.142*	-0.092*
5 MIRR	0.689*	0.581*	0.511*	0.606*		0.083*	0.077*	0.163*	0.496*	0.034	-0.120*	-0.132*	-0.005	-0.111*	0.014	-0.017	0.034
6 MINTAXD	0.169*	0.153*	0.203*	0.161*	0.071*		-0.130*	0.084*	-0.023	0.074*	0.190*	0.141*	-0.010	-0.109*	0.093*	-0.093*	-0.111*
7 SIZE	-0.095*	-0.140*	-0.183*	-0.066*	0.089*	-0.119*		0.390*	0.497*	0.044*	-0.362*	-0.189*	-0.059*	0.643*	0.236*	0.479*	0.716*
8 LEV	0.259*	0.249*	0.247*	0.250*	0.179*	0.081*	0.379*		0.231*	0.097*	0.010	-0.085*	-0.095*	0.131*	0.250*	0.120*	0.283*
9 BTM	0.301*	0.232*	0.175*	0.294*	0.471*	-0.018	0.514*	0.271*		0.015	-0.316*	-0.352*	-0.042	0.036	0.195*	0.219*	0.370*
10 BETA	0.103*	0.090*	0.113*	0.106*	0.041	0.075*	0.061*	0.094*	0.062*		0.468*	-0.046*	-0.014	0.050*	0.159*	-0.050*	-0.057*
11 VOL	0.092*	0.109*	0.172*	0.088*	-0.107*	0.192*	-0.348*	0.004	-0.249*	0.461*		0.198*	0.008	-0.204*	0.072*	-0.262*	-0.312*
12 RET	-0.092*	-0.075*	-0.054*	-0.094*	-0.138*	0.175*	-0.209*	-0.059*	-0.319*	0.015	0.350*		0.052*	-0.063*	-0.139*	-0.104*	-0.127*
13 MDA	-0.003	-0.004	0.013	-0.008	-0.003	0.005	-0.046*	-0.086*	-0.050*	-0.009	0.024	0.069*		-0.004	-0.041	-0.056*	-0.035
14 FOLLOW	-0.188*	-0.200*	-0.207*	-0.177*	-0.073*	-0.112*	0.664*	0.125*	0.053*	0.071*	-0.203*	-0.079*	0.008		0.173*	0.321*	0.414*
15 FOLLOWSD	0.199*	0.154*	0.190*	0.265*	0.017	0.130*	0.185*	0.223*	0.230*	0.141*	0.059*	-0.086*	-0.032	0.047*		0.114*	0.089*
16 BIG4	-0.188*	-0.213*	-0.237*	-0.167*	-0.041	-0.093*	0.451*	0.121*	0.193*	-0.052*	-0.261*	-0.138*	-0.053*	0.303*	0.091*		0.420*
17 MARKET	-0.124*	-0.151*	-0.198*	-0.097*	0.026	-0.111*	0.669*	0.287*	0.342*	-0.065*	-0.302*	-0.155*	-0.040	0.414*	0.084*	0.420*	

1) 변수 정의는 Table 2를 참조.

2) \*은 0.05 수준에서 통계적으로 유의함.

한 양(+ )의 관계를 제시하여, 최저한세가 적용되는 기업은 자기자본비용이 높은 것을 확인할 수 있다.

### 4.3 다중회귀분석

〈Table 4〉는 본 연구의 첫 번째 가설에 대해 분석

한 결과를 제시한다. 첫 번째 열의 자기자본비용의 산술평균을 종속변수로 이용하여 분석한 결과, 최저한세 적용 여부와 자기자본비용은 유의한 양(+ )의 관계를 제시한다. 이러한 결과는 앞선 상관관계분석 결과와 유사하게 최저한세를 납부하는 기업의 경우 회계품질이 낮아 정보위험을 높이며, 최저한세로 인

