

법인세 부담이 기업의 투자활동에 미치는 효과 분석

2005. 12

김 우 철

KIPF 한국조세연구원

서 언

2001년과 2005년의 두 번에 걸친 법인세율 인하에도 불구하고, 법인세에 대한 추가 개편 논의는 계속되고 있다. 이러한 배경에는 자본수익에 대한 세율을 인하하여 국제 자본시장에서 자본유입을 촉진하고 국내 기업의 투자를 증대하여 경제의 성장잠재력을 제고할 수 있다는 인식이 자리 잡고 있다. 우리나라 법인의 경우 주변 경쟁국에 비해 상대적으로 큰 세부담을 안고 있는 편이지만, 기업의 세부담 완화가 실질적인 투자증진으로 연결될 것인가의 문제는 여전히 논쟁의 대상이 되고 있다.

추가적인 세율인하가 투자촉진이라는 소기의 목적을 달성하면, 중장기적으로는 경제성장률 제고와 함께 세수의 확충도 가능할 것이나, 그 효과가 미미하다면 세수의 감소만을 초래해 재정의 안정성을 훼손할 위험이 있는 것도 사실이다.

본 연구는 이러한 문제의식에 따라 우리나라 기업의 실제 자료에 기초한 미시적인 접근방법을 이용하여, 법인의 세부담 완화가 투자에 어느 정도의 효과를 미치는가를 분석하였다. 거시 시계열 자료를 이용한 이전의 연구와 달리, 개별 기업의 미시 자료를 이용하는 접근방법은 기업 차원에서 세부담이 주는 투자효과를 직접적으로 추정할 수 있고, 투자수요이론에 근거한 경제모형을 실증분석에 활용한다는 장점이 있다. 저자는 세부담의 투자효과 분석을 위해 토빈의 Q이론과 오차수정모형을 적절히 확장하고, 각 모형을 한국신용평가정보의 기업 패널자료(Kis-value)를 이용한 동태패널분석 방법을 통해 추정하였다. 동태패널모형의 회귀분석을 위해 다양한 방

법의 GMM 추정법과 최근의 계량경제학적 연구결과를 적극적으로 응용한 것은 추정 결과의 엄밀성을 높이는 데 도움이 될 것으로 생각한다.

보고서의 연구 결과에 의하면, 개별 기업 차원에서 법인세 부담이 투자에 미치는 효과는 부분적으로만 확인되며 그 효과의 크기 또한 매우 작다는 것을 알 수 있다. 이는 법인세 인하를 통한 투자 증진은 일반적인 기대에 미치지 못할 가능성을 시사하는 것으로, 앞으로의 법인세 개편 논의에 일정한 참고자료가 될 수 있기를 기대한다.

본 보고서는 본 연구원의 김우철 박사에 의해 집필되었다. 저자는 보고서의 초고를 읽고 유익한 의견을 제시해 준 세미나 참가자 및 익명의 두 논평자에게 감사하고 있다. 연구에 필요한 자료의 수집과 정리 및 통계처리에 수고를 아끼지 않은 윤창용 연구원과 원고 정리를 도와준 변경숙 연구조원, 그리고 교정을 맡아준 출판담당자에게도 고마운 마음을 전하고 있다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자의 개인적인 의견이며 본 연구원의 공식적인 견해와는 무관함을 밝혀둔다.

2005년 12월

한국조세연구원

원장 최 용 선

요약 및 정책적 시사점

최근 주요 선진국의 법인세 인하 움직임과 주변 경쟁국의 낮은 법인세율 정책은 우리나라에서도 법인의 세부담에 대한 관심을 고조시켜, 법인세 개편은 조세정책의 중요 의제로 부각되고 있다. 법인세 개편을 지지하는 입장의 주된 논거는 다양한 세제 혜택을 통해서 외국자본 유입을 촉진시키고, 세부담을 줄여 설비 투자의 확대 및 경기활성화를 꾀한다는 데 있다. 특히 최근의 경기침체와 투자부진에 대한 대응의 측면에서, 세부담 완화가 가져올 수 있는 기업의 설비투자 촉진효과는 정책당국자의 주요 고려사항이 되고 있다.

개별 기업 차원에서 세부담과 투자의 관계를 파악하기에 앞서, 우리나라의 법인세 세수 및 세액분포 현황, 세부담, 투자 현황 등을 살펴보면 다음과 같다. 법인세 세수가 전체 국세에서 차지하는 비중은 계속해서 증가하는 경향을 보이고 있다. 국세 대비 법인세 비중이 1990년대 들어 점차적으로 증가하여 2004년에는 법인세 징수액이 대략 국세 대비 21%, 조세 대비 16%의 수치를 나타내고 있다. 한편 기업 규모별 세액부담이 대기업에 집중되어 있어, 법인세 인하에 따른 이익은 전체 기업보다는 일부 대기업에 한정될 가능성이 있다. 법인의 실질적인 세부담은 외환위기 기간을 제외하면, 법정세율 인하에 힘입어 뚜렷이 감소하는 것으로 나타난다. 법정세율 인하와 각종 혜택 등으로 법인의 세부담이 줄어든 것은 사실이지만, 여전히 경쟁 국가들에 비해서는

세부담이 높고 세원도 넓은 것으로 조사되었다. 이와 같은 미시적 세부담의 감소세와는 달리, GDP 대비 법인세 비중이 계속적인 증가 추이를 유지하고 있는데, 이는 기본적 세수기반에 해당하는 법인 수의 증가와 더불어 법인의 수익 및 재무구조 개선으로 인한 과세소득의 증가와 관련이 있다. 안정적인 성장세를 보이던 투자지출은 외환위기를 경험한 이후 급격히 감소하였으며, 2000년 말 IT버블의 붕괴 이후 3~4년 동안 설비투자 증가율이 계속해서 정체된 모습을 보이고 있다. 외환위기 이후 구조조정과 재무건전성 개선 노력에 따른 효과로 개별 기업의 수익성이 대폭 개선되어 현금흐름이 증가하였지만, 이러한 유동성 증대는 실질적인 투자확대로 연결되지 않고 있는 실정이다. 기존 주력 산업의 과잉설비와 대체 투자산업 마련 미흡 및 고임금·고원가, 적대적 M&A 방어를 위한 현금 선호 등이 기업투자 부진의 부분적 요인으로 작용하고 있다.

이상에서 언급한 우리나라 법인세 부담의 국제적 비교와 국내의 투자부진 현황에 대한 고찰은 최근에 제기되고 있는 법인세 인하 논의의 주된 배경을 이룬다고 볼 수 있다. 그러나 법인세 인하정책은 세수감소로 인해 재정의 안정성에 적지 않은 부담을 미치기에, 세부담 완화를 통한 투자증진 효과에 대한 구체적 이해가 선행될 필요가 있다. 본 연구에서는 한국신용평가정보에서 제공하는 개별 기업의 재무자료에 기초하여 법인의 세부담을 계산하고, 이를 토대로 세부담의 인하가 개별 기업의 투자에 미치는 효과를 실증적으로 분석한다. 구체적인 실증분석에 앞서 법인세의 귀착 및 초과부담, 자본의 사용자 비용 등과 관련한 법인세 기본이론을 검토하고 기존의 실증분석 결과를 소개한다. 또한 투자이론과 관련해서, 법인세 이외에도 재무레버리지, 토빈Q, 현금

흐름, 생산량(매출), 지분구조, 자본시장 특성 등의 다양한 요인이 기업투자 의사결정에 영향을 미친다는 기존 연구 결과를 간략히 정리한다.

세부담의 투자효과 분석을 위해, 토빈의 Q이론과 오차수정모형의 두 가지 투자수요이론에 따라 기본적인 투자모형을 채택하고, 이에 금융상의 제약과 가속도 효과를 반영하는 요인을 추가하여 보다 현실적인 모형을 설정한다. 개별 기업 자료의 속성과 여러 기간에 걸쳐 시행 또는 조정되는 투자의 특성으로 인해, 투자함수는 전형적인 동태패널모형의 형태로 주어지며, 이의 식별과 추정을 위해서 Arellano & Bond(1991)와 Blundell & Bond(1998)에 의해 개발된 1계 차분 GMM과 연립 GMM을 이용한다. 각 추정법은 최적가중행렬의 이용 여부에 따라 1단계와 2단계의 GMM 방법으로 세분되는데, 후자는 이분산성하에서도 점근적으로 효율적인 추정치를 주는 이론적인 장점이 있다. 그러나 다수의 모의실험에 따르면, 2단계 GMM 추정법은 추정치의 표준오차를 실제보다 과소계산함으로써 추정치의 통계적 유의성을 심각하게 과장할 수 있다는 위험이 있다. 이에 따라 실제의 실증 연구에서는 추정 결과를 도출할 때 2단계 GMM보다는 1단계 GMM을 이용하는 경우가 적지 않다. 본 보고서의 실증 결과에서도 세부담의 추정치에 대한 통계적 유의성은 1단계와 2단계 GMM에 따라 크게 좌우되어, 추론과정에 세심한 주의가 요구되고 있다. 이러한 문제를 보완하기 위해, 본 연구는 Windmeijer(2005)에 의해 제안된 2단계 GMM 추정량의 점근적 분산에 대한 표본 내 수정방법(finite sample correction)을 활용하여, 보다 강건한(robust) 추정결과를 얻기 위해 노력한다.

실증분석의 주요 결과는 다음과 같다. 토빈 Q모형의 추정 결

과에 따르면, 전기의 투자비중 계수 추정치는 추정방법과 도구변수 선택에 관계없이 통계적으로 유의미한 양(+)¹의 값을 보여 투자의 지속성을 고려하는 동태적 모형을 설정한 것이 타당함을 시사한다. Q값은 대체로 양(+)¹의 투자효과를 보여 미래 수익에 대한 기대가 높을수록 투자가 확대될 것이라는 이론적인 함의에는 부합된다. 그러나 그 절대적 크기가 작아 투자의사 결정과정에서 Q값이 갖는 경제학적 중요성이 다소 떨어지며, 이는 Q값 계산방법 및 측정오차 등의 문제에 기인한 것일 수도 있다. 매출액 증가율과 현금흐름비중은 대부분의 추정 결과에서 모두 투자에 유의미한 양(+)¹의 영향을 미치고, 상대적으로 큰 설명력을 지니는 것으로 나타났다. 세부담의 경우 거의 모든 추정방법에 있어 일관되게 투자에 음(-)¹의 영향을 미치는 것으로 보고되어, 이론적 예측과 부합되는 결과를 보여준다. 그러나 매출액과 현금흐름 향이 갖는 설명력에 비하면, 세부담의 투자효과는 매우 미미한 수준에 불과하여, 투자모형에서 이 변수가 차지하는 경제학적 중요성은 실증적으로 규명된다고 하기 어렵다. 실제로, 1단계 GMM이나 수정된 2단계 GMM 추론에 기초한 보수적 방법의 통계적 유의성 판단 기준에 의하면, 일부 도구변수 선택을 제외하고는 세부담 변수의 영향력은 통계적으로 무시될 만한 수준의 것이었다.

오차수정모형은 법인세의 투자효과를 분석함에 있어 주식가격 자료를 필요로 하지 않아, Q모형 분석에서 사용된 것보다 풍부한 형태의 패널자료를 이용할 수 있다는 장점을 지닌다. Q모형의 경우와 마찬가지로, 전기 투자비중의 계수 추정치는 추정방법에 관계없이 통계적으로 유의한 양(+)¹의 효과를 보여 설비투자의 지속성이라는 동태적 특성이 확인된다. 매출액 증가율과 현금

흐름 비중 역시 Q모형처럼 추정방법에 상관없이 투자에 유의한 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타난다. 실제자본스톡의 희망자본스톡 초과치를 나타내는 오차수정항의 계수 추정치는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 취하여, 투자는 장기적인 균형에 상응하는 자본의 수준을 회복하는 안정적인 조정과정을 따른다는 오차수정모형의 기본이론에 부합한 결과를 보이고 있다. 오차수정모형에서도 세부담은 투자에 음(-)의 효과를 보이고 있으나 통계적으로 유의한 경우는 단순 2단계 GMM 추론방법에 국한되어 있어, 이 방법의 유의성 과장 위험 가능성을 고려하면 그 결과를 신뢰하기 어렵다. 추정방법과 도구변수 선택에 따라 세부담의 계수 추정치가 민감한 변화를 보인다는 점 역시 세부담과 투자 사이에 존재하는 안정적 관계를 의심하게 한다. 이 같은 추정 결과를 종합적으로 판단할 때, 오차수정모형에서 나타난 세부담의 투자효과는 Q모형의 경우보다도 더 불안정한 것으로 평가되며 통계적 강건성(robustness)이라는 기준을 충족하기에는 미흡하다고 여겨진다.

개별 기업 자료에 기초한 이상의 실증분석 결과로부터, 법인의 세부담은 투자에 음(-)의 영향을 주지만, 그 효과의 크기는 대부분 통계적으로 유의미하지 않음을 알 수 있다. 통계적 유의성이 확인된 일부 경우에도 계수 추정치의 절대값은 매우 작아, 본 연구 결과에서 나타나는 세부담 인하의 투자증대 효과는 일반적인 기대보다 훨씬 작았다. 예를 들어 5%의 세부담 인하는 총자산 대비 투자비중을 0.05% 가량 증가시키게 되는데, 이는 평균적인 투자비중(5%)의 100분의 1에 불과한 수준이다. 그러나 이러한 실증분석 결과로부터 세부담이 투자에 전혀 영향을 미치지 못한다는 확정적인 결론을 도출할 수는 없다. 본 연구에서 채택한 모

형은 단지 세부담 인하가 투자에 미치는 단기적이고 직접적인 효과만을 고려한 것이며, 중장기적이고 간접적인 효과까지 분석 대상에 포함한 것은 아니다. 분석의 목적상 한계유효세율이 더 적절한 세부담 지표일 수 있으나 개별 기업 차원의 자료부족으로 평균유효세율을 이용할 수밖에 없었다는 점 또한 고려되어야 할 것이다. 끝으로 투자세액공제 및 준비금, 특별감가상각 등의 조세인센티브 제도는 기업의 투자결정에 중요한 요인으로 작용하게 되지만, 본 연구에서는 세무자료에 대한 접근제약으로 인해 이를 충분히 반영할 수 없는 어려움이 있었다.

목 차

I. 서 론	17
II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향	21
1. 우리나라 법인세제 현황	21
가. 현행 법인세제 체계	21
나. 법인세제 및 법정세율의 변화	25
다. 법인 관련 감면제도	31
라. 감가상각, 자산재평가 및 결손금 공제제도	34
2. 법인세수 현황	36
가. 법인세 비중	36
나. 과세표준, 총세액 계급별 법인수 및 세액분포	39
다. 매출액, 자산규모별 법인수 및 세액분포	42
라. 시사점	44
3. 법인세 부담	46
가. 세부담의 의미	47
나. 거시적 세부담	48
다. 미시적 세부담	52
라. 세부담 국제비교	55
마. 시사점	59
4. 투 자	61
가. 국민계정상 투자	61
나. 산업별 투자	64
다. 시사점	66

III. 법인세와 투자에 관한 기존 연구	68
1. 법인세 관련 이론 연구	68
가. 법인세의 과세베이스	68
나. 법인세의 귀착과 초과부담	69
다. 자본의 사용자 비용	72
라. 기 타	75
마. 법인세 관련 기존 국내 연구	77
2. 투자에 관한 기존 연구	78
가. 투자의 결정요인	78
나. 법인세와 투자	81
IV. 실증분석	84
1. 실증분석모형	84
가. 토빈의 Q모형	84
나. 오차수정모형(Error Correction Model)	88
2. 동태패널모형의 추정방법: GMM	91
가. 1계 차분(first difference) GMM 추정법	92
나. 연립 GMM(System GMM)	97
3. 자료와 사전분석	99
가. 자료설명	99
나. 사전분석	104
4. 추정 결과	114
가. 실증분석 결과 I: 토빈Q모형	114
나. 실증분석 결과 II: 오차수정모형(ECM)	126
V. 결론 및 정책적 시사점	133
참고문헌	142

표 목 차

<표 II- 1> 법인세 과세 대상	22
<표 II- 2> 법인세율의 변화	27
<표 II- 3> 법인세 최고세율(지방세 제외)	28
<표 II- 4> OECD 국가별 법인세율(지방세 포함)	29
<표 II- 5> 법인 관련 조세감면	30
<표 II- 6> 투자지원제도 현황	32
<표 II- 7> 외국인투자에 대한 조세지원	33
<표 II- 8> 중소기업 조세지원제도	33
<표 II- 9> 주요국의 결손금 공제제도 비교	36
<표 II-10> 국가별 GDP 대비 법인의 세부담	37
<표 II-11> 국세 수입 현황 및 국세 대비 법인세 비중	38
<표 II-12> 과세표준 계급별 법인세 신고현황(2003년 기준)	40
<표 II-13> 총세액 계급별 법인세 신고현황(2003년 기준)	41
<표 II-14> 매출액 규모별 법인세 신고현황(2003년 기준)	42
<표 II-15> 자산규모별 법인세 신고현황(2003년 기준)	43
<표 II-16> 총소득과 세액의 추이 및 비율(법인세 신고 기준) ..	50
<표 II-17> 기업규모별, 재원조달별, 투자자산별 한계유효세율 추이	51
<표 II-18> 연도별 완전예측 한계세율에 대한 대리변수의 예측능력 분석(R^2 기준)	55
<표 II-19> 법인세차감전순이익 기준 평균실효법인세율 국제비교	56
<표 II-20> 일반기업의 한계유효세율 국제비교	57
<표 II-21> 법인세 세율 및 세원의 국제비교	58

<표 II-22> 거시적 지표로 본 투자 현황 추이	62
<표 II-23> 거시적 지표로 본 투자 증가율 추이 (전년도 대비 증감률)	63
<표 II-24> 산업별 유형자산 증가율	65
<표 II-25> 제조업 투자관련 주요 지표 추이	66
<표 IV- 1> 표본기업의 상장지속기간 및 기업 수	102
<표 IV- 2> 연도별 표본기업 수	103
<표 IV- 3> 표본기업의 기초자료 평균비교	104
<표 IV- 4> 표본별 이용된 변수의 기초통계량 비교	105
<표 IV- 5> 자료1의 제조업과 비제조업 간 세부담, 투자비중 비교	112
<표 IV- 6> 자료2의 제조업과 비제조업 간 세부담, 투자비중 및 토빈Q 비교	112
<표 IV- 7> 단순 Q모형(모형 I)	120
<표 IV- 8> 기본확장 Q모형(모형 II)	121
<표 IV- 9> 조세확장 Q모형(모형 III)	124
<표 IV-10> 단순 ECM모형(모형 IV)	130
<표 IV-11> 기본확장 ECM모형(모형 V)	131
<표 IV-12> 조세확장 ECM모형(모형 VI)	132

그림목차

[그림 II- 1] 법인세 산출과정	24
[그림 II- 2] 법인세 징수규모와 GDP 대비 비중	38
[그림 II- 3] 국세 및 조세 대비 법인세 비중 추이	44
[그림 II- 4] GDP 및 법인세 징수액 증가율 추이	45
[그림 II- 5] 유효세율(영업잉여기준)과 GDP 대비 영업잉여 비중 추이	49
[그림 II- 6] 사업연도소득 및 과세표준 대비 세부담	52
[그림 II- 7] 법인세차감전순이익 기준 평균유효세율 추이 (평균값)	53
[그림 II- 8] 법인세차감전순이익 기준 평균유효세율 추이 (5년 평균)	54
[그림 II- 9] 소득법인 및 결손법인 추이	59
[그림 II-10] 제조업중 수익성 지표 추이 비교	60
[그림 IV- 1] 자료1의 세부담 추이	106
[그림 IV- 2] 자료2의 세부담 추이	107
[그림 IV- 3] 표본별 투자비중 평균값 추이	108
[그림 IV- 4] 표본별 현금흐름비중 평균값 추이	109
[그림 IV- 5] 토빈Q 측정결과 비교	110
[그림 IV- 6] 자료2의 토빈Q 비율 추이	111
[그림 IV- 7] 자료1의 세부담과 투자비중 추이 비교	113
[그림 IV- 8] 자료2의 세부담과 투자비중 추이 비교	113

I. 서론

법인의 소득에 부과되는 법인세는 생산활동에 중요한 기능을 담당하고 있는 자본에 대한 부분요소세의 성격을 지니며, 기업의 의사결정에 직·간접적인 영향을 미치게 된다. 세수의 측면에서 법인세는 국세에서 차지하는 높은 비중으로 인하여 개인소득세나 부가가치세와 더불어 우리나라의 3대 기간 세목에 해당하고, 재정의 안정적인 수입원으로서 기능하고 있다. 법인세의 경제적 효과는 개인소득세나 부가가치세의 경우보다 훨씬 다양하고 복잡한 과정을 통해 나타나는 것으로 알려져 있으며, 재정학 분야의 전통적인 연구 주제로 인식되어 왔다. 최근 주요 선진국의 법인세 인하 움직임과 주변 경쟁국의 낮은 법인세율 정책은 국내에서도 법인의 세부담에 대한 관심을 고조시켜, 법인세 개편은 조세정책의 중요 의제로 자리잡고 있다.

법인세 개편을 지지하는 입장의 주된 논거는 다양한 세제혜택을 통해서 외국자본 유입을 촉진시키고 세부담을 줄여 설비투자의 확대 및 경기활성화를 꾀한다는 데 있다. 특히 최근의 경기침체와 투자부진에 대한 대응의 측면에서, 세부담 완화가 가져올 수 있는 기업의 설비투자 촉진효과는 정책당국자의 주요 고려사항이 되고 있다. 통상적으로 법정세율 1% 인하는 약 1조원 이상의 세수감소를 초래할 것으로 예상되어, 세율인하에 따른 기업의 투자진작 효과가 기대만큼 크지 않다면, 이는 단기적으로 재정에 상당한 부담으로 작용하게 된다. 경제성장의 주요 동력인 투자를 진작시키기 위해서는 투자대상 확대 및 환경조성, 개별 기업 차원에서의 다양한 투자지원책이 필요한 것은 사실이다. 하지만 투자확대 방안으로서 요구되고 있는 기업에 대한 세부담 인하가 얼마만큼의 투자증대 효과를

지니는가는 엄밀한 과학적 분석에 의해서 검토되어야만 할 것이다. 본 보고서는 이러한 문제에 초점을 두어, 우리나라 법인세 부담에 대해 종합적으로 검토하고, 개별 기업의 미시자료를 이용하여 세부담이 기업의 투자에 미치는 효과를 실증적으로 분석하고자 한다.

법인세 개편 논의와 관련하여 법인의 세부담에 대한 국내 연구는 풍부한 편이며, 국제적인 비교 위주로 진행되어 왔다. 반면, 법인세 부담이 투자에 미치는 효과에 대한 연구는 비교적 최근에 들어 시작되었으며, 문제의 중요성에 비추어 보다 다양한 측면의 연구가 요구된다. 김진수·박형수·안종석(2003)은 관련 거시지표의 시계열 자료를 이용하여 우리나라의 투자함수를 추정하고, 한계유효세율이 투자에 음(-)의 영향을 준다고 밝히고 있다. 세부담의 투자효과를 연구함에 있어 이 같은 거시적인 접근방법을 취하는 것에는 기본적인 문제가 따른다. 20여 년에 걸쳐 관측된 연간 시계열 자료만으로 안정적인 투자함수의 추정치를 얻기는 대단히 어렵다. 또한 총량지표를 이용하는 거시적 투자함수는 여러 종류의 개별 효과를 통합한 관계를 보여주기에, 이를 통해 세부담의 투자효과를 온전히 분리하여 해석하기가 쉽지 않다.

투자함수를 분석하기 위해 개별 기업의 미시 자료를 이용하는 접근방법은 이러한 문제점을 해결할 적절한 대안이 될 수 있다. 한국 신용평가정보의 Kis-value는 개별기업 재무변수의 범위와 관측치에 있어 풍부한 자료를 제공하고 있고, 이 자료를 이용한 투자함수의 회귀분석은 기업 차원에서 세부담이 주는 투자효과를 직접적으로 추정하는 장점이 있다. 이 외에도 미시적 접근에는 투자모형 설정에 있어 경제학의 투자수요이론에 대한 그간의 성과를 활용한다는 바람직한 면이 있다. 김현숙(2004)의 연구는 세부담의 투자효과 분석에 개별기업 자료를 이용하였다는 점에서 의의가 있으나, 패널자료의 특성과 투자함수이론에 근거한 모형 설정을 간과함으로써 미

시적 접근의 장점을 십분 활용하지 못한 문제가 있다.

미시적 접근방법의 취지에 충실히 따르기 위해서, 본 연구에서는 토빈의 Q이론과 오차수정모형(Error Correction Model : ECM)의 두 가지 투자수요이론에 따라 기본적인 투자모형을 채택하고, 이에 금융상의 제약과 가속도 효과를 반영하는 요인을 부가하여 현실적인 실증분석모형을 설정한다. 우리가 이용하는 개별기업 자료의 속성과 여러 기간에 걸쳐 시행 또는 조정되는 투자의 특성으로 인해, 투자함수는 전형적인 동태패널모형의 형태로 주어지며, 이의 식별과 추정을 위해서 Arellano & Bond(1991)와 Blundell & Bond(1998)에 의해 개발된 1계 차분 GMM과 연립 GMM을 이용한다. 각 추정법은 최적가중행렬의 이용 여부에 따라 1단계와 2단계의 GMM 방법으로 세분되는데, 후자는 이분산성하에서도 점근적으로 효율적인 추정치를 주는 이론적인 장점이 있다. 그러나 다수의 모의실험에 따르면, 2단계 GMM 추정법은 추정치의 표준오차를 실제보다 과소계산함으로써 추정치의 통계적 유의성을 심각하게 과장할 수 있다는 위험이 있다. 이에 따라 실제의 실증연구에서는 추정 결과를 도출할 때 2단계 GMM보다는 1단계 GMM을 이용하는 경우가 적지 않다. 본 보고서의 실증 결과에서도 세부담의 추정치에 대한 통계적 유의성은 1단계와 2단계 GMM에 따라 크게 좌우되어, 추론 과정에 세심한 주의가 요구되고 있다. 이러한 문제를 보완하기 위해, 본 연구는 Windmeijer(2005)에 의해 제안된 2단계 GMM 추정량의 점근적 분산에 대한 표본 내 수정방법(finite sample correction)을 활용하여, 보다 강건한(robust) 추정결과를 얻기 위해 노력한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장은 우리나라의 법인세수 추이 및 세부담 수준, 투자 현황, 법인세 개편방향 등에 대해 논의한다. 현행 법인세제 체계와 거시적 관점에서의 세부담 지표 중 GDP(또는 국세) 대비 법인세 징수액의 연도별 추이를 살펴본다.

미시적 관점에서의 세부담은 이전 연구를 참고하고, 세부담의 국제적 수준을 비교해본다. 다음으로 한국은행에서 집계하는 국민계정과 기업경영분석 자료를 이용하여 거시적 관점에서 투자 현황 추이와 향후 전망 등을 논의한다. 제Ⅲ장은 법인세제와 투자에 관한 기존 연구를 소개한다. 법인세 관련 이론적인 논의는 과세베이스와 귀착 및 초과부담, 자본의 사용자 비용 등을 중점으로 한다. 또한 투자함수의 결정요인에 대해 이론적으로 개괄하고, 실증분석 결과를 중심으로 법인세 및 투자 관련 국내외 연구 성과를 요약한다. 제Ⅳ장은 본 연구의 핵심으로 크게 추정모형에 대한 이론적 검토와 실증분석 결과, 추가 고려사항으로 구분된다. 토빈 Q모형과 오차수정모형의 도출과정을 소개하고, 동태패널모형의 추정방법을 1계 차분 및 연립 GMM 추정방법으로 구분하여 서술한다. 다음으로 실증분석에서 이용된 자료에 대해 설명하고, 각 자료에 대한 사전분석을 실시한다. 마지막으로 GMM을 이용하여 추정된 Q모형과 오차수정모형의 분석결과를 정리하고, 본 연구의 진행과정에서 필요한 추가 고려사항 등을 제시한다. 제Ⅴ장은 결론 및 정책적 시사점으로 구성된다.

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향

1. 우리나라 법인세제 현황

가. 현행 법인세제 체계

실정법에서 정하는 법인세의 납세의무자는 민법상의 법인이며, 국가 및 지방자치단체를 제외한 모든 법인은 법인세의 납세의무를 지닌다. 법인세는 국가가 과세주체이고, 법인을 과세객체로 하며 그 법인의 일정 기간 소득을 과세표준으로 하여 2단계의 누진세율이 적용되는 국세이자, 직접세, 소득세 및 누진세이다. 법인세의 과세 소득에는 각 사업연도의 소득과 청산소득의 2가지 형태로 구분된다. 각 사업연도의 소득은 각 사업연도의 익금총액에서 손금총액을 공제한 금액을 말하며, 청산소득은 법인이 해산·합병·분할 등에 의해 소멸되는 경우 그 잔여재산가액이 자기자본총액을 초과하는 금액을 말한다.

