

최저한세가 기업의 조세부담의 공정성에 미치는 영향에 관한 실증분석*

전병욱

연세대학교 경영학과 박사과정
(lubicon@yonsei.ac.kr)

최원욱(교신저자)

연세대학교 경영학과 교수
(wonchoi@yonsei.ac.kr)

.....

최저한세 제도는 특정기업에 적용되는 조세감면의 종합적인 한도를 정하여 경제적 능력에 따른 최소한의 조세부담을 규정함으로써 기업들이 부담하는 유효세율이 비슷해지도록 조정하여 조세부담의 공정성을 확보하는 제도이다. 본 연구에서는 최저한세의 시행으로 인하여 전체적으로 또는 기업특성변수에 따라 조세부담의 공정성이 향상되었는지 여부와, 또 그 결과가 중소기업에 대한 최저한세율이 인화된 2004년을 전후하여 차이를 보이는지 여부를 검증하였다. 실질적으로 단일세율제도에 가까운 현행 법인세법 하에서 기업의 조세부담의 공정성의 정도를 측정하기 위해 유효세율의 변동계수와 부담할 세액의 잔차변동계수를 불평등도지수로 사용하였고, 표본기업으로 서울지역의 영리내국법인들 중에서 2001년 이후 매년 당기순이익을 보고한 법인들 중 무작위로 405개를 선정하였으며, 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 연구대상 기간인 2003년과 2004년에 모두 최저한세의 시행으로 전체적인 조세부담의 공정성이 향상되었다. 둘째, 2003년과 2004년에 모두 대기업의 조세부담의 공정성이 중소기업보다 더 향상되었는데, 예상과 다른 이러한 결과는 중소기업의 최저한세 납부가능성이 대기업보다 클 것이라는 전제가 달성되지 않았기 때문인 것으로 보인다. 셋째, 2003년과 2004년에 모두 1·2차산업 기업의 조세부담의 공정성이 3차산업 기업보다 더 향상되었다. 넷째, 2003년과 비교할 때 기본세율과 대기업의 최저한세율은 변하지 않았지만 중소기업의 최저한세율은 인화된 2004년에 중소기업의 최저한세 납부가능성은 대기업보다 상대적으로 더 낮아졌고, 중소기업의 조세부담의 공정성은 대기업보다 상대적으로 더 악화되었다. 선행연구의 성과와 비교했을 때 본 연구의 공헌은 다음과 같다. 첫째, 실증분석을 통하여 조세부담의 공정성의 정도는 최저한세 납부가능성에 비례함을 보였다. 둘째, 2003년과 2004년의 연도간 비교를 통해 법인세 기본세율과 최저한세율의 상대적인 변화에 따른 최저한세 납부가능성의 변화를 보였고, 이에 따른 조세부담의 공정성의 변화를 보였다.

주제어: 최저한세, 조세부담의 공정성, 유효세율, 부담할 세액, 단일세율성, 변동계수, 잔차변동계수, 최저한세 납부가능성

.....

I. 연구의 배경

최저한세(alternative minimum tax: AMT)가 입법취지인 조세부담의 공정성을 달성하였는지에 대한 실증분석은 연구자들의 오랜 관심이었지만

이용가능한 과세자료의 제약 때문에 활발한 연구가 이루어지지 못했다.¹⁾ 특히, 법인세 기본세율이 점진적으로 인화되고 대기업과 중소기업 간의 최저한세율의 격차가 확대되어 최저한세 납부가능성이 기업의 특성에 따라 다르게 변한 것으로 예상되는 최근의 변화가 공정성에 미친 영향에 관한 연구는 거

논문접수일: 2006. 12 게재확정일: 2007. 6

* 본 연구는 연세대학교 논문연구지원비의 지원으로 이루어졌습니다.

1) 납세자의 경제적 능력에 비례하도록 조세부담을 지우는 능력원칙(ability-to-pay principle)은 동일한 경제적 능력의 소유자는 동일한 세율을 부담해야 한다는 수평적 공정성(horizontal equity)의 원칙과 더 큰 경제적 능력의 소유자는 더 높은 세율을 부담해야 한다는 수직적 공정성(vertical equity)의 원칙으로 구분된다. 본 연구의 대상인 최저한세가 영향을 미치는 것은 조세부담의 수평적 공정성이고, 선행연구에서도 수평적 공정성만을 대상으로 하였다. 따라서, 본 연구의 '공평성'도 수평적 공정성만을 의미한다. 조세부담의 공정성에 관한 자세한 설명은 Feldstein(1976), Mill(1921), Smith(1976)을 참고한다.

의 이루어지지 않았다.

최근과 같은 경기침체기에는 통화량과 이자율의 조정을 통한 금융정책보다는 조세와 정부지출의 조정을 통한 재정정책의 상대적 중요성이 커지며 실제로도 빈번한 세법 개정과 함께 다양한 조세지원 제도가 시행되고 있다. 그러나, 이러한 조세감면을 특정기업이 과도하게 활용하게 되면 경제적 능력이 같은 다른 기업들에 비해 낮은 세율을 부담하게 되어 조세부담의 공평성이 침해될 수 있다. 최저한세 제도는 특정기업에 적용되는 조세감면의 종합적인 한도를 정하고 최소한의 조세부담을 규정함으로써 동일한 경제적 능력의 기업들이 부담하는 유효세율이 비슷해지도록 조정하여 조세부담의 공평성을 확보하는 제도이다.

현행 법인세법에서는 2단계 누진세율을 규정하고 있지만, 일정 규모 이상의 기업들은 대부분 과세표준이 1억원을 초과하므로 실제로는 단일세율제도에 가깝다고 할 수 있다. 이것은 법인세법에서 영세한 규모의 일부 기업들을 제외하고는 대부분의 기업들의 경제적 능력이 같다고 보는 것으로도 해석할 수 있다. 따라서, 현행 법인세법 하에서 기업의 조세부담의 공평성의 정도는 개별 기업이 부담하는 유효세율의 편차가 얼마나 작은지, 또는 개별 기업의 조세부담의 크기가 소득의 크기에 따라 얼마나 비례적으로 분포하는지에 따라 측정할 수 있다.

법인세 기본세율의 변화가 잦았던 최근의 실증자료를 이용하여 최저한세율이 변할 때 기업들의 유효세율 및 조세부담의 분포가 어떻게 변했는지를 분석하여 보면 그 결과는 최저한세 제도가 원래 의도했던 기능을 수행하고 있는지를 알 수 있는 잣대가 될 수 있을 것이다. 더불어, 요즘 정치권을 중

심으로 활발하게 논의되는 감세정책을 실제 시행할 경우 예상되는 경제적 효과에 대한 예측 자료로 활용할 수 있을 것으로 기대된다. 이 밖에도 본 연구는 기본세율과 최저한세율이라는 이중적인 세율구조의 시행으로 인한 납세자들의 혼란과 비효율을 상쇄할 수 있을 만큼 최저한세 제도가 충분히 큰 사회적 효용을 가진 것인가라는 의문에도 간접적이거나 답을 제공할 수 있을 것이다. 이러한 검증방식은 세법상의 다른 제도들의 성과를 측정하는 데도 응용할 수 있을 것으로 기대된다.

II. 최저한세 제도의 설명

최저한세 제도 하에서는 우선 내국법인의 각사업 연도소득에 대한 법인세를 계산할 때 조세특례제한법상의 특별감가상각비의 손금산입, 준비금의 손금산입, 익금불산입, 비과세, 소득공제, 세액감면 및 세액공제 등의 조세감면을 적용한 후의 세액(감면후세액)과 조세감면을 적용하지 않았을 경우의 과세표준에 최저한세율을 곱하여 계산한 세액(최저한세)을 비교한다. 만약 감면후세액이 최저한세에 미달하는 경우에는 감면후세액을 최저한세에 일치시키기 위하여 조세특례제한법시행령 제126조의 규정에 따라 최저한세 대상인 조세감면(부록의 (표 14)의 $L_1 \sim L_8$)의 일부 또는 전체의 금액을 배제하게 된다. 따라서, 특정기업의 조세부담은 $\max(\text{최저한세, 감면후세액})$ 으로 표현할 수 있다.²⁾ (부록의 <표 14> 참조)

<표 1>과 같이 처음 시행된 1991년 이후 12%

2) $\max(\cdot)$ 에서도 다시 최저한세 대상이 아닌 세액감면 및 세액공제((표14)의 l_7 과 l_8)를 차감해야 법인이 부담해야 할 잠정적인 법인세 부담액((표14)의 $bdnT$)을 계산할 수 있다.

〈표 1〉 법인세율의 변화

연도		1991~ 1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999~ 2001	2002~ 2003	2004	2005
기본 세율	과세표준 1억원 초과	34%	32%	30%	28%	28%	28%	28%	27%	27%	25%
	이하	20%	18%	18%	16%	16%	16%	16%	15%	15%	13%
최저한 세율	대기업	12%	12%	12%	12%	12%	15%	15%	15%	15%	13%*
	중소기업	12%	12%	12%	12%	10%	12%	12%	12%	10%	10%

* 2005년에는 대기업 중에서도 과세표준 1,000억원 초과분에 대해서는 13% 대신 15%의 최저한세율이 적용된다.

를 유지하던 최저한세율은 1997년에 중소기업에 대하여 10%로 인하되었고, 1998년에는 대기업과 중소기업에 대한 최저한세율이 각각 15%와 12%로 인상되었다. 이후 2004년에는 최근의 일련의 기본세율 인하(최고세율 : 28%(2001년 이전) → 27%(2002년) → 25%(2005년))와 함께 경기침체 등으로 어려움을 겪고 있는 중소기업에 대한 세 부담을 경감하기 위하여 중소기업에 대한 최저한세율이 10%로 인하되었다.³⁾ 그리고, 2005년에는 대기업 중에서도 과세표준 1,000억원 이하인 법인에 대해서는 최저한세율이 15%에서 13%로 인하였다.

조세특례제한법 제2장(제4조~제104조의11)에는 직접국세에 대한 다양한 조세감면이 규정되어 있는데, 그 중 법인세에 적용되는 대표적인 조세감면들로는 감가상각비의 손금산입특례(제30조), 중소기업투자준비금(제4조)과 연구 및 인력개발준비금(제9조), 공장의 대도시외지역 이전에 대한 법인세 과세특례(제60조), 중소기업창업투자회사 등의 주식양도차익 등에 대한 비과세(제13조), 자기관

리부동산투자회사의 소득공제(제55조의2), 창업중소기업에 대한 세액감면(제6조)과 중소기업에 대한 특별세액감면(제7조), 중소기업투자세액공제(제5조)와 연구 및 인력개발비 세액공제(제10조) 등이다.⁴⁾

직접국세에 대한 조세감면 중 제1절(제4조~제8조의3)은 중소기업에 대한 조세특례이고, 제2절(제9조~제19조)은 연구 및 인력개발에 대한 조세특례이며, 그 외의 절에서도 중소기업과 1·2차산업 기업들을 대상으로 한 조세특례가 많이 있다. 제1절은 중소기업투자준비금의 손금산입(제4조), 중소기업투자세액공제(제5조), 창업중소기업 등에 대한 세액감면(제6조), 중소기업에 대한 특별세액감면(제7조), 코스닥상장중소기업에 대한 사업손실준비금의 손금산입(제8조의2) 등으로 구성되어 있다. 제2절은 연구 및 인력개발준비금의 손금산입(제9조), 연구 및 인력개발비에 대한 세액공제(제10조), 연구 및 인력개발을 위한 설비투자에 대한 세액공제(제11조), 기술이전소득 등에 대한 과세특례(제12조) 등으로 구성되어 있다. 그 외의 절

3) 2005년의 법인세 기본세율 인하는 중소기업에 대한 최저한세율 인하와 함께 2003.12.30.자 개정 법인세법에 포함되었으나, 부칙 제1조에 따라 예외적으로 2005.01.01.부터 시행되었다.