〈Table 4〉 최저한세 적용 여부와 자기자본비용의 관련성

변수명	DV=COC	DV=OJ	DV=PEG	DV=IRR	DV=MIRR
<i>Intercept</i>	0.348*** (8.61)	0.442*** (9.49)	0.398*** (9.22)	0.413*** (7.06)	0.142*** (6.92)
<i>MINTAXD</i>	0.006*** (2.95)	0.004** (1.97)	0.008*** (4.01)	0.007** (2.29)	0.003*** (2.93)
<i>SIZE</i>	-0.010*** (-6.24)	-0.013*** (-7.03)	-0.011*** (-6.84)	-0.012*** (-5.42)	-0.003*** (-3.39)
<i>LEV</i>	0.063*** (7.73)	0.078*** (8.36)	0.076*** (8.89)	0.073*** (6.23)	0.025*** (5.64)
<i>BTM</i>	0.028*** (10.66)	0.027*** (9.05)	0.023*** (8.42)	0.033*** (8.84)	0.027*** (18.98)
<i>BETA</i>	-0.001 (-0.50)	-0.001 (-0.40)	-0.002 (-0.92)	-0.001 (-0.46)	0.000 (-0.11)
<i>VOL</i>	0.012 (0.96)	0.006 (0.44)	0.028** (2.22)	0.011 (0.62)	0.000 (0.05)
<i>RET</i>	-0.004** (-2.36)	-0.005** (-2.40)	-0.007*** (-3.41)	-0.006** (-2.08)	-0.000 (-0.29)
<i>MDA</i>	0.013 (1.00)	0.013 (0.88)	0.023 (1.62)	0.015 (0.76)	0.006 (0.82)
<i>FOLLOW</i>	-0.000 (-0.26)	0.000 (0.37)	0.000 (0.82)	-0.000 (-0.78)	-0.000* (-1.95)
<i>FOLLOWSD</i>	0.036*** (3.49)	0.027*** (2.80)	0.038*** (4.16)	0.085*** (4.19)	-0.016*** (-3.56)
<i>BIG4</i>	-0.012*** (-3.48)	-0.014*** (-3.58)	-0.014*** (-3.84)	-0.016*** (-3.30)	-0.005** (-2.32)
<i>MARKET</i>	-0.001 (-0.37)	-0.001 (-0.15)	-0.004 (-1.06)	0.001 (0.14)	-0.002 (-1.13)
<i>IND dummy</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
<i>YEAR dummy</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
No of obs.	2,193	2,193	2,193	2,193	2,193
Adj. R-sq.	0.440	0.410	0.417	0.408	0.564

1) 변수 정의는 Table 2를 참조.

2) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함.

3) 괄호 안의 값은 회귀계수의 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, 기업 수준에서 클러스터링하여 조정함.

해 법인세 부담이 증가하여 현금흐름 감소가 예측되어 자기자본비용이 증가한 것으로 해석할 수 있다. 통제변수의 경우 선행연구와 유사하게 *SIZE*는 자기자본비용에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미친다. *LEV*, *BTM* 및 *FOLLOWSD* 또한 자기자본비용과 유의한 양(+)의 관계를 제시한다.<sup>3)</sup> 한편, 연구모형에 포함된 변수 간 다중공선성에 따라 해당 결과가 나타났을 개연성을 검증하기 위해 분산팽창요인(VIF)을 확인한 결과 최대값은 4.79로 다중공선성이 미치는 문제는 크지 않은 것으로 판단된다. 한편, 두 번째 열부터 다섯 번째 열까지는 자기자본비용의 산술평균 대신 Ohlson & Juettner(2005), Easton(2004), Claus & Thomas(2001) 및 Gebhardt et al.(2001)의 4가지 방법으로 측정된 각각의 자기자본비용을 종속변수로 설정하여 분석한 결과를 제시한다. 이는 자기자본비용의 평균값을 사용하는 경우 하나의 측정치로 인해 그 평균값이 변동되어 결과에 영향을 줄 수 있는 개연성이 있기 때문에 각각의 모형을 통해 측정된 개별 자기자본비용을 종속변수로 사용함으로써 자기자본비용의 평균값을 사용한 결과에 대한 강건성을 제시하기 위함이다. 분석결과, 첫 번째 열의 결과와 유사하게 모든 열에서 최저한세 적용 여부와 자기자본비용은 유의한 양(+)의 관계를 제시한다. 이는 첫 번째 가설과 관련한 분석결과가 자기자본비용의 측정방법에 따라 도출된 것이 아님을 의미하며 첫 번째 열의 결과에 대한 강건성을 부여한다.

〈Table 5〉는 최저한세 적용 여부에 대한 더미변수를 측정할 때, 현금흐름표상 법인세부담액 대신 포괄손익계산서상 법인세비용을 이용하여 최저한세 적용

여부를 재측정한 후, 해당 더미변수(*MINTAXD\_N*)를 활용하여 분석을 재수행한 결과를 제시한다. 이는 전통적인 유효법인세율은 포괄손익계산서상 법인세비용을 세전이익으로 나누어 측정하기 때문에(Ko et al., 2013), 전통적인 방법에 따라 포괄손익계산서상 법인세비용을 활용함으로써 본 연구의 결과에 대한 강건성을 부여하기 위함이다. 분석결과, 앞선 결과와 유사하게 최저한세 적용 여부와 자기자본비용 간 유의한 양(+)의 관계를 제시하며, 〈Table 4〉의 결과에 대한 강건성을 부여한다.