한편 법인세법상 법인은 주요 사업장의 근거지에 따라 내국법인과 외국법인으로 구분된다. 내국법인은 소득의 발생지 여부를 막론하고 법인에 귀속되는 모든 소득에 대해 법인세를 납부하여야 하며, 외국에 본점 또는 주사무소를 둔 외국법인의 경우에도 국내 발생소득, 즉 국내원천소득에 대해서는 법인세 납세의무를 지닌다. 법인의 설립목적에 따라서는 영리와 비영리 조직으로 구분되고, 비영리법인의 경우 실제 사업내용이 영리법인과 같은 경우에는 영리법인과 마찬가지로 세금을 부과하는데, 이는 과세형평성과 조세의 중립성 유지라는 목적과 더불어 비영리법인이 조세회피 수단으로 악용될 소

지를 방지하려는 것이다. 신용협동조합이나 농업협동조합과 같은 조합법인에 대해서도 비영리법인으로 간주하여 그들의 수익사업에 대해서는 법인세 납세의무를 규정하고 있다.

<표 II-1> 법인세 과세 대상

과세소득	납세의무자		과세표준	
각 사업연도 소득	내국법인	일반법인	익금총액 - 손금총액 - 이월결손금 - 비과세소득 - 소득공제액	
		조합법인 등	법인세차감전순이익	
	외국법인	국내사업장 부동산소득 및 산립소득이 있는 외국인	국내원천소득의 총합계액 - 국내발생 이월결손금 - 비과세소득 - 상호면세의 외항소득	
청산소득	영리내국법인 및 조합법인		해산시	잔여재산가액 - 자기자본총액
			분할시	분할대가의 총합계액 - 자기자본총액
			합병시	합병대가의 총합계액 - 자기자본총액

자료 : 재정경제부, 『조세개요』, 2005.

[그림 II-1]은 법인세의 일반적인 산출과정을 나타낸 것인데, 기업의 수입에서 각종 비용을 공제하여 과세표준을 구하고 이에 세율을 곱하여 세액을 계산한다는 점에서 개념적으로는 개인소득세의 계산방법과 유사한 과정을 따르지만, 수입 및 비용과 관련한 복잡한 조정으로 인해 실질적인 차이가 발생한다. 각 사업연도의 소득 계산은 해당 사업연도의 익금총액에서 손금총액을 차감한 것을 의미하는데, 전자는 기업회계상 순자산을 증가시키는 거래로 인하여

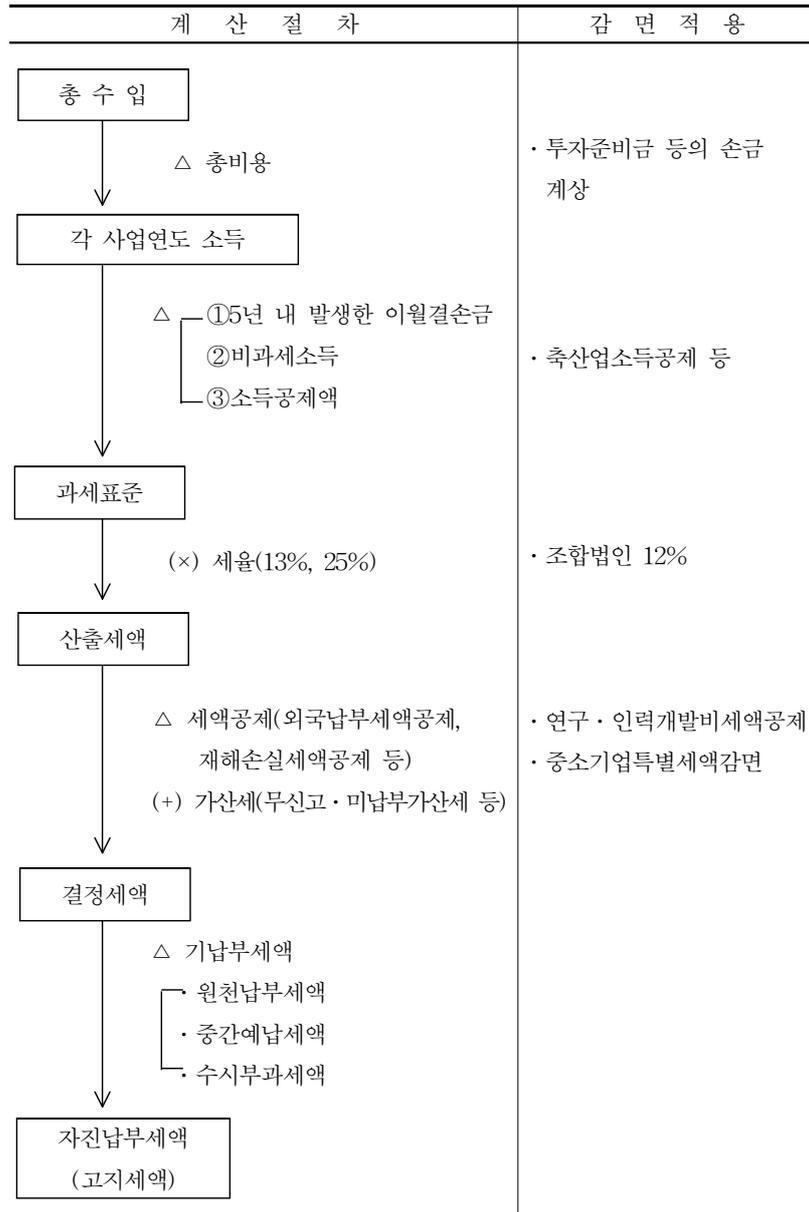
II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 23

발생하는 수익을, 후자는 순자산을 감소시키는 거래로 인해 발생하는 비용에 해당한다. 하지만 법인세법상의 익금 및 손금 항목은 기업회계상의 수익 및 비용과는 다소 불일치하므로, 이를 조정해야 한다. 즉 기업회계의 손익계산서상 법인세차감전순이익에 대해 익금 항목과 손금항목을 조정하여 각 사업연도 소득을 산출하는 과정을 거쳐야 하며, 이를 세무조정이라 한다. 세무조정은 결산조정과 신고조정으로 구분된다. 결산조정은 기업회계와 세무회계의 차이를 확정 결산과정에서 실시하는 것으로 장부상 기재되어야 하며, 신고조정은 기업회계상 수익 또는 비용은 아니지만 세법상 익금 또는 손금 사항 중 특정 항목에 대해 장부상 계상하지 않고도 세무조정계산서상에서 세무상 익금 또는 손금으로 인정해주는 것을 의미한다.

법인세 과세표준이란 이러한 세무조정을 통해 계산된 각 사업연도의 소득에서 5년 내 발생한 이월결손금과 비과세소득, 소득공제액을 차감한 것이다. 법인세액의 산출을 위해서는 과세표준에 대해 현행 2단계 누진법인세율에 따른 세율을 곱하면 된다. 이렇게 구한 산출세액에 법인세법상의 세액공제를 차감하고, 무신고, 미납부가산세 등을 추가하면 최종적인 의미의 결정세액이 정해진다.

현행 법인세율은, 내국영리법인은 과세표준에 대해 1억원 이하의 금액에 대해서는 13%의 세율이, 1억원 초과금액에 대해서는 25%의 세율이 적용된다. 비영리법인의 경우 수익사업에 대해서만 과세하고 영리법인과 동일한 세율을 적용받는다. 단, 협동조합과 같은 조합법인에 대해서는 단일 비례세율(12%)이 적용된다. 영리외국법인의 경우에도 국내원천소득에 대해서는 내국법인과 동일한 세율로 법인세 납부의무를 지니며, 비영리외국법인은 국내원천소득 중 수익사업으로부터 얻은 소득에 대해서는 국내비영리법인과 동일한 법인세를 납부하여야 한다. 법인이 해산·합병 또는 분할될 때 발생하는 청산소득도 사업소득과 동일한 법인세율의 적용을 받는다.

[그림 II-1] 법인세 산출과정



자료 : 재정경제부, 『조세개요』, 2005.

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 25

한편 세금납부는 그 방식에 따라 중간예납, 원천징수, 수시과세, 정산납부로 구분된다. 중간예납은 내국법인만을 대상으로 하며, 전기분 산출세액 또는 가결산을 통해 산출한 세액으로 한다. 전기분 산출세액은 “[전기분 확정 산출세액(가산세 포함)-(직전사업연도 감면법인세액+직전사업연도 원천징수세액+직전사업연도 수시부과세액)]×6/직전사업연도의 월수”로 계산하며, 가결산 세출세액은 “(과표)를 1년으로 환산하여 세율을 적용하여 계산된 세액을 6개월로 나눔)-(중간예납기간중 감면법인세액+중간예납기간중 원천징수세액+중간예납기간중 수시부과세액)”으로 계산한다. 중간예납의 납부기간은 12월 결산법인의 경우 6월부터 2개월 이내인 8월 31일까지이다. 원천징수는 법인에 이자 및 배당소득, 비영업대금 이익, 증권투자신탁수익분배금 등을 지급하는 자가 납부하는 것을 말한다. 수시과세는 법인세 포탈의 여지가 있는 법인에 대해 기일 이전에 과세하는 것을 의미한다. 정산납부는 산출된 결정세액에서 이미 징수한 중간예납, 수시부과, 원천징수세액을 제외한 금액을 납부하는 것을 의미하며, 당해 사업연도에 대한 납세의무가 종결되는 것이다.

나. 법인세제 및 법정세율의 변화

우리나라의 경우 1950년 법인세가 독립세목으로 도입된 이후, 법인세제는 경제발전 과정과 더불어 다양한 변천을 경험하였다. 대표적인 세제개편으로는 1963년 법정세율을 2단계 초과누진세율로 개편하였다. 1969년에는 성실신고 유도 및 자진납세 기반조성을 위해 녹색신고제도를 법제화하였다. 1974년에는 법인 소유 부동산의 양도로 인한 양도차익에 과세하는 특별부가세제도²⁾가 정립되었다. 1980년대에는 성실신고법인제도를 폐지하고, 1982년에 납세의무자

1) 익금 - 손금 - 이월결손금 전액.

2) 2002년 세제개편안에서 폐지.

인 법인 스스로 관할세무 법인세 과세표준과 산출세액을 계산하고 이를 자진 신고·납부하는 제도를 채택하였다. 1990년에는 일반, 비상장대법인, 비영리법인으로 구분하여 적용하던 법정세율을 하나로 통합하였다.

<표 II-2>는 과거 동안의 세제변화를 세율구조의 관점에서 정리한 것이다. 먼저 세율 단계의 측면에서, 중소기업우대 차원에서 실시된 다단계의 누진세율(최고 5단계)은 1970년대 중반 이후 2단계 누진세율 구조로 단순화되었음을 알 수 있다. 1982년 세법개정 이전까지는 법인세율을 일반법인(비공개), 공개법인, 비영리법인으로 구분하여 적용했으며, 기업공개와 장려라는 목적하에 공개법인에 차등과세하였다. 1982년 세법개정 이후에는 공개여부에 초점을 맞추기보다는 법인의 목적상 구분에 따라 영리법인과 비영리법인을 차별화하여 과세했고, 특히 공공법인을 우대했다. 이러한 차별적인 법인세율 적용은 1990년과 1997년에 이르러 각각 영리법인과 비영리법인, 그리고 일반법인과 공공법인의 구분이 사라지게 되면서 단순화되어 왔다. 1960년대 후반 이후 45%까지 이르렀던 최고한계세율은 1970년대에도 방위세 등의 부가로 인해 한동안 지속되었으며, 최근에 와서 25%로 낮아졌다. 세율구간과 관련해서는 1971년에 공개법인에 대해 100만원과 500만원을 기준으로 3단계 세율(16%, 20%, 27%)을 적용한 것을 1974년부터는 500만원을 기준으로 한 2단계 세율구조(20%, 27%)로 단순화했고, 1980년에 이르러 5천만원을 기준으로 하면서 세율을 25%와 33%로 인상하였다. 이후 2단계 세율은 점진적으로 인하되어, 1982년에 20%, 27%가 되었다. 2단계 세율의 기준점은 1988년에 8천만원으로 조정된 후, 1990년도에 이르러 1억원으로 재차 상향되면서 20%와 34%의 세율이 부과되었다. 이후 세율은 계속해서 하락하여 현재(2005년 사업연도부터) 과세표준 1억원 이하에 대해서 13%의 낮은 세율이, 1억원 초과에 대해서는 25%의 높은 세율이 적용되고 있다.

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 27

<표 II-2> 법인세율의 변화

연도	일반(중소)법인	공개(상장)법인	비영리(학교)법인
1971	100만원 이하 20% 100만원 초과 30% 500만원 초과 40%	100만원 이하 16% 100만원 초과 20% 500만원 초과 27%	100만원 이하 20% 100만원 초과 30% 500만원 초과 35%
1974	300만원 이하 20% 300만원 초과 30% 500만원 초과 40%	500만원 이하 20% 500만원 초과 27%	500만원 이하 20% 500만원 초과 27%
1975	동일	500만원 이하 20% 500만원 초과 27%	500만원 이하 20(15)% 500만원 초과 27%
1976	동일	500만원 이하 20(25)% 500만원 초과 27(33)%	동일
1978	300만원 이하 20(15)% 300만원 초과 30(25)% 500만원 초과 40(35)%	500만원 이하 20(25)% 500만원 초과 27(35)%	동일
1980	5천만원 이하 25% 5천만원 초과 40% 대주주 비중 35% 초과	5천만원 이하 25% 5천만원 초과 33%	5천만원 이하 20% 5천만원 초과 27%
1981	5천만원 이하 22% 5천만원 초과 38% 대주주 비중 35% 초과	5천만원 이하 22% 5천만원 초과 33%	동일 공공법인 5%
	일반법인 (비상장대기업)	비영리법인	공공법인
1982	5천만원 이하 20% 5천만원 초과 30(33)%	5천만원 이하 20% 5천만원 초과 27%	5%
1988	8천만원 이하 20% 8천만원 초과 30(33)%	8천만원 이하 20% 8천만원 초과 27%	3억원 이하 10% 3억원 초과 15%
1990	1억원 이하 20% 1억원 초과 34%		3억원 이하 17% 3억원 초과 25%
1993	1억원 이하 18% 1억원 초과 32%		3억원 이하 18% 3억원 초과 25%
1994	1억원 이하 18% 1억원 초과 30%		1억원 이하 18% 1억원 초과 25%
1995	1억원 이하 16% 1억원 초과 28%		1억원 이하 16% 1억원 초과 25%
1997	1억원 이하 16% 1억원 초과 28%		
2001	1억원 이하 15% 1억원 초과 27%		
2005	1억원 이하 13% 1억원 초과 25%		

자료 : 한국조세연구원, 『조세관련통계자료집』.

이상의 세율구조 변천과정을 간단히 정리하자면, 과거 법인세제 변화는 대상구분과 세율적용의 단순화라는 원칙과 명목세율의 점진적인 인하라는 과정으로 압축된다. 법정세율은 법인관련 조세감면의 영향이 반영되지 못해 실질적인 세부담과는 차이가 나지만, 다른 조건이 일정할 때, 명목세율의 인하는 세부담을 낮추는 효과를 가져올 것이다. 이러한 의미에서, 명목세율은 가장 단순한 의미에서의 법인세부담 척도로 이용될 수 있다. <표 II-3>은 최고세율의 기준에서 우리나라의 명목법인세율을 주요국과 비교한 결과이다. 법인세율만을 단독으로 비교하는 경우, 우리나라는 주요 선진국이라 할 수 있는 미국, 일본, 영국 등보다는 낮은 수준에 있고, 싱가포르 등의 경쟁국들보다는 높은 수준에 있음을 알 수 있다. 우리나라에 있어 법인세에 추가적으로 부가되는 지방세를 포함하여 비교하는 경우에도, 우리나라의 법인세율은 주요 국가와 비교해서 상대적으로 낮은 수준이라 할 수 있다.³⁾ OECD 국가 중에서 일본은 가장 높은 법인세율(약 40%, 주민세 포함)을, 그리고 아일랜드는 가장 낮은 법인세율(12%)을 유지하고 있다.

<표 II-3> 법인세 최고세율(지방세 제외)

(단위: %)

	한국	캐나다	미국	일본	영국	아일랜드
최고세율	25	21	35	30	30	12.5
	대만	멕시코	중국	말레이시아	싱가포르	홍콩
최고세율	25	30	30	28	20	17.5

3) 대만, 영국 등은 지방세가 없음.

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 29

<표 II-4> OECD 국가별 법인세율(지방세 포함)

(단위: %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
호주	34.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0
오스트리아	34.0	34.0	34.0	34.0	34.0	25.0
벨기에	40.2	40.2	40.2	34.0	34.0	34.0
캐나다	44.6	42.1	38.6	36.6	36.1	36.1
체코	31.0	31.0	31.0	31.0	28.0	26.0
덴마크	32.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0
핀란드	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0	26.0
프랑스	37.8	36.4	35.4	35.4	35.4	35.0
독일	59.2	38.9	32.3	38.9	39.4	38.9
그리스	40.0	37.5	35.0	35.0	35.0	n.a.
헝가리	18.0	18.0	18.0	18.0	16.0	16.0
아이슬란드	30.0	30.0	18.0	18.0	18.0	18.0
아일랜드	24.0	20.0	16.0	12.5	12.5	12.5
이탈리아	37.0	36.0	36.0	34.0	33.0	33.0
일본	40.9	40.9	40.9	40.9	40.9	n.a.
한국	30.8	30.8	29.7	29.7	29.7	27.5
룩셈부르크	37.5	37.5	30.4	30.4	30.4	30.4
멕시코	35.0	35.0	35.0	34.0	33.0	30.0
네덜란드	35.0	35.0	34.5	34.5	34.5	31.5
뉴질랜드	33.0	33.0	33.0	33.0	33.0	33.0
노르웨이	28.0	28.0	28.0	28.0	28.0	28.0
폴란드	30.0	28.0	28.0	27.0	19.0	n.a.
포르투갈	35.2	35.2	33.0	33.0	27.5	27.5
슬로바키아	29.0	29.0	25.0	25.0	19.0	19.0
스페인	35.0	35.0	35.0	35.0	35.0	35.0
스웨덴	28.0	28.0	28.0	28.0	28.0	28.0
스위스	22.4	22.1	22.9	22.6	24.1	24.1
터키	33.0	33.0	33.0	30.0	33.0	30.0
영국	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0	30.0
미국	39.4	39.3	39.3	39.4	39.3	39.3

주 : 조정 후 국세 및 지방세를 포함하는 법정최고세율.

자료 : OECD, Tax Database, 2005

<표 II-5> 법인 관련 조세감면

구 분	지원내용	해당 조문
투자관련	<ul style="list-style-type: none"> ○ 생산성향상시설투자에 대한 투자세액공제 ○ 특정설비투자에 대한 투자세액공제 ○ 에너지절약시설투자에 대한 세액공제 ○ 사회간접자본 투자준비금 ○ 임시투자세액공제 ○ 연구인력개발을 위한 설비투자 세액공제 ○ 환경·안전설비투자세액공제 ○ 근로자복지증진을 위한 시설투자 투자세액공제 ○ 투자세액 이월공제 	<ul style="list-style-type: none"> 조특 24조 조특 25조 조특 25조의2 조특 28조 ① 조특 26조 조특 11조 ① 조특 25조 조특 94조 조특 144조
재무구조개선 및 사업구조조정	<ul style="list-style-type: none"> ○ 어음제도개선을 위한 세액공제 ○ 신설법인 등 주식교환에 대한 과세이연 ○ 현물출자 과세특례 <ul style="list-style-type: none"> - 취득채산 취득·등록세 면제 - 양도차익 법인세 과세이연 ○ 법인전환에 대한 양도소득세 이월과세 	<ul style="list-style-type: none"> 조특 7조의2 조특 47조 조특 38조 조특 32조
지방이전	<ul style="list-style-type: none"> ○ 법인본사 수도권지역 외 지역이전 <ul style="list-style-type: none"> - 임시특별세액 감면(과밀억제권역 5년 이상 사업영위 법인) - 감가상각자산 취득, 특별부가세 50% 감면 - 양도차익법인세 3년거치 3년분할 과세 ○ 농공단지입주기업 법인세 50% 감면 ○ 제주 입주기업에 대한 법인세 50, 100% 감면 <ul style="list-style-type: none"> - 제주첨단과학기술단지 - 제주투자진흥지구·자유무역지역 	<ul style="list-style-type: none"> 조특 63 조특 64 조특 121의8 ① 조특 121의9 ②
기타	<ul style="list-style-type: none"> ○ 고용창출형 창업기업 법인세 50% 감면 ○ 고용창출형 창업기업 결손금 이월공제기간 연장 ○ 고용증대 특별세액공제 ○ 해외과건비에 대한 일시세액공제 ○ 기술이전소득에 대한 세액공제 	<ul style="list-style-type: none"> 조특 30조의2 조특 30조의3 조특 30조의4 조특 10조의2 조특 12조 ②

자료 : 박기백·김진(2004)

다. 법인 관련 감면제도

우리나라의 경우 법인에 대한 다양한 감면제도가 있어, 법인의 실질적인 세부담에 영향을 주고 있다. 조세감면은 조세특별제한법에 근거하며, 그 성격에 따라 투자관련, 사업구조조정관련, 지방이전 관련 및 기타 분야 등으로 구분할 수 있다. 상세한 지원내용에 대해서는 박기백·김진(2004)의 연구 결과를 인용한 <표 II-5>를 참고한다.

<표 II-6>은 주로 투자와 관련된 조세지원제도만을 정리한 것으로 일반법인과 외국인투자기업, 중소기업 등에 따라 그 지원범위에 다소 차이가 있다.

일반법인의 경우 생산성 향상설비 및 환경안전설비, R&D 개발설비, 근로자 복지증진 설비 등의 투자에 대해서는 투자액(설비취득가액)의 3~7%에 해당되는 부분에 대해서는 세액공제 혜택을 보장한다. 에너지절약시설 투자에 대해서는 적용시기별로 다르나 투자액의 7~15%를, 정부가 경기조절을 목적으로 하는 다수 업종의 사업용 자산 임시투자에 대해서는 그 투자액의 15%를 세액공제 해준다. 사회간접자본 건설법인에 대해서는 투자액의 5% 내에서 손금산입 준비금제도를 인정한다.

외국인투자기업을 대상으로 하는 조세지원제도는 주로 국제화·개방화에 따라 외국인투자기업을 국내 유치하기 위한 일환으로 이루어진다. 기본적으로 외국인투자기업에 대해 조세특별제한법에서는 소득세 및 법인세 감면 혜택을 부여하고 있으며, 재산 취득·등록 및 자본재 도입 등에 대한 세제혜택이 제공된다. 또한 외국투자자에 대해서는 배당소득에 대해 소득세 및 법인세를 감면한다.

<표 II-6> 투자지원제도 현황

구분	방법	지원대상	지원내용
생산성 향상 설비	세액 공제	<ul style="list-style-type: none"> · 모든 사업자 * 제조업 공정개선·자동화시설, 제조업 첨단기술설비, ERP설비, 전자상거래 설비 	· 투자액의 5% 세액공제
환경 안전 설비 투자	세액 공제	<ul style="list-style-type: none"> · 내국법인의 2006.12.31까지 투자분 * 환경보전시설, 청정생산시설, 유통사업을 위한 시설, 위탁기업체가 수탁기업체에 설치하는 시설, 산업재해예방시설 및 가스공급시설의 안전유지시설, 광산보안 시설, 비상대비시설, 위해요소방지시설 	· 투자액의 3% 세액공제
에너지 절약시설	세액 공제	<ul style="list-style-type: none"> · 모든 사업자 * 에너지 절약시설 * 중유의 탈황과정을 통한 휘발유 등의 생산시설 * 중수도시설·절수설비 및 절수기기 	· 적용시기별 투자액의 7~15% 세액공제
사회간접 자본	준비금	<ul style="list-style-type: none"> · 사회간접자본 건설법인 * 도로, 항만, 공항, 전원설비 * 초고속정보통신시설 * 수자원 개발, 수도 및 하수종말처리 	· 투자액의 5% 손급산업
임시 투자	세액 공제	<ul style="list-style-type: none"> · 광업, 제조업, 건설업, 소매업, 전기통신업, 연구·개발업, 공업디자인서비스업, 포장·충진업, 패션디자인업, 영화제작·배급업, 라디오방송업, 텔레비전방송업, 엔지니어링업, 정보처리·컴퓨터운용업, 물류산업, 관광숙박업, 국제회의기획업, 폐기물처리업, 폐수처리업 * 사업용자산 	· 투자액의 15% 세액공제
연구인력 개발 설비투자	세액 공제	<ul style="list-style-type: none"> · 내국법인의 2006.12.31까지 투자분 * 연구시험용 시설, 직업훈련용 시설, 신기술 기업화를 위한 사업용 자산 	· 투자액의 7% 세액공제
근로자 복지증진 설비투자	세액 공제	<ul style="list-style-type: none"> · 내국법인의 2006.12.31까지 투자분 * 사원용 임대주택, 기숙사, 직장보육시설, 장애인·노인·임산부 등 편의증진시설 	· 설비취득가액 7% 세액공제

주 : 외국인투자지원제도 제외.

자료 : 박기백·김진(2004)

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 33

<표 II-7> 외국인투자에 대한 조세지원

구분	지원 내용	해당 조문
외국인 투자기업	· 소득세· 법인세 감면 · 재산에 대한 취득· 등록· 재산· 종토세 감면 · 연구인력개발비 세액공제 · 자본재도입시 관세· 특별소비세· 부가가치세 감면	조특 121의2 ② 조특 121의2 ④,⑤ 조특 121의2 조특 121의3
외국투자가	배당소득에 대한 소득세· 법인세 감면	조특 121의2 ③
고도기술도입	기술제공대가의 소득세· 법인세 면제	조특 121의6
공공차관의 대주	차관이자에 대한 조세· 공과금 면제	공차법 8⑥
공공차관과 관련한 외국인 기술· 용역 제공자	기술· 용역대가에 대한 소득· 법인세 감면	공차법 8②

자료 : 박기백·김진(2004)

중소기업의 경우에는 투자를 유인하기 위해 특정 산업의 중소기업에 대해서는 투자준비금제도를 인정한다. 생산성향상 시설투자에 대해서는 일반법인(5%)과 달리 7% 세액공제가 이루어지고, 특정설비투자도 투자금액의 3%를 세액공제해준다.

<표 II-8> 중소기업 조세지원제도

구분	지원 내용
○ 투자준비금	- 자산가액의 20% 손금산입
○ 생산성향상 시설투자	- 투자금액의 7% 세액공제(일반법인 5%)
○ 특정 설비	- 투자금액의 3% 세액공제
○ 정보화지원사업	- 설비투자지원금의 손금산입
○ 감가상각비 손금산입	- 2004년 6월까지의 고정자산취득분 감가상각비 손비계상 불문 손금산입

자료 : 박기백·김진(2004)

라. 감가상각, 자산재평가 및 결손금 공제제도

법인의 투자활동은 주로 유형자산 취득에 집중된다. R&D개발 등 무형자산 취득도 중요한 투자활동 중 하나이나, 기업회계자료에서 이를 구분하기는 쉽지 않다. 유형자산 취득과 관련하여 고려해야 할 주요 사항은 감가상각 및 자산재평가제도가 있다.

조세특별제한법에서는 유형자산(설비) 투자촉진 등의 목적으로 준비금의 손금산입, 투자세액공제 이외에 감가상각 및 특별상각제도를 규정하고 있다. 특히 감가상각제도는 유형자산의 내용연수, 감가상각방법, 즉시상각의제 등의 선택에 따라 세법상의 법인세 과세표준에 중요한 영향을 미친다. 법인세법에서는 취득한 자산의 내용연수를 일정한 범위 내(25%)에서 선택할 수 있도록 규정하고 있으므로 당분간 수익이 많을 것으로 예상되는 법인은 내용연수를 최대한 짧게 신고하여 단기간 내에 많은 비용을 계상하여야 하는 반면, 수익이 적게 날 것으로 예상되는 법인은 내용연수를 길게 선택하는 것이 유리하다. 한편 수익이 나지 않는 법인의 경우 감가상각을 하지 않고 있다가 수익이 날 때 감가상각을 시작해도 기업회계기준에는 위배되지만 법인세법에서는 인정해 주고 있다.