4) 본문에 열거된 조세감면규정들은 특별감가상각비의 손금산입, 준비금의 손금산입, 익금불산입, 비과세, 소득공제, 세액감면, 세액공제의 순서로 예시되었다.

에서 규정한 조세감면으로는 사업전환중소기업에 대한 과세특례(제33조), 중소기업의 금융채무상환에 대한 과세특례(제34조), 농공단지임주기업 등에 대한 세액감면(제64조), 영농조합법인 등에 대한 법인세의 면제 등(제66조) 등이 있다. 따라서 현행 법인세법에서는 중소기업 및 1·2차산업 기업들이 대기업 및 3차산업 기업들에 비해 조세감면을 많이 받을 것으로 예상할 수 있다.

III. 선행연구의 내용

3.1 선행연구의 현황

최저한세 시행에 따른 경제적 효과에 관한 국내의 연구는 (i) 최저한세와 이익유연화의 관계 및 (ii) 최저한세와 조세부담의 공평성과의 관계에 대한 연구로 크게 나눌 수 있는데, 그 중 본 연구의 대상인 후자에 관한 주요한 선행연구는 아래와 같다.

박춘래와 장호영(1994)은 최저한세가 처음으로 시행된 1991년과 1992년의 부산·경남 지역의 160개 법인의 과세자료를 근거로 최저한세를 적용하기 전의 가상의 경우와 적용한 후의 실제의 경우의 지니계수 및 변동계수를 비교해 본 결과 전체적인 조세부담의 공평성이 향상되었다고 주장하였다. 또한, 기업 특성에 따라 분류한 후 같은 방법으로 지니계수를 비교해 본 결과 대기업, 제조업, 수출

기업들 간의 공평성이 중소기업, 비제조업, 내수기업들보다 상대적으로 더 향상되었다고 주장하였다.

권순용과 심한택(2000)은 최저한세 도입 전인 1990년과 도입 후인 1991년의 752개 법인의 재무자료를 근거로 자본집약도의 증감, 수출비율의 증감, 기업연혁, 기업규모, 부채비율의 증감, 성장성, 수익성의 기업특성변수가 유효세율의 증감으로 측정된 조세부담의 증감에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 자본집약도, 수출비율 또는 부채비율이 증가한 기업이거나 신규기업은 최저한세의 시행으로 조세부담이 증가하였고, 성장성 또는 수익성이 높은 기업은 최저한세의 시행으로 조세부담이 감소하였으며, 중소기업도 예상과 달리 조세부담이 감소하였다고 주장하였다.

장호영(2003a)은 최저한세 도입 전인 1990년과 도입 후인 2001년의 각각 300명씩의 근로소득자들과 사업소득자들의 과세자료를 근거로 지니계수, 변동계수, 잔차변동계수를 비교하였다. 그 결과 전체적인 조세부담의 공평성이 향상되었으며, 최저한세 도입 전후에 공통적으로 사업소득자들 간의 공평성이 근로소득자들보다 더 높으며 중간소득 계층의 공평성이 고소득 및 저소득 계층보다 더 높다고 주장하였다.⁵⁾

장호영(2003b)은 2001년과 2002년의 각각 150개 법인의 과세자료를 근거로 기업 특성에 따라 분류한 후 최저한세를 적용하기 전의 가상의 경우와 적용한 후의 실제의 경우의 변동계수를 비교한 결과 대기업, 제조업, 수출기업들 간의 조세부담의 공평성이 중소기업, 비제조업, 내수기업들보

5) 일반적인 예상과 다르게 사업소득자들 간의 조세부담의 공평성이 근로소득자들보다 더 높은 원인이 제시되지는 않았지만, 종합소득금액을 집단분류기준으로 선택했기 때문인 것으로 추정된다. 즉, 종합소득금액에서 종합소득세 과세표준을 계산하기 위해 차감하는 항목별공제(교육비, 의료비, 보험료 등)가 근로소득자들에게만 적용되기 때문에 (사업소득자들의 경우에는 표준공제만 적용됨) 같은 집단의 구성원 간의 과세표준 및 산출세액의 편차가 사업소득자들보다 컸을 것으로 추정된다.

다 상대적으로 더 향상되었다고 주장하였다.

외국의 선행연구로는 Omer and Ziebart(1993)가 미국 내국세법(Internal Revenue Code)에 최저한세가 도입된 1986년을 전후한 유효세율로 측정된 기업의 조세부담과 기업특성변수들 간의 관계를 분석하였다. 그 결과 최저한세 도입과 관계 없이 수익성이 높거나 부채비율이 낮거나 성장성이 빠른 기업의 조세부담이 계속 높은 수준을 유지하여 최저한세 제도가 기업의 조세부담의 변동에 거의 영향을 주지 않았다고 주장하였다.

3.2 선행연구와 본 연구의 차별성

국내외의 선행연구는 최저한세의 도입을 전후한 기업들의 이익유연화 행태에 대한 실증 연구가 대부분이고 본 연구의 관심 분야인 조세부담의 공정성에 미치는 영향에 관한 연구는 위에서 제시한 정도에 불과하다. 또한, 이 중에서도 최근의 과세자료를 반영한 것은 거의 없어서 최저한세 제도의 최근의 효과에 대하여 결론을 내리기 어려운 문제점이 있는 것으로 보인다. 본 연구에서는 조세부담의 공정성을 최근의 과세자료를 이용하여 기업특성변수에 따라 분석함으로써 최저한세 제도의 경제적 효과에 대한 보다 일반화되고 적시성 있는 결론을 도출하고자 한다.

선행연구들은 최저한세의 도입 전후를 비교하거나 (권순용과 심한택(2000)) 최저한세를 적용하기 전의 가상의 경우와 적용한 후의 실제의 경우를 비교하는 (박춘래와 장호영(1994), 장호영(2003b)) 실증분석에 머물렀다. 본 연구에서는 이러한 실증분석을 확장하여 중소기업에 대한 최저한세율이 변경된 2003년과 2004년을 연구대상 기간으로 하여 법인세 기본세율에 대한 최저한세율의 비율 변화에

따른 기업의 상대적인 최저한세 납부가능성의 증감을 예측하고 이를 확인한 후에 다시 조세부담의 공정성에 미치는 영향을 확인함으로써 조세부담의 공정성에 대한 보다 체계적인 실증분석을 하고자 한다.

IV. 가설의 설정

본 연구의 주제는 최저한세의 시행으로 인하여 전체적으로 또는 기업특성변수들에 따라 조세부담의 공정성이 향상되었는지 여부와, 또 그 결과와 연도에 따라, 특히 법인세의 기본세율(최고세율의 변화 : 28%(2001년 이전) → 27%(2002년) → 25%(2005년)) 인하가 예정되어 있었고 최저한세율이 인하된 2004년을 전후하여 차이를 보이는지 여부를 검증하는 것이다. 이를 위해 다음의 [가설 1] ~ [가설 3]를 설정하였다:

가설 1: 최저한세의 시행으로 조세부담의 전체적인 공정성이 향상되었다.

위 가설은 조세부담의 공정성을 제고하기 위한 최저한세의 정책 목표가 전체적으로 유의한 차이를 보일 정도로 달성되고 있는지 여부를 검증하였다. 구체적으로 사업연도별로 최저한세를 적용하기 전의 가상의 경우(*pro forma*)와 적용한 후의 실제의 경우(*realized*)를 비교하여 최저한세의 시행으로 인해 공정성이 향상되었는지 여부를 검증하였다. 가상의 경우의 조세부담은 최저한세조정계산서의 '감면후세액' 열의 '차감세액' 란을 통해 확인하였고, 실제의 경우의 조세부담은 동(同)서식의 '최

저한세' 열의 '산출세액' 란을 통해 확인하였다.⁶⁾

[가설 2]는 아래와 같이 [가설 2-a)와 [가설 2-b)로 구성된다:

가설 2-a: 최저한세 제도로 인한 중소기업들 간의 조세부담의 공평성의 향상의 정도가 대기업들 간의 향상의 정도보다 더 크다.

(전제) 중소기업들의 최저한세 납부가능성이 대기업들보다 높다.

가설 2-b: 최저한세 제도로 인한 1·2차산업 기업들 간의 조세부담의 공평성의 향상의 정도가 3차산업 기업들 간의 향상의 정도보다 더 크다.⁷⁾

(전제) 1·2차산업 기업들의 최저한세 납부가능성이 3차산업 기업들보다 높다.

최저한세 제도의 설명에서 언급한 것처럼 조세특례제한법의 조세감면 규정은 중소기업 및 1·2차산업 기업들을 대상으로 한 것들이 상대적으로 많이 있다. 따라서, [가설 2-a)와 [가설 2-b)는 조세감면을 많이 받을 것으로 예상되는 중소기업 및 1·2차산업 기업들이 다른 기업군에 비하여 최저한세 납부가능성이 높고, 결과적으로 최저한세의 시행으로 인한 조세부담의 공평성의 향상의 정도도 다른 기업군에 비하여 더 큰지 여부를 검정하였다. 구체적으로, 사업연도별로 분류된 집단에 대하여 [가설 1]과 마찬가지로 최저한세를 적용하기 전의 가상의 경우(*pro forma*)와 적용한 후의 실제의 경우(*realized*)

를 비교하여 최저한세의 시행으로 인한 공평성의 향상 정도의 집단별 차이 여부를 검정하였다.

가설과 전제를 구분한 것은 전제가 충족될 경우에 가설을 더욱 합리적으로 설명할 수 있기 때문이다. 즉, 동일한 경제적 능력의 기업들이 부담하는 유효세율이 비슷해지도록 조정하여 조세부담의 공평성을 확보하는 최저한세의 취지를 고려하면 특정 기업군에 속하는 전체 기업들 중에서 최저한세의 적용을 받는 기업들의 비율인 최저한세 납부가능성이 높은 경우에 공평성의 향상의 정도가 더 큰 것으로 합리적으로 예상할 수 있다. 최저한세 납부가능성과 공평성의 향상의 정도 간의 정확한 상관관계에 관한 선행연구를 발견할 수는 없고, 최저한세 납부가능성이 큰 경우에도 해당 기업들이 적용한 조세감면 중 배제되는 금액들이 다른 기업군에서 배제되는 금액들에 비해서 상대적으로 작아서 공평성의 향상의 정도가 더 작은 경우도 가능하지만, 최저한세 납부가능성이 비교대상 기업군에 비해 충분히 큰 경우에는 공평성의 향상의 정도가 더 클 것으로 예상할 수 있다.