〈Table 6〉은 본 연구의 두 번째 가설에 대해 분석한 결과를 제시한다. 표본을 중소기업과 비중소기업으로 구분하여 최저한세 적용 여부와 자기자본비용 간 관련성을 분석한 첫 번째 열과 두 번째 열의 결과, 비중소기업 표본에서만 최저한세 적용 여부와 자기자본비용 간 양(+)의 관련성이 나타난다. 이러한 결과는 선행연구와 같이 중소기업의 경우 최저한세가 적용되지 않는 연구·인력개발비 세액 공제 등 비중소기업과 달리 즉시 활용 가능한 조세혜택이 존재하며 현금흐름을 높일 수 있으며(Oh et al., 2011; Shim, 2018), 이월세액공제의 규모가 작기 때문에 이로 인해 발생하는 회계품질 저하의 영향도 낮으므로 최저한세 납부 여부에 따른 자기자본비용의 상승 효과는 비중소기업에서만 나타나는 것으로 판단된다. 한편, 세 번째 열부터 열 번째 열까지는 앞선 첫 번째 가설에 대한 강건성을 제시한 방법과 유사하게 자기자본비용의 산술평균 대신 Ohlson & Juettner(2005), Easton(2004), Claus & Thomas(2001) 및 Gebhardt et al.(2001)의 4가지 방법으로 측정된 각각의 자기자본비용을 종속변수로 설정하여

3) 영업위험 변동성을 통제하기 위해 영업손익의 변동성과 당기순손익의 변동성을 통제변수로 추가하는 경우에도 유사하게 결과가 나타난다.

〈Table 5〉 측정 방법을 변경한 최저한세 적용 여부와 자기자본비용의 관련성

변수명	DV=COC	DV=OJ	DV=PEG	DV=IRR	DV=MIRR
<i>Intercept</i>	0.349*** (8.66)	0.441*** (9.54)	0.399*** (9.26)	0.413*** (7.10)	0.144*** (6.95)
<i>MINTAXD_N</i>	0.006** (2.31)	0.006** (2.05)	0.009*** (3.23)	0.007* (1.80)	0.001 (0.69)
<i>SIZE</i>	-0.010*** (-6.30)	-0.013*** (-7.07)	-0.012*** (-6.89)	-0.012*** (-5.47)	-0.003*** (-3.48)
<i>LEV</i>	0.063*** (7.74)	0.078*** (8.39)	0.076*** (8.89)	0.074*** (6.24)	0.025*** (5.64)
<i>BTM</i>	0.028*** (10.64)	0.027*** (9.04)	0.023*** (8.39)	0.033*** (8.83)	0.027*** (18.87)
<i>BETA</i>	-0.001 (-0.58)	-0.001 (-0.47)	-0.002 (-1.02)	-0.002 (-0.52)	-0.000 (-0.13)
<i>VOL</i>	0.012 (1.00)	0.006 (0.45)	0.029** (2.27)	0.012 (0.65)	0.001 (0.18)
<i>RET</i>	-0.003* (-1.96)	-0.004** (-2.15)	-0.005*** (-2.84)	-0.005* (-1.79)	0.000 (0.13)
<i>MDA</i>	0.012 (0.89)	0.012 (0.79)	0.021 (1.46)	0.013 (0.68)	0.006 (0.78)
<i>FOLLOW</i>	-0.000 (-0.20)	0.000 (0.43)	0.000 (0.91)	-0.000 (-0.73)	-0.000* (-1.94)
<i>FOLLOWSD</i>	0.036*** (3.54)	0.026*** (2.75)	0.038*** (4.16)	0.085*** (4.26)	-0.015*** (-3.40)
<i>BIG4</i>	-0.012*** (-3.51)	-0.015*** (-3.62)	-0.014*** (-3.86)	-0.017*** (-3.32)	-0.005** (-2.30)
<i>MARKET</i>	-0.001 (-0.31)	-0.000 (-0.10)	-0.004 (-0.97)	0.001 (0.19)	-0.002 (-1.08)
<i>IND dummy</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
<i>YEAR dummy</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
No of obs.	2,193	2,193	2,193	2,193	2,193
Adj. R-sq.	0.439	0.410	0.416	0.407	0.563

## 1) 변수의 정의

*MINTAXD\_N* : 법인세비용을 이용하여 측정된 최저한세 납부 대상인 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수  
그 외 변수 정의는 Table 2를 참조.

## 2) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함.

## 3) 괄호 안의 값은 회귀계수의 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, 기업 수준에서 클러스터링하여 조정함.

분석한 결과를 제시한다. 중소기업과 비중소기업 모두에서 결과가 나타난 아홉 번째 열과 열 번째 열을 제외하고는 비중소기업의 표본에서만 최저한세 적용 여부와 자기자본비용 간 양(+)의 관련성이 나타나고

있어, 첫 번째 열과 두 번째 열의 결과가 자기자본비용의 측정방법에 따라 도출된 것이 아니며, 앞선 결과에 대한 강건성을 부여한다.