감가상각을 정액법으로 할 것인가 정률법으로 할 것인가를 선택하는 것은 매우 중요하다. 감가상각을 한 번 선택하면 변경하기가 쉽지 않기 때문에 장래이익발생의 추세를 고려하여 선택해야 한다. 일반적으로 초기부터 수익이 발생하는 법인(또는 5년 내에 이월결손금을 공제받을 수 있는 법인)은 정률법을 선택하여 감가상각비를 초기에 많이 계상하는 것이 유리하다. 반면에 초기에 수익이 발생하지 않더라도 정률법을 선택한 후에 감가상각을 유예하는 방법도 있다. 그러나 이 경우 만약 법인이 법인세를 감면받을 경우 감가상각의제가 적용된다. 법인이 감가상각 대신 당해 사업연도 비용으로 전액 회계처리한 경우에는 이를 비용으로 인정한다는 것이 즉시상

각의제 규정이다.

즉, 취득금액을 지출과 동시에 즉시상각(비용처리)한 것으로 간주한다는 것이다. 따라서 수익이 많이 발생하는 법인의 경우, 법인세 법상의 즉시상각 요건에 해당하면 유형자산으로 계상하여 감가상각을 하는 것보다 즉시상각으로 처리하여 조세부담을 줄인다. 한편 유형자산 투자액 전체에 대해 비용으로 회수처리가 불가능할 경우, 세부담이 늘어나 오히려 투자가 위축될 수 있을 것에 대비해 특별상각제도를 선택적으로 적용하고 있다.

다음으로 일정한 시점에 유형자산의 장부가액을 그 시점의 시세로 재평가하는 자산재평가제도가 있다. 이는 과도한 인플레이션 발생 시, 자산의 장부가액과 원가 및 감가상각비 등 비용계상액의 적정화를 위하여 도입된 것이다. 1958년 2년 동안 한시법으로 자산재평가법이 제정되어 강제로 재평가를 실시하였고, 1962년에 다시 2년 동안 한시법으로 재등장하였다. 이후 1965년에 영구법으로 제정되어 일정조건하에 법인이 임의로 자산재평가를 실시할 수 있도록 하였다. 이렇게 함으로써 법인세제상의 감가상각제도가 가져오는 기업투자의 왜곡효과를 최소화하려 하였으나, 오히려 토지 등 부동산의 양도소득세를 회피하는 수단으로 이용되었다. 이와 같은 문제점 등에 기인하여 2000년 말에 자산재평가제도는 폐지되었다.

한편 법인세 부담과 관련해서 고려해야 할 주요 사항으로는 결손금 공제제도가 있다. 결손금공제는 크게 이월공제와 소급공제로 구분된다. 이월공제는 기업이 적자를 시현할 경우, 향후 흑자가 발생한 연도의 소득에서 결손금을 공제해주는 것을 의미하며, 소급공제는 특정 연도에 결손금이 발생한 경우, 직전연도 소득에서 결손금을 소급공제하는 것으로 세액환급을 의미한다. 우리나라의 경우 이월공제는 5년 동안을 인정하고 있으며, 소급공제는 중소기업에 한해서만 1년 동안 허용하고 있다. 이에 반해 독일·영국 등은 이월공제를 무제한 허용하고 있으며, 미국은 소급공제를 모든 법인에 2년 동안, 영국은 3년 동안 허용하고 있다.

<표 II-9> 주요국의 결손금 공제제도 비교

	한국	일본	미국	독일	영국
이월공제	5년	5년	20년	무제한	무제한
소급공제	1년(중소기업)	1년(중소기업)	2년	1년	3년

2. 법인세수 현황

본 절에서는 과거 우리나라의 법인세수의 현황과 세액분포에 대해 살펴보고자 한다. 법인세 징수액 추이 및 GDP 대비 비중, 국제에서 법인세가 차지하는 정도와 OECD 국가별 법인세 부담률을 비교해본다. 또한 과세표준 계급별, 총세액 및 기업규모별 세액분포 현황에 대해 알아본다.

가. 법인세 비중

우리나라는 경제성장 과정에서 민간부문의 생산활동이 증대되면서 법인세 징수액의 절대적인 크기는 1975년 1,300억원에서 2004년 약 25조원에 육박하였고, 특히 외환위기 이후 비약적인 증가를 경험한 것을 확인할 수 있다. GDP 대비 징수액 비중도 1985년까지는 대략 GDP의 1~2% 내외 수준이었으나, 1980년대 중반 이후 그 비중이 증가하여 최근에는 GDP⁴⁾의 3% 수준을 상회하고 있다.

한편 우리나라의 GDP 대비 법인세 비중은 주요 선진국에 비해 높은 수준을 유지하고 있다. <표 II-10>을 보면, 2003년 기준으로 미국, 영국, 일본 등에 비해 대략 1%포인트 정도 높으며, OECD 평균보다도 0.5%포인트 상회한다. 미국의 경우 1970년에는 3.7%로

4) 시계열의 연속성을 확보하기 위해 동 보고서에서 사용한 GDP는 변경되기 전 기준에 의해 산출된 수치를 사용하였음.

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 37

법인의 조세부담이 높았지만 최근에는 2%로 낮아졌고, 일본의 경우도 1970년에는 5.3%로 매우 높았지만 2003년에는 3.1%로 낮아졌으며, 독일은 1% 안팎의 실정이다. 반면 핀란드, 노르웨이, 스웨덴 등 북유럽 국가들은 1990년대에 법인의 조세부담률이 급격히 증가하는 모습을 확인할 수 있다.

<표 II-10> 국가별 GDP 대비 법인의 세부담

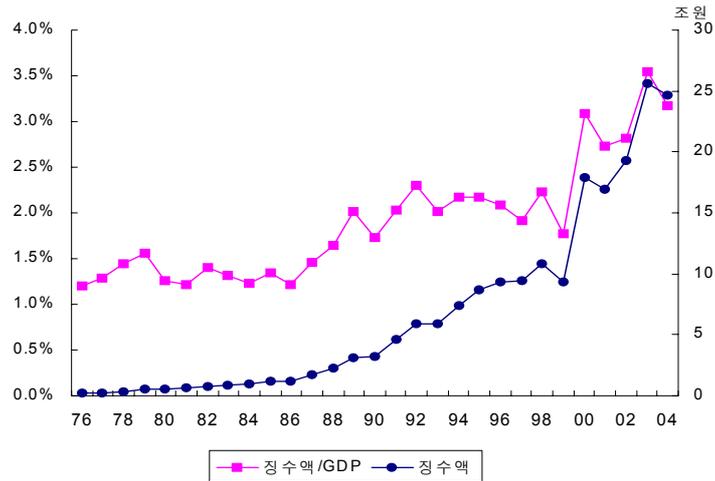
국 가	1970	1980	1990	1995	2000	2001	2002	2003
호주	3.8	3.3	4.1	4.4	6.5	4.5	5.3	-
오스트리아	1.5	1.4	1.4	1.5	2.0	3.1	2.3	2
벨기에	2.4	2.2	2.4	3.0	3.6	3.6	3.5	3.4
캐나다	3.5	3.6	2.5	2.9	4.0	3.5	3.4	3.7
체코	-	-	-	4.9	3.8	4.2	4.6	4.8
덴마크	1.0	1.4	1.5	2.0	2.4	3.1	2.9	2.8
핀란드	1.7	1.4	2.1	1.8	5.6	4.9	4.3	3.5
프랑스	2.1	2.1	2.3	2.1	3.1	3.4	2.9	2.6
독일	1.7	1.9	1.6	1.1	1.8	0.6	1	1.3
그리스	0.4	0.9	1.6	2.1	4.4	3.4	3.8	-
헝가리	-	-	-	1.9	2.2	2.4	2.4	-
아이슬란드	0.6	0.7	0.9	1.0	1.9	1.2	1.1	1.5
아일랜드	2.5	1.4	1.7	2.8	3.8	3.6	3.7	3.9
이탈리아	1.7	2.4	3.9	3.6	3.2	3.6	3.2	2.8
일본	5.3	5.5	6.5	4.2	3.6	3.5	3.1	3.1
한국	-	2.0	2.7	2.5	3.7	3.3	3.1	3.9
룩셈부르크	5.2	6.6	6.5	7.5	7.2	7.5	8.6	8
네덜란드	2.4	2.9	3.2	3.1	4.2	4.1	3.5	3
뉴질랜드	4.7	2.5	2.4	4.4	4.0	3.8	4.2	4.6
노르웨이	1.1	5.7	3.7	3.8	5.9	9.4	8.2	8.6
폴란드	-	-	-	3.0	2.6	2.0	2	-
포르투갈	-	-	2.3	2.6	4.2	3.6	-	-
슬로바키아	-	-	-	-	2.9	2.2	2.7	-
스페인	1.3	1.2	2.9	1.8	3.0	2.8	3.2	3.1
스웨덴	1.7	1.1	1.6	2.8	3.9	2.9	2.4	2.6
스위스	1.7	1.7	2.1	1.9	2.8	3.1	2.7	2.7
터키	0.8	0.7	1.3	1.5	2.3	2.4	2.2	2.6
영국	3.2	2.9	4.1	3.3	3.6	3.5	2.9	2.8
미국	3.7	2.9	2.1	2.6	2.5	1.9	1.8	2
OECD 평균	2.3	2.4	2.7	2.9	3.6	3.5	3.4	3.4

주 : 1. 국세 및 지방세를 포함하는 법인세의 명목GDP 대비 비율임.

2. 멕시코는 통계수치가 제공이 안 된 관계로 제외.

자료 : OECD, *Revenue Statistics*, 2005

[그림 II-2] 법인세 징수규모와 GDP 대비 비중



자료 : 한국은행, 『국민계정』
재정경제부, 『조세개요』

<표 II-11> 국세 수입 현황 및 국세 대비 법인세 비중

(단위: 억원, %)

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
법인세	94,247 (13.5)	107,758 (15.9)	93,654 (12.4)	178,784 (19.2)	169,751 (17.7)	192,432 (18.5)	256,327 (22.4)	246,784 (21.0)
소득세	148,679 (21.3)	171,940 (25.4)	158,546 (21.0)	175,089 (18.8)	186,630 (19.5)	191,605 (18.4)	207,873 (18.1)	234,340 (19.9)
상속 증여세	11,612 (1.7)	6,796 (1.0)	9,012 (1.2)	9,889 (1.1)	9,484 (1.0)	8,561 (0.8)	13,150 (1.1)	17,082 (1.5)
부가 가치세	194,880 (27.9)	157,068 (23.2)	203,690 (26.9)	232,120 (25.0)	258,347 (27.0)	316,088 (30.4)	334,470 (29.2)	345,718 (29.3)
특별 소비세	30,364 (4.3)	22,115 (3.3)	27,133 (3.6)	29,846 (3.2)	36,336 (3.8)	42,882 (4.1)	47,330 (4.1)	45,740 (3.9)
기 타	219,495 (31.4)	212,300 (31.3)	264,545 (35.0)	303,619 (32.7)	297,380 (31.0)	288,110 (27.7)	287,492 (25.1)	288,293 (24.5)
총 국세	699,277 (100.0)	677,977 (100.0)	756,580 (100.0)	929,347 (100.0)	957,928 (100.0)	1,039,678 (100.0)	1,146,642 (100.0)	1,177,957 (100.0)

자료 : 재정경제부, 『조세개요』, 2005.

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 39

국세 대비 법인세수의 비중도 차츰 늘어나, 1997년 13.5%에서 1998년 15.9%, 1999년 12.4%, 2000년 19.2%, 2001년 17.7%, 2002년 18.5%, 2003년 22.4%, 2004년에 21.0%에 달하면서 법인세는 세수측면에서 부가가치세 및 개인소득세와 더불어 기간 세목 중의 하나로 부상하였다. 특히 1990년대에는 소득세의 비중이 상대적으로 법인세 비중보다 높았으나, 2000년대에 들어서는 2001년을 제외하고 오히려 법인세 비중이 소득세 비중을 상회하고 있다.

2000년대에 접어들어 법인세가 대형세로 부각되면서, 법인세는 안정적이고 중요한 재정수입원의 역할을 수행하고 있다. 반면, 이 같은 증가추세는 법인세 인하 논란의 간접적인 배경이 된다.

나. 과세표준, 총세액 계급별 법인수 및 세액분포

법인세 과세표준 계급별로 법인세 신고현황을 살펴보면 <표 II-12>와 같다. 2003년 법인세 신고기준으로, 결손법인을 제외한 15% 법정세율을 적용받는 과세표준 1억원 이하의 법인수는 15만 6,692개로 전체 법인의 51.7%를 차지한다. 27%의 법정세율을 적용받는 과세표준 1억원 초과인 법인은 4만 4,383개로 전체의 14.7%이다. 이와 같이 전체 법인의 85% 이상이 결손 및 15% 이하의 법정세율을 적용받고 있다. 이러한 법인이 부담한 세액은 5,142억원으로 전체 법인세액의 2.3%에 해당되는 수치이며, 법인당 평균 법인세액은 198만원에 불과한 것으로 나타났다.

한편 1억원 초과인 과세표준으로 27%의 누진단기세율을 적용받는 법인은 4만 4,383개로 전체 법인의 14.7%를 점유하며, 동 법인이 부담하는 총세액은 21조 8,319억원으로 전체 법인세액의 97.7%를 담당하고 있다. 또한 법인당 평균세액은 4억 9,190만원으로 과세표준 1억원 이하의 법인과는 커다란 차이를 보인다.

고단계 누진세율 27%를 적용받는 법인들의 과세표준 계급별 법인수 및 총세액을 상세히 살펴보면, 과세표준 10억원 초과 법인이

전체 법인세액의 89.7%를 부담하였다. 과세표준이 10억원 초과 100억원 이하의 법인은 전체 법인의 1.9%인 5,621개이나 부담세액은 3조 3,232억원으로 전체 세액의 14.9%에 해당되며, 100억원 초과 500억원 이하의 법인은 전체 법인의 0.2%인 650개, 세부담액은 전체 세액의 14.0%인 3조 1,257억원으로 나타났다. 또한 과세표준이 500억원을 초과하는 법인은 전체 법인의 0.1%인 185개에 불과하지만, 전체 세액에서 차지하는 비중은 60.8%인 13조 5,871억원으로 신고되었다. 결과적으로 우리나라 전체 법인의 2.2%에 해당되는 과세표준 10억원 초과 6,456개의 법인이 전체 세액의 89.7%를 부담하였음을 알 수 있다.

<표 II-12> 과세표준 계급별 법인세 신고현황(2003년 기준)

(단위: 개, 억원, %)

과표 규모	세율	법인 수	과세표준	총세액
결손	-	102,387 (33.7)	-	43 (0.0)
1천만원 이하	15	70,913 (23.4)	1,581 (0.2)	286 (0.1)
1천만원 초과~ 1억원 이하		85,779 (28.3)	34,798 (3.4)	4,813 (2.2)
소 계		156,692 (51.7)	36,379 (3.6)	5,099 (2.3)
1억원 초과~ 10억원 이하	27	37,927 (12.5)	100,061 (9.8)	17,959 (8.0)
10억원 초과~ 100억원 이하		5,621 (1.9)	155,380 (17.5)	33,232 (14.9)
100억원 초과~ 500억원 이하		650 (0.2)	132,383 (15.7)	31,257 (14.0)
500억원 초과		185 (0.1)	592,733 (51.4)	135,871 (60.8)
소 계		44,383 (14.7)	980,557 (94.4)	218,319 (97.7)
합 계		303,462 (100.0)	1,016,936 (100.0)	223,461 (100.0)

자료: 국세청, 『국세통계연보』, 2005

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 41

<표 II-13>은 2003년 신고기준 총세액 계급별 법인세 신고현황을 나타낸다. 법인세를 1억원 미만으로 신고하는 법인은 전체 법인수의 96.5%를, 매출액은 전체 매출액의 45.6%를 차지하지만, 총세액은 1조 7,759억원으로 전체 법인세액의 7.9%에 불과하다. 1억원 이상 100억원 미만의 법인세를 신고하는 법인은 전체 법인수의 3.5%인 1만 538개로 총세액은 6조 6,387억원이며 전체 법인세액의 29.7%를 차지한다. 100억원 이상 법인은 전체 법인수의 0.1%인 221개에 지나지 않으나, 총세액은 13조 9,315억원으로 전체 법인세액의 62.3%에 해당된다.

<표 II-13> 총세액 계급별 법인세 신고현황(2003년 기준)

(단위: 개, 억원, %)

세액 규모	법인수	매출액	과세표준	총 세 액
1억원 미만	292,703 (96.5)	8,245,707 (45.6)	111,940 (11.0)	17,759 (7.9)
1억원 이상~5억원 미만	7,652 (2.5)	1,411,111 (7.8)	84,930 (8.4)	16,341 (7.3)
5억원 이상~10억원 미만	1,401 (0.5)	719,039 (4.0)	46,063 (4.5)	9,767 (4.4)
10억원 이상~50억원 미만	1,305 (0.4)	1,555,933 (8.6)	118,948 (11.7)	27,463 (12.3)
50억원 이상~100억원 미만	180 (0.1)	697,341 (3.9)	52,296 (5.1)	12,816 (5.7)
100억원 이상~500억원 미만	175 (0.1)	1,736,077 (9.6)	143,593 (14.1)	35,327 (15.8)
500억원 이상	46 (0.0)	3,702,999 (20.5)	459,167 (45.2)	103,988 (46.5)
합 계	303,462 (100.0)	18,068,206 (100.0)	1,016,936 (100.0)	223,461 (100.0)

자료 : 국세청, 『국세통계연보』, 2005.

<표 II-14> 매출액 규모별 법인세 신고현황(2003년 기준)

(단위: 개, 억원, %)

매출액 규모	법인수	매출액	과세표준	총 세액
10억원 미만	185,827 (61.2)	521,924 (2.9)	23,199 (2.3)	4,760 (2.1)
10억원 이상~100억원 미만	102,035 (33.6)	3,117,147 (17.3)	113,645 (11.2)	20,017 (9.0)
100억원 이상~500억원 미만	12,679 (4.2)	2,500,520 (13.8)	117,894 (11.6)	24,487 (11.0)
500억원 이상~1,000억원 미만	1,410 (0.5)	975,547 (5.4)	54,583 (5.4)	11,960 (5.4)
1,000억원 이상~5,000억원 미만	1,164 (0.4)	2,295,094 (12.70)	132,106 (13.0)	30,814 (13.8)
5,000억원 이상~1조원 미만	149 (0.0)	1,038,401 (5.7)	52,882 (5.2)	12,701 (5.7)
1조원 이상	198 (0.1)	7,619,573 (42.2)	522,627 (51.4)	118,722 (53.1)
합 계	303,462 (100.0)	18,068,206 (100.0)	1,016,936 (100.0)	223,461 (100.0)

자료: 국세청, 『국세통계연보』, 2005

다. 매출액, 자산규모별 법인수 및 세액분포

매출액 규모별 2003년 기준 법인세 신고현황을 나타내는 <표 II-14>를 보면, 매출액이 10억원 미만 법인이 전체 법인수의 61.2%인 18만 5,827개이나 총세액은 전체 법인세액의 2.1%인 4,760억원에 불과한 것으로 나타났다. 매출액 10억원 이상 100억원 미만 법인은 전체 법인수의 33.6%인 10만 2,035개, 총세액은 2조 17억원이며 전체 법인세액의 9.0%에 해당되었다. 매출액 100억원 이상 500억원 미만 법인은 1만 2,679개로 전체 법인수의 4.2%에 해당되며, 총세액은 2조 4,487억원으로 전체 법인세액의 11.0%를 차지하였다.

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 43

500억원 이상 1,000억원 미만 법인은 전체 법인수의 0.5%인 1,410개로 나타났고, 1조 1,960억원을 세액으로 신고하였으며 전체 법인세액의 5.4%에 해당된다. 1,000억원 이상 법인은 전체 법인의 0.5%인 1,511개, 신고세액은 16조 2,237억원으로 전체 법인세액의 72.6%에 해당된다. 한편 1,000억원 이상 법인의 법인당 매출액은 7,249억원이고, 과세표준은 468억원이며, 세액은 107억원이다.

<표 II-15> 자산규모별 법인세 신고현황(2003년 기준)

(단위: 개, 억원, %)

자산 규모	법인수	매출액	과세표준	총 세액
5억원 미만	165,434 (54.5)	877,010 (4.9)	18,786 (1.8)	2,855 (1.3)
5억원 이상~10억원 미만	49,568 (16.3)	727,400 (4.0)	19,700 (1.9)	3,002 (1.3)
10억원 이상~50억원 미만	62,035 (20.4)	2,111,095 (11.7)	73,168 (7.2)	13,305 (6.0)
50억원 이상~100억원 미만	10,943 (3.6)	925,976 (5.1)	41,124 (4.0)	8,350 (3.7)
100억원 이상	15,482 (5.1)	13,426,725 (74.3)	864,159 (85.0)	195,949 (87.7)
합 계	303,462 (100.0)	18,068,206 (100.0)	1,016,936 (100.0)	223,461 (100.0)

자료 : 국세청, 『국세통계연보』, 2005

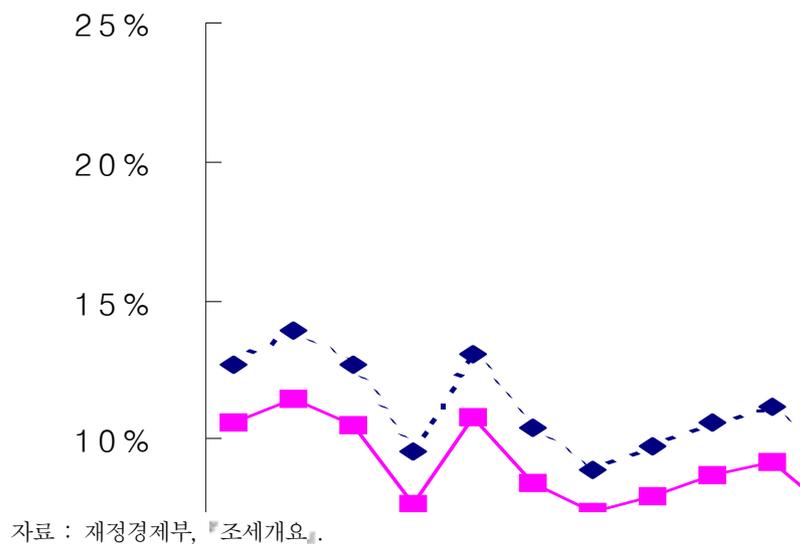
2003년 기준 자산규모별 법인세 신고현황을 나타내는 <표 II-15>를 보면, 자산규모 5억원 미만인 법인은 전체 법인수의 54.5%인 16만 5,434개이며, 총세액은 2,855억원으로 전체 법인세액의 1.3%에 불과하다. 5억원 이상 10억원 미만 법인은 전체 법인수의 16.3%로 4만 9,568개이며, 총세액은 3,002억원으로 전체 법인세액의 1.3%에 해당된다. 10억원 이상 50억원 미만은 6만 2,035개로 전

체 법인수의 20.4%이며, 총세액은 전체 법인세액의 6.0%인 1조 3,305억원을 신고하였다. 50억원 이상 100억원 미만 법인은 1만 943개로 전체 법인수의 3.6%이며, 총세액은 8,350억원으로 전체 법인세액은 3.7%에 해당되었다. 100억원 이상 법인은 1만 5,482개로 전체 법인수의 5.1%에 불과하지만, 총세액은 19조 5,949억원으로 전체 법인세액의 87.7%에 해당되어 실질적인 법인세 부담은 자산 규모 100억원 이상 법인으로 편중되어 있음을 확인할 수 있다.

라. 시사점

우리나라의 법인세 세수 현황과 각 규모별 세액분포를 살펴본 결과 다음과 같은 특징을 지닌다. 첫째, 법인세 세수액이 전체 국세에서 차지하는 비중이 계속해서 증가하는 경향이 있다. [그림 II-3]을 보면, 국세 대비 법인세 비중이 1970년대 감소하는 추이를 보이다,

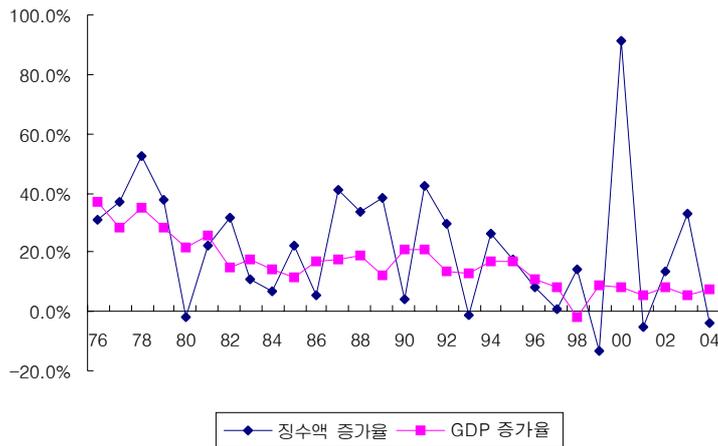
[그림 II-3] 국세 및 조세 대비 법인세 비중 추이



II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 45

1990년대부터 점차적으로 증가하여 2004년에는 법인세 징수액이 대략 국세 대비 21%, 조세 대비 16%의 수치를 나타내고 있다. 법정 세율의 꾸준한 인하에도 불구하고, 법인세의 기반이 되는 과세베이스가 점진적으로 확대된 결과로 볼 수 있다. 이와 같이 법인세의 상대적 비중이 높아지면서 국세 수입에 중요한 역할을 함에 따라 최근 법인세 폐지 혹은 법인세율 인하 등은 중대한 의제로 부각되고 있다.

[그림 II-4] GDP 및 법인세 징수액 증가율 추이



자료 : 한국은행, 『국민계정』
재정경제부, 『조세개요』

둘째, 법인세 징수실적의 증감폭이 최근 증가하는 경향이 있다. [그림 II-4]의 법인세 증가율과 GDP 증가율을 비교해보면, GDP에 비해 법인세수의 증가율 증감폭이 훨씬 크다는 사실을 확인할 수 있다. 이처럼 경기변동폭보다 더욱 크게 변화하는 법인세의 실질적인 조세부담률의 계산을 위해서는 경기변동 요인을 제거할 필요가

있음을 간접적으로 시사한다. 즉, 법인세수 증가율이 GDP 증가율보다 큰 폭으로 변화한다는 것은 법인세의 소득탄력성이 1보다 크다는 것을 의미하며, 법인의 세부담을 측정할 때 경기적인 요소를 제거해 줄 필요가 있다는 것이다. 또한 법인세수는 GDP 증가율에 비해 1년 동안의 시차를 두고 경기변동에 따라 변화함을 알 수 있다. 2000년대 들어서만 보더라도, 2002년 GDP 증가율이 급증하자 법인세수 증가율은 2003년에 크게 증가하였고, 2003년에 경기가 다소 주춤하자 2004년에 법인세수 증가율은 큰 폭으로 감소하였다.

셋째, 각 규모별 세액부담 분포를 보면 법인세 부담이 일부 대기업으로 집중되어 있음을 알 수 있다. 이처럼 세부담의 대기업 편중현상은 법인세 인하에 따른 이익도 전체 기업보다는 해당 대기업에 한정될 가능성이 있음을 시사한다. 중소기업에 대한 세액공제, 투자 활성화 정책 등과는 달리 법정세율 인하 등의 세제감면 정책효과는 대기업으로 집중되어 중소기업 지원의 효과는 제한적일 수 있다.

3. 법인세 부담

법인이 일정 기간 동안에 획득한 소득에 과세되는 법인세 또는 법인소득세(corporation income tax)는 그 과세베이스가 법인의 자기자본(equity capital)에 대한 수익이라는 점에서 법인 부문의 자기자본에 대한 부분요소세의 성격을 가지며, 자본소득세의 중요한 부분을 이룬다. 자본소득에 대한 과세는 직접적으로 자본의 (사용자)비용에 영향을 미치게 되어, 기업의 투자활동에 중요한 고려 대상이 된다. 민간투자가 경제성장에서 차지하는 역할을 고려할 때, 법인세제의 개편을 통해 기업의 세부담을 적절한 수준으로 유지하는 것은 정부의 중요한 정책과제이다. 본 절에서는 우리나라 법인세제하에서의 세부담 변화 추이와 국제비교를 통해 최근 대두되고 있는 법인세 인하 논의의 배경을 고찰하는 데 그 목적이 있다.

가. 세부담의 의미

법인의 각 사업연도소득 또는 청산소득에 부과되는 법인세의 실제 세부담은 다양한 공제제도 및 세법규정 등에 따라 동일한 규모의 외형 법인일지라도 크게 차이를 보인다. 따라서 법인의 실질적인 세부담은 단순한 법정세율과는 다르며, 이를 실질적인 세부담 비율, 즉 유효세율이라고 한다. 유효세율은 크게 평균유효세율과 한계유효세율로 구분할 수 있다.