가설 3: 중소기업의 조세부담의 공평성은 2003년에 비해 2004년에 대기업보다 상대적으로 더 악화되었다.

(전제) 중소기업의 최저한세 납부가능성은 2003년에 비해 2004년에 대기업보다 상대적으로 더 낮아졌다.

2003년에 비해 2004년에 기본세율과 대기업의 최저한세율은 변하지 않았으나 중소기업의 최저한

6) 가상의 경우(*pro forma*)와 실제의 경우(*realized*)를 구분하여 계산하는 방법은 [가설 1]과 [가설 2]의 검정에만 사용된다.

7) 한국표준산업분류표의 대분류 중 "A. 농업과 임업"부터 "F. 건설업"까지를 1·2차산업으로, "G. 도매 및 소매업"부터 "T. 국제 및 외국기관"까지를 3차산업으로 분류하였다.

세율은 인하되었다. (12%→10%) 최저한세율의 인하는 감면후세액에는 영향을 미치지 않지만, 최저한세에는 영향을 미치므로 최저한세의 납부가능성이 낮아진다. 즉, $AMT = \max(\text{감면후세액}(\text{①}), \text{최저한세}(\text{②}))$ 에서 ①의 값은 불변이고 ②는 작아지므로 ①>②의 가능성이 높아진다.

최저한세의 납부가능성은 기본세율과 최저한세율의 상대적인 비율 이외에도 연구대상 기간인 2003년과 2004년의 서로 다른 경제적인 요인들에 의해서도 영향을 받을 수 있지만 동(同)요인들은 대기업과 중소기업에 공통적인 영향을 미치기 때문에 별도로 통제하지 않았다. 2003년에 비해 2004년에 기본세율이 변하지는 않았지만 2003.12.30.자 개정 법인세법에서 기본세율을 인하하였고 (최고세율의 변화: 27%(2002년) → 25%(2005년)) 시행시기만을 2005년으로 유예하였다. 법인세 기본세율을 인하하면서 이를 즉시 시행하지 않고 1년간 유예한 것은 법인세법 제정(제정일자: 1949.11.07.) 이후 처음 있었던 매우 예외적인 현상이었고 기업들이 기본세율 인하를 전후하여 법인세 부담을 줄이기 위한 의사결정을 하는데 필요한 충분한 시간을 제공한 것으로 볼 수 있다.⁸⁾ 즉, 기업들은 기본세율이 낮아지는 2005년에 비해 기본세율이 높은 2004년에 더욱 적극적으로 최저한세 대상인 조세감면을 적용함으로써 기본세율 인하를 전후한 법인세 부담을 줄이기 위해 노력했을 것으로 보인다.

상설하면, 최저한세 대상인 특정한 조세감면을 2004년과 2005년 중 선택하여 적용받을 수 있는 기업은 동(同)조세감면을 기본세율이 높은 2004년에 적용함으로써 화폐의 시간가치(time value of

money)를 무시하더라도 법인세 부담총액을 줄일 수 있다. 즉, 동(同)조세감면이 과세표준을 계산하기 전의 단계에 적용되는 것(특별감가상각비의 손금산입, 준비금의 손금산입, 익금불산입, 비과세 및 소득공제)이라면 같은 금액의 조세감면을 적용하더라도 기본세율이 높은 2004년에 산출세액을 더 많이 줄일 수 있다. (산출세액 감소액 = 조세감면 × 기본세율) 동(同)조세감면이 과세표준을 계산한 후의 단계에 적용되는 것(세액감면 또는 세액공제)이라면 산출세액의 일정비율을 경감하는 세액감면의 경우에는 (세액감면 = 산출세액 × (감면대상 과세표준 ÷ 과세표준) × 감면율) 높은 기본세율로 인해 산출세액이 높은 2004년에 적용하는 것이 세액감면을 더 많이 적용받을 수 있고, 산출세액에서 일정금액을 경감하는 세액공제의 경우에도 최저한세로 인한 한도를 고려하면 산출세액이 높은 2004년에 적용하는 것이 세액공제를 더 많이 적용받을 수 있다. 종합하면, 최저한세 대상인 특정한 조세감면의 적용시기를 2004년과 2005년 중에 선택할 수 있는 기업은 동(同)조세감면을 2004년에 적용함으로써 법인세 부담총액을 줄이면서 화폐의 시간가치로 인한 이익을 얻을 수 있는 것이다. 과세표준을 계산하기 전의 단계에 적용되는 조세감면을 기본세율이 높은 2004년에 적용함으로써 법인세 부담총액을 줄일 수 있다는 것은 큰 폭의 법인세율 인하를 (최고세율의 변화: 46%(1985년) → 40%(1986년) → 34%(1987년)) 미리 예고하였던 미국의 1986년 내국세법 개정(TRA86)을 앞두고 기업들이 총발생액(total accruals)이나 재량적 발생액(discretionary accruals)을 감소시킴으로써

8) <표 1>의 4회의 법인세 기본세율 인하(최고세율의 변화 : 34%(1993년 이전) → 32%(1994년) → 30%(1995년) → 28%(1996년) → 27%(2002년), 2003.12.30.자 개정 제외)도 법인세법 개정과 함께 별도의 유예기간 없이 시행되었다. (각각의 개정일자가 1993.12.31., 1994.12.22., 1995.12.29. 및 2001.12.31.)

세율이 낮은 기간으로 소득을 이전시키는 이익조정 (earnings management)을 했고, 이러한 이익조정 행위가 소득 이전의 효과가 큰 한계세율이 높은 기업들에서 더욱 빈번하게 나타났다는 Guenther (1994)와 Lopez et al.(1998)의 연구로도 뒷받침할 수 있다.

따라서, 기업들이 기본세율 인하가 예정되었던 2004년에 적극적으로 최저한세 대상인 조세감면을 적용했다면 다른 조건들이 일정하다고 가정할 경우에는 (*ceteris paribus*) 대기업과 중소기업 모두 2003년에 비해 2004년에 최저한세 납부가능성이 높아졌을 것으로 예상할 수 있다. 그러나, 2004년에 대기업의 최저한세율이 변하지 않은 반면 중소기업의 최저한세율은 인하되었으므로 중소기업의 최저한세 납부가능성은 2003년에 비해 2004년에 '상대적으로' 더 낮아졌을 것으로 예상할 수 있다. 따라서, [가설3]은 2003년에 비해 대기업과 비교한 상대적인 최저한세 납부가능성이 낮아진 2004년에 중소기업의 조세부담의 공평성이 2003년에 비해 대기업보다 상대적으로 더 악화되었는지 여부를 검정하였다. [가설2]에서 언급한 것처럼 상대적인 최저한세 납부가능성이 2003년에 비해 2004년

에 충분히 낮은 경우에는 상대적인 공평성이 악화되었을 것으로 합리적으로 예상할 수 있는 것이다.

[가설 2]~[가설 3]은 최저한세 납부가능성이 중소기업 및 1·2차산업 기업일 경우 더 높아졌는지, 최저한세 납부가능성이 기본세율과는 (-) 및 최저한세율과는 (+)의 관계를 보이고 있는지, 이러한 최저한세 납부가능성의 변화가 실제로 조세부담의 공평성에 영향을 미쳤는지 여부를 검정하였다. [가설 3]은 실제의 경우(*realized*)만을 고려하여 분류된 집단에 대하여 2003년에 비해 2004년에 공평성이 향상되었는지 또는 악화되었는지 여부를 검정하였다.

V. 연구방법론

5.1 표본의 선정

5.1.1 표본선정절차

본 연구의 실증분석에 사용하기 위하여 세무대리

〈표 2〉 가설의 구체적인 구성

가설	대상	H	H의 세부적인 분류	
			2003년	2004년
가설1	전체기업	xx년의 공평성이 향상	H1 ²⁰⁰³	H1 ²⁰⁰⁴
가설2-a	중소기업 (대기업과 비교)	xx년의 공평성이 더 향상	H2A ²⁰⁰³	H2A ²⁰⁰⁴
가설2-b	1·2차산업 기업 (3차산업과 비교)	xx년의 공평성이 더 향상	H2B ²⁰⁰³	H2B ²⁰⁰⁴
가설3	중소기업 (대기업과 비교)	2003년에 비해 공평성이 대기업보다 상대적으로 더 악화		H3

인들로부터 무작위로 2000년 12월 31일 이전에 개업한 서울 지역 법인들의 법인세 신고관련 서류들을 수집한 후에 그 중에서 12월말 결산 영리내 국법인이면서 2001년부터 2004년까지 매년 당기순이익을 보고한 405개 법인을 표본으로 선정하였다.⁹⁾ 구체적인 표본선정절차는 <표 3>과 같다.

그리고, 동(同)법인들의 2003년 및 2004년 사업연도의 법인세 과세표준 및 세액신고서, 법인세 과세표준 및 세액조정계산서, 최저한세조정계산서, 공제감면세액 및 추가납부세액합계표(갑) 등과 함께 법인세를 신고할 때 제출한 재무제표를 수집하였다.

표본의 구체적인 구성은 <표 4>와 같다. 연구대상 기간인 2003년과 2004년에 표본기업은 <표 3>의 과정을 거쳐 선정된 기업들로 동일하지만 연구대상 기간 동안 기업의 특성이 바뀔 수 있으므로 (예컨대, 2003년에는 중소기업기본법의 요건에 해당하였으나 2004년에는 해당하지 아니하여 중소기업에서 대기업으로 바뀔 수 있으므로) 사업연도별로 표본의 구성은 약간의 차이가 발생하였다.

5.1.2 선정된 표본의 대표성에 대한 검토

수동으로 수집하여 본 연구의 표본을 선정하는 과정에서 모집단의 특성을 잘 대표할 수 있도록 무작위추출(random sampling)이 이루어졌는지의 여부에 대하여 검토하기로 한다.

먼저, <표 3>의 표본선정절차에 편의(bias)가 발생하지 않았는지의 여부에 대하여 검토하기 위하여 <표 3>의 단계별 표본제외비율과 표본선정 기간인 2001년부터 2004년까지의 모비율을 비교하면 아래의 <표 5>와 같다.