<Table 6> 기업 규모별 최저한세 적용 여부와 자기자본비용의 관련성

변수명	DV=COC		DV=OJ		DV=PEG		DV=IRR		DV=MIRR	
	SMALLD=1	SMALLD=0	SMALLD=1	SMALLD=0	SMALLD=1	SMALLD=0	SMALLD=1	SMALLD=0	SMALLD=1	SMALLD=0
Intercept	0.589*** (3.43)	0.303*** (7.62)	0.668*** (3.50)	0.391*** (8.42)	0.704*** (3.85)	0.347*** (8.11)	0.785*** (3.18)	0.357*** (6.15)	0.172* (1.96)	0.121*** (5.90)
MINTAXD	0.004 (0.83)	0.006*** (2.88)	0.003 (0.51)	0.004* (1.90)	0.004 (0.76)	0.009*** (4.08)	0.005 (0.63)	0.007** (2.22)	0.006** (2.13)	0.003** (2.36)
SIZE	-0.018*** (-2.63)	-0.008*** (-5.37)	-0.020*** (-2.62)	-0.011*** (-6.15)	-0.022*** (-3.05)	-0.010*** (-5.92)	-0.026*** (-2.62)	-0.010*** (-4.63)	-0.003 (-0.87)	-0.002** (-2.42)
LEV	0.060*** (2.78)	0.067*** (8.12)	0.073*** (3.08)	0.082*** (8.80)	0.080*** (3.62)	0.079*** (9.02)	0.065** (2.09)	0.079*** (6.58)	0.017 (1.14)	0.027*** (6.05)
BTM	0.082*** (6.48)	0.025*** (10.09)	0.089*** (5.85)	0.025*** (8.42)	0.084*** (5.70)	0.021*** (7.75)	0.110*** (6.38)	0.030*** (8.24)	0.046*** (6.95)	0.026*** (18.67)
BETA	0.003 (0.35)	-0.001 (-0.74)	0.007 (0.67)	-0.002 (-0.80)	0.005 (0.50)	-0.003 (-1.28)	0.000 (0.00)	-0.001 (-0.44)	0.001 (0.14)	-0.000 (-0.24)
VOL	0.044 (1.19)	0.005 (0.37)	0.034 (0.85)	-0.000 (-0.03)	0.053 (1.37)	0.023* (1.76)	0.063 (1.13)	0.000 (0.02)	0.027 (1.19)	-0.006 (-0.78)
RET	-0.003 (-0.46)	-0.003* (-1.66)	-0.002 (-0.26)	-0.004* (-1.77)	-0.004 (-0.61)	-0.005*** (-2.60)	-0.004 (-0.46)	-0.004 (-1.37)	-0.002 (-0.57)	0.000 (0.14)
MDA	0.008 (0.26)	0.009 (0.59)	-0.001 (-0.02)	0.009 (0.52)	0.009 (0.28)	0.019 (1.14)	0.013 (0.30)	0.009 (0.41)	0.012 (0.59)	0.004 (0.51)
FOLLOW	0.000 (0.29)	-0.000 (-1.34)	0.000 (0.35)	-0.000 (-0.66)	0.001 (0.54)	-0.000 (-0.21)	-0.000 (-0.01)	-0.001* (-1.71)	0.000 (0.49)	-0.000*** (-3.07)
FOLLOWSD	0.142*** (3.98)	0.030*** (2.97)	0.144*** (3.85)	0.020** (2.24)	0.148*** (4.04)	0.032*** (3.72)	0.252*** (4.30)	0.075*** (3.67)	0.027 (1.43)	-0.020*** (-4.49)
BIG4	-0.015** (-2.56)	-0.009** (-2.45)	-0.019*** (-2.92)	-0.011** (-2.42)	-0.017** (-2.61)	-0.011*** (-2.77)	-0.020** (-2.35)	-0.013** (-2.29)	-0.007* (-1.89)	-0.004* (-1.69)
MARKET	0.042* (1.92)	-0.002 (-0.44)	0.046* (1.73)	-0.000 (-0.11)	0.051* (1.97)	-0.004 (-1.00)	0.067** (2.03)	-0.000 (-0.08)	0.002 (0.37)	-0.002 (-1.22)
IND dummy	Included	Included	Included							
YEAR dummy	Included	Included	Included							
No of obs.	271	1,922	271	1,922	271	1,922	271	1,922	271	1,922
Adj. R-sq.	0.503	0.455	0.484	0.418	0.47	0.421	0.481	0.422	0.602	0.582

1) 변수의 정의

SMALLD : 중소기업에 해당하는 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수

그 외 변수 정의는 Table 2를 참조.

2) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함.

3) 괄호 안의 값은 회귀계수의 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, 기업 수준에서 클러스터링하여 조정함.