평균유효세율은 특정 기간 동안에 발생한 법인의 총수익(비용을 공제한 순수익을 의미) 대비 총세액의 비율로 정의되며, 여기서 총수익은 기업회계 장부상의 금액이 아닌 순수한 경제적 의미의 소득을 말한다. 그러나 법인의 실제 경제적 소득을 측정하는 것이 쉽지 않은 않다. 세법상의 감가상각과 경제적 감가상각의 차이, 비과세 및 감면과 관련된 제규정, 기업회계기준과 세법기준하에서의 수익과 비용의 계산방법 등에 따라 커다란 차이를 보이기 때문이다. 특히 개별 법인 입장에서 평균유효세율을 측정하기 위해서는 정확한 경제적 소득과 실제 부과한 세액을 파악해야 하지만, 이에 대한 납세 자료를 확보하기가 불가능하기 때문에 간접적으로 기업회계상 자료를 이용하여 측정한다.

한계유효세율은 가상적 투자를 가정하고 그 투자로부터 발생하는 기대수익률에 세율, 감가상각제도, 투자세액공제제도 등 세부담에 영향을 주는 요인들을 적용하여 세후수익률을 측정하고, 이에 대한 차이를 세전 혹은 세후수익률로 나눈 것을 의미한다. 한계세율의 측정은 여러 가정과 예상 기대수익률 계산, 자료의 한계 등으로 측정하기가 어려운 것이 사실이다. 개별 법인의 측면에서 한계유효세율은 과세연도의 추가 과세소득의 증가에 대해 과세당국에 납부해야 할 현금흐름 현가의 변동으로 파악된다(Shevlin(1990)).

나. 거시적 세부담

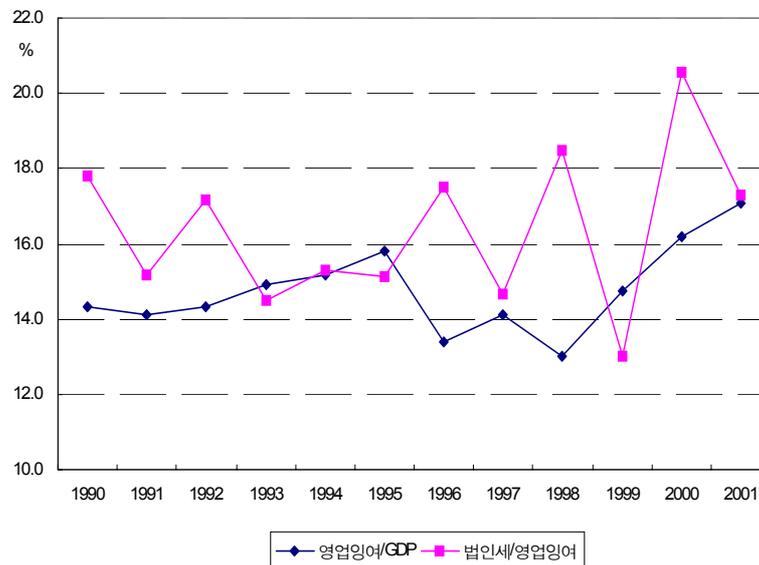
거시적 관점의 세부담 지표로는 GDP 대비 세수의 비중을 나타내는 조세부담률이 가장 많이 이용되고 있다. 앞서 [그림 II-2]에서 보는 바와 같이, 법정세율의 지속적인 인하에도 불구하고 조세부담률은 꾸준한 증가세를 유지하고 있다. 이처럼 명목세율이 낮아지는 추세임에도 불구하고 조세부담률이 높아지는 현상에 대해서는 다양한 설명이 가능하다. 먼저 과세베이스의 확대, 즉 법인세 과세 대상이 되는 소득이 증가하여 세원이 확충되었기 때문일 수도 있다. 다음으로 세법상의 공제제도 폐지, 비과세소득 및 소득공제 축소 등으로 과세표준이 확대될 수도 있으며, 세액공제 등이 줄어 실제 신고납부세액이 증가한 데 기인할 수도 있다.

이에 대한 보다 세밀한 고찰을 위해 [그림 II-5]와 같이 GDP 대비 법인세 징수액 비중을 영업잉여/GDP와 법인세/영업잉여로 구분할 수 있다. GDP 대비 영업잉여는 1995년까지는 서서히 증가하다가 1996년부터 1998년 외환위기 직후까지는 주춤하였으나 1999년부터 다시 회복되는 추이를 보이고 있다. 이는 외환위기 이후 구조조정을 통한 인건비의 절감과 재무 및 수익성 개선으로 기업의 영업잉여가 증가하면서 과세베이스가 점차 확대된 것으로 파악할 수 있다. 영업잉여 대비 법인세 징수액은 법정세율 인하 등의 유인으로 1997년까지는 대체로 16%대에서 하향안정화 추세를 보이다, 2000년에 급격하게 증가하여 20%를 상회한 후 2001년에는 다시 17%대로 감소하였다. 특히 1999년 13.0%에서 2000년 20.6%로의 급반등은 영업외수지의 개선에 기인한다고 볼 수 있다. 외환위기 이후 높은 부채수준과 이자비용으로 실제 과세표준은 영업잉여에 비해 크게 줄었을 것이며, 이에 따라 법인세수도 대폭 감소하였던 것이다. 반면 2000년에는 개별 법인차원에서의 구조조정 노력에 따른 부채수준 완화와 이자비용 감소 등으로 영업외수지가 크게 개선

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 49

되면서 산출세액도 증가하여 영업이익 대비 법인세 징수액 비중이 대폭 상승한 것이라고 볼 수 있다.

[그림 II-5] 유효세율(영업잉여기준)과 GDP 대비 영업잉여 비중 추이



주 : 지방세 자료가 불분명하여 법인세 자료만을 사용.
 자료 : 한국은행, 『국민계정』
 국세청, 『국세통계연보』

또 다른 세부담 지표는 세무당국인 국세청의 소득자료를 이용하여 측정할 수 있다. 정확한 의미의 평균유효세율을 위해서는 경제적 소득을 계산해야 하지만, 이에 대한 자료가 없으므로 국세청이 발표하는 사업연도소득과 과세표준을 이용할 수 있다. 사업연도소득이란 기업회계기준의 손익계산서상 당기순손익에 익금산입과 손금산입의 세무조정 과정을 거쳐 가감한 금액이다.

<표 II-16>과 같이 세무당국 자료에 근거하면, 평균유효세율은

하락하는 추이를 보이고 있다. 사업연도소득을 기준으로 하면, 1990년대 후반까지 20%대를 상회하였으나 2003년에는 17.6%까지 하락하였다. 과세표준 대비 세액 역시 1996년까지는 25%대 수준을 유지하였으나 이후 하락하여 2003년에는 22.0%의 수치를 보이고 있다. 이와 같은 추이는 법정세율의 인하 및 조세감면제도 확대 등에 기인한 것으로 파악할 수 있다.

<표 II-16> 총소득과 세액의 추이 및 비율(법인세 신고 기준)

(단위: 십억원, %)

연 도	사업연도소득①	과세표준②	세액③	비율1(③/①)	비율2(③/②)
1991	17,259	14,445	3,397	19.7	23.5
1992	20,007	17,851	5,049	25.2	28.3
1993	21,095	18,441	5,245	24.9	28.4
1994	24,999	22,352	6,376	25.5	28.5
1995	31,338	28,056	7,603	24.3	27.1
1996	33,041	30,065	7,524	22.8	25.0
1997	33,317	29,888	7,101	21.3	23.8
1998	32,969	29,529	6,981	21.2	23.6
1999	38,777	32,659	7,693	19.8	23.6
2000	85,781	61,585	14,538	16.9	23.6
2001	79,313	64,191	14,929	18.8	23.3
2002	89,640	73,558	17,235	19.2	23.4
2003	127,251	101,694	22,346	17.6	22.0

주 : 비율1은 사업연도소득 대비 세부담이고, 비율2는 과세표준 대비 세부담임.
 자료 : 국세청, 『국세통계연보』

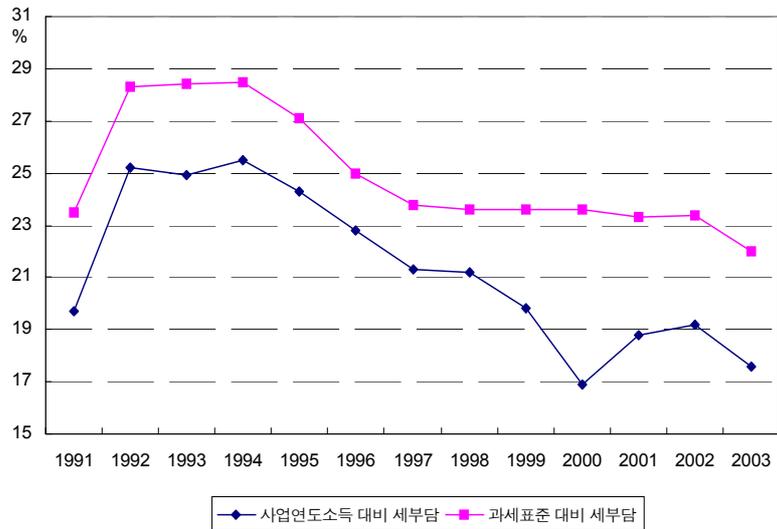
II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 51

<표 II-17> 기업규모별, 자원조달별, 투자자산별 한계유효세율 추이
(단위: %)

	한계유효세율	대기업	중소기업	자원조달			자원운용		
				차입	증자	유보	건물	기계	기타
1960	0.332	0.325	0.373	0.290	0.575	0.246	0.328	0.389	0.319
1961	0.046	0.039	0.089	-0.015	0.243	0.177	0.046	0.093	0.034
1962	0.154	0.151	0.171	0.134	0.271	0.104	0.152	0.176	0.148
1963	0.150	0.147	0.171	0.123	0.289	0.125	0.149	0.178	0.143
1964	0.146	0.142	0.174	0.109	0.312	0.151	0.146	0.181	0.138
1965	0.146	0.142	0.174	0.109	0.312	0.151	0.146	0.181	0.138
1966	0.141	0.137	0.171	0.097	0.325	0.167	0.142	0.180	0.131
1967	0.134	0.134	0.129	0.092	0.317	0.141	0.158	0.038	0.148
1968	0.051	0.035	0.157	-0.108	0.562	0.404	0.110	0.017	0.038
1969	0.051	0.035	0.157	-0.108	0.562	0.404	0.110	0.017	0.038
1970	-0.005	-0.027	0.177	-0.107	0.566	0.449	0.020	-0.057	-0.004
1971	-0.033	-0.054	0.195	-0.115	0.565	0.232	-0.010	-0.088	-0.029
1972	0.250	0.240	0.341	0.039	0.587	0.396	0.262	0.182	0.256
1973	0.173	0.164	0.257	0.037	0.617	0.394	0.189	0.085	0.179
1974	0.134	0.123	0.259	0.032	0.618	0.368	0.154	0.048	0.140
1975	-0.268	-0.289	-0.009	-0.432	0.533	0.478	-0.214	-0.510	-0.243
1976	-0.271	-0.289	-0.055	-0.460	0.523	0.476	-0.189	-0.479	-0.218
1977	-0.281	-0.300	-0.055	-0.475	0.534	0.487	-0.198	-0.486	-0.229
1978	-0.255	-0.295	-0.044	-0.436	0.534	0.435	-0.196	-0.479	-0.208
1979	-0.337	-0.383	-0.061	-0.445	0.449	0.462	-0.266	-0.568	-0.292
1980	-0.357	-0.394	-0.051	-0.436	0.531	0.239	-0.301	-0.608	-0.335
1981	-0.153	-0.204	-0.009	-0.288	0.583	0.396	-0.071	-0.356	-0.137
1982	-0.160	-0.194	0.014	-0.273	0.545	0.489	-0.099	-0.385	-0.134
1983	0.032	0.028	0.059	-0.127	0.490	0.374	0.057	-0.217	0.045
1984	-0.003	-0.014	0.053	-0.136	0.482	0.347	0.038	-0.240	0.019
1985	-0.033	-0.050	0.053	-0.147	0.474	0.339	0.007	-0.274	0.004
1986	-0.025	-0.045	0.056	-0.163	0.458	0.329	0.031	-0.302	0.031
1987	0.009	-0.002	0.057	-0.152	0.473	0.330	0.044	-0.268	0.050
1988	0.105	0.118	0.061	-0.141	0.464	0.342	0.145	-0.148	0.146
1989	0.046	0.048	0.040	-0.143	0.480	0.357	0.076	-0.230	0.079
1990	-0.051	-0.075	0.039	-0.138	0.453	0.336	-0.017	-0.354	-0.021
1991	0.138	0.130	0.179	0.084	0.551	0.327	0.167	-0.164	0.171
1992	0.154	0.146	0.206	0.080	0.564	0.338	0.181	-0.125	0.188
1993	0.190	0.185	0.203	0.098	0.552	0.310	0.220	-0.089	0.226
1994	0.171	0.160	0.209	0.110	0.533	0.296	0.194	-0.112	0.202
1995	0.167	0.157	0.219	0.106	0.524	0.276	0.174	0.094	0.210
1996	0.040	0.018	0.169	-0.001	0.433	0.234	0.012	-0.237	0.114
1997	0.073	0.058	0.167	0.052	0.440	0.269	0.003	-0.071	0.098
1998	0.261	0.266	0.245	0.203	0.547	0.308	0.202	0.028	0.261

자료 : 원윤희 · 현진권(2000)

[그림 II-6] 사업연도소득 및 과세표준 대비 세부담



자료 : 국세청, 『국세통계연보』

한계세율과 관련한 대표적인 국내 실증연구인 원윤희·현진권(2000)은 1960년부터 1998년까지 한계유효세율을 기업규모별, 재원조달별, 투자자산별로 추정하였다. 연구 결과에 따르면, 1970년대 후반이 비교적 다른 시기에 비해 한계유효세율이 낮았으며, 건물투자가 기계투자에 비해 대체로 높은 것으로 조사되었다.

다. 미시적 세부담

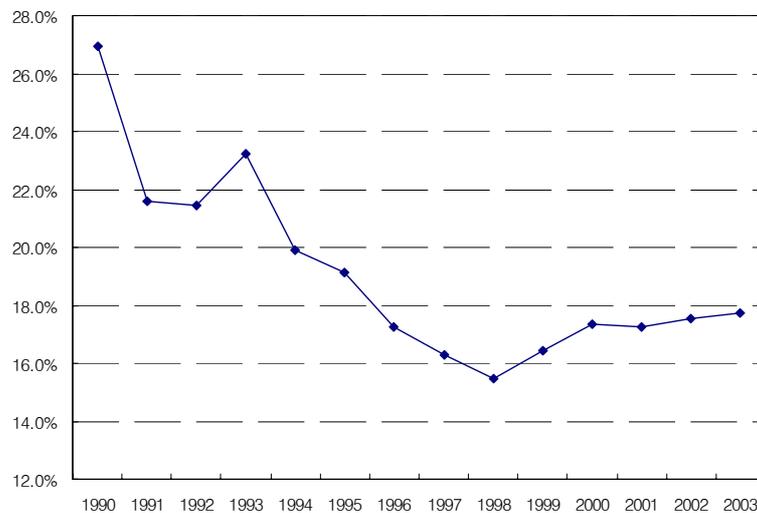
미시적 세부담은 보통 개별 법인 차원의 유효세율을 통해 조사되는데, 이를 측정하기 위해서는 개별 기업의 경제적 소득과 실제 납부세액을 파악하는 것이 필요하다. 거시적인 접근방법과는 달리 개별 기업의 세부담 문제는 세법상의 결손금의 처리, 이연법인세 회계 도입에 따른 연속성 문제 및 기업회계기준의 변화 등에 의해서도 영향을 받는다는 점을 고려해야 한다. 여기서는 박기백·김진

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 53

(2004)과 노현섭·서갑수·서종길(2004)을 참고하여, 미시자료에 근거한 우리나라의 평균유효세율과 한계유효세율을 검토한다.

박기백·김진(2004)은 한국신용평가에서 제공하는 개별 기업자료를 기준으로 1990년부터 2003년까지 평균유효세율을 계산하였다. 분석 결과에 따르면, 법인세차감전순이익 대비 법인세 비율은 1990년에 대략 27% 수준이었지만, 이후 지속적으로 감소하여 1998년 16% 이하까지 떨어졌다가, 2000년대 초반에 17~18% 수준에서 안정화되는 모습을 보인다. 이를 앞 절의 사업연도소득 대비 세부담 자료와 비교하면, 양자 사이에 일정한 시차가 존재하지만 대체로 비슷한 추이를 따르고 있음을 알 수 있다.

[그림 II-7] 법인세차감전순이익 기준 평균유효세율 추이(평균값)

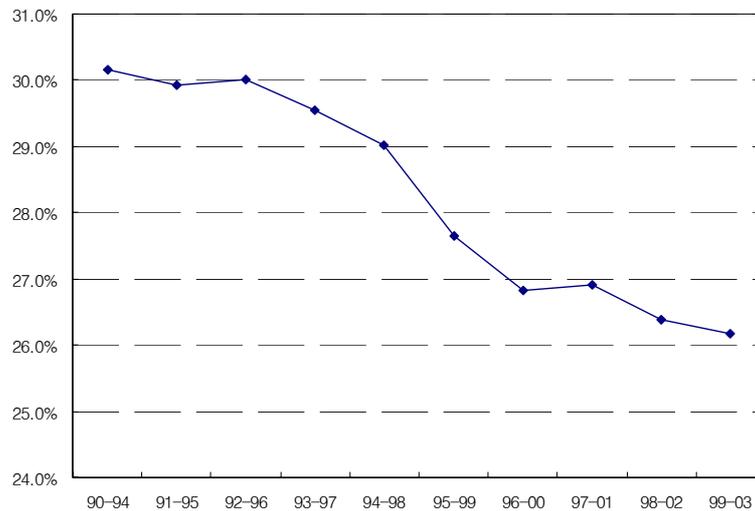


자료 : 박기백·김진(2004)

결손금 이월공제제도의 존재 등으로 인해 단년도 재무자료를 기준으로 하는 경우에는 기업의 실질적 세부담이 정확히 파악되기 어렵다는 한계가 있다. 이를 보완하기 위해 박기백·김진(2004)에서는

5년 동안의 기간에 걸쳐 법인세차감전순이익 대비 법인세비용을 합산함으로써 평균유효세율을 도출하는 방법을 제안하였다. 이 경우의 분석 대상은 5년 이상 동안 계속해서 존재하는 기업으로 한정된다. [그림 II-8]을 보면, 1990~1994년 30%대에 달하던 법인세 부담비율은 계속 감소하여 1999~2003년에 26% 초반까지 하락하게 된다.

[그림 II-8] 법인세차감전순이익 기준 평균유효세율 추이
(5년 평균)



자료 : 박기백·김진(2004)

노현섭·서갑수·서종길(2004)은 1980년부터 2001년까지의 한국신용평가 자료를 바탕으로 1991년부터 1996년까지의 한계유효세율을 측정하였다. 이들이 구한 한계세율은 5년간의 결손금 이월공제를 고려하여 사후적으로 계산한 완전예측 한계세율에 해당하며, 1991년부터 1996년까지 6년 동안의 한계유효세율의 평균값은 0.2893으로 나타났다. 또한 완전예측 한계세율에 대한 대응치로서 시뮬레이션 한계세율, Manzon 한계세율, 법정한계세율, 과세소득 더미변수,

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 55

이월결손금 더미변수, 3분 변수와 4분 변수 등 더미변수 및 평균세율, Zimmerman 세율 등을 고려하여, 어떠한 세율이 완전예측 한계세율을 예측하는 데 우수 측정치인지를 조사하였다. <표 II-18>에 따르면, 1995년을 제외하고는 시뮬레이션 한계세율의 결정계수가 가장 높아 다른 어떠한 대응치보다 우수한 것으로 나타났다.

<표 II-18> 연도별 완전예측 한계세율에 대한 대리변수의 예측능력 분석(R^2 기준)

세부담 지표	1991	1992	1993	1994	1995	1996
시뮬레이션 한계세율	0.8860	0.7675	0.8180	0.8303	0.7630	0.6663
법정한계세율	0.8331	0.7464	0.7522	0.7502	0.7705	0.6292
과세소득 더미변수	0.6714	0.6415	0.7324	0.6281	0.6698	0.5034
이월결손금 더미변수	0.3648	0.2472	0.2238	0.2809	0.3099	0.2156
3분변수	0.6957	0.6790	0.7158	0.7298	0.7094	0.6290
4분변수(균등세율)	0.7443	0.7250	0.7651	0.7459	0.7355	0.6123
Manzon 한계세율	0.3208	0.2177	0.2716	0.2795	0.1618	0.1698
평균세율	0.2402	0.1270	0.2374	0.2778	0.2529	0.2950
Zimmerman 세율	0.0237	0.0519	0.0038	0.0098	0.0514	0.0459

자료 : 노현섭·서갑수·서종길(2004)

라. 세부담 국제비교

앞에서 GDP 대비 법인세 부담을 OECD 국가 간에 비교한 것처럼 미시 자료에 근거한 법인세 부담 또한 국제적으로 비교할 수 있다. 박기백·김진(2004)은 BvD(Bureau van Dijk Electronic Publishing, SA)에서 제공하는 OSIRIS 자료에 근거하여 독일을 제외한 G7국가와 대만, 싱가포르, 태국, 홍콩, 한국 등의 미시적 세부담 결과를

비교하였다. 세부담 지표로는 평균유효세율 개념에 해당하는 법인세 차감전순이익 대비 법인세비용을 이용하였다. <표 II-19>를 보면, G7국가의 세부담은 계속해서 줄어들고 있으나, 우리나라를 포함한 동아시아 국가에 비해 대체로 5~10%포인트 이상 높은 것으로 나타났다. 우리나라의 세부담은 최근의 하락 추세에도 불구하고, 일본을 제외한 다른 동아시아 국가보다는 여전히 높은 수준인 것을 알 수 있다.

<표 II-19> 법인세차감전순이익 기준 평균실효법인세율 국제비교
(단위: %)

		1994	1995	1996	1997	1998
G7 국가 (독일 제외)	미국	35.47	34.95	34.92	35.31	33.41
	영국	30.03	30.21	29.68	30.78	32.77
	이탈리아	41.09	33.95	40.20	43.00	38.92
	일본	58.66	55.72	52.32	51.45	51.80
	캐나다	34.12	36.19	35.49	33.92	34.14
	프랑스	32.76	33.57	34.00	32.74	33.50
동아시아 국가	대만	17.33	24.31	20.22	14.81	14.63
	싱가포르	23.89	24.02	24.03	25.33	24.99
	태국	28.77	28.74	26.16	27.27	19.90
	홍콩	12.99	11.94	10.64	11.86	15.02
한국		34.23	31.67	31.53	30.64	23.74

		1999	2000	2001	2002	2003
G7 국가 (독일 제외)	미국	34.89	35.31	35.24	32.13	31.88
	영국	30.13	27.89	28.87	30.48	31.32
	이탈리아	39.13	44.46	33.71	36.31	37.47
	일본	52.24	47.73	41.39	44.86	43.70
	캐나다	36.05	35.12	32.48	31.57	28.37
	프랑스	34.75	33.55	34.66	37.29	28.48
동아시아 국가	대만	16.90	16.78	16.10	15.72	12.74
	싱가포르	22.03	21.01	22.93	24.43	17.43
	태국	18.12	22.15	22.99	24.31	20.45
	홍콩	6.27	14.03	18.83	18.29	20.82
한국		29.18	24.37	27.02	25.89	26.93

자료 : 박기백 · 김진(2004)

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 57

김진수·박형수·안중석(2003)은 국제자본 시장에서 우리나라의 경쟁대상이 되는 동남아시아 국가들과 우리나라의 실효법인세 부담을 한계유효세율의 관점에서 비교하였다. 이 연구 결과에 따르면, 우리나라의 한계유효세율은 투자공제제도와 감가상각제도의 차이로 인해 말레이시아, 홍콩, 싱가포르 등에 비해서 매우 높은 수준인 것으로 나타났다.

<표 II-20> 일반기업의 한계유효세율 국제비교

투자대상 지역	한국	중국(특구)	홍콩	싱가포르	말레이시아
투자공제 미적용	0.249~0.306	0.106~0.175	-0.059	0.053~0.104	0.069~0.185
투자공제 적용	0.165~0.243	-0.184~-0.047	-	-0.941~-0.498	-0.414~-0.047

자료 : 김진수·박형수·안중석(2003)

과세베이스 측면을 고려한 IMF의 최근 분석에 따르면, 우리나라는 주요 선진국의 경우에 비해서 더 넓은 법인세 세원을 갖는 것으로 나타났다. GDP 대비 법인세 비중을 최고 세율로 나눔으로써 구한 간접적 방법의 법인세 세원을 보면, 우리나라는 호주, 뉴질랜드, 아일랜드와 노르웨이를 제외한 다른 국가들에 비해서는 GDP 대비 법인세원 비율이 높은 상태에 있음을 알 수 있다. 각종 감면에도 불구하고 다른 국가들보다 세원이 넓다는 것은 우리나라 법인이 다른 국가에 비해 각종 비용공제, 연결납세, 이월공제 등에서 불리할 수 있음을 의미한다.

<표 II-21> 법인세 세율 및 세원의 국제비교

(단위: %)

국가	중앙정부 세율	하위정부 세율	합계	GDP 대비 법인세 비율	간접적인 법인세 세원
캐나다	24.1	12.5	36.6	3.7	0.10
멕시코	34.0	0.0	34.0	n.a	n.a
미국	32.7	6.7	39.4	2.0	0.05
호주	30.0	0.0	30.0	5.3	0.18
일본	27.4	13.5	40.9	3.1	0.08
한국	27.0	2.7	29.7	3.9	0.13
뉴질랜드	33.0	0.0	33.0	4.6	0.14
오스트리아	34.0	0.0	34.0	2.0	0.06
벨기에	34.0	0.0	34.0	3.4	0.10
체코	31.0	0.0	31.0	4.8	0.15
덴마크	30.0	0.0	30.0	2.8	0.09
핀란드	29.0	0.0	29.0	3.5	0.12
프랑스	35.4	0.0	35.4	2.6	0.07
독일	23.2	17.0	40.2	1.3	0.03
그리스	35.0	0.0	35.0	3.8	0.11
헝가리	18.0	0.0	18.0	2.4	0.13
아이슬란드	18.0	0.0	18.0	1.5	0.08
아일랜드	12.5	0.0	12.5	3.9	0.31
이탈리아	34.0	0.0	34.0	2.8	0.08
룩셈부르크	22.9	7.5	30.4	n.a	n.a
네덜란드	34.5	0.0	34.5	3.0	0.09
노르웨이	28.0	0.0	28.0	8.6	0.31
폴란드	27.0	0.0	27.0	2.0	0.07
포르투갈	30.0	3.0	33.0	n.a	n.a
스페인	35.0	0.0	35.0	3.1	0.09
스웨덴	28.0	0.0	28.0	2.6	0.09
스위스	6.5	17.6	24.1	2.7	0.11
터키	30.0	0.0	30.0	2.6	0.09
영국	30.0	0.0	30.0	2.8	0.09
평균	28.0	2.7	30.7	3.2	0.11
미주	30.3	6.4	36.7	2.9	0.08
태평양	29.4	4.1	33.4	4.2	0.13
유럽	27.4	2.0	29.4	3.1	0.11
EU-15	29.8	1.8	31.7	2.9	0.10
북구	25.8	0.0	25.8	4.1	0.15

주 : 간접적인 세원은 GDP 대비 법인세 비중을 법정 최고 법인세율로 나누어서 계산한 수치임.

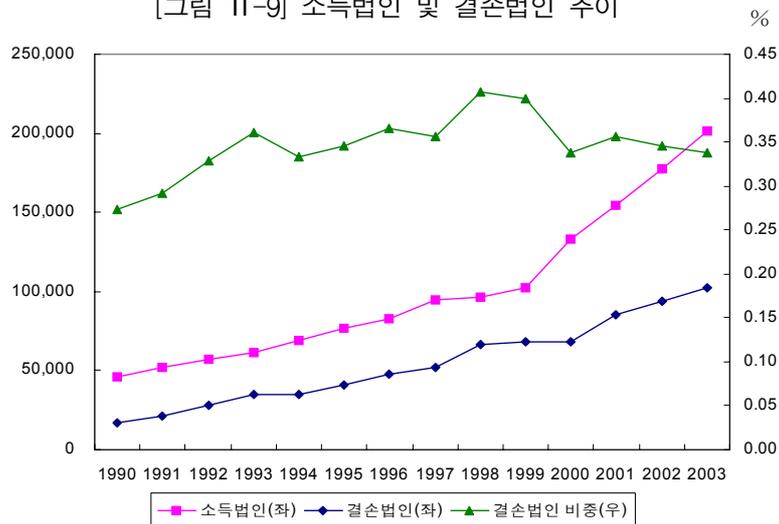
자료 : IMF, A Framework for Tax Modernization, Sep 2005.