<표 5>와 같이 최초로 수집한 854개의 법인들 중에 포함된 비영리법인과 비12월말의 비율은 모비율과 유의적으로 다르지 않는 것으로 판단된다. 당기순손실법인비율의 경우에는 표본에서 제외된 기준(2001년부터 2004년까지 1회 이상 당기순손실을 보고한 법인)과 모비율의 기준이 다르기 무작위추출이 이루어졌는지에 대한 직접적인 검토는 불가능하다. 그러나, 매년의 당기순이익 보고 여부가 시계열적으로 독립적(serially independence)이라면 표본제외비율이 81.5%로 실제 적용된 48.1%와는 크게 달랐을 것이므로,¹⁰⁾ 연도별 당기순이익

<표 3> 표본선정절차

기준	표본수
무작위로 법인세 신고관련 서류들을 수집한 서울 지역 법인	854개
(-) 비영리법인	(-)43개 (=811개)
(-) 결산월이 12월이 아닌 법인	(-)30개 (=781개)
(-) 2001년부터 2004년까지 1회 이상 당기순손실을 보고한 법인	(-)376개 (=405개)
(=) 최종표본	405개

9) 당기순손실을 보고한 법인들의 경우 조세부담의 분석이 별다른 의미가 없고, 이월결손금의 발생으로 인해 이후 사업연도의 조세부담에도 영향을 미치기 때문에 대상에서 제외하였다.

10) $1 - \{(1 - 35.6\%) \times (1 - 34.6\%) \times (1 - 33.7\%) \times (1 - 33.7\%)\} = 81.5\%$

〈표 4〉 표본의 구성

패널A: 유형별 구분

유형	표본
A	최저한세의 적용을 받는 법인
B	최저한세 대상인 조세감면을 적용하였으나, 최저한세의 적용을 받지 않는 법인
C	최저한세 대상인 조세감면을 적용하지 않은 법인

패널B: 2003년의 구성

2003년		A	B	C	계
중소기업	1·2차산업	14	89	40	143
중소기업	3차산업	3	60	56	119
대기업	1·2차산업	7	56	9	72
대기업	3차산업	2	29	40	71
계		26	234	145	405

패널C: 2004년의 구성

2004년		A	B	C	계
중소기업	1·2차산업	9	97	31	137
중소기업	3차산업	1	75	44	120
대기업	1·2차산업	9	56	5	70
대기업	3차산업	6	39	33	78
계		25	267	113	405

〈표 5〉 단계별 표본제외비율과 모비율의 비교

기준	표본제외비율	모비율					Z값** (p-value)
		2001년	2002년	2003년	2004년	평균*	
비영리법인	5.0%(43÷854)	5.6%	5.0%	4.7%	4.6%	4.9%	0.155(0.877)
비12월말법인	3.7%(30÷811)	3.7%	3.8%	3.1%	3.1%	3.4%	0.491(0.623)
당기순손실법인	48.1%(376÷781)	35.6%	34.6%	33.7%	33.7%	34.3%	

자료: 국세통계연보

* 연도별 비율을 연도별 법인수로 가중평균한 것이므로 단순평균비율과는 차이가 있다. (연도별 법인수는 2001년부터 차례로 240,352개, 271,353개, 303,462개 및 316,777개)

** Z값과 p-value는 표본제외비율(p_0)과 모비율(p_1 , 2001년~2004년의 평균)이 다르다는 가설($H_0 : p_0 = p_1$)에 대하여 계산한 값들이다.

에는 강한 시계열적 상관성(serial correlation)이 있는 것으로 추정할 수 있다.

다음으로, 이상의 선정절차를 거친 <표 4>와 같은 표본의 구성이 모집단의 구성과 차이가 나지 않았는지의 여부에 대하여 검토하기 위하여 연도별 표본비율과 모비율을 비교하면 아래의 <표 6>과 같다.

<표 6>와 같이 1·2차산업 기업과 3차산업 기업의 구성은 연도별로 표본비율과 모비율이 유의적으로 다르지 않은 것으로 판단된다. 그러나, 중소기업과 대기업의 구성은 모집단의 구성에 비해 중소기업의 비율이 유의적으로 낮아지고 대기업의 비율은 유의적으로 높아진 것을 발견할 수 있다. 이러한 결과는 본 연구의 대상인 조세부담의 공평성에 미치는 당기 또는 전기 이전의 순손실의 영향을 제거하기 위해 2001년부터 2004년까지 매년 당기순

이익을 보고한 법인을 대상으로 표본을 선정한 결과 대기업에 비해 수익성이 상대적으로 낮은 중소기업이 <표 3>의 표본선정절차에서 많이 제거되었고,¹¹⁾ 서울 지역의 기업을 대상으로 표본을 수집하였기 때문에 당초부터 <표 6>의 전국평균보다는 대기업의 비율이 높았기 때문이었던 것으로 분석된다.

5.2 공평성의 측정

본 연구에서 조세부담의 공평성을 측정하기 위해 사용한 불평등도지수들은 다음과 같다.¹²⁾ 연구의 배경에서 언급한 것처럼 단일세율제도에 가까운 현행 법인세법에서 기업의 조세부담의 공평성의 정도는 개별 기업이 부담하는 세율의 편차가 얼마나 작은지, 또는 개별 기업의 조세부담의 크기가 소득의 크기에 따라 얼마나 비례적으로 분포하는지에 따라

<표 6> 연도별 표본비율과 모비율의 비교

기준	표본비율		모비율		Z값(p-value)*	
	2003년	2004년	2003년	2004년	2003년	2004년
중소기업	64.7%(262÷405)	63.5%(257÷405)	98.4%	98.5%	-53.284(0.000)	-57.046(0.000)
대기업	35.3%(143÷405)	36.5%(148÷405)	1.6%	1.5%	53.284(0.000)	57.046(0.000)
1-2차산업	53.1%(215÷405)	51.1%(207÷405)	53.7%	53.0%	-0.258(0.797)	-0.761(0.447)
3차산업	46.9%(190÷405)	48.9%(198÷405)	46.3%	47.0%	0.258(0.797)	0.761(0.447)

자료 : 국세통계연보, 2006년 중소기업에 관한 연차보고서

* Z값과 p-value는 연도별 표본비율(p_0)과 모비율(p_1)이 다르다는 가설($H_0 : p_0 = p_1$)에 대하여 계산한 값들이다.

11) 중소기업이 대기업에 비해 수익성이 낮은 것은 연도별 매출순이익율을 비교한 아래의 <표 7>의 자료에 근거하여 추론할 수 있다.

<표 7> 연도별 매출순이익율

2003년	전체기업	4.03%	2004년	전체기업	3.57%
	중소기업	2.50%		중소기업	2.79%

자료: 국세통계연보, 2006년 중소기업에 관한 연차보고서

12) 박춘래와 장호영(1994) 및 장호영(2003a)은 변동계수와 잔차변동계수 외에 지니계수(Gini coefficient)를 사용하여 조세부담의 공평성을 측정하였다. 그러나, 경제학에서 국민소득분배의 공평성을 측정하기 위해 사용하는 지니계수는 본 연구의 대상인 가치중립적인 법인세의 단일세율성을 측정하기 위해서는 적합하지 않은 면이 있으므로, 본 연구에서는 사용하지 않았다.

측정할 수 있다.

불평등도지수들을 계산하는데 필요한 조세부담은 법인세법 등의 의무위반이나 과실로 인하여 납부하는 가산세나 감면분추가납부세액을 부담하지 않을 경우에 납부하는 부담할 세액(표14)의 $bdnT$ 으로 정의하고, 소득은 손익계산서의 법인세차감전순이익(earning before tax: EBT)으로 정의한다. 이 경우에 세율의 편차가 얼마나 작은지는 유효세율($bdnt = bdnT \div EBT$)의 변동계수로 측정하고¹³⁾, 조세부담의 크기와 소득의 크기가 비례적으로 분포하는지는 부담할 세액의 잔차변동계수로 측정할 수 있다.

① 변동계수(coefficient of variation: CV)

변동계수는 유효세율의 표본표준편차(s)를 유효세율의 평균(μ)으로 나누어서 계산하는데, 0에 가까울수록 조세부담의 공평성이 높은 것을 의미한다.

$$CV = \frac{s}{\mu} \quad (s = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (bdnt_i - \mu)^2,$$

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n bdnt_i)$$

$bdnt_i$: i 번째 기업의 유효세율,
 n : 연구대상 기업의 수(405)

② 잔차변동계수(coefficient of residual variation: CRV)

Grasso and Frischmann(1992)는 조세부담의 크기를 이용하여 변동계수를 측정할 경우에는 납세자들의 소득의 크기의 차이 때문에 변동계수는 공평성을 과소평가하는 문제점을 지적하였다. 이를 개선하기 위해, 각 납세자의 실제 조세부담을 종속변수로 하고 소득의 크기를 독립변수로 하여 회귀모형을 추정한 다음 실제 조세부담과 추정된 조세부담의 차이인 잔차(residual)에 대한 변동계수인 잔차변동계수를 이용하였다. 잔차변동계수도 0에 가까울수록 조세부담의 공평성이 높은 것을 의미한다.

$$CRV = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (bdnT_i - \widehat{bdnT}_i)^2}{(n-2)}}}{\mu}$$

\widehat{bdnT}_i : i 번째 기업의 부담할 세액 추정치,

$\widehat{bdnT}_i = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 I_i$ 로 계산

I_i : i 번째 기업의 소득금액

$\widehat{\beta}_0$, $\widehat{\beta}_1$: 회귀계수 (독립변수인 I_i 와 종속변수인 $bdnT_i$ 를 이용한 회귀분석으로 추정)

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n bdnt_i$$

전술한 바와 같이, 본 연구에서 I_i 는 법인세차감전순이익(EBT)를 이용하였고, Grasso and Frischmann(1992)의 방법을 약간 변형하여 $\widehat{\beta}_0$

13) 유효세율에 관한 공식적인 통계는 이용할 수 없다. 그러나, 국제통계연보의 자료를 이용하여 (+)의 각사업연도소득금액을 신고한 법인들을 대상으로 다소 변형된 방법으로 (유효세율 = (부담할 세액÷각사업연도소득금액): 즉, 분모에 법인세차감전순이익 대신 각사업연도소득금액을 사용하여 계산함) 2003년과 2004년의 유효세율 평균값을 추정하면 각각 19.25%와 19.35%이다. 세부조정을 통해 대부분의 경우에는 법인세차감전순이익보다 각사업연도소득금액이 더 큰 점을 고려하면 실제 유효세율 평균값은 동(同)비율들보다 클 것이고, 이러한 추론은 뒤에서 제시하는 <표 9>에서 표본기업들의 유효세율 평균값이 각각 20.79%와 21.61%로 동(同)비율들보다 큰 사실을 통해서도 뒷받침할 수 있다.