#### 4.4 강건성 분석

<Table 7>에서는 본 연구의 앞선 결과에 대한 내생성 문제를 해결하기 위하여 성향점수매칭(propensity

score matching)을 통해 표본을 재설정하고 분석을 재수행한 결과를 제시한다(Lawrence et al., 2011; Shipman et al., 2017). 구체적으로, 최저한세를 납부한 기업과 납부하지 않은 기업 간 t검정

〈Table 7〉 성향점수매칭

Panel A: 기업 특성의 차이에 대한 t검정

	Before matching			After matching		
	MINTAXD = 1 (N=857)	MINTAXD = 0 (N=1336)	Diff.	MINTAXD = 1 (N=857)	MINTAXD = 0 (N=857)	Diff.
SIZE	27.696	28.130	-0.435***	27.696	27.818	-0.122
LEV	0.467	0.436	0.032***	0.467	0.456	0.012
BETA	0.942	0.863	0.079***	0.942	0.913	0.030
VOL	0.416	0.367	0.049***	0.416	0.396	0.019***
RET	1.270	1.089	0.181***	1.270	1.160	0.111***
FOLLOW	7.036	8.529	-1.493***	7.036	7.541	-0.505*
FOLLOWSD	0.176	0.136	0.041***	0.176	0.152	0.024***
BIG4	0.741	0.819	-0.078***	0.741	0.764	-0.023
MARKET	0.586	0.694	-0.108***	0.586	0.614	-0.028

Panel B: 성향점수매칭 표본을 이용한 분석

변수명	DV=COC	DV=OJ	DV=PEG	DV=IRR	DV=MIRR
Intercept	0.387*** (8.30)	0.487*** (9.08)	0.436*** (8.67)	0.467*** (6.87)	0.158*** (6.64)
MINTAXD	0.007*** (3.31)	0.006** (2.32)	0.009*** (4.19)	0.008*** (2.71)	0.003*** (3.12)
SIZE	-0.011*** (-6.19)	-0.014*** (-6.83)	-0.013*** (-6.60)	-0.014*** (-5.39)	-0.003*** (-3.63)
LEV	0.067*** (7.39)	0.081*** (7.84)	0.081*** (8.51)	0.079*** (6.01)	0.027*** (5.53)
BTM	0.028*** (9.32)	0.027*** (7.96)	0.024*** (7.52)	0.034*** (7.66)	0.027*** (17.05)
BETA	-0.003 (-1.05)	-0.003 (-1.06)	-0.004 (-1.36)	-0.003 (-0.97)	-0.000 (-0.28)
VOL	0.016 (1.11)	0.009 (0.60)	0.031** (2.07)	0.019 (0.88)	0.003 (0.31)
RET	-0.005** (-2.29)	-0.005** (-2.37)	-0.007*** (-3.14)	-0.006** (-2.05)	-0.000 (-0.30)
MDA	0.011 (0.78)	0.011 (0.68)	0.020 (1.28)	0.012 (0.59)	0.008 (0.88)
FOLLOW	-0.000 (-0.59)	-0.000 (-0.10)	0.000 (0.41)	-0.000 (-0.99)	-0.000* (-1.83)
FOLLOWSD	0.040*** (3.75)	0.030*** (2.98)	0.041*** (4.26)	0.094*** (4.44)	-0.015*** (-3.19)
BIG4	-0.013*** (-3.43)	-0.015*** (-3.59)	-0.015*** (-3.77)	-0.017*** (-3.27)	-0.005** (-2.16)
MARKET	-0.001 (-0.19)	0.000 (0.04)	-0.004 (-0.98)	0.001 (0.27)	-0.002 (-0.81)
IND dummy	Included	Included	Included	Included	Included
YEAR dummy	Included	Included	Included	Included	Included
No of obs.	1,714	1,714	1,714	1,714	1,714
Adj. R-sq.	0.419	0.388	0.393	0.386	0.556

1) 변수 정의는 Table 2를 참조.

2) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함.

3) 괄호 안의 값은 회귀계수의 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, 기업 수준에서 클러스터링하여 조정함.