한국조세연구원(2005), 『중장기 세제개혁』 재인용.

마. 시사점

외환위기에 해당하는 일부 기간을 제외하면, 기업의 실질적 세부담은 법정세율 인하에 힘입어 뚜렷이 감소하는 것으로 나타난다. GDP 대비 법인세, 즉 법인세 조세부담률이 지속적인 증가 추이를 유지하고는 있지만, 이는 기본적으로 세수기반에 해당하는 법인의 수와 과세표준이 증가하여 세원이 확대된 것과 관련이 깊다. 국세청 법인세 신고 기준 소득법인과 결손법인의 수를 보면, 소득법인은 외환위기 이전까지는 대체로 안정적인 성장세를 유지하였으나 외환위기 시점인 1997년부터 1999년까지는 주춤하다 2000년에 다시 큰 폭으로 증가하였다. 반면 전체 신고 법인 중 결손법인이 차지하는 비중은 위기 직후인 1998년과 1999년에는 40%대로 치솟았다가 2000년부터 다시 35% 수준을 보이고 있다. 1999년 이후 소득법인 수의 빠른 증가와 전체 법인 중 결손법인 비중이 감소하는 추세는 법인세의 조세부담률을 높이는 요인이다.

[그림 II-9] 소득법인 및 결손법인 추이

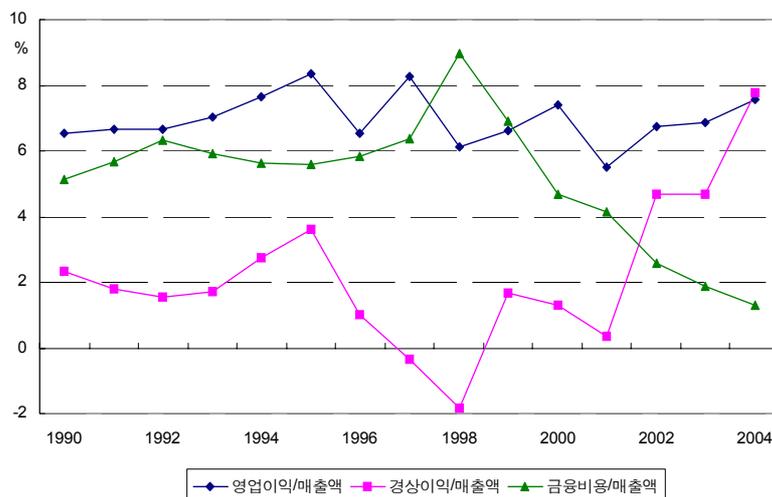


주 : 결손법인 비중은 [결손법인/(소득법인+결손법인)]으로 계산.
 자료 : 국세청, 『국세통계연보』

또한 위기 이후 개별 기업은 구조조정과 재무구조 개선 등으로 수익이 높아져 과세소득이 확대된 것도 GDP 대비 법인세 비중이 증가하는 추세와 연관된다. [그림 II-10]의 제조업종 수익성 지표 추이 비교를 보면, 전체 제조업의 매출액 영업이익률은 위기 직후인 1998년 6.1% 수준에서 2002년부터는 6.5%를 상회하고 있다. 특히 매출액 경상이익률이 1997년과 1998년 연속해서 음(-)이었으나, 개별 기업의 부채감축 전략과 이자율 하락에 힘입어 매출액 대비 금융비용의 부담이 급격하게 줄어, 2002년에는 매출액 경상이익률이 4.5%를 넘어섰고 2004년에는 8% 수준에 근접하였다.

이러한 현상을 종합하면, 기업의 실질적인 세부담은 감소하였으나 법인 수 증가와 수익성 개선이 과세베이스의 확대를 가져왔다. 이에 따라 법인세 징수액의 증가폭이 GDP의 증가속도를 상회하면서 법정세율의 인하에도 불구하고 GDP 대비 법인세는 계속적으로 증가하였던 것이다.

[그림 II-10] 제조업종 수익성 지표 추이 비교



자료 : 한국은행, 『기업경영분석』

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 61

한편 법정세율 인하와 각종 혜택 등으로 세부담이 줄어든 것은 사실이지만, 여전히 경쟁 국가들에 비해서는 세부담이 높고 세원도 넓은 것으로 조사되었다.⁵⁾ 경제 환경이 국제화·개방화되면서 외국 자본 유치를 위해 각국마다 법인세 인하를 경쟁적으로 실시하는 현실을 고려하면, 우리나라의 세부담은 더 낮출 필요가 있는 것으로 판단된다. 다만 법인세 인하가 투자확충에 얼마만큼의 효과가 있는지에 대해 구체적으로 파악되지 않은 단계에서 급격한 세부담 인하는 국가재정에 커다란 부담으로 작용할 수 있음에 주의해야 한다.

4. 투 자

개별 기업의 법인세 부담이 투자활동에 미치는 영향을 살펴보기에 앞서, 국민계정상 투자액 및 투자증가율과 산업별 투자증가율 등을 통해 우리나라의 투자부문 현황에 대해 개괄적으로 살펴본다.

가. 국민계정상 투자

한국은행에서 발표하는 국민계정에서 투자와 가장 근접한 개념은 총고정자본형성이다. 총고정자본형성은 크게 건설투자, 설비투자, 무형자산투자, 재고증감 등으로 구분된다. 본 연구는 주로 건설 및 설비 등의 신규 고정자본투자만을 중심으로 분석할 것이므로, 무형자산투자와 재고증감은 고려하지 않는다. <표 II-22>를 보면, 총고정자본형성은 외환위기 직전인 1996년까지는 계속적으로 증가

5) 김태중·이영·성태윤(2005)의 감가상각제도에 관한 국제비교 결과에 따르면, 우리나라의 경우 감가상각률이 자본의 2~3%인 데 반해 다른 국가들은 평균적으로 4~5% 수준으로 높게 나타났다. 이에 근거하여 감가상각제도를 우리나라가 경쟁 국가들에 비해 법인의 유효세율을 높이는 주요 요인 중 하나로 보고 있다.

<표 II-22> 거시적 지표로 본 투자 현황 추이

(단위: 십억원)

구분	총고정 자본형성	건설투자				설비투자		
		건물 건설	토목건설		계	운수 장비	기계류	계
			구축물	기타				
1990	114,989	48,795	21,408	1,416	71,618	11,426	30,026	41,452
1991	131,589	52,808	26,795	1,747	81,350	12,858	34,945	47,803
1992	132,313	49,804	29,792	1,869	81,463	13,804	34,163	47,967
1993	142,536	57,577	31,039	2,246	90,861	14,325	34,047	48,372
1994	160,340	59,435	33,584	2,951	95,969	17,817	42,386	60,203
1995	181,345	66,629	34,962	3,475	105,065	18,239	52,987	71,226
1996	196,550	67,430	41,593	3,895	112,918	19,868	57,891	77,759
1997	192,033	66,656	44,931	3,890	115,477	17,418	52,891	70,308
1998	147,991	54,932	43,021	3,244	101,196	8,616	31,971	40,586
1999	160,336	47,684	45,313	4,407	97,403	14,333	41,181	55,513
2000	179,907	48,600	43,854	4,223	96,676	17,772	56,389	74,161
2001	179,576	53,765	44,352	4,321	102,437	15,550	51,939	67,488
2002	191,464	61,794	41,815	4,273	107,882	17,184	55,373	72,556
2003	199,047	68,937	42,878	4,613	116,427	15,093	56,596	71,689
2004	202,927	70,291	42,618	4,808	117,716	13,646	60,767	74,413

자료 : 한국은행, 『국민계정』

하여 196.6조원에 이르지만, 외환위기 직후 크게 감소하여 1996년 수준을 회복하기까지 약 5년여의 시간이 걸리게 된다. 건설투자는 1997년에는 115.5조원을 기록한 이후 건설경기 침체와 더불어 2000년에는 96.7조원까지 줄어들었다가, 2004년에 117.7조원으로 증가하였다. 건설투자는 건물건설과 토목건설로 구분되며, 토목건설은 다시 구축물과 기타항목으로 나눌 수 있다. 토목건설의 경우 외환위기 기간에는 뚜렷한 감소세를 보이지 않고 대체로 안정적인 증가세

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 63

를 유지하나, 건물건설은 외환위기 이후 2년에 걸쳐 19조원 이상 줄었던 것을 확인할 수 있다. 설비투자는 1996년 77.8조원을 달성하였으나, 외환위기 직후인 1998년에는 40.6조원으로 37조원 이상 감소하였으며, 2004년에는 74.4조원으로 아직 1996년의 수준을 회복하지 못하고 있는 실정이다. 설비투자는 크게 운수장비와 기계류로 구분되며, 특히 운수장비는 1996년 19.8조원에서 1998년 8.6조원으로 절반 이상 줄어들었고, 이후에도 외환위기 이전 수준에 도달하지 못하고 있다.

<표 11-23> 거시적 지표로 본 투자 증가율 추이(전년도 대비 증감률)
(단위: %)

구분	총고정 자본형성	건설투자				설비투자		
		건물 건설	토목건설		계	운수 장비	기계류	계
			건축물	기타				
1990	25.43	38.41	16.29	14.50	30.45	25.93	15.64	18.30
1991	14.43	8.22	25.16	23.36	13.58	12.53	16.38	15.32
1992	0.55	-5.68	11.18	6.94	0.13	7.35	-2.23	0.34
1993	7.72	15.60	4.18	20.18	11.53	3.77	-0.33	0.84
1994	12.49	3.22	8.19	31.43	5.62	24.37	24.49	24.45
1995	13.09	12.10	4.10	17.74	9.47	2.36	25.01	18.30
1996	8.38	1.20	18.96	12.08	7.47	8.93	9.25	9.17
1997	-2.29	-1.14	8.02	-0.12	2.26	-12.33	-8.63	-9.58
1998	-22.93	-17.58	-4.25	-16.61	-12.36	-50.53	-39.55	-42.27
1999	8.34	-13.19	5.32	35.84	-3.74	66.35	28.80	36.77
2000	12.20	1.91	-3.21	-4.17	-0.74	24.00	36.92	33.59
2001	-0.18	10.62	1.13	2.31	5.95	-12.50	-7.89	-8.99
2002	6.62	14.93	-5.71	-1.10	5.31	10.50	6.61	7.50
2003	3.96	11.55	2.54	7.95	7.92	-12.16	2.20	-1.19
2004	1.94	1.96	-0.60	4.22	1.10	-9.58	7.36	3.79

자료 : 한국은행, 『국민계정』

<표 II-23>을 보면, 총고정자산형성 전년도 대비 증가율은 1992년을 제외하고는 외환위기 직전인 1996년까지는 대체로 두 자릿수를 기록하였으나, 외환위기를 거치는 동안 음(-)으로 나타났고, 이후에도 대체로 평균 5%대에 머무르고 있다. 특히 2002~2004년 동안에 증가율이 각각 6.62, 3.96, 1.94%로 점차 더 둔화되고 있는데, 이러한 증가율조차도 건설경기 회복에 따른 건물건설 투자 때문에 유지되고 있는 것으로 보인다.

나. 산업별 투자

보다 구체적으로 <표 II-24>의 산업별 유형자산 증가율을 보면, 전체산업의 경우 2000년대 들어와서 확연히 감소하고 있음을 알 수 있다. 어업, 광업 등의 1차 산업은 2003~2004년 연속해서 음(-)의 증가율을 보이며, 제조업도 1998년까지는 두 자릿수의 성장세를 보이다 외환위기 이후에는 주춤하고 있다. 전기, 가스 및 증기업은 성장세가 다소 완화되었으나 꾸준히 투자가 진행중이다. 건설업은 주택경기 활성화로 2000년까지는 10% 이상의 증가율을 지속하였으나, 2001년부터 2003년까지 연속해서 음(-)의 성장을 기록하였으며 2004년 다시 13.62% 증가율로 회복되었다. 이외의 산업도 업종별로 다소 차이는 있으나, 2001년부터 2003년까지는 성장세가 뚜렷하게 감소하였으며, 2004년 소폭 회복되는 추세를 보이고 있다. 다만 주5일 근무제 실시, 여가활동 선호 등으로 오락, 문화 및 운동관련 산업 등의 투자는 증가하는 모습이다.

제조업 투자관련 지표 추이를 나타내는 <표 II-25>를 보면, 1998년까지는 기계설비⁶⁾를 비롯한 유형자산 증가율이 높았으나 외환위기 이후 대폭 줄어들어 2001년과 2002년은 연속해서 음(-)의

6) 기계장치와 차량운반구 등 포함.

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 65

성장을 기록하였다. 2003년과 2004년에 들어 회복하는 기미를 보이고 있으나, 여전히 투자가 활발하지 못하여 총자산에서 유형자산⁷⁾이 차지하는 비중은 오히려 3년 연속 하락한 것으로 나타났다. 반면에 제조업의 현금⁸⁾보유 비중은 1999년 5.3%에서 지속적으로 상승하여 2004년 9.9%로 나타났다.

<표 II-24> 산업별 유형자산 증가율

(단위: %)

업종	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
어업	1.78	4.31	23.97	1.05	12.47	0.16	-10.86	-5.96	-3.40
광업	0.38	-2.33	11.54	0.57	14.00	4.46	5.35	-2.09	-2.14
제조업	18.18	13.65	17.15	-0.01	2.41	-1.54	-2.22	1.67	4.78
전기/가스 및 증기업	32.97	27.82	9.96	27.08	1.69	3.34	1.58	1.09	2.99
건설업	19.01	17.95	15.26	11.54	10.89	-9.97	-8.70	-1.94	13.62
도매 및 소매업	23.90	21.35	25.80	2.95	12.09	7.78	9.51	5.36	4.80
숙박업	8.68	3.97	22.07	55.33	5.36	-0.56	2.24	1.03	2.75
운수업	-	-	18.20	21.60	11.19	-5.93	-5.06	-0.78	2.40
통신업	12.50	14.94	-1.29	6.81	20.19	0.03	-4.70	-4.10	-5.27
사업서비스업	-	-	0.34	14.66	19.11	1.07	4.87	7.01	8.93
오락/문화 및 운동관련 산업	28.55	4.31	3.78	0.32	14.19	8.81	6.02	6.26	5.49
전체	-	-	-	6.36	5.33	-0.44	-1.02	1.30	3.83

자료 : 한국은행, 『기업경영분석』

7) 토지, 건물, 구축물, 기계장치, 차량운반구, 건설중인 자산 등 포함.

8) 현금등가물과 1년 이내 만기도래하는 단기금융상품 등 현금성자산 포함.

<표 II-25> 제조업 투자관련 주요 지표 추이

(단위: %)

구 분	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
유형자산증가율	13.7	17.2	0.0	2.4	-1.5	-2.2	1.7	4.8
기계설비증가율	22.3	26.9	0.0	0.5	-5.9	-4.9	0.6	3.2
유형자산/총자산	39.2	43.6	43.8	45.2	45.2	43.2	41.6	40.6
현금/총자산	6.4	6.5	5.3	5.9	6.0	8.1	9.7	9.9

자료 : 한국은행, 『기업경영분석』

다. 시사점

외환위기 이전까지는 대체로 안정적인 성장 기조를 유지하던 투자지출이 외환위기를 경험하면서 급격하게 줄어들었다. 특히 2000년 말 IT버블의 붕괴 이후 3~4년에 걸쳐 설비투자 증가율이 정체 수준에서 벗어나지 못하고 있다. 2000년대 초반에는 제조업종의 투자지출이 음(-)의 성장을 기록하였으며, 그나마 건설경기 회복으로 인해 총고정자본형성이 소폭의 증가세를 유지할 수 있었던 것으로 파악된다.

개별 법인차원에서는 외환위기 이후 구조조정과 재무건전성 개선 노력에 따른 효과로 수익성이 대폭 개선되어 현금창출이 증가하였으나, 이러한 유동성이 투자확대로 연결되지 않고 있다. 총자산에서 현금성 자산이 차지하는 비중이 계속적으로 증가하고 있다는 점은 이를 간접적으로 시사한다. 또한 기업의 투자자금 조달도 외부차입보다는 내부자금을 중심으로 전개되는 양상을 띠고 있다.

이와 같은 현상은 국내의 투자환경이 여전히 불투명하고, 투자대상 또한 축소되고 있음을 암시한다. 과거 경공업에서 중화학공업, 중화학공업에서 IT산업으로 전환되는 과정에서 대규모의 투자가 이루어졌다. 그러나 최근 들어서는 기존 주력사업을 대체할 만한 새

II. 우리나라 법인세의 부담과 개편 방향 67

로운 유망산업이 부상하지 못하고 있다. 정부가 차세대 10대 성장 동력으로 선정한 지능형 로봇산업, 지능형 홈 네트워크, 미래형 자동차, 바이오 신약·장기, 차세대 전지 등 대부분의 산업이 아직 시장조차 형성하지 못하고 있다. 반면 기존의 주력산업들은 전반적인 과잉설비로 추가적인 투자가 어려운 실정이며, 중국·인도 등의 후발 국가들이 동 산업에 투자를 확대하면서, 우리나라는 고임금·고원가 등으로 경쟁력을 상실하고 있다. 또한 비효율적인 노사관계도 문제가 된다. 창업 등 절차상 비효율성과 복잡한 인허가 규제 등으로 입지 경쟁력도 미흡하며, 국내기업 투자조차 해외생산기지 건설 투자 등으로 빠져나가는 실정이다.

한편 외환위기 이후 주식시장이 개방화됨에 따라, 외국인 지분 비중이 높아지고 외국자본이 우량기업에 집중적으로 투자하면서 경영권 방어가 중요한 문제가 되고 있다. 즉 적대적 M&A에 대한 방어 수단으로 잠재적인 경쟁력 제고를 위한 투자보다는 현금보유를 선호하는 경향이 짙어져, 이 또한 투자환경 악화의 원인으로 작용하고 있는 것으로 보인다.

이와 같은 국내외 여건을 감안할 때, 현재의 투자부진에 대한 조치는 다양한 각도에서 고려할 필요가 있다. 예를 들어, 개별 법인차원에서는 연구개발 투자를 강화하여 경쟁력 있는 생산물 창출에 노력해야 할 것이며, 정부는 투자관련 규제완화 등으로 투자환경을 안정화할 필요가 있다.

Ⅲ. 법인세와 투자에 관한 기존 연구

1. 법인세 관련 이론 연구

본 절의 법인세 관련 이론 연구는 곽태원(2005)을 참고로 한다.

가. 법인세의 과세베이스

법인세 관련 주요 논의에 앞서, 먼저 법인세의 과세베이스가 무엇인가를 간단히 정립한다. 법인세는 법인의 자기자본수익에 대한 과세로, 기업의 당기순이익에 대한 과세를 의미한다. 하지만 법인의 당기순이익은 경제적 이윤과는 다소 개념상 차이가 있다. 당기순이익은 총수입에서 세법상의 총비용을 차감한 것으로, 세법상의 총비용은 크게 노동비용(인건비), 이자비용, 감가상각비용으로 구분된다. 반면 경제적 이윤은 총수입에서 생산요소의 기회비용인 노동비용과 자본의 기회비용을 차감한 것을 의미한다.

$$\text{당기순이익} = PQ - wL - rB - dK$$

$$\text{경제적 이윤} = PQ - wL - (r + \delta)K$$

여기서 PQ 는 제품의 가격 \times 판매량으로 총수입(부가가치), wL 은 인건비, rB 는 부채잔액 B 에 대한 지급이자, d 는 세법상 감가상각률, δ 는 경제적 감가상각률, K 는 총고정자본을 의미한다. 만약 100% 차입경영이 이루어진다면 즉, $B=K$ 이고 세법상 감가상각률과 경제

III. 법인세와 투자에 관한 기존 연구 69

적 감가상각률이 똑 같다면 두 개념은 일치한다. 이 경우 당기순이익에 대한 과세는 순수한 경제적 이윤에 대한 과세가 되며, 법인세는 주주에게 귀착되고 전가가 발생하지 않으며 초과부담도 없다.

법인의 입장에서 보면 자기자본에 대한 귀속이자(imputed interests)도 기회비용의 일부이나, 현실적으로는 법인세제하에서는 자기자본에 대해 귀속이자의 비용처리가 허용되지 않는다. 한편 법인의 총수입(부가가치)은 요소비용과 자기자본에 대한 수익의 합으로 나타낼 수 있다.

$$PQ = wL + rB + \rho E + \delta K$$

여기서 ρ 는 자기자본수익률, $E = K - B$ 로 자기자본을 의미한다. 이를 당기순이익을 나타내는 식에 대입하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{당기순이익} &= PQ - wL - rB - dK \\ &= \rho E + (\delta - d)K \end{aligned}$$

이 식에서 세법상 감가상각률과 경제적 감가상각률이 일치한다면, 당기순이익은 자기자본에 귀속되는 요소소득과 일치하게 된다. 이 경우 당기순이익에 대한 과세인 법인세는 법인부문에 투자된 자본 소득에 대해서만 부과되는 부분요소세가 된다. 이와 같이 법인세의 과세베이스가 법인의 자기자본수익이라는 것은 결국 법인세가 법인부문의 자기자본에 대한 부분요소세의 성격을 지닌다는 것을 확인해준다.

나. 법인세의 귀착과 초과부담

법인세를 단순히 경제적 이윤에 대한 과세로 본다면, 이윤을 극

대화하려는 법인의 행태에 아무런 영향을 미치지 못하기 때문에 오로지 법인부문에 귀착되며 자원배분의 왜곡을 초래하지 않는다. 그러나 법인세는 법인의 자본수익에 대해 부과되는 조세라는 관점에서, 실제 자본을 투자한 개인들에게 다양한 방식으로 전가된다. 법인세 부담은 일차적으로 자본의 소유자(주주)에게 귀착되지만 노동의 공급자, 상품의 수요자에게도 궁극적으로 전가될 수 있다. Harberger(1962)의 일반균형모형 분석에 따르면, 법인부문의 법인세 부과는 자본비용에 영향을 주고 동 부문이 생산한 상품가격 상승으로 이어져 비법인부문이 생산한 상품으로 수요의 이동을 가져온다. 이 경우 자본의 상대가격이 하락하게 되고 비법인부문으로 자본의 이동이 발생하면 결국 두 부문에서 자본의 상대가격이 하락한다. 이는 자본의 소유자에게 귀착되며 이를 산출효과라 한다.

한편 자본가격 상승으로 노동수요는 증가하는 반면에 자본수요가 감소하여 자본의 상대가격이 하락하게 되는데, 이를 요소대체효과라 한다. 또한 법인부문이 생산한 상품가격의 상승은 상품의 수요자에게로 전가가 이루어진다. 궁극적인 법인세 부담은 법인과 비법인부문의 요소집약도, 상품수요의 가격탄력성, 요소 간 대체탄력성, 자본의 공급탄력성에 따라 달라진다. 자본의 공급탄력성이 비탄력적인(주로 단기) 경우에는 주주에게 법인세 부담이 귀착되지만, 완전 탄력적인(주로 장기) 경우에는 노동자와 소비자에게 부담이 귀착되는 것이 일반적이다. 자본의 국제 간 이동이 활발해짐에 따라 법인세 부담이 이전보다 노동자와 소비자에게 전가될 가능성이 높는데, 특히 개방화 등으로 자본의 공급탄력성이 완전 탄력적이라면 노동의 공급자와 상품수요자가 전부 부담하게 된다.

법인세 귀착에 관한 실증연구로는 Kryzaniak & Musgrave(1963), Gordon(1967), Harberger(1995), Gravelle & Smetters(2001) 등이 있다. Kryzaniak & Musgrave(1963)는 미국 제조업의 경우 법인

III. 법인세와 투자에 관한 기존 연구 71

세 부담은 세전 이윤을 증가시키려는 목적으로 상품가격을 올려 100% 이상 소비자에게로 전가한다고 하였다. 이에 대해 Gordon (1967)은 Kryzaniak & Musgrave(1963)와는 달리 미국 제조업의 경우 법인세 부담이 소비자에게로 전가되는 현상은 발생하지 않는다고 하였다. Harberger(1995)는 법인세 부담이 노동에 100% 이상 전가될 수도 있다고 주장하였으며, Gravelle & Smetters(2001)는 법인세가 노동이나 토지로 전가되기보다는 자본이 부담하든지 아니면 국제 간 자본이동이 활발하여 해외로 수출되는 방향으로 이루어진다고 보고 있다.

한편 법인세는 초과부담이 일반적으로 큰 비효율적인 조세로 알려져 있다. 조세가 부과되면 상대가격이 변화되므로 자율적인 의사 결정을 왜곡하여 자원배분의 비효율성을 초래하게 된다. 이에 따라 파레토효율성을 충족하지 못하게 되어, 조세징수액을 초과하는 사회적 후생손실을 야기하게 되며 이것을 초과부담이라 한다. 법인세 변화는 법인이 생산한 생산물에 대한 가격전가로 생산물 시장에서의 상대가격 변화를 가져오고, 이는 생산요소 시장에서의 상대가격 변화도 야기한다.

이와 같이 다양한 경로를 통해서 소득의 변화를 수반하기 때문에 초과부담의 크기를 측정하기는 쉽지 않다. 또한 소득의 변화 크기를 계산할 수 있을지라도 사회 전체의 후생손실을 측정하기 위해서는 사회후생함수가 필요하다. 따라서 정확한 초과부담을 계산한다는 것은 사실상 불가능하며, 개념적으로 조세변화 전후의 사회후생 변화를 화폐단위로 측정한 다음 정부의 조세수입 변화를 공제하면 초과부담이라고 할 수 있다. 초과부담을 측정한 실증적 연구로는 Harberger(1964a, 1964b, 1966), Shoven & Whalley(1972), Ballard, Shoven & Whalley(1985), Jorgenson & Yun(1993) 등이 있다. Harberger(1964a, 1964b, 1966)는 선형화를 통한 근사화

(linear approximation) 방식으로 초과부담을 측정하였으며, 1953~1959년의 미국 법인세 초과부담은 법인세 수입의 2.4~7.0%에 달한다는 결과를 추정하였다. Shoven & Whalley(1972)는 일반균형모형을 이용하여 Harberger가 이용한 동일한 자료와 가정하에 계산한 결과, 초과부담이 2.2~11.7%로 나타났다. Ballard, Shoven & Whalley(1985)는 미국의 1986년 세계개편이 있기 전 한계초과부담을 세목별로 계산한 것으로, 법인세에 해당하는 자본소득세는 노동공급과 저축탄력성이 0인 경우 18.1%로 측정되었고, 노동공급탄력성이 0.15이고 저축탄력성을 0.4로 가정하면 46.3%로 추정되어 다른 어떤 조세보다도 초과부담이 높은 것으로 조사되었다. Jorgenson & Yun(1993)은 1986년 미국의 세계개편 전후의 세목별 초과부담을 계산하여 비교하였는데, 법인세의 한계초과부담은 세계개편 전에 84.2%에서 개편 후에 44.88%로 대폭 감소한 것으로 나타났다. 그러나 법인세 1달러를 더 거두어들이기 위해서는 44.8센트의 사회적 비용이 발생한다는 것은 여전히 초과부담이 높다고 할 수 있다.

다. 자본의 사용자 비용

법인세는 근본적으로 자본에 대한 과세이기 때문에, 자본비용에 영향을 주고 경제주체의 행위에 영향을 미치게 된다. 따라서 자본비용은 법인의 자금조달, 투자, 재무행태 등을 분석하는 데 있어 중요한 분석 대상이다. 보다 구체적으로 한계적 투자자금 조달의 비용을 자본비용(cost of capital)이라고 하며, 자본재를 임대하여 사용하는 비용을 자본사용자비용(user cost of capital)이라고 한다. 자본재를 임대하는 경우, 자본재의 임대료는 자본재 구입에 필요한 자금의 기회비용과 자본재를 유지하는 데 필요한 감가상각비용이 포함되어야 한다. 따라서 자본사용자비용은 자본비용에 감가상각비용을 합한 것이라 할 수 있다. 결국 법인세는 자본사용자비용의 변

III. 법인세와 투자에 관한 기존 연구 73

화를 가져와 법인의 자금조달, 재무형태 등에 영향을 미치게 되고, 이는 다시 실물투자 등에 영향을 미치게 되는 것이다.