=0 으로 가정하고 $bdn\widehat{T}_i$ 을 추정하였다.¹⁴⁾ 즉, EBT와 $bdn\widehat{T}_i$ 간의 원점을 지나는 회귀식을 추정한 것인데, 이것은 본 연구의 대상인 법인세의 단일세율성으로 조세부담의 공정성을 측정하기 위해 필요한 가정이다. 상수항(β_0)을 0으로 두지 않을 경우에는 EBT의 크기에 따른 평균세율의 변화를 가정한 것이 되고, 이러한 가정은 법인세의 단일세율성에 부합한다고 보기 어렵다.¹⁵⁾

5.3 조세부담의 공정성을 측정하기 위한 소집단의 분류의 문제

박춘래와 장호영(1994)은 Grasso and Frischmann (1992)과 같이 160개의 연구대상 법인들을 소득의 크기에 따라 10등급으로 구분하여 등급별로 불평등도지수들을 계산한 후, 등급별 불평등도지수의 차이의 평균과 표준편차를 이용한 T test로 전체

적인 조세부담의 공정성의 향상 여부를 판단하였다. 그러나, 전술한 바와 같이 연구의 대상이 다단계 초과누진세율인 개인소득세였던 Grasso and Frischmann(1992)과 달리 본 연구의 대상이면서 단일세율제도에 가까운 현행 법인세법은 영세한 규모의 일부 기업들을 제외하고는 대부분의 기업들의 경제적 능력이 같다고 보는 것으로 해석할 수 있으므로, 연구대상 법인들을 다시 소집단으로 분류하지는 않았다.¹⁶⁾

본 연구의 표본기업들 중에서도 낮은 단계의 세율이 적용되는 과세표준이 1억원 이하인 기업은 2003년 및 2004년에 각각 6개(1.5%) 및 8개(2.0%)에 불과하므로 대부분의 기업들에게 과세표준 1억원 초과 단계의 세율이 적용되고, 결과적으로 법인세법이 대부분의 기업들의 경제적 능력(즉, 소득의 크기에 대한 담세비율)이 같다고 보는 것으로 해석할 수 있다.¹⁷⁾

- 14) 추정하는 설명변수가 β_1 하나 뿐이므로 회귀모형의 자유도는 $(n-2)$ 가 아닌 $(n-1)$ 이 된다. 따라서 분자의 제곱근 안에도 $(n-2)$ 대신 $(n-1)$ 로 계산하였다.
- 15) Grasso and Frischmann(1992)이 회귀식을 추정할 때 상수항을 사용한 것은 연구의 대상이 법인세가 아니라 다단계 초과누진세율인 개인소득세였기 때문이다. 즉, 세율구간이 자주 변경되면 소득금액의 구간에서 소득금액과 부담할 세액의 관계를 원점을 지나는 직선으로 볼 수는 없기 때문에 소득금액의 구간별로 동(同)관계를 정확하게 추정하기 위해서 상수항을 사용하였다.
- 16) 박춘래와 장호영(1994)이 사용한 t-test도 정규분포를 가정할 수 없고, 자료의 수가 충분히 크지 않기 때문에 전체적인 조세부담의 공정성의 향상 여부를 판단하기에 어려움이 있었다. Grasso and Frischmann(1992)은 등급별 CV와 CRV를 비교하여 소득금액의 구간에서 값이 더 작은 CRV를 사용할 때 공정성이 높은 결과가 나온다는 것을 보였을 뿐, 특정한 제도의 시행으로 인한 공정성의 향상 여부에 대하여 판단하지는 않았다.
- 17) 물론 국제통계연보의 자료를 이용하여 모집단(전체법인)을 대상으로 계산한 과세표준이 1억원을 초과하는 법인의 비율을 계산하면 2003년과 2004년에 각각 14.6%와 15.2%에 그치지만 (i) 과세표준이 (-)인 법인의 비율이 각각 33.7%와 33.6%에 이르고 (ii) 본 연구의 대상인 조세부담의 공정성에 미치는 당기 또는 전기 이전의 순손실의 영향을 제거하기 위해 2001년부터 2004년까지 매년 당기순이익을 보고한 법인을 대상으로 표본을 선정할 결과 (표6)에서 모집단의 구성에 비해 수익성이 높은 대기업의 비율이 유의적으로 높아진 것과 같이, 과세표준이 1억원 이상으로 충분히 큰 표본기업들의 비율이 모집단의 비율보다 크게 높아지게 되었으며 (iii) 모집단에서도 과세표준이 1억원을 초과하는 법인의 비율은 각각 14.6%와 15.2%에 그치지만 과세표준 총액 중에서 과세표준이 1억원을 초과하는 법인들의 과세표준 합계액은 96.4%와 96.2%로 대부분을 차지하고 있으므로, 적어도 법인세법은 지속적인 수익성이 있다고 보는 법인들의 경우에는 과세표준 1억원 초과 단계의 세율이 적용하여 소득의 크기에 대한 담세비율도 같다고 보는 것으로 해석할 수 있는 것이다.

〈표 8〉 과세표준 구간별 법인의 수 및 과세표준 비율

과세표준 구간	2003년		2004년	
	법인수 비율	과세표준 비율	법인수 비율	과세표준 비율
0원 미만	33.7%	-	33.6%	-
0원 이상 ~ 1억원 미만	51.7%	3.6%	51.2%	3.8%
1억원 초과	14.6%	96.4%	15.2%	96.2%

자료: 국제통계연보

VI. 실증분석 결과

6.1 (가설 1)의 실증 결과

〈표 9〉에서 연구대상 기간인 2003년과 2004년에 모두 최저한세의 시행으로 인해 CV와 CRV의 값이 감소한 결과를 나타내고 있으므로, 최저한세의 시행으로 전체적인 조세부담의 공평성이 향상된 것으로 해석할 수 있다.¹⁸⁾

또한, 2003년과 2004년에 모두 최저한세의 시

행으로 인해 adjusted R²의 값이 증가하여 잔차변동계수를 계산하기 위한 추정된 회귀식($b\widehat{dnT}_i = \widehat{\beta}_1 I_i$, 공평성의 측정을 위한 불평등도지수에서 언급한 바와 같이 당초에는 Grasso and Frischmann (1992)와 같이 $b\widehat{dnT}_i = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 I_i$ 의 형태였지만 본 연구의 대상인 법인세의 단일세율성으로 조세부담의 공평성을 측정하기 위해 $\widehat{\beta}_0 = 0$ 을 가정한 것임)에 더 잘 적합하는 결과를 나타내고 있으므로, 최저한세의 시행으로 법인세의 단일세율성이 더 강화된 것으로 해석할 수 있고,¹⁹⁾ 이것은 역시

〈표 9〉 (가설1)의 실증분석 결과

패널A: 2003년의 실증분석 결과

H1 ²⁰⁰³	CV	CRV	$\widehat{\beta}_1$	adjusted R ²
<i>pro forma</i>	0.6581	2.0271	15.82%	57.66%
<i>realized</i>	0.6202	1.1108	20.79%	87.48%
차이	-0.0379	-0.9163	4.98%	29.82%
변화율	-5.76%	-45.20%		
결과	개선	개선		

패널B: 2004년의 실증분석 결과

H1 ²⁰⁰⁴	CV	CRV	$\widehat{\beta}_1$	adjusted R ²
<i>pro forma</i>	0.6652	1.6995	20.00%	81.68%
<i>realized</i>	0.6212	1.0696	21.61%	92.28%
차이	-0.0440	-0.6299	1.61%	10.60%
변화율	-6.62%	-37.06%		
결과	개선	개선		

18) 그러나, CV나 CRV가 특정한 확률분포를 따르는 것은 아니기 때문에 CV나 CRV의 증감을 이용한 유의성 검정(significance test), 즉 통계적 가설검정은 아직까지 연구되지 않았다. 전술한 바와 같이 기술통계학(descriptive statistics)에서 일반적으로 이용되는 CV 대신 CRV의 이용을 주장한 Grasso and Frischmann(1992)도 CRV를 이용한 유의성 검정에 대해서는 언급하지 않았다.

19) R²의 증감을 이용한 유의성 검정은 Vuong(1989) test가 있지만 이것은 종속변수의 관측값들이 일정한 경우에 독립변수들의 구성이 변화함에 따라 R²가 유의적으로 변화하는지를 검정하는 것이므로, 본 연구와 같이 서로 다른 관측값들(즉, 가상의 경우(*pro forma*)의 부담할 세액($b\widehat{dnT}$)과 실제의 경우(*realized*)의 부담할 세액)을 각각의 종속변수로 둔 두 회귀모형의 R²의 증감을 이용한 유의성 검정에는 이용할 수 없다. CV나 CRV의 경우와 마찬가지로 이러한 통계적 가설검정은 아직까지 연구되지 않았다.

최저한세의 시행으로 전체적인 조세부담의 공평성이 향상된 것으로 해석할 수 있다. (본 연구에서는 추정하는 설명변수가 $\hat{\beta}_1$ 하나 뿐이므로 adjusted R^2 는 R^2 와 값이 같다)

또한, 최저한세의 시행으로 부담할 세액($bdnT$)이 증가하는 법인은 있는 반면에 감소하는 법인은 없기 때문에 시행 이전(*pro forma*)과 이후(*realized*)를 비교할 때 최소제곱법(OLS: Ordinary Least Square)으로 계산한 원점을 지나는 회귀식($bdn\hat{T}_i = \hat{\beta}_1 I_i$)의 계수로 법인세의 단일세율 추정값인 $\hat{\beta}_1$ 은 모든 경우에 그 값이 증가한 사실을 발견할 수 있다. 2003년과 2004년에 모두 $\hat{\beta}_1$ 이 증가하였지만 2003년의 증가폭(4.98%)이 2004년의 증가폭(1.61%)보다 큰 것은 중소기업에 대한 최저한세율이 2004년에 인하됨에 따라 (12%→10%) $\hat{\beta}_1$ 을 증가시키는 영향의 크기가 줄어들었기 때문인 것으로 분석할 수 있다.

6.2 (가설 2-a)의 실증 결과

<표 10>에서 연구대상 기간인 2003년과 2004년에 모두 최저한세의 시행으로 인해 중소기업과 대기업의 CV와 CRV의 값이 감소한 결과를 나타내지만, 감소한 크기 및 비율에 근거할 때 최저한세의 시행으로 대기업의 조세부담의 공평성이 중소기업보다 더 향상된 것으로 해석할 수 있다.

또한, 2003년과 2004년에 모두 최저한세의 시

행으로 중소기업과 대기업의 adjuste R^2 의 값이 증가하여 잔차변동계수를 계산하기 위한 추정된 회귀식에 더 잘 적합하는 결과를 나타내지만, 증가한 크기에 근거할 때 최저한세의 시행으로 법인세의 단일세율성이 대기업 집단 내에서 더 강화된 것으로 해석할 수 있고, 이것은 역시 최저한세의 시행으로 대기업의 조세부담의 공평성이 중소기업보다 더 향상된 것으로 해석할 수 있다.

예상과 다르게 대기업의 조세부담의 공평성이 더 향상된 것은 [가설 2-a]의 전제(중소기업의 최저한세 납부가능성이 더 큼)가 충분히 달성되지 않았거나 (2003년의 Z값은 0.0765) 오히려 반대의 전제가 충족되었기 (2004년의 Z값은 -2.5144) 때문인 것으로 추정된다.

조세부담의 공평성은 최저한세 납부가능성((표4)의 $A \div (A+B+C)$)에 비례한다고 볼 수 있는데, (표4)의 내용을 정리하여 최저한세 납부가능성을 계산하면 <표 11>의 패널A와 같다.