을 통해 차이가 발생하는 변수를 선정하고, 해당 변수를 이용하여 프로빗(probit) 분석을 통해 성향점수를 산정한 후 최저한세를 납부한 기업에 대해 산업-연도별로 성향점수가 가장 유사한, 최저한세를 납부하지 않은 기업을 일대일로 매칭한다. 이후 매칭된 표본을 이용하여 분석을 재수행한다. <Table 7>의 Panel A에서는 매칭 전과 매칭 후 최저한세를 납부한 기업과 납부하지 않은 기업 간 차이가 발생하는 변수 및 차이를 제시한다. 최저한세를 납부한 기업은 기업규모가 작고, 재무분석가 추종 수가 적으며, 부채비율, 베타, 주식 변동성, 주식의 보유수익률 및 재무분석가 이익예측치 표준편차가 높은 것으로 나타난다. 한편, 성향점수매칭은 <Table 7>의 Panel A에서 매칭 전 차이가 발생하고 있는 *SIZE*, *LEV*, *BETA*, *VOL*, *RET*, *FOLLOW* 및 *FOLLOWSD* 변수를 활용하여 성향점수를 산정하고, 최저한세를 납부한 기업과 최저한세를 납부하지 않은 기업을 일대일로 매칭한다. 매칭 이후에는 *MINTAXD*가 1의 값을 가지는 857개의 표본과 *MINTAXD*가 0의 값을 가지는 857개의 표본을 활용하여 분석을 재수행한다. 매칭 이후 대부분의 차이가 크게 감소하였으며, 본 연구에서는 제시하지 않았지만 유의성을 나타내는 t값도 평균적으로 44% 감소하여 매칭이 적절하게 되었다고 판단된다. 그러나 매칭 이후에도 여전히 유의한 차이를 보이는 변수가 존재하기 때문에 해석에 주의할 필요가 있다. <Table 7>의 Panel B에서는 성향점수매칭 이후 표본을 이용하여 분석을 재수행한 결과를 제시한다. 첫 번째 열에서 자기자본비용의 산술평균을 종속변수로 사용한 결과를 제시하며, 최저한세 적용 여부가 자기자본비용에 유의한 양(+)

의 영향을 미치는 것으로 앞선 결과와 유사하게 나타난다. 또한 두 번째 열부터 다섯 번째 열까지는 자기자본비용의 산술평균 대신 Ohlson & Juettner (2005), Easton(2004), Claus & Thomas(2001) 및 Gebhardt et al.(2001)의 4가지 방법으로 측정한 각각의 자기자본비용을 종속변수로 설정하여 분석한 결과를 제시한다. 분석결과, 첫 번째 열의 결과와 유사하게 모든 열에서 최저한세 적용 여부와 자기자본비용은 유의한 양(+의) 관계를 제시한다. 이는 주요 분석 결과가 내생성에 의해 발생할 수 있는 개연성을 완화해주며 강건성을 부여한다.<sup>4)</sup>

## V. 결론

본 연구는 최저한세 납부 여부에 따라 기업의 자기자본비용에 차이가 있는지 검증하였으며, 중소기업과 비중소기업 간 자기자본비용이 차별적으로 나타나는지 분석하였다.

실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 최저한세 납부기업의 자기자본비용이 더 높은 것으로 나타났다. 이는 최저한세 납부기업이 이월되는 세제혜택을 활용하므로 회계정보에 자의성이 포함되어 정보위험이 상승함을 의미한다. 또한 최저한세로 인해 법인세 부담이 증가하여 현금흐름 감소가 예측되어 자기자본비용이 증가한 것으로 해석할 수 있다. 둘째, 최저한세 납부기업이 비중소기업인 경우에 자기자본비용이 더 높은 결과를 보였다. 이는 비중소기업의 경우 최저한세 적용을 받는 세액공제혜택 비중이 높아 이월

4) 한편, 두 번째 가설에 따라 최저한세 적용 여부와 자기자본비용 간 유의한 양(+의) 관계는 비중소기업에서 나타나기 때문에 비중소기업의 표본만을 활용하여 성향점수매칭을 별도로 수행하고, 분석을 재수행하였다. 분석결과, 여전히 최저한세 적용 여부와 자기자본비용 간 유의한 양(+의) 관계가 나타난다(계수값 0.007, t값 3.15).

되는 세액공제가 더 많이 회계품질 저하의 가능성이 높으며 동시에 세액공제를 사용하지 못하고 이월될 가능성이 높으므로 현금유출의 감소가 중소기업에 비교해 적기 때문에 나타난 결과로 보인다. 한편, 표본의 비대칭성을 완화한 성향점수매칭 이후의 분석 결과도 주요 분석과 일관된 결과를 보이고 있다.

본 연구는 기존의 최저한세의 연구를 확장하였다 는 점에서 의의가 있다. 최저한세 납부여부에 따른 자기자본비용과의 관련성을 분석함으로써 기존 최저한세와 회계품질 및 투자 의사결정에 집중된 연구 분야를 확장하였다. 또한 최저한세 적용으로 인해 발생하는 세법상의 동기가 기업의 경제적 의사결정 요인에 어떠한 영향을 미치는지 확인하였다. 한편, 형평성을 목적으로 하는 최저한세가 기업 투자 활성화 목적인 세제 혜택에 영향을 주며 세제 정책 목적 간 충돌이 발생할 수 있음을 보였다. 이러한 본 연구의 결과는 더욱 세심한 조세 정책의 조정 및 관리가 필요하다라는 정책적 시사점을 가진다.