Jorgenson(1963)은 자본시장의 균형조건으로부터 법인세하의 자본 1원당 자본사용자비용 식을 다음과 같이 표현하였다.

$$\frac{c}{q} = \frac{(r + \delta)(1 - k - \tau z + k\tau z)}{1 - \tau}$$

여기서 q 는 자본재가격, c 는 자본의 임대료, r 은 할인율, δ 는 경제적 감가상각률, τ 는 법인세율, k 는 투자세액공제율, z 는 자본재 1원 구입시 향후 계상할 수 있는 세법상 감가상각의 현재가치를 의미한다. 이 모형은 법인이 부담하는 자본소득세만을 분석대상으로 하기 때문에 다른 여러 법인세 관련 제 문제를 분석하기에는 한계가 있다. 법인세 과세 대상인 자본소득은 주주에게 귀속되는 과정에서 배당소득세나 자본이득세로도 부담되기 때문에 기업의 재무형태, 자금조달 및 투자행위 등을 분석하는 데 있어 법인부문의 세부담만을 고려할 수는 없다. 즉 배당소득세와 자본이득세 등을 포함하여 자본비용을 분석해야 하며, 이에 대한 대표적인 연구로는 Auerbach(1979a, 1979b)가 있다.

Auerbach(1979b)는 기업의 목적이 주주들의 부의 극대화에 있다고 보고 법인세, 배당소득세, 자본소득세 등이 존재하는 경우 기업의 자금조달형태 및 자본사용자비용을 도출하였다. 자산시장의 균형조건하에 배당소득세율(θ), 자본이득세율(η), 법인세율(τ)이 존재하면, 다음과 같은 자본사용자비용 식이 도출된다.

$$\frac{c}{q} = \frac{1 - k - \tau z}{1 - \tau} (\rho^1 + \delta)$$

여기서 $\rho^1 \equiv (1 - \beta) \frac{r - \pi(1 - \eta)}{1 - [\gamma\theta + (1 - \gamma)\eta]} + \beta[(1 - \tau)i - \pi]$ 로,

법인세 후 투자수익의 할인율을 나타낸다(β 는 부채비율, π 는 물가 상승률, r 은 명목세후균형수익률, i 는 차입이자율). ρ^1 에서 우변의 첫째 항은 개인소득세 전 명목수익률을 자기자본비중 $(1 - \beta)$ 으로 가중한 것이고, 둘째 항은 지급이자의 법인소득공제제도하에서 실질(차입)이자율을 최적부채비율 β 로 가중한 것이다. 즉 자기자본에 대해서는 개인소득세 후 명목수익률 r 을 지급하고 차입금에 대해서는 시장이자율 i 를 지급시, 필요한 자본의 사회적 총명목수익률이 ρ^1 이다. 한편 자본사용자비용에서 경제적 감가상각률을 제외하면 자본비용이 된다. 이와 같은 자본사용자비용 식은 자본의 기회비용을 의미하며, 바로 자본수익률이라고 볼 수 있다. 자본소득의 유효세율(effective tax rate)은 자본소득에 대한 조세가 자본사용자비용에 미치는 영향을 나타내므로 결국은 자본소득세인 법인세가 경제행위에 미치는 영향은 자본사용자비용 혹은 유효세율로 파악할 수 있다.

Jorgenson & Sullivan(1981)은 Jorgenson(1963)의 자본사용자비용 모형에서 유효한계법인세율 개념을 도출한다. 자본의 사회적 실질수익률을 ρ^* , 유효한계세율을 e 라고 하면, 유효한계세율과 세법상 한계세율 사이에는 다음의 관계가 성립한다.

$$(1 - e)\rho^* = (1 - \tau)r$$

이 식을 유효세부담에 관해 정리하면, $e\rho^* = (\rho^* - r) + \tau r$ 와 같다. 즉 유효세부담은 수익률의 왜곡에 의한 초과부담 $(\rho^* - r)$ 과 실제의 세금납부액 (τr) 을 합한 것과 같아야 한다는 것이다. 한편 자본의 사회적 임대비용을 c^* 라고 하면, 자본의 사회적 수익률 사이에 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$c^* = q(\rho^* + \delta) \quad \text{또는} \quad \rho^* = \frac{c^*}{q} - \delta$$

즉 자본의 사회적 실질수익률(ρ^*)은 자본의 사회적 임대비용에서 감가상각률을 차감한 것이며, 자본비용이라고 할 수 있다. 이 식과 앞서 도출한 자본사용자비용의 식을 이용하면, 다음의 식이 도출된다.

$$\rho^* = \frac{1-k-\tau z}{1-\tau} [r(1-\tau) + \delta] - \delta$$

따라서 유효한계법인세율은 다음과 같다.

$$e = 1 - \frac{1}{\rho^*} (1-\tau)r = 1 - \frac{(1-\tau)r}{\frac{1-k-\tau z}{1-\tau} [r(1-\tau) + \delta] - \delta}$$

결과적으로 실제 수익률과 법인세율, 경제적 감가상각률 등이 정확히 측정가능하다면, 유효한계세율도 계산할 수 있음을 의미한다.

라. 기 타

법인세 관련 논의는 과세베이스, 귀착과 초과부담, 자본사용자비용 등의 문제 외에도 이중과세를 조정하기 위한 법인세와 소득세 통합방안, 법인세가 재무행태에 미치는 영향, 국제조세로서의 법인세 역할 등이 있다. 특히, 법인세와 소득세의 통합과 관련된 논의로 완전통합방안과 부분조정방안이 있다. 완전통합방안으로는 주주를 조합원(partner)으로 간주하여 법인이윤을 전부 주주에게 귀속시킨 다음 소득세를 부과하는 조합방식(partnership method)과 법인세를 폐지하고 실현여부에 관계없이 자본이득에 대해서는 모두 과세하는

방법인 자본이득방식(capital gain method), 법인단계에서 법인소득에 대하여 소득세의 최고세율로 과세하고, 배당여부에 관계없이 법인소득을 모두 주주에게 귀속시켜 개인소득세를 계산한 후 법인단계에서 납부한 세액을 공제하는 카터방식(carter method)이 있다. 부분조정방안으로는 법인단계에서 조정하는 방식과 주주단계에서 조정하는 방식으로 구분된다. 법인단계 조정은 법인이 지불한 배당의 일부 또는 전부를 과세표준에서 공제하는 지불배당공제법(dividend-paid deduction)과 법인이윤 중 배당되는 부분에 대해서는 낮은 세율을 적용하고 사내에 유보되는 부분에 대해서는 높은 세율을 적용하는 차등세율제도(split rate system)가 있다.

주주단계 조정으로는 배당되는 부분의 일부 또는 전부를 개인소득세의 과세표준에서 제외시키는 수입배당공제법(dividend-received deduction) 및 법인단계에서 과세된 금액이 배당되어 주주의 소득세 과세표준에 포함되어 있는 경우 주주의 소득세 산출금액에서 배당액에 일정한 비율을 곱하여 산출한 금액을 세액공제하는 수입배당세액공제법(dividend-received credit)과 법인소득에 대해 법인단계에서 과세한 다음에 배당된 금액이 주주단계에서 다시 과세될 때 실제 배당액뿐만 아니라 배당분에 대하여 과세된 법인세 상당액(귀속법인세)을 과세표준에 가산(gross-up)하여 소득세를 계산한 후 귀속법인세를 소득세 산출세액에서 세액공제하는 귀속방법(imputation method)이 있다. 우리나라의 경우 배당소득에 대한 이중과세 조정 방법으로 귀속방법을 이용하고 있다.

법인세가 재무형태에 미치는 영향은 기본적으로 이중과세의 성격과 관련이 있다. 첫째, 법인세 산출시 차입금에 대한 이자지급은 비용으로 공제되는 데 반해 배당은 그렇지 않다. 따라서 기업은 부채로 자금을 조달하는 것이 유리하며, 재무형태에 영향을 미친다. 둘째, 배당소득세율과 자본이득세율 간에는 차이가 있는데, 대체로 배

Ⅲ. 법인세와 투자에 관한 기존 연구 77

당소득세율이 자본이득세율에 비해 높다. 이것은 신주발행을 통한 자기자본에 의해 조달할 것인지 혹은 사내유보로 조달할 것인지에 영향을 미친다. 이에 대한 대표적인 연구로는 Modigliani & Miller (1958, 1963)가 있다.

마. 법인세 관련 기존 국내 연구

투자과 관련된 기존 연구는 다음 절에서 살펴보고, 본 절에서는 법인세 관련 주요 논의에 대한 국내 연구를 중심으로 정리한다.

먼저 초과부담에 관한 국내연구인 윤건영·김종웅(1995)에서 우리나라 자본소득세의 세수 1원당 한계효율비용(초과부담)은 1.021원으로 추정된 바 있다. 전영준(2003)과 김성태·이인실·안중범·이상돈(2003)에서는 법인세의 귀착효과를 분석하기 위하여 일반경쟁균형 모형을 이용하였다. 전영준(2003)은 다소득계층 일반균형 세대중복 모형을 이용하여 우리나라 법인세제가 경제성장 및 소득계층 간, 세대 간 분배에 미치는 영향을 분석하였으며, 법인세율, 법정감가상각률, 투자세액공제율 등의 변화와 관련된 여섯 가지 가상경제를 상정하여 이와 같은 법인세제 개편이 성장 및 후생, 소득계층별 분배 등에 미치는 효과에 관한 정책 모의실험 및 민감도 분석을 실시하였다. 김성태·이인실·안중범·이상돈(2003)은 응용일반모형인 KOCGE 모형을 이용한 조세모의실험을 통하여 우리나라의 법인세 개편방안이 경제에 미치는 효과를 분석하였다. 법인세율 인하와 관련한 다섯 가지 정책을 구분하여, 법인세 개편이 사회 후생변화, 소득분배 효과, 노동의 공급과 저축, 산업별 생산과 요소소득에 미치는 효과에 관하여 정책 모의실험을 실시하였다.

앞 절에서 본 바와 같이 자본의 사용자비용은 유효세율과 관련이 된다. 자본사용자비용과 유효세율에 관한 국내연구로는 곽태원(1985), 윤건영(1988), 윤건영·임주영(1993), 원윤희(1996), 김진수·박형수·

안중석(2003) 등이 있다. 광태원(1985)은 1960년부터 1983년까지의 산업별 및 자산형태별 경제적 감가상각률, 각종 준비금 제도, 특정 기간 조세감면, 자산재평가제도 등을 반영하여 자본사용자비용과 유효세율을 추정하였다. 이외에 연구도 주로 자본사용자비용 식과 유효세율 사이의 관계에 대해 모색하고, 실제 자료를 이용하여 유효세율을 측정하는 방식으로 진행되었다.

법인세가 재무형태에 미치는 영향을 분석한 연구로는 남상우(1984), 광태원(1988), 광태원·정승태(1998) 등이 있다. 남상우(1984)는 파산비용이라는 개념을 도입하여 최적재무구조 모형을 도출하고, 조세가 최적재무구조에 미치는 영향을 거시자료를 이용하여 분석하였다. 광태원(1988), 광태원·정승태(1988)는 남상우의 기본모형에 기타 변수를 추가하여 실증분석을 실시하였으며, 결과는 대체로 법인세가 재무구조에 유의미한 영향을 미치는 것으로 조사되었다.

2. 투자에 관한 기존 연구

가. 투자의 결정요인

법인세 이외에도 기업은 투자 의사결정과정에서 재무레버리지(부채비율), 토빈Q, 현금흐름, 생산량(매출), 경영자 소유지분, 자본시장 특성, 환율, 경기변동, 주식가격 등을 고려해야 한다. 다만 이러한 변수 모두 기본적으로는 자금제약의 문제로 귀결된다.

Modigliani & Miller(1958)에 의하면, 완전자본시장에서는 재무레버리지(부채비율)가 기업의 투자의사결정에 영향을 미치지 않는다. 그러나 불완전자본시장에서는 재무레버리지와 기업의 투자의사결정 간에 영향을 미치게 된다. Myers(1977)는 재무레버리지와 기업의 투자결정은 음(-)의 관계가 성립한다고 보았다. 즉, 기업이 성장기회를 가지고 있더라도 이 투자로 인해 유입되는 현금흐름이 부

III. 법인세와 투자에 관한 기존 연구 79

채원리금을 전액 변제하지 못할 경우에는 투자의 이득이 채권자들에게 귀속되기 때문에 주주들로서는 투자유인이 없어 과소투자가 발생한다는 것이다. 또한 Jensen(1986), Stulz(1990)에서도 재무레버리지와 기업의 투자결정은 음(-)의 관계가 성립한다고 보았는데, 부채비율이 높은 기업은 경영자로 하여금 이윤가능성이 낮은 투자 기회에 투자하는 것을 억제하므로 부채사용을 줄여 궁극적으로 기업가치를 증대하는 효과를 가져온다고 파악하였다. 레버리지가 투자에 미치는 효과를 분석한 국내연구로는 윤봉한·오규택(1999), 김지수·조정일(2000), 이병기(2000), 조삼용·신선우·이훈현(2004) 등이 있다. 윤봉한·오규택(1999), 김지수·조정일(2000)은 앞서 이론적인 설명과는 달리 부채비율과 투자지출 사이에 양(+)의 관계가 있음을 보였다. 이병기(2000)는 GMM 추정방법을 이용하여 실증분석을 시도하였는데, 전기의 부채비율이 투자에 유의미한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 조사되었다. 즉 높은 부채수준이 위험의 가능성을 증가시켜 자금의 공급자들이 높은 수익을 요구함으로써 기업투자를 감소시킨다는 것이다. 조삼용·신선우·이훈현(2004)은 1981년부터 2002년까지 계속 상장된 389개의 제조기업 불균형 패널자료를 이용하여 레버리지와 기업투자와의 관계를 System GMM 추정방법으로 분석하였다. 분석 결과에 따르면, 레버리지가 투자에 유의미한 음(-)의 관계를 나타낸다. 특히 토빈Q가 1보다 작은 성장기회가 낮은 기업일수록 그 효과가 큰 것으로 나타났다.

Hayashi(1982)는 현재 시점뿐만 아니라 미래 시점에 있어서의 자본의 수익성도 투자에 영향을 미친다는 근거하에, 기업의 미래의 수익성을 예견하는 변수로서 토빈Q가 투자에 미치는 영향을 조사한다. Q비율이 높은 기업은 현금흐름과 순가치(기업의 시장가치)가 더 높을 것으로 예상되기 때문에 자본시장에서 신용을 제공받을 때 도덕적 해이(moral hazard)나 역선택(adverse selection)의 문제가

줄어들고, 자본시장에서 자금을 보충하는 것이 용이하다. 반면에 Q 비율이 낮은 기업은 미래의 성장 전망이 불투명하기 때문에 자본시장에서 자본을 충당하기가 어려우며, 이에 따라 투자에 대한 제약으로 작용할 것이다. 이병기(2000), 조삼용·신선우·이훈현(2004) 등이 추정한 토빈Q 투자모형 결과에 따르면, 기업규모별 및 시기별로 토빈Q는 투자에 유의미한 양(+)의 영향을 주는 것으로 조사되었다.

현금흐름도 투자의사결정에 중요한 역할을 한다. Myers & Majluf(1984)의 자본조달순위이론에 근거하면, 자본시장에 정보의 비대칭성이 존재하는 경우 기업의 외부자금조달은 제한적이게 된다. 내부정보를 지닌 경영자가 새로운 주주 혹은 채권자들에 비하여 기존사업 및 새로운 투자기회의 내재가치를 잘 알고 있기 때문에 경영자가 구주주의 이익을 우선시 하는 경우에는 내부금융을 선호하게 된다는 것이다. 김지수·조정일(2000)의 실증분석 결과에서는 내부현금흐름과 투자 사이에는 강한 양(+)의 관계가 성립하여 외부자금조달의 제한이 투자에 중대한 영향을 미칠 수 있음을 시사하였다.

Holt et al.(1960)은 매출량의 변동으로부터 생산량을 독립시키기 위해 재고가 존재하며, 이에 따라 경기변동에 민감한 매출량의 변동이 생산량의 변동보다 커야 하고 매출량의 변동과 재고량 변동 사이에 음(-)의 관계를 가져야 함을 보였다. Blanchard(1983), West(1986)의 재고소진모형에 따르면, 재고축적에 따른 비용은 재고보유량에 따라 증가하지만 재고소진에 따르는 비용은 재고보유량이 많을수록 감소하므로 매출량이 증가할 때 재고투자가 증가하며 그 폭이 매출량 증가폭보다 커야 함을 밝혔다.

경영자가 기업가치 극대화 및 규모의 극대화를 추구하는 경우 기업의 투자지출은 경영자 소유지분과도 관련이 있다. 김지수·정기웅(2000)의 연구 결과에 따르면, 규모의 극대화를 추구하는 기업에서

Ⅲ. 법인세와 투자에 관한 기존 연구 81

경영자 지분이 약 30%인 구조적 전환점을 중심으로 그 이전에는 경영자 지분의 증가에 따라 투자가 감소하나, 이후에는 오히려 증가하는 것으로 나타났다.

경제의 불확실성도 기업투자에 영향을 미친다. 대표적인 불확실성 원인으로는 정보의 비대칭성을 들 수 있다. 정보의 비대칭성이 존재하면 외부자본의 자본비용과 내부자본의 기회비용에 차이가 발생하게 되며, 자본시장의 불완전성을 초래하게 된다. Pindyck(1991, 1993)은 투자의 비가역성 때문에 경제의 불확실성이 높아지면 투자가 감소한다고 보았다. 기업이 투자를 실행하면 의사결정에 오류가 있더라도 투자중단에 따른 손실, 즉 매몰비용 때문에 투자를 중단하지 않는다는 것이다. 이와 같이 비가역성이 존재하는 상태에서 경제의 불확실성이 높아지면, 투자의 기대수익도 불투명해지므로 투자를 하지 않게 된다. 특히 환율의 불확실성은 수출재와 수입재의 실질 순현재가치에 대한 불확실성을 증가시켜 투자에 영향을 미친다. 우리나라와 같이 소규모개방경제하에서는 환율불확실성이 투자환경에 중요한 변수로 작용할 수 있다. 최창규(1996)와 송경석(1997)은 환율수준이 투자에 미치는 영향을 거시경제적 관점에서 분석하여 환율수준과 환율변동성이 클수록 투자가 위축됨을 보였다.

나. 법인세와 투자

법인세와 관련된 투자의사결정에 관한 연구로는 김유찬(2003), 김진수·박형수·안종석(2003), 이운재·김경표(2004), 김현숙(2004) 등이 있다.

김유찬(2003)은 신고전학과 투자모형을 이용하여 각종 법인세제 변동이 투자에 미치는 영향에 대해 비교정태분석을 실시하였다. 그 결과 투자세액공제율, 투자준비금, 감가상각률의 인상은 세전 필요자본수익률을 인하시켜 투자를 활성화하는 것으로 나타났다. 다만

법인세율 인상도 세전 필요자본수익률 인하를 야기하여 기업투자에 효과적인 것으로 나타나 일반적인 투자이론과는 배치되는 결과를 보였다. 이와 같은 결과는 차입을 통해 재원을 조달하는 경우만을 분석대상으로 하고 감가상각률 등 모수값(parameter)의 설정도 다소 비현실적인 가정을 도입하였기 때문인 것으로 판단된다.

김진수·박형수·안종석(2003)은 거시지표의 시계열 자료를 이용하여 우리나라의 투자함수를 추정하고, 한계유효세율이 투자에 음(-)의 영향을 준다고 밝히고 있다. 세부담의 투자효과를 연구함에 있어 이 같은 거시적인 접근방법을 취하는 것에는 기본적인 문제가 따른다. 20여 년에 걸쳐 관측된 연간 시계열 자료만으로 안정적인 투자함수의 추정치를 얻기는 대단히 어렵다. 또한 총량지표를 이용하는 거시적 투자함수는 여러 종류의 개별효과를 통합한 관계를 보여주기에는, 이를 통해 세부담의 투자효과를 온전히 분리하여 해석하기가 쉽지 않다.

이운재·김경표(2004)는 법인세율 인하가 업종별로 투자에 미치는 영향을 분석하면서, 한국신용평가자료를 이용한 패널분석 방법을 채택하였다. 명목법인세율 및 한계실효세율의 인하가 전체기업, 제조업, 건설업, 서비스업의 투자에 미치는 영향을 분석하였는데, 명목세율 인하가 기업의 투자를 크게 증가시키지는 않는 것으로 조사되었다. 이 연구는 개별 기업의 법인세 비용을 동일 자료를 통해 계산하지 않고, 타 연구에서 구한 유효세율을 차용하여 간접적인 방법에 의해 구함으로써, 자료의 일관성이라는 기준을 충족시키지 못하는 단점이 있다.

김현숙(2004)은 법인세율 인하가 기업의 투자와 고용에 미치는 영향을 밝히기 위해, 한국신용평가정보의 기업자료를 횡단면 자료로 단순화한 후, 이를 2SLS 기법을 이용하여 분석하였다. 그 결과, 평균실효세율을 이용한 법인세 부담에 대한 순투자의 탄력성(수준변

III. 법인세와 투자에 관한 기존 연구 83

수의 로그값을 변수로 이용)이 -0.131 로 나타나, 기업의 세부담이 투자에 유의미한 영향을 미치는 것으로 조사되었다. Zimmerman 세율(=법인세비용/매출액)을 이용한 결과는, 순투자의 탄력성이 -0.066 으로 조사되어 평균유효세율을 이용한 경우보다는 상대적으로 작으나 여전히 투자에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이 연구는 패널자료의 특성을 무시하고 있다는 점과 실증분석 모형의 설정이 투자함수이론에 근거하지 않는다는 점에서 한계가 있다.

IV. 실증분석

1. 실증분석모형

기업의 세부담이 투자에 미치는 효과를 실증적으로 분석하기 위해서, 본 보고서는 토빈의 Q모형(Tobin's model)과 오차수정모형(Error Correction Model)을 기본적인 투자모형으로 이용한다.

가. 토빈의 Q모형

토빈의 Q이론은 투자의 조정비용을 명시적으로 고려한다는 점에서 이전의 투자이론, 즉 Jorgenson(1963)의 자본의 사용자비용을 이용한 신고전학과 투자이론과 뚜렷한 차이를 갖는다. 이 이론에 따르면, 미래이윤의 가능성 또는 투자기회를 나타내는 q변수는 투자를 결정하는 충분통계량(sufficient statistic)으로서 투자함수에서 유일한 설명변수로 기능한다. 그러나 실제 Q이론에서 상정하는 q변수는 한계적인 q(marginal q)를 의미하며 현실적으로 관찰되지 않는 것이어서, 이를 실증모형의 대상으로 삼을 수가 없다. 여기서는 특정한 가정하에서는 한계적인 q가 관찰가능한 평균 q와 동일하다는 Hayashi(1982)의 연구를 바탕으로, Q이론의 실증적인 투자모형을 도출한다. 이렇게 도출된 단순 Q모형을 Devereux & Schiantarelli (1989)와 Fazzari et al.(1988)의 접근방법에 따라 보다 현실적인 투자모형으로 확장한다.

완전경쟁체제하에서의 이윤극대화 기업을 상정하고, 그 기업의 이윤함수(profit function)는 다음과 같은 형태를 갖는다고 가정한다.

$$\Pi(K_t, I_t, \epsilon_t) = p_t F(K_t) - p_t^I [I_t + G(I_t, K_t, \epsilon_t)] \quad (1)$$

여기에서 $F(K_t)$ 는 생산 또는 산출, I_t 는 투자, p_t 는 생산물의 가격, $G(I_t, K_t, \epsilon_t)$ 는 조정비용함수, p_t^I 는 투자재의 가격, 그리고 ϵ_t 는 조정비용함수에 대한 확률적인 충격을 각각 나타낸다.

조정비용에 대해서 다음과 같은 이차형식을 가정한다.

$$G(I_t, K_t, \epsilon_t) = \frac{b}{2} \left[\left(\frac{I_t}{K_t} \right) - \eta - v_t \right]^2 K_t \quad (2)$$

이윤극대화 기업이란 아래의 조건하에서 미래이윤의 현재가치를 극대화함을 의미한다.

$$\max V_t = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \Pi(K_{t+i}, I_{t+i}, \epsilon_{t+i}) \right] \quad (3)$$

$$\text{subject to } K_{t+1} = (1 - \delta) K_{t+i-1} + I_{t+1} \quad (4)$$

여기에서 시간에 따른 할인율 β 는 상수이고, $E_t[\cdot]$ 는 t 기에 주어진 정보를 통해 형성되는 수학적 기대치를 의미한다.

이윤극대화 문제에 있어서 두 개의 1계 조건은 아래와 같다.

$$\frac{\partial \Pi_t}{\partial I_t} = -\lambda_t \quad (5)$$

$$\frac{\partial \Pi_t}{\partial K_t} = \lambda_t - (1 - \delta) \beta E_t \lambda_{t+1} \quad (6)$$

여기에서 λ_t 는 (4)의 제약식과 관련된 잠재가격(shadow price)을 의미한다.

만일, 우리가 이윤함수의 선형동차성(linear homogeneity)을 가정하면,

$$\Pi_t = K_t \frac{\partial \Pi_t}{\partial K_t} + I_t \frac{\partial \Pi_t}{\partial I_t} \quad (7)$$

을 얻게된다. 식 (5)와 (7)을 식 (6)에 대입하면,

$$\lambda_t = \left(\frac{\Pi_t}{K_t} + \frac{I_t \lambda_t}{K_t} \right) + \beta(1-\delta) E_t \lambda_{t+1} \quad (8)$$

을 얻게 되고, 이를 식 (4)를 이용하여 다시 쓰면 식(9)와 같다.

$$\lambda_t(1-\delta)K_{t-1} = \Pi_t + \beta E_t [\lambda_{t+1}(1-\delta)K_t] \quad (9)$$

이제 (9)식을 미래 시점을 기준으로 순차적으로 대입하면, 극대화 된 기업가치는 다음과 같이 주어진다.

$$\lambda_t(1-\delta)K_{t-1} = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \Pi_{t+i} \right] = V_t \quad (10)$$

다음으로 한계적 q_t 를 자본 한 단위의 추가적 투입이 가져다주는 가치(the shadow price of an additional unit of capital) λ_t 와 이의 대체비용(replacement cost)인 p_t^I 사이의 비율로 정의하고 이를 관찰가능한 변수로 표현하면,

$$q_t \equiv \frac{\lambda_t}{p_t^I} = \frac{V_t}{p_t^I(1-\delta)K_{t-1}} \quad (11)$$

을 얻게 되는데, 이것은 Hayashi(1982)가 이윤함수의 선형동차성 가정하에서 보인 한계적 q 가 평균적 q 와 동일하다는 결과와 일치한다. 위에서 가정했던 이윤함수 Π_t 의 함수식을 이용하여 (5)의 1계 조건을 다시 쓰면, 다음의 투자방정식을 얻는다.

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \eta_i + \frac{1}{b}Q_{it} + v_{it} \quad (12)$$

$$\text{단, } Q_{it} \equiv (q_{it} - 1).$$

Devereux & Schiantarelli(1989)는 위에서 소개한 표준적인 투자모형에 금융제약을 추가하여 보다 일반화된 투자모형을 얻고자 시도하였다. 즉, 이들은 기업이 직면하는 제약조건으로서 자금의 원천과 사용의 일치, 그리고 배당 및 신주발행가격의 비음(nonnegativity) 등을 추가로 도입하고, 이러한 조건하에서의 기업시장 가치극대화 문제를 통해 다음과 같은 투자방정식을 보였다.

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K}\right)_{it} = & \beta_0 + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_3 \left(\frac{DT}{K}\right)_{i,t-1} \\ & + \beta_4 \left(\frac{LQ}{K}\right)_{i,t-1} + \tau_i + \eta_i + v_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

여기에서 CF 는 현금흐름, LQ 는 유동성, 그리고 DT 는 부채를 나타낸다.

만일, Galeotti et al.(1994)와 Fazzari et al.(1988) 등에 따라 매출액 변수(S)를 포함시켜 토빈 q 에 반영하지 않고 현금흐름항에 포착되는 수요효과를 통제하면, 다음의 투자방정식을 얻는다.

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K}\right)_{it} = & \beta_0 + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_3 \left(\frac{DT}{K}\right)_{i,t-1} \\ & + \beta_4 \left(\frac{S}{K}\right)_{i,t-1} + \tau_t + \eta_i + v_{it} \end{aligned} \quad (14)$$

본 보고서는 위에서 소개한 투자모형을 중심으로 각 개별변수의 시차변수 등에 대한 적절한 선택을 한 후, 이를 실증분석을 위한 기본모형으로 삼고자 한다.