이러한 결과는 조세특례제한법에는 중소기업에 대한 조세특례 외에도 대기업도 적용받을 수 있는 조세특례들도 있는데, 상대적으로 세법지식이 더 높은 대기업들이 조세감면 규정을 더 적극적으로 활용했기 때문인 것으로 추정된다.²⁰⁾²¹⁾ 이는 대기업의 조세감면의 적용비율((표4)의 $(A+B) \div (A+B+C)$)이 (표11)의 패널A와 같이 더 높은 사실로 뒷받침할 수 있다. 또한, 서울 지역의 기업으로 표본을 구성하였기 때문에 중소기업에게도 조세감면이 배제되거나 축소되는 경우가 많았기 때문인 것

20) 대기업들도 적용받을 수 있는 조세특례는 제2장 제2절(제9조~제19조)의 연구 및 인력개발에 대한 조세특례, 제4절(제24조~제30조)의 투자촉진을 위한 조세특례, 제4절의2(제30조의2~제30조의4)의 고용증대를 위한 조세특례, 제5절(제30조의5~제47조의3)의 기업구조조정을 위한 조세특례, 제6절(제47조의4~제57조)의 금융기관 구조조정을 위한 조세특례 등이다.

21) 조세감면 규정을 잘못 적용했을 경우에는 감면세액과 함께 신고불성실가산세(감면세액의 10%), 납부불성실가산세(감면세액×경과일수×0.03%) 등이 추정될 수 있기 때문에 중소기업은 법령의 내용이 명확하지 않을 때에는 조세감면 규정을 활용하지 않는 경향이 있는 것으로 알려져 있다.

〈표 10〉 (가설2-a)의 실증분석 결과

패널A: 최저한세 납부가능성

	2003년		2004년	
	중소기업	대기업	중소기업	대기업
<i>n</i>	262	143	257	148
최저한세 적용기업	17	9	10	15
최저한세 적용비율	6.49%	6.29%	3.89%	10.14%
가설의 전체를 검정하기 위한 Z값 ²²⁾	0.0765		-2.5144	
(<i>p-value</i>)	0.4695		0.9940	

패널B: 2003년의 실증분석 결과

H2A ²⁰⁰³	CV		CRV		$\hat{\beta}_1$		adjusted R ²	
	중소기업	대기업	중소기업	대기업	중소기업	대기업	중소기업	대기업
<i>pro forma</i>	0.6713	0.6360	0.6988	1.3570	20.97%	15.78%	84.55%	52.60%
<i>realized</i>	0.6351	0.5949	0.5546	0.7396	21.64%	20.79%	89.63%	85.89%
차이	-0.0362	-0.0411	-0.1441	-0.6174	0.67%	5.00%	5.08%	33.29%
변화율	-5.40%	-6.46%	-20.63%	-45.50%				
결과	대기업이 더 개선		대기업이 더 개선					

패널C: 2004년의 실증분석 결과

H2A ²⁰⁰⁴	CV		CRV		$\hat{\beta}_1$		adjusted R ²	
	중소기업	대기업	중소기업	대기업	중소기업	대기업	중소기업	대기업
<i>pro forma</i>	0.6982	0.5609	0.6036	1.1653	21.80%	19.99%	91.18%	80.20%
<i>realized</i>	0.6700	0.4835	0.5808	0.7286	21.86%	21.61%	91.65%	91.63%
차이	-0.0282	-0.0774	-0.0228	-0.4367	0.06%	1.62%	0.47%	11.43%
변화율	-4.04%	-13.80%	-3.78%	-37.48%				
결과	대기업이 더 개선		대기업이 더 개선					

22) 표본의 크기가 충분히 큰 경우에, 표본의 크기가 n_1 인 모집단1에서 계산한 표본비율 \hat{p}_1 과 표본의 크기가 n_2 인 모집단2에서 계산한 표본비율 \hat{p}_2 를 이용하여 모집단1과 모집단2의 각각의 모비율 p_1 과 p_2 가 다르다는 가설($H_0 : p_1 = p_2$)을 검정하기 위해 계산하는 검정통계량 $Z = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$ 이다. (단, $\hat{p} = \frac{n_1\hat{p}_1 + n_2\hat{p}_2}{n_1 + n_2}$) 〈표 5〉, 〈표 6〉, 〈표 12〉 및 〈표 13〉의 Z값도 같은 방법으로

로 계산한 것이다. Z값이 충분히 큰 경우(*p-value*가 0에 가까울 정도로 작은 경우)에는 [가설 2-a]의 전체(중소기업의 최저한세 납부가능성이 더 큼)가 충족되고, Z값이 충분히 작은 경우(*p-value*가 1에 가까울 정도로 큰 경우)에는 반대의 전체(대기업의 최저한세 납부가능성이 오히려 더 큼)가 충족되는 것이다. [가설 2-b]와 [가설 3]에서도 Z값이 충분히 큰 경우에는 가설의 전체가 충족되고, Z값이 충분히 작은 경우에는 반대의 전체가 충족되는 것이다.

〈표 11〉 최저한세 납부가능성과 최저한세 대상인 조세감면의 적용비율

패널A: 중소기업과 대기업의 비교

	최저한세 납부가능성		최저한세 대상인 조세감면의 적용비율	
	중소기업	대기업	중소기업	대기업
2003년	6.49%	6.29%	63.36%	65.73%
2004년	3.89%	10.14%	70.82%	74.32%

패널B: 1·2차산업 기업과 3차산업 기업의 비교

	최저한세 납부가능성		최저한세 대상인 조세감면의 적용비율	
	1·2차산업 기업	3차산업 기업	1·2차산업 기업	3차산업 기업
2003년	9.77%	2.63%	8.70%	3.54%
2004년	77.21%	49.47%	82.61%	61.11%

으로 추정된다.²³⁾ 대기업들 간의 조세부담의 공평성의 향상의 정도가 더 큰 것은 박춘래와 장호영(1994) 및 장호영(2003b)의 선행연구의 결과와 같다.

또한, [가설 1]의 실증 결과와 같이 〈표 10〉에서 최저한세 시행 이전(*pro forma*)과 이후(*realized*)를 비교할 때 OLS로 계산한 원점을 지나는 회귀식의 계수로 법인세의 단일세율 추정값인 $\hat{\beta}_1$ 은 모든 경우에 그 값이 증가한 사실을 발견할 수 있다. 2003년과 2004년에 모두 $\hat{\beta}_1$ 이 증가하였지만 2003년의 증가폭(0.67% 및 5.00%)이 2004년의 증가폭(0.06% 및 1.62%)보다 큰 것은 중소기업에 대한 최저한세율이 2004년에 인하됨에 따라(12%→10%) $\hat{\beta}_1$ 을 증가시키는 영향의 크기가 줄어들었기 때문인 것으로 분석할 수 있다.

6.3 (가설 2-b)의 실증 결과

〈표 12〉에서 연구대상 기간인 2003년과 2004년에 모두 최저한세의 시행으로 인해 1·2차산업 기업과 3차산업 기업의 CV와 CRV의 값이 감소한 결과를 나타내지만, 감소한 크기 및 비율에 근거할 때 최저한세의 시행으로 1·2차산업 기업의 조세부담의 공평성이 3차산업 기업보다 더 향상된 것으로 해석할 수 있다.

또한, 2003년과 2004년에 모두 최저한세의 시행으로 1·2차산업 기업과 3차산업 기업의 adjuste R²의 값이 증가하여 추정된 회귀식에 더 잘 적합하는 결과를 나타내지만, 증가한 크기에 근거할 때 최저한세의 시행으로 법인세의 단일세율성이 1·2차산업 기업 집단 내에서 더 강화된 것으로 해석할 수 있고, 이것은 역시 최저한세의 시행으로 1·2차산업 기업의 조세부담의 공평성이 3차산업 기업보다 더 향상된 것으로 해석할 수 있다.

23) 예컨대, 중소기업에 대한 특별세액감면(제7조)에서는 수도권 내의 기업에 대한 감면비율(5%~15%)이 수도권 외의 기업에 대한 감면비율(10%~30%)보다 낮다.

〈표 12〉 (가설2-b)의 실증분석 결과

패널A: 최저한세 납부가능성

	2003년		2004년	
	1·2차산업	3차산업기업	1·2차산업	3차산업
<i>n</i>	215	190	207	198
최저한세 적용기업	21	5	18	7
최저한세 적용비율	9.77%	2.63%	8.70%	3.54%
가설의 전제를 검정하기 위한 Z값	2.9239		2.1570	
(<i>p-value</i>)	0.0017		0.0155	

패널B: 2003년의 실증분석 결과

H2B ²⁰⁰³	CV		CRV		$\hat{\beta}_1$		adjusted R ²	
	1·2차산업	3차산업	1·2차산업	3차산업	1·2차산업	3차산업	1·2차산업	3차산업
<i>pro forma</i>	0.6037	0.7120	1.8368	0.8214	15.53%	21.14%	55.10%	89.09%
<i>realized</i>	0.5495	0.6911	0.9815	0.8012	20.77%	21.18%	87.08%	89.42%
차이	-0.0542	-0.0209	-0.8553	-0.0202	5.24%	0.05%	31.97%	0.33%
변화율	-8.97%	-2.93%	-46.57%	-2.46%				
결과	1·2차산업이 더 개선		1·2차산업이 더 개선					

패널C: 2004년의 실증분석 결과

H2B ²⁰⁰⁴	CV		CRV		$\hat{\beta}_1$		adjusted R ²	
	1·2차산업	3차산업	1·2차산업	3차산업	1·2차산업	3차산업	1·2차산업	3차산업
<i>pro forma</i>	0.5575	0.7418	1.5406	0.9617	19.84%	22.19%	80.60%	91.70%
<i>realized</i>	0.4866	0.7200	0.9402	0.9361	21.57%	22.23%	92.14%	91.99%
차이	-0.0709	-0.0218	-0.6004	-0.0256	1.73%	0.04%	11.54%	0.29%
변화율	-12.71%	-2.94%	-38.97%	-2.66%				
결과	1·2차산업이 더 개선		1·2차산업이 더 개선					

예상과 같이 1·2차산업 기업의 조세부담의 공평성이 더 향상된 것은 (가설 2-b)의 전제(1·2차산업 기업의 최저한세 납부가능성이 더 큼)가 2003년과 2004년에 각각 충분히 달성되었기(2003년과 2004년의 Z값은 각각 2.9239와 2.1570) 때문인 것으로 추정된다. 전술한 바와 같

이 조세부담의 공평성은 최저한세 납부가능성((표 4)의 $A \div (A+B+C)$)에 비례하고, 최저한세 납부가능성은 조세감면의 적용비율((표 4)의 $(A+B) \div (A+B+C)$)의 영향을 받는다고 볼 수 있는데, 〈표 4〉의 내용을 정리한 〈표 11〉의 패널B와 같이 1·2차산업 기업의 조세감면의 적용비율과 최저한

세 납부가능성이 모두 더 높은 사실을 통해 이를 확인할 수 있다.