그러나 다음과 같은 한계점이 존재한다. 첫째, 본 연구에서는 최저한세 기업을 유효세율에 근거하여 추정하였다. 하지만 최저한세 적용기업은 실제로 이월세액공제를 보유한 기업이기 때문에 유효세율로 추정한 방법으로 최저한세 납부기업을 선정할 경우 추정오차가 존재할 수 있다. 둘째, 본 연구는 자료의 한계로 자기자본비용과 최저한세 적용기업 측정에 활용 가능한 재무자료만을 이용하여 추정하였다. 이에 따른 추정오차가 존재할 수 있는 한계점이 존재한다.

## 참고문헌

- Baber, W., P. Fairfield, and J. Haggard(1991), "The effects of concern about reported income on discretionary spending decisions: The case of research and development," *The Accounting Review*, 66(4), pp.818-829.
- Bae, S. H., K. W. Oh, and K. S. Choi(2012), "Income shifting behavior of firms with carried forward tax credits," *Korean Accounting Journal*, 21(3), pp.167-196.
- Cho, J. and M. Jo(2007), "The relation between information asymmetry and the cost of capital," *Review of Accounting and Policy Studies*, 12(2), pp.269-288.
- Claus, J. and J. Thomas(2001), "Equity premia as low as three percent? Evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets," *The Journal of Finance*, 56(5), pp.1629-1666.
- Cook, K. A., W. J. Moser, and T. C. Omer(2017), "Tax avoidance and ex ante cost of capital," *Journal of Business Finance & Accounting*, 44(7), pp.1109-1136.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G. and Sweeney, A. P. (1995), "Detecting earnings management," *The Accounting Review*, 70(2), pp.193-225.
- Dhaliwal, D. and S. W. Wang(1992), "The effect of book income adjustment in the 1986 alternative minimum tax on corporate financial reporting," *Journal of Accounting and Economics*, 15(1), pp.7-26.
- Dhaliwal, D., H. S. Lee, M. Pincus, and L. Steele (2008), "Book-tax differences, uncertainty about fundamentals and information quality,

- and cost of capital," Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1127956>
- Dhaliwal, D., J. S. Judd, M. Serfling, and S. Shaikh (2016), "Customer concentration risk and the cost of equity capital," *Journal of Accounting and Economics*, 61, pp.23-48.
- Dyreng, S., M. Hanlon, and E. Maydew(2008), "Long-run corporate tax avoidance," *The Accounting Review*, 83(1), pp.61-82.
- Easley, D. and M. O'Hara(2003), "Information and the Cost of Capital," *Journal of Finance*, 59(4), pp.1553-1583.
- Easton, P. D.(2004), "PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital," *The Accounting Review*, 79(1), pp.73-95.
- Fama, E. F. and K. R. French(1992), "The cross-section of expected stock returns," *The Journal of Finance*, 47(2), pp.427-465.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Shipper (2004), "Cost of equity and earnings attributes," *The Accounting Review*, 79(4), pp.967-1010.
- Gebhardt, W. R., C. M. C. Lee, and B. Swaminathan (2001), "Toward an implied cost of capital," *Journal of Accounting Research*, 39(1), pp. 135-176.
- Gode, D. and P. Mohanram(2003), "Inferring the cost of capital using the Ohlson-Juettner model," *Review of Accounting Studies*, 8(4), pp.399-431.
- Goh, B. W., J. Lee, C. Y. Lim, and T. Shevlin(2016), "The effect of corporate tax avoidance on the cost of equity," *The Accounting Review*, 91(6), pp.1647-1670.
- Gramlich, J. D.(1991), "The effect of the alternative tax book income adjustment on accrual decisions," *Journal of the American Taxation Association*, 13(1), pp.36-56.
- Hail, L. and C. Leuz(2006), "International differences in the cost of equity capital: Do legal institutions and securities regulation matter?" *Journal of Accounting Research*, 44(3), pp. 485-531.
- 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, pp.26-141.
- Jang, K. Y.(1998), "The effect of alternative minimum tax on tax smoothing and income smoothing," *Korean Journal of Taxation Research*, 12 (0), pp.7-27.
- Jeong, S. W., S. H. Bae, and K. W. Oh(2012), "Information contents of financial earnings of firms paying alternative minimum tax," *Korean Journal of Taxation Research*, 29 (1), pp.105-136.
- Jung, S. H. and S. W. Yoo(2012), "The effect of voluntary disclosure and conservatism on the cost of equity," *Korean Accounting Review*, 37(1), pp.267-308.
- Kim, E. and M. Park(2012), "Effects of tax avoidance and audit quality on cost of equity capital," *Tax Accounting Research*, 32, pp.161-183.
- Kim, H. A. and K. W. Oh(2015), "Study on the relation between alternative minimum tax and investment efficiency: Evidence from large firms," *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 57(4), pp.189-220.
- Kim, J. H. and Y. S. Woo(2008), "The effect of transactions to the related-party on the earnings management and the earnings response coefficient," *Korean Accounting Review*, 33(3), pp.25-59.