나. 오차수정모형(Error Correction Model)

오차수정모형은 투자함수 추정을 위해 Bean(1981)에 의해 처음 도입된 이후, 여러 연구자들이 즐겨 사용하고 있는 실증모형 중의 하나이다. 이 모형의 기본적인 특색은 투자의 단기 동학(short-run investment dynamics)을 설명하는 회귀모형을 구성할 때 기업의 장기적인 자본수요(long-run demand for capital)를 명시적으로 고려하고 이를 회귀모형 내에 적절히 포함시키는 데에 있다. 이하는 오차수정모형의 투자방정식 도출과정을 간략히 설명한 것이다.

먼저 논의의 시작을 위해, 투자의 조정비용이 존재하지 않는 경우 희망자본스톡(desired capital stock)은 산출량과 자본의 사용자비용의 선형로그함수(a log linear function)라고 가정한다. 즉, k_{it} 를 i 번째 기업의 t 기의 희망자본스톡의 로그값이라 하고, y_{it} 는 그 기업 산출량의 로그값, 그리고 h_{it} 는 자본의 사용자비용의 로그값을 나타낸다고 할 때, 희망자본스톡에 대한 식은 아래와 같이 표현된다.

$$k_{it} = a_i + y_{it} + bh_{it} \quad (15)$$

이 식은 규모수익불변(Constant returns to scale)과 CES생산함수의 가정하에서 기업이 이윤극대화할 때 도출될 수 있으며, 자본-산출 비율이 고정되는 경우를 특수한 경우($b = 0$)로 포함한다. 또한 생산함수가 Cobb-Douglas함수인 경우는 규모수익불변의 성립 여부와 관계없이 위의 선형로그방정식에서 $b = 1$ 에 대응한다. 개별 기업에 따라 달라지는 상수항 a_{it} 는 각 기업에 특수한 생산기술상의 차이나 자본-노동 간의 배분효과를 나타낸다.

현실적으로는 실제자본스톡(actual capital stock)이 희망자본스톡(desired capital stock)에 시차를 두고 적응하기에 투자의 일반적인 동학모형을 구성할 때 이 점을 고려한다. 즉, 암묵적으로 조정비용이 존재하는 경우 기업의 희망자본스톡은 조정비용이 존재하지 않는 경우의 희망자본스톡에 비례한다. 투자의 단기동학 관계는 시간에 걸쳐 안정적이어서 시차분포회귀모형(distributed lag regression model)에 의해 적절히 표현된다고 가정한다. 사용자 비용의 변화를 통제하기 위해 시간과 기업의 특수효과항(time-specific and firm-specific effects)을 모형에 도입하고, 단기동학 관계를 위해 2차의 자기회귀 시차분포모형(autoregressive-distributed lag regression model with second order, ADL(2,2))을 이용하면, 자본수요의 단기동학 방정식은 다음과 같다.

$$k_{it} = \alpha_1 k_{i,t-1} + \alpha_2 k_{i,t-2} + \beta_0 y_{it} + \beta_1 y_{i,t-1} + \beta_2 y_{i,t-2} + d_t + \eta_i + v_{it} \quad (16)$$

여기에서 d_t 는 시간더미변수를, η_i 는 관찰되지 않는 기업특수효과 그리고 v_{it} 는 오차항을 각각 나타낸다. 앞의 식(1)에 따라 자본의 산출에 대한 장기탄력성이 1인 경우에는, 모수 α 와 β 는 $(\beta_0 + \beta_1 +$

$\beta_2)/(1-\alpha_1-\alpha_2)=1$ 의 제약을 충족해야 한다. 이러한 단위장기탄력성 제약을 이용하여, 위의 ADL 모형을 오차수정항을 중심으로 다시 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta k_{it} = & (\alpha_1 - 1) \Delta k_{i,t-1} + \beta_0 \Delta y_{it} + (\beta_0 + \beta_1) \Delta y_{i,t-1} \\ & - (1 - \alpha_1 - \alpha_2)(k_{i,t-2} - y_{i,t-2}) + d_t + \eta_i + v_{it} \end{aligned} \quad (17)$$

만일, 기업이 투자를 결정하는 데 있어 실제자본스톡과 희망자본스톡 사이의 오차를 수정해 나간다는 가설이 유효하다면, 위 식의 오차수정항($k_{i,t-2} - y_{i,t-2}$)의 계수는 음수이어야 하며, 이는 금기의 실제자본이 희망자본보다 크다면 기업은 미래의 투자를 줄인다는 것을 의미한다.

이제 I_{it} 를 총투자, K_{it} 를 자본스톡, 그리고 δ_i 를 기업의 감가상각률이라고 하고, 투자비중에 대한 근사식 $\Delta k_{it} \approx I_{it}/K_{i,t-1} - \delta_i$ 을 이용하면, 위 식은 투자수요 방정식으로 이용될 수 있다. 여기에 현금흐름(CF_{it})과 같은 금융변수가 투자에 영향을 미칠 수 있다는 가능성을 고려하여 이를 추가하면, 오차수정모형에 따른 투자수요함수는 다음과 같이 주어진다.

$$\begin{aligned} \frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = & \rho \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \gamma_0 \Delta y_{it} + \gamma_1 \Delta y_{i,t-1} + \phi (k_{i,t-2} - y_{i,t-2}) \\ & + \pi_0 \frac{CF_{it}}{K_{i,t-1}} + \pi_1 + d_t + \eta_i + v_{it} \end{aligned} \quad (18)$$

일반적인 투자방정식에 위와 같은 금융변수를 추가하는 것에 대해 여러 방법의 해석이 존재할 수 있다. 일단, 기업의 투자행위에 금융상의 제약이 존재한다면, 현금흐름은 투자수요함수에서 유의미

한 설명변수가 될 수 있다. 또한 금융상의 제약이 없는 경우라 할지라도, 전거나 금기의 현금흐름은 미래의 매출이나 이윤율의 예측에 관계됨으로써 현재의 투자에 영향을 미칠 수도 있게 된다.

2. 동태패널모형의 추정방법: GMM

앞서 소개한 투자방정식을 각 기업의 재무관련 자료를 통해 추정하기 위해서 동태적 패널모형의 분석방법을 이용한다. 여기서 개별 기업 자료는 투자와 재무상황의 연도별 관측치로 구성되어 있으며, 기업에 따라 관측기간이 상이한 이유로 불균형 패널자료에 해당한다. 보통의 투자계획은 단일 연도에 실행되지 않고 여러 연도에 걸쳐 나타날 수 있는데, 이러한 투자의 지속성(persistence)은 조정비용이 큰 경우에 특히 두드러진다. 이는 시계열적 관점에서 투자비중 변수가 자기상관성(autocorrelation)을 갖는다는 것을 의미하며, 투자모형을 구성할 때 전기의 투자비중은 금기의 투자비중에 영향을 주는 설명변수로 포함되는 것이 일반적이다. 따라서 이 점이 명시적으로 고려된 오차수정모형의 예에서처럼, 토빈의 Q모형에 대해서도 투자방정식에 전기의 투자비중을 부가적인 설명변수로 추가하는 것이 보다 현실적이다. 이 경우의 투자방정식은 투자의 동태적인 구조를 모형 내에 도입함으로써 일반적인 패널모형과는 구분되는 동태적 패널모형의 형태를 갖는다.

미시자료에 기초한 많은 경제학적 모형이 동태패널의 구조를 갖는 이유로 인해, 이 모형의 식별과 추정방법은 계량경제학적인 관심의 대상이 되어 왔으며, 최근까지도 관련 연구가 보고되고 있다. 본 절에서는 이 분야의 연구에 중요한 기여를 한 Arellano & Bond (1991), Arellano & Bover(1995), Blundell & Bond(1998), Blundell, Bond & Windmeijer(2000)와 Windmeijer(2005)의 결과를 중심으로 일반화된 적률법(Generalized Method of Moments)

과 이에 기초한 추정방법의 통계적 성격을 정리한다. 본 보고서의 핵심적 실증분석 대상에 해당하는 세부담의 투자효과에 대한 결과는 실제로 어떤 통계적 추론방법을 이용하는가에 크게 좌우되기에, 분석에 이용되고 있는 추정방법의 통계적인 장점과 한계를 인식하는 것은 필수적인 사항이다.

가. 1계 차분(first difference) GMM 추정법

아래의 패널모형은 앞 절의 투자모형을 단순화함으로써 얻게 되는 자기회귀 시차분포모형(autoregressive-distributed lag model)의 일반적인 형태이다.

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + x_{it}'\beta + \eta_i + v_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 2, 3, \dots, T$$

여기에서 y_{it} 와 x_{it} 는 각각 i 기업의 t 기에 관측된 종속변수와 부가적 설명변수를 나타내고(설명변수 x_{it} 는 시차변수를 포함하는 것을 가정), 관측되지 않는 확률적 오차항(random errors)은 i 기업의(시간에 따라 변화하지 않는) 특수효과를 나타내는 η_i 와 일반적인 측정오차에 해당하는 v_{it} 로 나뉜다. v_{it} 는 기업에 따라서는 독립적이지만 이분산성의 구조를 지닐 수 있으며, 시계열 상관은 없다고 가정한다. 또한 보통의 패널모형에서처럼, 기업의 수(N)는 크고 기간(T)은 상대적으로 짧은 경우를 상정하여, T 가 고정되어 있고 N 은 증가하는 형태의 점근적 특성을 고려하기로 한다.

위 모형에서 개별기업 효과 η_i 는 확률적인 항으로 간주되기에, 종속변수의 시차변수와 양(+의 상관관계를 갖는다. 따라서 생략된 변수(omitted variables)에 관한 기본이론에 따라 α 와 β 에 대한

최소자승법(OLS)에 의한 추정치는 상향편의(upward bias)를 가지며, 이러한 편이는 기업 수(N)가 증가해도 사라지지 않아 OLS 추정치는 일치성(consistency)을 결여하게 된다. 각 변수에서 기업당 평균을 차감하는 Within Groups 추정방법은 불일치성의 요인인 η_i 를 제거할 수 있으나, 그 과정에서 변형시차종속변수(transformed lagged dependent variable)와 v_{it} 의 변형오차항(transformed error term) 사이에 음(-)의 상관관계가 추가적으로 발생하게 된다. 이러한 상관관계로 인해 Within Groups 추정량은 하향편의를 갖게 되어, OLS와 마찬가지로 불일치(inconsistent)하게 된다. 위 모형에 대한 최우추정법(MLE, Maximum Likelihood Estimation) 또한 고려해 볼 수 있지만, 기간(T)이 짧은 동태패널모형의 구조로 인해 y_{it} ($t = 2, 3, \dots, T$)의 분포는 초기조건 y_{i1} 의 분포에 대한 가정에 크게 영향을 받는 단점이 있다. 즉, 최우추정법은 초기조건 y_{i1} 에 대한 가정에 따라서 다양한 추정량을 낳게 되고, 만일 그 추정량이 잘못된 초기조건에 근거한 경우에는 모두 불일치하게 되는 문제점이 있다.

이와 관련해 도구변수법(IV, Instrumental Variables Estimation)은 초기조건에 대해서 훨씬 약한 조건만을 필요로 한다는 점으로 인해 많은 관심을 받았다. 예를 들어 Anderson & Hsiao(1981, 1982)는 단순한 AR(1) 패널모형에서 1계 차분(first order differencing)의 변형을 이용한 2단계최소자승법(2SLS)을 제안한 바 있는데, 이 추정량이 일치성을 충족하기 위해 필요한 초기조건은 y_{i1} 가 단지 후속되는 확률적 오차항 v_{it} 가 ($t = 2, 3, \dots, T$)와 무상관이면 된다. 그러나 $T > 3$ 인 경우 위의 모형은 과도식별(overidentified)되며, 1계 차분된 오차항 Δv_{it} 는 일차 이동평균형태의 시계열 상관(a first order moving average form of serial correlation)을 갖기 때문에,

2SLS는 오차항에 대한 동분산성(homoscedasticity) 가정하에서도 점근적 효율성(asymptotic efficiency)을 충족시키지 못하는 단점이 있다. 이에 대해, Arellano & Bond(1991)는 Hansen(1982)에 의해 개발된 GMM 추정법을 1계 차분된 형태의 동태패널모형에 적용함으로써 점근적으로 효율적인 추정량을 도출하였다. 이하에서는 그들이 제안한 GMM 추정법을 간략히 설명한다. 보다 정확한 모형의 식별조건을 위해서는 설명변수 x_{it} 와 오차항 v_{it} 사이의 상관관계에 대한 세밀한 가정이 필요한데, 여기서는 가장 일반적인 형태에 해당하는 경우로서 x_{it} 가 내생변수라고 가정한다(즉, $E(\Delta x_{it}v_{it}) \neq 0$).

먼저 위의 회귀방정식에서 개별기업 특수효과를 제거하기 위해 1계 차분을 이용한다.

$$\begin{aligned}\Delta y_{it} &= \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta x_{it}'\beta + \Delta v_{it} \\ i &= 1, 2, \dots, N, \quad T = 3, 4, \dots, T \\ \text{단, } \Delta y_{it} &= y_{it} - y_{i,t-1}.\end{aligned}$$

오차항 v_{it} 에 시계열 상관관계가 존재하지 않는다는 가정하에, t 기의 1계 차분식에서 $(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,t-2})$ 와 $(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{i,t-2})$ 가 유효한 도구변수(instrumental variables)라는 점을 이용하여 다음과 같은 도구변수 행렬을 구성한다.

$$Z_i = \begin{pmatrix} y_{i1} & x_{i1} & x_{i2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & y_{i1} & y_{i2} & x_{i1} & x_{i2} & x_{i3} & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1} & \dots & y_{i(T-2)} & x_{i1} & \dots & x_{i(T-1)} \end{pmatrix}$$

위 행렬의 각 행은 3기부터 T 기까지의 개별기업 i 의 1계 차분

식에 대응하는 도구변수를 나타내며, $\Delta v_i = (\Delta v_{i3}, \Delta v_{i4}, \dots, \Delta v_{iT})$ 에 대해서 적률조건(moment conditions)

$$E(Z_i \Delta v_i) = 0, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

를 충족한다. 따라서 위의 적률조건에 기초한 점근적으로 효율적인 GMM 추정량은 아래의 목적함수를 최소화함으로써 얻어진다.

$$J_N = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta v_i' Z_i \right) W_N \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta v_i \right)$$

여기에서 가중치행렬 W_N 은 예비단계의 일치추정량으로부터 계산된 1계 차분식의 잔차 Δv_i 에 기초하여

$$W_N = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta v_i \Delta v_i' Z_i \right]^{-1}$$

로 정의된다. 이러한 두 단계의 과정으로 인해 본 추정방법을 2단계 GMM 추정법(two-step GMM estimation)이라 한다. 오차항 v_{it} 에 대해서 동분산성을 가정하면, 1계 차분식의 특수한 구조로 인해, 위에서 정의한 2단계 GMM 추정량과 점근적으로 동등한 GMM 추정량은 1단계의 과정만으로도 구해질 수 있는데, 이때 이용되는 가중치행렬은

$$W_{1N} = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' H Z_i \right]^{-1}$$

로 주어진다. 여기에서 H 는 $(T-2) \times (T-2)$ 차원의 정방행렬로서, 주대각원소는 모두 2의 값을, 첫 번째 비대각원소는 모두 1의 값을 가지며, 이외의 원소는 모두 0의 값을 갖는 행렬로 정의된다. W_{1N} 의 계산식에는 어떠한 추정치도 포함되어 있지 않기에 1단계 GMM 추정량은 계산하기 간편하며, 2단계 GMM 추정량의 계산에 필요한 최적가중치 행렬 W_N 을 구성하기 위한 예비추정치들을 구하는 데 유용하게 이용된다.

실제로 많은 실증분석 연구에서는 결과를 도출하는 데 있어 2단계 GMM 추정법보다는 1단계 GMM 추정법을 선호하는 경향이 있다. 이는 이분산성의 정도가 강한 경우에도 2단계 방법이 주는 실질적인 효율성의 이득(efficiency gains) 또는 개선효과가 그리 크지 않다는 모의실험 결과에 부분적으로 기인한다. 하지만 이에 대한 더욱 중요한 이유는, 2단계 추정법의 가중치행렬 계산에 예비추정치를 이용하는 것이 2단계 GMM 추정량에 대한 점근적 분포의 근사 정도를 적지 않게 감소시키는 현상 때문이다. 모의실험 결과에 의하면, 1단계 GMM 추정법에 따른 통계적 추론이 비교적 정확한 결과를 가져오는 표본 크기에서, 2단계 GMM 추정법은 그 추정치의 표준오차(standard errors)를 눈에 띄게 과소계산하고 통계적 유의성을 과장하는 정도가 매우 큰 것으로 나타나고 있다.

Windmeijer(2005)는 이 문제에 대한 이론적 접근을 통해 2단계 GMM 추정량의 점근적 분산에 대한 표본 내 수정방법(finite sample correction)을 제시함으로써, 이 분야에 유용한 연구 성과를 제공한 것으로 평가되고 있다. 참고로 본 보고서의 실증 결과에서도 세부담이 투자에 미치는 효과에 대한 추론은 1단계 GMM과 2단계 GMM 추정법의 선택에 따라 달라지며, 2단계 GMM 추정법을 사용하는 경우에도 점근적 분산에 대한 Windmeijer(2005)의 표본 내 수정을 가하는지의 여부에 따라서 상이한 결론이 도출되고

있다. 지금까지의 이론적 결과에 입각하면, 위의 상황과 같이 각 추정법이 서로 다른 통계적 추론 결과를 가져오는 경우에는 1단계 GMM 추정법이나 표본 내 수정을 통한 2단계 GMM 추정법을 이용하는 것이 추정결과의 강건성(robustness) 측면에서 보다 바람직하다고 판단된다.

GMM 추정법을 이용한 동태패널모형의 회귀분석이 갖는 장점 가운데 하나는 모형설정(model specification)과 관련한 검정 결과를 비교적 용이하게 얻을 수 있다는 점이다. 관측기간이 3기 이상인 동태패널모형이 과도식별(overidentified)되는 경우, “ $E(Z_i \Delta v_i) = 0$ ”의 적률조건이 실제로 유효한 가정인가를 Sargan 검정법(보다 일반적으로는 과도식별 제약조건에 대한 통상적인 GMM 검정법)을 이용하여 검정할 수 있다. 이를 위해, 본 적률조건이 유효하다는 귀무가설하에서 정규화된 GMM criterion NJ_N 은 점근적으로 χ^2 분포를 따른다는 점에 주목한다. 동태패널모형의 식별에 핵심적 역할을 하는 또 다른 가정은 오차항 v_{it} 에 자기 시계열 상관이 존재하지 않는다는 것인데, 이러한 가정의 유효성은 1계 차분식의 잔차항이 MA(1) 시계열을 따르는지를 조사함으로써 검정 가능하다.

나. 연립 GMM(System GMM)

앞 절에서 소개한 GMM 추정법의 근간을 이루는 것은 1계 차분 형태의 변형을 통한 식별조건과 시차변수를 중심으로 하는 도구변수의 활용이었다. Blundell & Bond(1998, 2000)는 동태패널모형의 수준식(level equation)을 대상으로 추가적 식별조건을 적절히 규정할 수 있음을 보이고, 이를 1계 차분식에 기초한 식별조건과 결합함으로써 보다 종합적인 형태의 GMM 추정법을 제안하였다. 이들

의 추정방법은 서로 다른 종류의 식별제약을 동시에 활용한다는 의미에서 연립(system) GMM 추정법이라 불리며, 앞 절의 1계 차분 GMM 추정법을 특수한 경우로 포함한다고 볼 수 있다. Blundell & Bond(2000)를 따라 (y_{it}, x_{it}) 의 초기조건에 대한 정체성(stationarity)과 $E(\Delta x_{it}\eta_i) = 0$ 을 가정하면, 다음의 적률조건이 성립한다.

$$E\left(\begin{bmatrix} \Delta y_{i,t-1} \\ \Delta x_{i,t-1} \end{bmatrix}(\eta_i + v_{it})\right) = 0 \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 3, 4, \dots, T$$

위 식은 우리가 고려하고 있는 일반적인 동태패널모형의 수준식(level equation)에서 설명변수의 1계 차분의 시차변수가 유효한 도구변수로 쓰일 수 있음을 의미한다. 이제 1계 차분식과 수준식에 관계된 두 가지 형태의 식별조건을 연립하여, 전 절의 GMM criterion 함수를 재구성하고 이를 최소화하면 system GMM 추정량을 얻게 된다. 물론 이때 이용되는 가중치행렬의 성격에 따라 1계 차분 GMM의 경우와 마찬가지로 두 가지 단계의 system GMM 추정법의 정의가 가능하다. 먼저 1계 차분식과 수준식의 잔차항에 대한 일치 추정치(consistent estimates)로부터 계산되는 최적 가중치행렬을 이용하면, 2단계 system GMM 추정량이 도출되고, 이는 적어도 이론적인 관점에서는 점근적으로 효율적인 추정방법이 된다. 예비적인 단계의 추정을 전제하지 않는 보다 단순한 형태의 1단계 system GMM 추정법도 1계 차분 GMM과 유사한 방법으로 정의되며, 최적가중치행렬의 계산에 필요한 예비적 단계의 추정치로 이용될 수 있다. 2단계 system GMM은 앞 절에서 언급한 바와 같은 표준오차의 과소추정 문제가 있기에, 이를 Windmeijer(2005)의 표본 내 수정을 통해 보완할 필요가 있다.

연립 GMM은 1계 차분 GMM과는 달리 활용가능한 모든 정보를 추정에 활용하고 불필요한 정보의 손실을 예방하는 점에서 선호될 수 있다. 그러나 연립 GMM 추정법의 장점은 이러한 일반적인 기준보다는 패널자료의 시계열적 특성과 관련한 문제로 인해 보다 두드러진다. 시계열 자료가 강한 지속성(persistence)을 갖는 경우 예를 들어, 근사단위근(near unit roots)이 존재할 때, 1계 차분 값은 전기의 시차(수준)변수와 매우 작은 상관관계를 보이게 되고, 1계 차분 GMM은 심각한 약성 도구변수(weak instrument variables)의 문제를 겪을 수 있다.⁹⁾ 실제, Blundell & Bond(1998)는 AR(1) 패널모형에 따른 모의실험 결과, 시계열 자료의 지속성이 강할수록 1계 차분 GMM 추정법의 표본편의(sample bias)가 심각한 정도로 증가하는 반면, 연립 GMM 추정법은 이러한 약성 도구변수로 인한 문제로부터 비교적 자유롭다는 사실을 보인 바 있다.

본 보고서의 실증분석 모형인 투자함수에는 투자비중, 매출증가율, 세부담 등과 같은 변수가 등장하는데, 이들은 대체로 안정적인 시계열 자료의 속성을 갖는다는 것이 일반적이고, 지속성의 정도가 그리 크지는 않다. 따라서 연립 GMM과 1계 차분 GMM의 추정 결과 중에서, 전자에 의한 것만을 채택하기보다는 양자를 동시에 고려하여 종합적인 판단을 내릴 필요가 있다.

3. 자료와 사전분석

가. 자료설명

개별 기업의 법인세와 투자와의 관계를 분석하기 위해서, 본 연구에서는 한국신용평가의 Kis-value 자료를 이용한다. 실증분석 자

9) 만일, 극단적 경우로서 시계열 자료가 random walk를 따르게 되면 1계 차분을 통한 모형의 식별은 더 이상 유효하지 않게 된다.

료는 금융업종을 제외한 전체자료이며, 대상기간은 1983년부터 2004년까지이고, 개별 기업마다 기간이 상이한 불균형 패널자료(unbalanced panel data)를 기초로 한다. 관측기간 동안 계속 존재하는 기업 자료만을 이용하는 균형패널자료(balanced panel data)로 구축할 경우, 적지 않은 정보의 손실이 발생하므로, 7년 이상 연속해서 존재하는 기업을 대상으로 불균형 패널자료를 설정한다. 또한 앞서 기업규모별 세부담 분포에서 본 바대로, 실제 법인세 부담은 대규모 기업으로 편중되어 있으며 토빈Q를 계산하기 위해서는 각 기업의 시가총액을 알아야 하므로, 본 연구에서는 거래소 상장 기업만을 대상으로 한다.

본 연구에서 이용된 변수는 다음과 같다. 먼저 투자는 t 기의 자본지출로 채무상태변동표와 현금흐름표 항목 중에서 토지취득분을 제외한 유형고정자산 증가분으로 정의한다. 현금흐름¹⁰⁾은 t 기의 손익계산서상 당기순이익에 감가상각비¹¹⁾를 합하여 계산한다. 법인세 부담은 평균유효세율 개념에 가까운 손익계산서상의 법인세차감전 순이익 대비 법인세비용으로 측정한다. 특히, 1999년 이연법인세 회계가 도입됨에 따라 1999년 이전 법인세비용과 2000년 이후 법인세비용은 개념상 정확하게 일치하지 않는다. 따라서 박기백·김진(2004)의 방법을 원용하여 2000년 이후의 법인세비용 등을 과거의 방식으로 환원한 후 계산한다. 토빈Q를 구하기 위해 총부채의 장부 가치와 시가총액의 합을 총자산으로 나누는 단순한 방법을 이용한다. 토빈Q의 보다 정확한 측정을 위한 다양한 방법이 김경수·김우택·박상수·정대홍(1996)과 김영옥(1999), 이만우·김영옥(2000) 등에

10) 기업재무제표 중 현금흐름표에 영업활동 현금흐름을 이용하여도 무방하나, 현금흐름표 작성이 1995년부터 시작되었기 때문에 자료의 연속성과는 부합되지 않는다.

11) 판매관리비상의 감가상각비와 제조원가명세서상의 감가상각비를 합한 자료를 이용한다.

의해서 시도된 바 있으나, 그 차이는 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 법인세 부담이 투자에 미치는 영향을 중점으로 분석하는 본 연구의 목적상, 위와 같이 단순한 방법의 토빈Q를 이용해도 결과에 큰 영향을 미치지 않을 것으로 판단된다. 이외에도 매출액과 총부채 등이 관련 변수로 이용된다. 모든 변수는 GDP 디플레이터를 이용하여 실질변수로 전환하며, 토빈Q 비율을 제외한 대부분의 변수는 기업의 크기 차이로 인한 이질성을 고려하여 총자산으로 나누어 정규화(normalize)한다. 단, 금기의 매출액은 전기의 매출액으로 나누어 매출액 증가율을 변수로 이용한다. 이렇게 도출된 자료 중에서 현실의 기준을 크게 이탈하는 것들(outlier)은 분석 결과를 왜곡할 가능성이 있어 제거할 필요가 있다.

이상치(outlier) 제거방법으로는 첫째, 총자산 대비 투자의 절대값이 20% 이상인 기업은 제외한다. 당해연도의 투자가 총자산에서 20% 이상인 기업은 대체로 영업활동이 제한적인 신생 기업일 수 있고, -20% 이상인 기업은 처분기업일 가능성이 높기 때문이다. 둘째, 매출액 증가율이 40%보다 큰 기업은 제외한다. 셋째, 법인세 세부담 측정시 과세표준에 근접한 법인세차감전순이익을 분모로 이용하는데, 법인세차감전순이익이 '0' 혹은 음(-)인 기업은 제외한다. 우리나라는 결손이 발생한 기업에 대해서는 5년 동안 이월공제제도를 채택하고 있기 때문에 t 기에 결손이 발생한 기업이 $t+1$ 기에 순이익이 발생하였어도 법인세를 납부하지 않거나 혹은 t 기의 결손분에 대한 세부담만큼을 공제받을 수 있다. 따라서 연속적으로 존재하는 기업이 특정연도 한 해 동안이라도 법인세차감전순이익이 '0' 혹은 음(-)인 기업은 전체 자료에서 제외한다. 개별 기업 자료를 이용할 경우 이와 같은 자료손실의 문제점 때문에 매출액 대비 법인세비용에 해당하는 Zimmerman(1983) 식의 세부담을 고려해 볼 수 있다. 그러나 매출액 대비 법인세차감전순이익과 법인세차감전순

이익 대비 법인세비용의 곱으로 표현되는 Zimmerman 세부담은 실질적 세부담(즉, 법인세차감전순이익 대비 법인세비용)이 감소해도 제조원가 및 인건비 절감, 영업외수지 개선 등으로 매출액 대비 법인세차감전순이익이 증가할 경우, 오히려 세부담이 늘어나는 문제점이 있다. 넷째, 법인세차감전순이익을 이용하여 계산한 세부담, 즉 평균유효세율이 -0.4 이하인 기업과 4 이상인 기업도 제외한다. 다섯째, 토빈Q 측정시, Q비율이 0.1 이하 또는 4 이상인 기업은 모두 제외한다. 토빈Q 비율이 0.1 이하인 법인의 경우 유가증권 시장에서 법인의 가치가 제대로 평가되었다고 할 수 없으며, 4 이상인 경우도 부채수준이 매우 높거나 또는 유가증권 시장에서 기업가치가 과대평가되었을 가능성이 높기 때문이다.