또한, [가설 1]의 실증 결과와 같이 <표 12>에서 최저한세 시행 이전(*pro forma*)과 이후(*realized*)를 비교할 때 OLS로 계산한 원점을 지나는 회귀식의 계수로 법인세의 단일세율 추정값인 $\hat{\beta}_1$ 은 모든 경우에 그 값이 증가한 사실을 발견할 수 있다. 2003년과 2004년에 모두 $\hat{\beta}_1$ 이 증가하였지만 2003년의 증가폭(5.24% 및 0.05%)이 2004년의 증가폭(1.73% 및 0.04%)보다 큰 것은 중소기업에 대한 최저한세율이 2004년에 인하됨에 따라 (12%→10%) $\hat{\beta}_1$ 을 증가시키는 영향의 크기가 줄어들었기 때문인 것으로 분석할 수 있다.

6.4 (가설 3)의 실증 결과

<표 13>에서 연구대상 기간인 2003년과 2004년을 비교하면 CV와 CRV의 상대비율(중소기업의 CV(CRV)÷대기업의 CV(CRV))이 증가한 결과를 나타내고 있으므로, 중소기업의 조세부담의 공평성은 2003년에 비해 2004년에 대기업보다 상대적으로 더 악화된 것으로 해석할 수 있다.

또한, 2003년에 비해 2004년에 adjusted R²의 상대비율(중소기업의 adjusted R²÷대기업의 adjusted R²)이 감소한 결과를 나타내고 있으므로, 법인세의 단일세율성이 대기업보다는 중소기업 집단 내에서 덜 강화된 것으로 해석할 수 있고, 이것은 역시 2003년에 비해 2004년에 중소기업의 조세부담의

<표 13> (가설3)의 실증분석 결과

패널A: 최저한세 납부가능성

	2003년			2004년		
	대기업	중소기업	상대비율	대기업	중소기업	상대비율
<i>n</i>	143	262		148	257	
최저한세 적용기업	9	17		15	10	
최저한세 적용비율	6.29%	6.49%	1.03	10.14%	3.89%	0.38
가설의 전제를 검정하기 위한 Z값	20.2391					
(<i>p-value</i>)	0.0000					

패널B: 실증분석 결과

H3	CV			CRV			adjusted R ²		
	대기업	중소기업	상대비율	대기업	중소기업	상대비율	대기업	중소기업	상대비율
2003년	0.5949	0.6351	1.07	0.7396	0.5546	0.75	85.89%	89.63%	1.04
2004년	0.4835	0.6700	1.39	0.7286	0.5808	0.80	91.63%	91.65%	1.00
차이	-0.1115	0.0349	0.32	-0.0110	0.0262	0.05	5.74%	2.02%	-0.04
변화율	-18.74%	5.50%	29.83%	-1.48%	4.72%	6.29%	6.69%	2.25%	-4.15%
결과	2003년에 비해 대기업보다 상대적으로 더 악화			2003년에 비해 대기업보다 상대적으로 더 악화					

공평성이 대기업보다 상대적으로 더 악화된 것으로 해석할 수 있다.

예상과 같이 2003년에 비해 2004년에 중소기업의 조세부담의 공평성이 대기업보다 상대적으로 더 악화된 것은 [가설3]의 전제(중소기업의 최저한세 납부가능성은 2003년에 비해 2004년에 대기업보다 상대적으로 더 낮아짐)가 충분히 달성되었기(Z값은 20.2391) 때문인 것으로 추정된다. 즉, 가설의 설정에서 언급한 바와 같이 2003년과 비교할 때 2004년에 기본세율과 대기업의 최저한세율은 변하지 않았으나 중소기업의 최저한세율은 인하되었으므로, 중소기업의 최저한세 납부가능성은 2003년에 비해 2004년에 대기업보다 상대적으로 더 낮아지고, 상대적으로 더 낮아진 최저한세 납부가능성이 중소기업의 조세부담의 공평성을 대기업보다 상대적으로 더 악화시킨 것으로 해석된다.

역시 전술한 바와 같이 최저한세 납부가능성은 기본세율과 최저한세율의 상대적인 비율 이외에도 연구대상 기간인 2003년과 2004년의 서로 다른 경제적인 요인들에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 비록 동(同)요인들이 대기업과 중소기업에 공통적인 영향을 미치기 때문에 별도로 통제할 필요는 없지만 <표 11>의 패널A와 같이 대기업과 중소기업 모두 2003년에 비해 2004년에 최저한세 대상인 조세감면의 적용비율(65.73%→74.32% 및 63.36%→70.82%)이 증가한 결과를 나타내고 있으므로, 2003년에 비해 2004년에 기업들이 전체적으로 최저한세 대상인 조세감면을 더욱 적극적으로 적용하려고 한 것으로 해석할 수 있다. 이것은 가설의 설정에서 언급한 바와 같이 기업들이 기본세율 인하가 예정된 2005년에 비해 기본세율이 높은 2004년에 더욱 적극적으로 최저한세 대상인 조세감면을 적용함으로써 기본세율 인하를 전후한 법

인세 부담을 줄이기 위해 노력했기 때문인 것으로 보이고, 법인세율 인하를 전후한 이익조정(earnings management)에 관한 Guenther(1994)와 Lopez et al.(1998)의 연구를 뒷받침하는 것으로 보인다.

기업들이 2003년에 비해 2004년에 전체적으로 최저한세 대상인 조세감면을 더욱 적극적으로 적용하려고 했다면 다른 조건들이 일정하다고 가정할 경우에는 (*ceteris paribus*) 대기업과 중소기업 모두 최저한세 납부가능성이 높아졌을 것으로 예상할 수 있지만, 2004년에 중소기업의 최저한세율은 인하되었으므로 중소기업의 최저한세 납부가능성이 2003년에 비해 2004년에 상대적으로 더 낮아진 것으로 (1.03→0.38) 분석할 수 있다. 물론 대기업의 최저한세 납부가능성은 예상과 같이 2003년에 비해 2004년에 증가하였고 (6.29%→10.14%), 두 가지 상반된 요인(더욱 적극적인 조세감면 적용 노력과 낮아진 최저한세율)이 반영된 중소기업의 최저한세 납부가능성은 2003년에 비해 낮아져서 (6.49%→3.89%) 낮아진 최저한세율이 미친 영향이 더욱 컸던 것으로 해석된다.

VII. 결론

최저한세 제도는 특정기업에 적용되는 조세감면의 종합적인 한도를 정하여 경제적 능력에 따른 최소한의 조세부담을 규정함으로써 동일한 경제적 능력의 기업들이 부담하는 유효세율이 비슷해지도록 조정하여 조세부담의 공평성을 확보하는 제도이다.

본 연구에서는 최저한세의 시행으로 인하여 전체적으로 또는 기업특성변수들에 따라 조세부담의 공

평성이 향상되었는지 여부와, 또 그 결과가 중소기업에 대한 최저한세율이 인하된 2004년을 전후하여 차이를 보이는지 여부를 검정하였다.

실질적으로 단일세율제도에 가까운 현행 법인세법 하에서 기업의 조세부담의 공정성의 정도는 개별 기업이 부담하는 세율의 편차가 얼마나 작은지, 또는 개별 기업의 조세부담의 크기가 소득의 크기에 따라 얼마나 비례적으로 분포하는지에 따라 측정할 수 있는데, 이를 위해 본 연구에서는 불평등도지수로 각각 유효세율의 변동계수(CV)와 부담할 세액의 잔차변동계수(CRV)를 사용하였다. 법인세의 단일세율성으로 조세부담의 공정성을 측정하기 위해 CRV의 계산할 때에는 상수항을 0으로 두고 원점을 지나는 회귀식을 추정하였다.

또한, 본 연구의 실증분석을 위한 표본은 서울 지역의 영리내국법인들 중에서 2001년 이후 매년 당기순이익을 보고한 법인들 중 무작위로 405개를 선정하였다. 단일세율제도에 가까운 현행 법인세법은 대부분의 기업들의 경제적 능력이 같다고 보는 것으로 해석할 수 있으므로, 본 연구에서는 선행연구와 달리 표본기업들을 다시 소집단으로 분류하지는 않았다.

실증분석을 통하여 최저한세가 기업의 조세부담의 공정성에 미치는 영향에 대한 해석을 다음과 같이 요약할 수 있다.

- ① 연구대상 기간인 2003년과 2004년에 모두 최저한세의 시행으로 전체적인 조세부담의 공정성이 향상되었고, 법인세의 단일세율성이 더 강화되었다.
- ② 2003년과 2004년에 모두 최저한세의 시행으로 대기업의 조세부담의 공정성이 중소기업보다 더 향상되었고, 법인세의 단일세율성도 대기업 집단 내에서 더 강화되었다. 조세부담의

공평성은 최저한세 납부가능성에 비례하는 것으로 볼 수 있는데, 예상과 다르게 대기업의 조세부담의 공정성이 더 향상된 것은, 중소기업의 최저한세 납부가능성이 대기업보다 더 클 것이라는 가설의 전제가 달성되지 않았기 때문인 것으로 추정된다. 이러한 결과는 중소기업에 비해 세법지식이 더 높은 대기업들이 조세감면 규정을 더 적극적으로 활용했고, 서울 지역의 기업으로 표본을 구성했기 때문에 중소기업에도 조세감면이 배제되거나 축소되는 경우가 많았기 때문인 것으로 추정된다.

- ③ 2003년과 2004년에 모두 최저한세의 시행으로 1·2차산업 기업의 조세부담의 공정성이 3차산업 기업보다 더 향상되었고, 법인세의 단일세율성도 1·2차산업 기업 집단 내에서 더 강화되었다. 조세부담의 공정성은 최저한세 납부가능성에 비례하는 것으로 볼 수 있는데, 예상과 같이 1·2차산업 기업의 조세부담의 공정성이 더 향상된 것은, 1·2차산업 기업의 최저한세 납부가능성이 3차산업 기업보다 더 클 것이라는 가설의 전제가 달성되었기 때문인 것으로 추정된다.
- ④ 2003년과 비교할 때 2004년에 중소기업의 조세부담의 공정성이 대기업보다 상대적으로 더 악화되었고, 법인세의 단일세율성도 대기업보다는 중소기업 집단 내에서 덜 강화되었다. 이러한 결과는 2003년과 비교할 때 2004년에 기본세율과 대기업의 최저한세율은 변하지 않았지만 중소기업의 최저한세율은 인하되었으므로, 예상과 같이 2003년과 비교할 때 2004년에 중소기업의 최저한세 납부가능성이 대기업보다 상대적으로 더 낮아졌을 것이라는 가설의 전제가 달성되었기 때문인 것

으로 추정된다.

본 연구는 선행연구들에 비해 규모가 큰 표본기업의 적시성 있는 과세자료를 사용하여 최저한세 납부가능성이 기업의 특성에 따라 다르게 변한 것으로 예상되는 최근의 변화가 조세부담의 공평성에 미친 영향에 관하여 실증분석하여 최저한세 제도가 원래 의도했던 경제적 기능을 수행하고 있는지를 확인한 점에서 의의를 찾을 수 있다.