- Kim, K. T.(2006), "Audit quality, earnings quality, and the cost of capital," *Korean Accounting Review*, 31(3), pp.243-284.
- Kim, T. D., Y. N. Lee, and C. H. Bae(2016), "A study on the relationship between related-party transactions and footnote disclosure level," *Korean Management Review*, 45(3), pp.761-793.
- Ko, J. K.(2001), "Tax rate reduction, alternative minimum tax and earnings management," *Korean Journal of Taxation Research*, 18(2), pp.167-200.
- Ko, J. K., S. Yoon, J. Y. Kang, and K. S. Lee(2013), "A review of empirical tax research," *Korean Accounting Review*, 38(2), pp.367-446.
- Koester, A.(2011), "Investor valuation of tax avoidance through uncertain tax positions," Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1905210>
- Kohlbeck, M. and B. W. Mayhew(2017), "Are related party transactions red flags?" *Contemporary Accounting Research*, 34(2), pp.900-928.
- Kweon, S., C. Kim, and S. Kim(2010), "The effects of book-tax difference on cost of capital," *Korea International Accounting Review*, 34, pp.75-95.
- Kwon, S. Y. and H. T. Sim(2000), "The relationships between corporate minimum tax and managers' earnings management," *Korean Journal of Taxation Research*, 16(0), pp.61-84.
- Lambert, R., C. Leuz, and R. E. Verrecchia(2007), "Accounting information, disclosure, and the cost of capital," *Journal of Accounting Research*, 45(2), pp.385-420.
- Lawrence, A., M. Minutti-Meza, and P. Zhang(2011), "Can Big 4 versus non-Big 4 differences in audit-quality proxies be attributed to client characteristics?" *The Accounting Review*, 86(1), pp.259-286.
- Lee, Y. K. and Y. C. Kim(2012), "Variability in book-tax differences and cost of capital," *Journal of Taxation and Accounting*, 13(2), pp.117-140.
- Manzon, G. B.(1992), "Earnings management of firms subject to the alternative minimum tax," *Journal of the American Taxation Association*, 14(2), pp.88-111.
- Oh, K. W., K. E. Jung, and S. M. Kim(2011), "Tax planning using R&D tax credits of small and medium companies," *Korean Journal of Taxation Research*, 28(1), pp.209-238.
- Oh, K. W., S. M. Cha, and S. S. Yoon(2010), "Tax exemption for foreign direct investments and reinvestments—An empirical analysis," *Korean Journal of Taxation Research*, 27(1), pp.35-66.
- Ohlson, J. A.(1995), "Earnings, book values, and dividends in equity valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11(2), pp.661-687.
- Ohlson, J. A. and B. E. Juettner-Nauroth(2005), "Expected EPS and EPS growth as determinants of value," *Review of Accounting Studies*, 10(2-3), pp.349-365.
- Shim, J. Y.(2018), "The impact of alternative minimum tax on firms' investment decision," *Korean Journal of Taxation Research*, 35(4), pp.121-156.
- Shim, J. and M. Lee(2020), "The impact of alternative minimum tax on firms' investment efficiency," *Korean Journal of Taxation Research*, 37(1), pp.87-118.
- Shin, Y. H. and K. W. Oh(2020), "Analysis of qualitative characteristics of accounting information of firms paying alternative minimum tax according to firm life cycle," *Korean*

- Journal of Taxation Research*, 37(4), pp. 9-43.
- Shipman, J. E., Q. T. Swanquist, and R. L. Whited (2017), "Propensity score matching in accounting research," *The Accounting Review*, 92(1), pp.213-244.
- Sun, E. J., E. S. Son, and W. S. Paek(2015), "Tax subsidy, discretionary accruals and accruals quality," *Korean Accounting Review*, 40(5), pp.73-104.
- Wang, S.(1994), "The relationship between financial reporting practices and the 1986 alternative minimum tax," *The Accounting Review*, 69(3), pp.495-506.
- Wilson. R. J.(2009), "An examination of corporate tax shelter participants," *The Accounting Review*, 84(3), pp.969-999.

- 
- The author Sung Min Jeon is a researcher for Institute for Business Research and Education (IBRE), Korea University Business School. She graduated from Korea University Business School and worked for Citi Bank Korea. She received her Ph.D. in Business Administration at Korea University. Her research interests are Valuation, Corporate Governance, and CEO compensation.
  - The author Sang Hyuk Lee is an Assistant Professor, School of Social Science, Hansung University. He received his Ph.D. in Business Administration at Korea University. As a certified public accountant (KICPA), he worked for Samil PwC and KRX. Sang Hyuk Lee's research interests are Valuation, Disclosure and Corporate Governance.