특히, 선행연구들과 달리 단일세율제도에 가까운 현행 법인세법의 특징을 반영하여 CRV를 계산할 때 원점을 지나는 회귀식을 추정하고, 표본기업들을 소집단으로 분류하지 않고 조세부담의 공평성을 측정하는 점이 특징이라고 할 수 있다.

또한, 실증분석을 통하여 조세부담의 공평성의 정도는 최저한세 납부가능성에 비례함을 보였고, 예상과 다르게 중소기업에 비해 대기업의 조세부담의 공평성이 더 향상된 것은 중소기업의 최저한세 납부가능성이 대기업보다 클 것이라는 전제가 달성되지 않았기 때문임을 보인 것은 선행연구의 성과와 비교할 때 본 연구의 공헌이라고 할 수 있다. 2003년과 2004년의 연도간 비교를 통해 법인세 기본세율과 최저한세율의 상대적인 변화에 따른 최저한세 납부가능성의 변화를 보였고, 이에 따른 조세부담의 공평성의 변화를 보인 것도 본 연구의 공헌이라고 할 수 있다.

다만, 연구의 대상 기간이 2003년과 2004년에 국한되었고, 선행연구에 비해서는 규모가 크지만 수집이 제한된 표본기업의 특성에 따라 실증분석의 결과가 영향을 받을 수 있기 때문에 본 연구의 결론을 일반화시키는 것은 신중한 접근이 필요할 것이다. 또한, 최저한세의 적용을 받을 수 있을 정도로 충분히 조세감면을 활용할 수 있는 기업들이 명

확하지 않은 법령의 내용 때문에 적극적으로 이를 활용하지 않아서 최저한세가 적용되지 않는 경우에는 최저한세가 조세부담의 공평성에 미치는 영향을 측정하여 결과에 반영할 수 없는 문제점도 있을 것이다. 이러한 연구의 한계 및 문제점은 세무회계의 실증연구에 관련된 공통된 문제점이기 때문에 당장의 개선은 어렵지만, 후속연구에서 개선되어야 할 것이다.

참고문헌

- 곽상섭. 2003. 「조세특례실무」 제6판. 삼일인포마인(주): 1717-1729
- 권순용·심한택. 2000. “최저한세제도의 도입이 조세부담에 미치는 영향”. **회계정보연구** 제13권: 125-146
- 김우철·김재주·박병욱·박성현·송문섭·이상열·이영조·전종우·조신섭. 2005. 「현대통계학」 제4개정판. 영지문화사: 233-237
- 박춘래. 1999. “소득세의 수평적 공평성 분석”. **세무학연구** 제14호: 189
- 박춘래·장호영. 1994. “최저한세제도의 과세공평성향상 분석”. **회계학연구** 제19호: 275-297
- 이준구. 1995. 「재정학」 제1판. 다산출판사: 337-341
- 장호영. 2003a. “조세정책과 소득세 공평성”. **회계연구** 제8권 제1호: 79-93
- 장호영. 2003b. “최저한세의 실증분석 - 조세정책적 관점에서”. **산업경제연구** 제16권 제3호: 241-254
- 재정경제부. 2002. 「2001 간추린개정세법」: 97
- 재정경제부. 2004. 「2003 간추린개정세법」: 123, 214
- 재정경제부. 2005. 「2004 간추린개정세법」: 191
- 중소기업청. 2006. 「2006년 중소기업에 관한 연차보고서」: 27, 49
- Feldstein, M. 1976. On the Theory of Tax Reform.

- Journal of Public Economics* 6: 77-104
- Grasso, L. P., and P. J. Frischmann. 1992. Measuring Horizontal Equity: A Regression Approach. *The Journal of American Taxation Association* 14: 123-133
- Guenther, D. A. 1994. Earnings Management in Response to Corporate Tax Rate Changes: Evidence from the 1986 Tax Reform Act. *The Accounting Review* 69 (1): 230-243
- Lopez, T. J., P. R. Regier, and T. Lee. 1998. Identifying Tax-Induced Earnings Management Around TRA 86 as a Function of Prior Tax-Aggressive Behavior. *The Journal of American Taxation Association* 20 (2): 37-56
- Mill, J. S. 1921. 'Principles of Political Economy,' London. *Longman's*: Book V, Chapter II
- Omer, T. C., and D. A. Ziebart. 1993. The Effect of the Alternative Minimum Tax on Corporate Tax Burdens. *The Quarterly Review of Economic and Finance* 33 (2): 123-139
- Smith, A. 1976. 'The Wealth of Nations,' Cannan edition, Chicago. *University of Chicago Press*: Book V, Chapter II
- Vuong, Q. H. 1989. Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses. *Econometrica* 57 (2): 307-333

〈부록〉 영리내국법인의 각사업연도소득에 대한 법인세 세액계산구조 및 부담할 세액의 구체적 계산방법

본 연구의 대상 기간 중 마지막 연도인 2004년의 법인세법 및 조세특례제한법의 내용에 따라 영리내국법인의 각사업연도소득에 대한 법인세 세액계산구조를 나타내면 〈표 14〉와 같다.

〈표 14〉 영리내국법인의 각사업연도소득에 대한 법인세 세액계산구조

최저한세 대상인 조세감면인지 여부		NO ²⁴⁾	YES	
결산서상 당기순손익		NI		
세무 조정	(-)특별감가상각비		L ₁	
	(-)익금불산입		L ₂	
	(-)준비금		L ₃	
	기타	(+)익금산입·손금불산입	<i>l</i> ₁	
		(-)손금산입·익금불산입	<i>l</i> ₂	
각사업연도소득금액		IBY = NI - L ₁ - L ₂ - L ₃ + <i>l</i> ₁ - <i>l</i> ₂		
(-)이월결손금		NOL		
(-)비과세소득		<i>l</i> ₅	L ₅	
(-)소득공제		<i>l</i> ₆	L ₆	
과세표준		TB = IBY - NOL - (<i>l</i> ₅ + L ₅) - (<i>l</i> ₆ + L ₆)		
산출세액 ²⁵⁾		TL		
(-)세액감면		<i>l</i> ₇	L ₇	
(-)세액공제		<i>l</i> ₈	L ₈	
부담할 세액 ²⁶⁾		<i>bdnT</i> = AMT - (<i>l</i> ₇ + <i>l</i> ₈)		
(+)가산세		<i>add</i>		
(-)기납부세액		<i>pre</i>		
(+)감면분추가납부세액 ²⁷⁾		<i>int</i>		
차감납부할세액		TP = <i>bdnT</i> + <i>add</i> - <i>pre</i> + <i>int</i>		

24) 약어들은 다음과 같이 임의로 정하였다. NI(net income), IBY(income for a business year), NOL(net operating loss), TB(tax base), TL(tax liability), *bdnT*(tax burden), TP(tax payable), *add*(additional tax), *pre*(prepaid tax), *int*(interest).

25) 과세표준에 기본세율을 곱한 금액이다.

26) 가산세나 감면분추가납부세액을 부담하지 않을 경우 한 사업연도 동안 법인이 부담해야 할 최종적인 법인세 부담액이란 의미에서 사용한 임의적인 용어이다.

27) 조세특례제한법 제4조 등 참고.

〈표 14〉의 부담할 세액($bdnT$)과 관련하여, 조세특례제한법 제132조의 구체적인 계산방법은 아래와 같다.

$$AMT = \max(①, ②) \quad \begin{array}{l} ① = TL - (L_7 + L_8) \text{ (감면후세액)} \\ ② = (TB + L_1 + L_2 + L_3 + L_5 + L_6) \times \text{최저한세율 (최저한세)} \end{array}$$

Effect of Alternative Minimum Tax on the Corporate Tax Burden Equity

Byung Wook Jun* · Won-Wook Choi**

Abstract

Alternative minimum tax (AMT) is supposed to guarantee the corporate tax burden equity ("equity" hereafter), limiting the whole tax benefit of a firm and thus forcing the firm to pay the rock-bottom tax burden liability proportionate to its economic ability. We tested empirically whether the AMT actually improved the equity as a whole and in each segment of corporate groups, and whether the equity results might differ before and after 2004 when both basic corporate tax rate and the AMT rate for large firms stayed unchanged while the AMT rate for small-to-mid sized firms were lowered.

Under the current corporate tax regime, virtually single-rate taxation, the equity can be measured by either how small the variation of tax burden rate is or how well the distribution of tax burden liability is proportionate to income. We used both the coefficient of variation (CV) of corporate tax burden rate and the coefficient of residual variation (CRV) of corporate tax burden liability to measure the equity. We estimated the regression line with no intercept in calculating the CRV to specifically emphasize the single-rate taxation property.

We randomly selected 405 sample firms headquartered in Seoul which have reported positive annual net income consecutively since 2001. While the prior studies mainly analyzed the equity of individual income tax which has a significant progressive tax rate structure, this study focused on the corporate income tax which has a single tax rate structure and, thus, didn't have to divide the sample firms into ability-based subgroups. We found following empirical results:

* Ph.D student, School of Business, Yonsei University.

** Professor, School of Business, Yonsei University (Corresponding Author).

First, the AMT improved the overall equity during the sample period, in 2003 and 2004.

Second, the improvement of the equity among large firms were higher than that among small-to-mid sized firms in 2003 and 2004. The equity is construed as proportionate to taxpayer's probability to pay AMT. We expect the contrary result since there are lots of tax benefit provisions in the current corporate income tax law in favor of small-to-mid sized firms and thus they are more likely to pay AMT. We presume that our finding is due to either the fact that the large firms, which have a high level of tax law knowledge, used the tax benefit provisions more aggressively or the fact that the small-to-mid sized firms in this study were not able to utilize many tax benefit provisions as they are located in a metropolitan Seoul area.

Third, in 2003 and 2004, the AMT improved the equity among primary-and-secondary industry firms more than that among trinary industry firms, strengthening the single-rate taxation property more in the primary-and-secondary industry firms group. We expected the primary-and-secondary industry firms were more likely to pay AMT as there are more tax benefit provisions in favor of them. Our finding confirms the expectation.

Last, the AMT worsened the equity of small-to-mid sized firm from 2003 to 2004 relatively more compared to that of large firms. We expected that small-to-mid sized firms were relatively less likely to pay AMT in 2004 than in 2003 since both basic corporate tax rate and the AMT rate for large firms stayed unchanged while the AMT rate for small-to-mid sized firms were lowered in 2004. Our finding confirms the expectation.

This study is significant in that it verifies whether the AMT provision has achieved the intended economic function, using plentiful and timely sample firms data and analyzing the recent effect on the equity caused by the asymmetric change in the corporate tax rate scheme. Compared to prior studies, we showed that the equity is proportionate to the probability to pay AMT. We also showed that the asymmetric change in the corporate tax rate structure affects the probability to pay AMT, resulting in the shift of equity.

Key words: alternative minimum tax (AMT), equity, tax burden rate, tax burden liability, single-rate taxation, coefficient of variation (CV), coefficient of residual variation (CRV), probability to pay AMT