이상의 과정을 통해서 구성된 자료를 7년 이상 연속해서 존재하는 자료(이하 '자료1'이라 한다)와 7년 이상 연속해서 존재하고 동기간 동안 주가에 대한 정보가 보고된 자료(이하 '자료2'라 한다)로 구분한다. 자료1에 포함된 기업은 424개로 전체표본 수는 4,430개이며, 자료2의 기업은 313개이고 전체표본 수는 2,881개이다. 각각의 자료별로 표본기업의 상장지속기간 및 기업 수의 분포를 보면 <표 IV-1>과 같다. 자료1의 경우 15년 이상 계속 존재한 기업이 27개이고, 7년 동안만 존재한 기업은 73개이며, 9년 동안 존재한 기업이 89개로 가장 많다. 자료2의 경우 7년 동안 존재한 기업이 99개로 가장 많고, 15년 이상 존재한 기업은 13개에 불과하다.

<표 IV-1> 표본기업의 상장지속기간 및 기업 수

(단위 : 개)

	7	8	9	10	11	12	13	14	15이상
자료1	73	59	89	38	28	26	21	63	27
자료2	99	78	41	24	6	11	8	33	13

<표 IV-2>의 연도별 기업 수를 보면, 자료1과 자료2 모두 1989년부터 외환위기 직전인 1996년까지는 대체로 표본에 포함된 기업 수가 많았으나 외환위기 이후에는 대폭 축소된다. 이것은 외환위기 시 다수의 기업이 적자를 경험함에 따라, 과세표준의 대리변수로 이용되는 법인세차감전순이익이 '0' 또는 음(-)인 기업을 제외하였기 때문이다. 즉 외환위기 이전까지 계속 존재한 기간이 7년 이상인 기업이면 전체 표본에 포함시키고 외환위기 이후 기간에 해당되는 자료는 세부담의 연속성과 엄밀성 확보를 위해 전체 표본에서 제외한다.

<표 IV-2> 연도별 표본기업 수

(단위 : 개)

연도	자료1	자료2	연도	자료1	자료2
1983	101	54	1994	330	219
1984	145	64	1995	319	213
1985	166	75	1996	291	149
1986	195	84	1997	79	51
1987	217	98	1998	92	90
1988	308	168	1999	86	86
1989	342	218	2000	82	83
1990	358	235	2001	74	80
1991	356	235	2002	73	79
1992	345	229	2003	70	75
1993	331	221	2004	70	75

나. 사전분석

<표 IV-3>은 각 표본별 재무제표상 투자합수 추정과 관련된 계정의 단순평균을 비교한 것이다. 자료1에 포함된 표본기업의 평균 총자산은 5,350억원, 총부채는 3,460억원, 매출액은 5,630억원, 현금흐름은 479억원, 법인세차감전순이익은 236억원, 법인세비용은 69억원, 투자는 383억원이다. 자료2에 포함된 표본기업의 평균 총자산은 6,120억원, 총부채는 3,980억원, 매출액은 7,230억원, 현금흐름은 516억원, 법인세차감전순이익은 253억원, 법인세비용은 72억원, 투자는 421억원으로, 자료1에 비해 상대적으로 모든 계정의 평균값이 큰 것으로 조사된다.

<표 IV-3> 표본기업의 기초자료 평균비교

(단위: 억원)

구 분	자료1	자료2
총자산	5,350	6,120
총부채	3,460	3,980
매출액	5,630	7,230
현금흐름	479	516
법인세차감전순이익	236	253
법인세비용	69	72
투자	383	421

<표 IV-4>는 본 연구에서 이용되는 투자 관련 변수의 기초통계량을 각 표본별로 비교한 것이다. 자료1과 자료2의 각 변수의 평균값을 비교하면, 세부담을 제외하고는 상대적으로 자료1에 비해 자료2가 작게 나타난다. 세부담의 차이는 연도별 기업 수 분포 및 2단계 누진세율과 기업규모와의 관계 등에 따라 차이가 발생한다.

한편 토빈Q 평균값은 1.007로 계산된다.

<표 IV-4> 표본별 이용된 변수의 기초통계량 비교

구 분	자료1		자료2	
	평균	표준편차	평균	표준편차
투자/총자산($\frac{I}{K}$)	0.047	0.050	0.045	0.048
매출액증가율(SG)	0.079	0.189	0.057	0.163
총부채/총자산($\frac{B}{K}$)	0.633	0.173	0.602	0.170
현금흐름/총자산($\frac{CF}{K}$)	0.077	0.050	0.071	0.045
세부담(TB)	0.341	0.206	0.347	0.195
토빈Q(q)	-	-	1.007	0.262

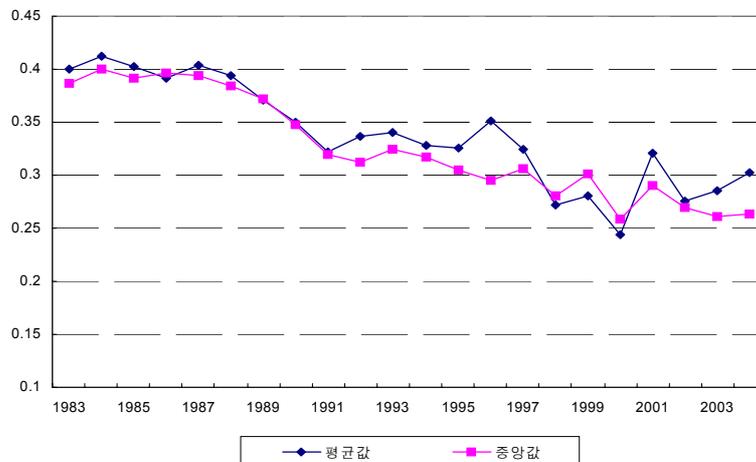
① 연도별 세부담 비교

자료1과 자료2에 대해 개별기업의 법인세차감전순이익 대비 법인세비용을 이용하여 측정한 평균유효세율의 평균값과 중앙값에 대한 연도별 추이를 보면 [그림 IV-1]과 [그림 IV-2]와 같다. 기업의 규모에 따라 2단계 누진세율을 적용하는 법인세제를 감안한다면, 각 개별 기업의 세부담을 (단순)평균하여 연도별 추이를 비교하는 것이 문제가 될 수 있다. 다만 본 연구에서는 거래소 상장기업만을 대상으로 하기 때문에 세부담이 기업의 규모에는 크게 영향을 받지 않을 것으로 판단되어, 편의상 기업의 규모를 고려한 가중평균으로 계산하지 않고 단순평균을 이용한다.

자료1의 세부담 연도별 추이를 나타내는 [그림 IV-1]을 보면, 평균값 기준 1983년 40% 수준의 세부담이 1991년 32%대로 감소하였다가, 다시 1996년 35%까지 증가하였다. 이후 계속적으로 줄어드는 추이를 유지하였으며, 외환위기 시점인 1998년에 직전연도에 비

해 5%포인트 이상 대폭 감소하여 2000년에는 24% 수준까지 도달하였다. 이후 2001년에는 32% 수준까지 증가하였으며, 다시 감소하는 추이를 보이다 2004년에는 30% 수준을 형성한다. 이와 같이 세 부담은 법정세율 인하와 더불어 계속적으로 감소하는 추이를 보여 왔으나, 법정세율보다는 다소 높게 나타났다. 중앙값 기준은 평균값 기준에 비해 연도별 세 부담의 변화의 진폭이 작게 나타났다. 특히 1996년에는 평균값 기준으로는 직전연도에 비해 세 부담이 높았으나, 오히려 중앙값 기준으로는 더 낮게 나타났다. 또한 2002년 이후 추이도 평균값 기준으로는 소폭의 증가 양상을 보이나, 중앙값 기준으로는 계속해서 감소하는 것으로 나타났다.

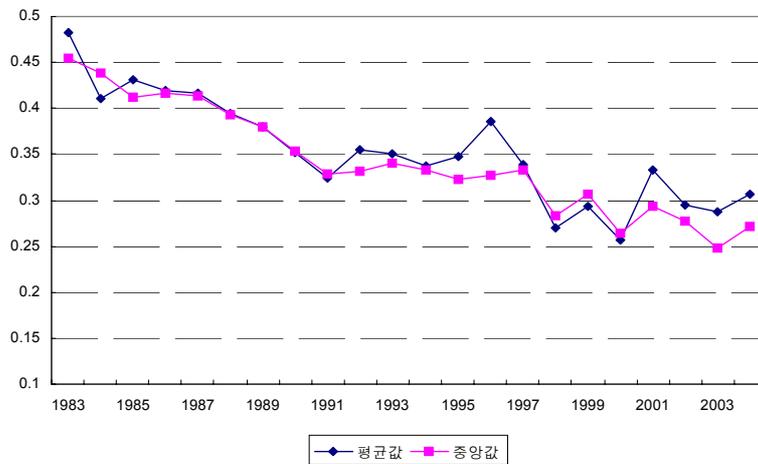
[그림 IV-1] 자료1의 세 부담 추이



자료2의 세 부담 연도별 추이를 나타내는 [그림 IV-2]를 보면, 대체로 자료1의 추이와 비슷한 경로를 보인다. 중앙값을 기준으로 보면, 1983년부터 1991년까지는 계속적으로 하락하는 추이를 보이다 외환위기 시점인 1997년까지는 대략 34% 수준을 유지하다가, 1998

년부터 다시 감소하여 2000년에는 26% 수준까지 줄었다. 이후 다시 소폭 증가하여 2004년에는 27%대를 보였다.

[그림 IV-2] 자료2의 세부담 추이



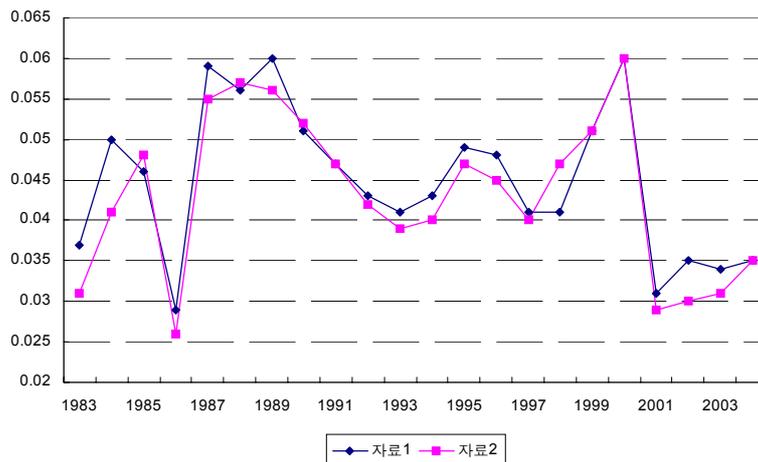
전반적인 세부담 추이를 보면, 박기백·김진(2004)의 세부담 결과와 대체로 비슷한 모습을 보인다. 다만 박기백·김진(2004)은 한국신용평가에서 제공하는 금융업을 제외한 모든 자료(외감, 등록, 거래소 상장, 코스닥상장 등)를 이용하였기 때문에, 본 연구의 세부담인 평균유효세율과는 다소 크기의 차이가 있다. 외감·등록 기업의 경우 일반적으로 규모가 작아 실제 법인세 산출시 하위 단계 세율을 적용 받는 과세표준이 1억원 이하인 기업이 다수 존재하기 때문이다.

② 연도별 투자비중 및 현금흐름 비교

[그림 IV-3]의 연도별 총자산 대비 투자의 평균값, 즉 투자 비중을 보면, 자료1과 자료2 모두 투자비중이 1987년 5.5% 수준에서 1993년 4% 수준으로 감소하였다가, 1995년에 5% 수준까지 근접한

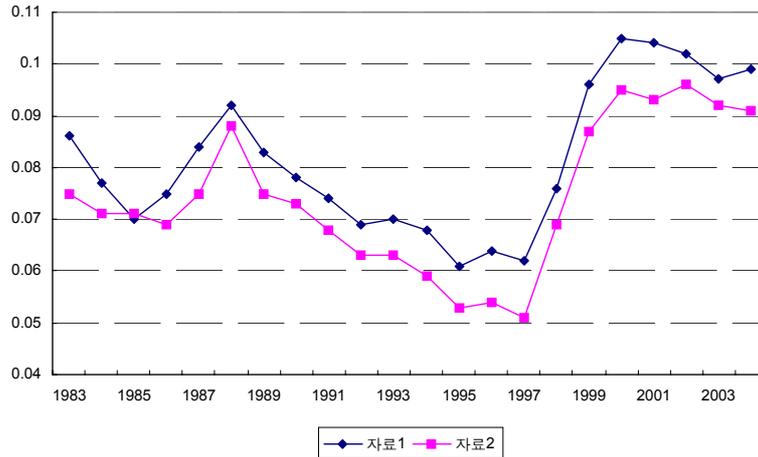
것으로 나타난다. 이후 외환위기 시점인 1998년까지 계속적으로 줄어 다시 4% 수준에 도달하였으나, 위기극복 및 건설경기 활성화와 더불어 2000년에는 투자가 6%로 증가하였다. 그러나 앞서 거시 지표를 통해 본 바와 같이 2000년 말 IT 거품 붕괴 및 현금유지 위주의 기업전략, 투자환경 악화 등에 따른 여파로 투자는 급격하게 감소하여 2001년에는 3% 수준을 보였다. 이후 다소 회복되는 조짐은 보이지만, 여전히 외환위기 수준보다는 낮은 3.5%대를 유지한다.

[그림 IV-3] 표본별 투자비중 평균값 추이



[그림 IV-4]의 연도별 총자산 대비 현금흐름의 평균값 기준 추이를 보면, 자료1과 자료2 모두 1988년에 9%대의 수준을 보이다 1997년까지 계속적으로 감소하는 추세를 보였다. 동 기간에 투자 비중도 오히려 감소하여, 개별 기업 입장에서는 투자악화 및 현금보유 감소 등의 악재가 외환위기까지 몇 해에 걸쳐 계속되었음을 간접적으로 시사한다. 한편 외환위기 이후 재무개선 노력과 현금보유 확대정책으로 현금흐름 비중은 빠르게 증가하여, 2000년부터는 9%를 상회하고 있다.

[그림 IV-4] 표본별 현금흐름비중 평균값 추이

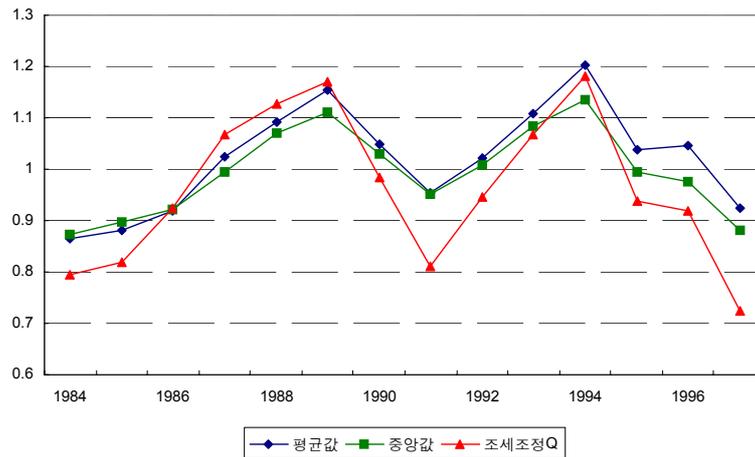


③ 연도별 토빈Q 추이

자료2를 바탕으로 개별기업의 토빈Q를 계산하여 각 연도마다 (단순)평균값과 중앙값을 도출한다. 본 연구에서 측정한 토빈Q는 앞서 설명한 바와 같이 단순계산 방법에 따른 것으로, 보다 정교한 방법에 의한 이만우·김영옥(2000)의 결과와 비교해 볼 필요가 있다. 이만우·김영옥(2000)이 기말자본스톡을 기준으로 계산한 조세조정 Q12)와 본 연구의 결과를 비교한 [그림 IV-5]를 보면, 추이에 있어서는 본 연구의 결과와 거의 차이가 없음을 확인할 수 있다. 다만 본 연구에서 측정한 Q값이 1보다 작으면 이만우·김영옥(2000)의 결과에 비해 상대적으로 과대계산되고, Q값이 1보다 크면 상대적으로 과소계산되는 것으로 나타났다. 이와 같은 비교 결과를 고려하면, 본 연구에서 계산상의 편의를 위해 단순계산 방법에 의존하여 측정한 토빈Q값이 크게 문제가 되지 않는 계산방법임을 간접적으로 시사한다.

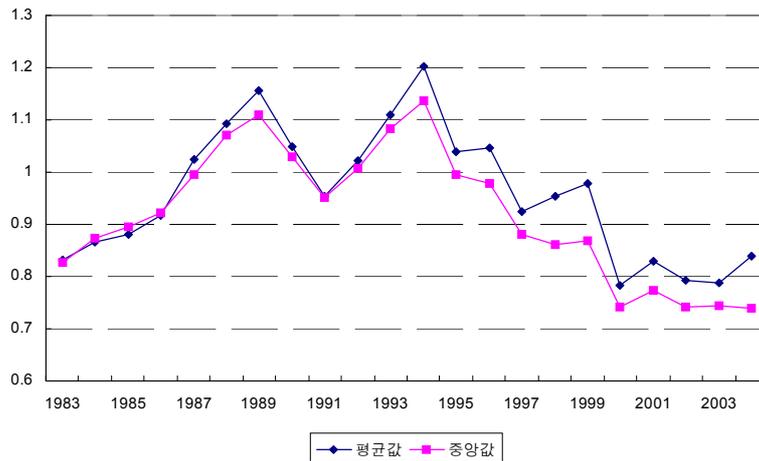
12) 이만우·김영옥(2000)이 1997년까지 계산한 토빈Q값의 결과인 논문의 <표 3>을 인용.

[그림 IV-5] 토빈Q 측정결과 비교



[그림 IV-6] 자료2의 연도별 토빈Q 평균값 추이를 보면, 1986년까지는 1 이하였으나 1987년부터 1990년까지는 1을 상회하였다. 1991년에 다시 1보다 작았으나 1992년부터 1996년까지는 계속해서 1보다 컸던 것으로 나타났다. 이후 1997년부터 계속해서 1보다 낮은 수치를 보였으며, 2000년대에 들어서는 0.8 수준 근처에서 수렴한다. Q값이 1보다 큰 경우에는 성장기회가 높은 과소투자기업 또는 그러한 경제상태이고, Q값이 1보다 작은 경우에는 성장기회가 낮은 과대투자기업 혹은 경제상태로 분류할 수 있다. 본 연구의 결과에 따르면, 1983년부터 1986년, 1991년, 1997년 이후는 토빈Q값이 1 이하로, 과대투자 상태였던 것으로 해석할 수 있다. 이와 같은 결과에 따르면, 2000년대에 투자비중이 급격하게 감소한 것은 토빈Q값이 1 이하로 낮아 과대투자 상태였기 때문에 투자를 하지 않은 것으로 해석할 수 있다.

[그림 IV-6] 자료2의 토빈Q 비율 추이



④ 제조업과 비제조업 간의 세부담, 투자비중, 토빈Q 비교

금융업을 제외한 거래소 상장기업을 대상으로 한 본 연구에서 이용된 자료는 크게 제조업과 비제조업으로 구분할 수 있다. 자료1의 경우 전체자료 4,430개 중 제조업이 72%인 3,200개이고 비제조업이 28%인 1,230개이다. 자료2는 전체자료 2,881개 중 제조업이 2,077개로 역시 전체자료의 72%에 해당하며 비제조업이 804개로 28%에 해당된다.

자료1의 제조업과 비제조업 간 세부담 및 투자비중을 비교한 <표 IV-5>를 보면, 다음과 같은 특징이 있다. 세부담은 비제조업이 제조업에 비해 상대적으로 높은 데 반해, 투자비중은 제조업이 비제조업보다 높은 것으로 조사된다. 이처럼 투자비중이 높은 제조업이 상대적으로 세부담이 낮은 이유로는, 제조업 투자에 대해서는 각종 비용처리를 인정해주는 법인세제상 혜택 등에서 찾을 수 있다.

<표 IV-5> 자료1의 제조업과 비제조업 간 세부담, 투자비중 비교

	세 부 담		투자/총자산	
	제 조 업	비제조업	제 조 업	비제조업
평균값	0.334	0.385	0.051	0.036
중앙값	0.322	0.361	0.039	0.021

자료2의 경우에도 제조업이 비제조업에 비해 투자비중은 높지만 세부담이 낮은 것으로 조사되었으며, 제조업은 토빈Q값이 1보다 크나 비제조업은 토빈Q값이 1보다 작은 것으로 나타났다.

<표 IV-6> 자료2의 제조업과 비제조업 간 세부담, 투자비중 및 토빈Q 비교

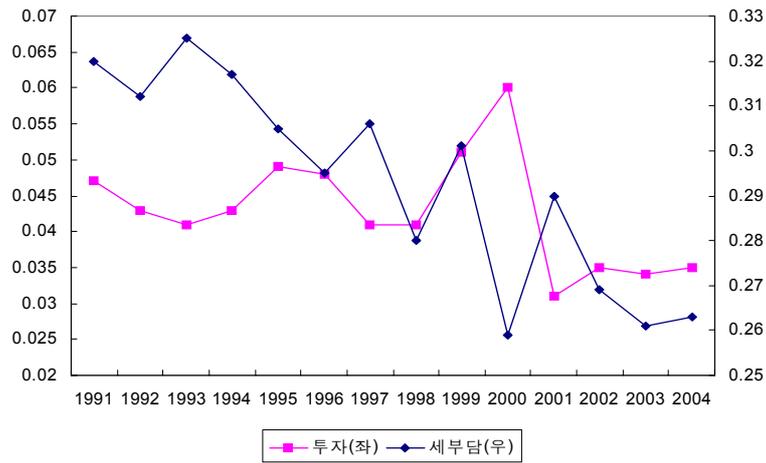
	세 부 담		투자/총자산		토빈Q	
	제조업	비제조업	제조업	비제조업	제조업	비제조업
평균값	0.345	0.372	0.049	0.033	1.013	0.994
중앙값	0.335	0.345	0.036	0.018	0.988	0.973

⑤ 세부담과 투자비중과의 비교

투자비중의 변화가 극심하였던 1980년대를 제외한 후 1991년부터 2004년까지 투자비중과 세부담의 연도별 추이를 각 자료별로 비교해본다.

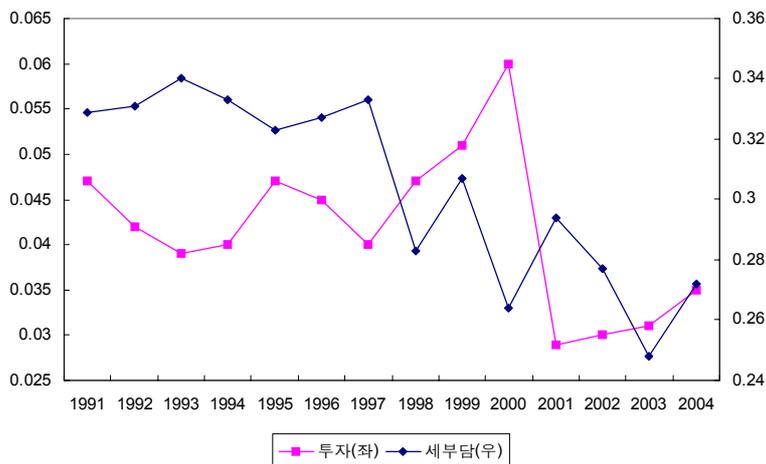
자료1의 추이를 비교한 [그림 IV-7]을 보면, 투자비중이 증가하였던 1993년부터 1995년까지 세부담은 계속적으로 줄어들었고, 2000년 투자비중이 급격하게 증가하였을 때 세부담이 이와는 반대로 크게 감소하였다. 이와 같이 투자비중과 세부담은 대체로 각 연도마다 상반되는 모습을 보이고 있다. 즉 세부담이 줄어들수록 투자는 확대될 수 있음을 간접적으로 시사한다.

[그림 IV-7] 자료1의 세부담과 투자비중 추이 비교



자료2의 추이를 보여주는 [그림 IV-8]에서도 투자비중과 세부담은 대체로 상반되는 모습이 나타났다.

[그림 IV-8] 자료2의 세부담과 투자비중 추이 비교



4. 추정 결과

본 절에서는 1983년부터 2004년까지 관측된 개별기업에 관한 불균형 패널자료를 이용하여 법인의 세부담이 포함된 투자함수 모형을 GMM에 의해 추정한 결과를 설명한다. 세부담이 투자에 미치는 효과를 조사하기 위해 제IV장 1절에서 소개한 두 가지 종류의 투자함수인 토빈의 Q모형과 오차수정모형을 기본적인 실증분석모형으로 채택하고, 이를 금융상의 제약이나 가속도 효과를 통제할 수 있는 추가변수를 이용하여 확장하는 방법을 이용한다. 각 모형에 대해서 다양한 도구변수의 선택에 따라 1계 차분 GMM과 연립 GMM 추정을 적용한 결과가 어떻게 달라지는가를 보임으로써 보다 신뢰성 높은 추정 결과를 얻고자 노력한다.

가. 실증분석 결과 I: 토빈Q모형

토빈의 Q모형과 관련한 회귀분석은 다음의 세 가지 투자함수를 중심으로 한 추정 결과로 구성된다.

[모형 I]

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_{20}q_{it} + \beta_{21}q_{i,t-1} + \tau_t + \eta_i + v_{it}$$

[모형 II]

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K}\right)_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_{20}q_{it} + \beta_{21}q_{i,t-1} + \beta_{30}SG_{it} + \beta_{31}SG_{i,t-1} \\ & + \beta_{40} \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} + \beta_{41} \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + \tau_t + \eta_i + v_{it} \end{aligned}$$

[모형 III]

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K}\right)_{it} = & \beta_0 + \beta_1\left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_{20}q_{it} + \beta_{21}q_{i,t-1} + \beta_{30}SG_{it} + \beta_{31}SG_{i,t-1} \\ & + \beta_{40}\left(\frac{CF}{K}\right)_{it} + \beta_{41}\left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_{50}TB_{it} + \beta_{51}TB_{i,t-1} \\ & + \tau_i + \eta_i + v_{it} \end{aligned}$$

[모형 I]은 가장 단순한 형태의 선형 Q모형에 해당하는 식(12)에 전기의 투자비중($\frac{I}{K}$)을 설명변수로 추가함으로써, 투자의 지속성(persistence)이라는 동태적 효과를 고려한 것이다. 더불어 전기의 q 값도 기업의 투자기회 또는 미래이윤의 정도(future profitability)를 판단하는 참고자료가 될 수 있기에, 금기의 투자를 결정하는 부분적인 요인으로 도입되었다. [모형 II]에서는 단순 Q모형을 가속도 이론과 결합하기 위해 매출액 증가율($SG = \Delta \ln S$)을 추가하였다. 아울러 기업의 투자재원 조달 과정에서 나타나는 금융상의 제약을 반영하기 위해 현금흐름($\frac{CF}{K}$)항도 설명변수로 고려하였다. [모형 III]은 이와 같이 확장된 Q모형에 법인의 세부담에 해당하는 지표인 평균유효법인세율(TB)을 가미한 것으로 세부담의 투자효과를 추정하는 직접적인 수단이 된다. 각 모형은 패널자료의 속성에 따른 연도별 특수효과를 나타내는 연도더미(τ_t)와 개별기업의 특수효과를 대표하는 임의적인 확률항(η_i)을 공통적으로 포함한다.

[모형 I]~[모형 III]은 모두 종속변수의 시차변수를 설명변수로 포함하는 전형적인 동태패널모형의 구조를 갖는다. 모형의 완결을 위해서는 오차항(v_{it} 과 η_i)과 각 관련 변수와의 상관관계에 대한 추가적 가정이 필요하다. 여기서는 통상적인 동태패널을 상정하여, 오차항 v_{it} 는 i 에 따라서는 독립이지만, 이분산성(heteroscedasticity)을 가질 수 있으며, 시계열적 자기상관은 없는 것으로 가정한다. 또한

각 설명변수의 수준변수에 대해서는 개별기업 특수효과(η_i)와의 상관관계를 허용하지만, 이들의 차분변수는 η_i 와 상관이 없다고 가정한다. 끝으로, 모형에 등장하는 설명변수들은 투자와 동시에 결정되는 내생변수라는 가장 일반적인 상황을 상정하여, 이들이 동기의 오차항 v_{it} 와 상관관계를 갖는다고 가정한다.

이러한 가정하에서 불균형 동태패널모형에 대한 일치적인 (consistent) 추정치를 얻기 위한 1계 차분 GMM과 연립 GMM 추정법의 활용에 대해서는 전술한 바와 같다.¹³⁾ <표 IV-7>~<표 IV-9>는 양 추정법을 각각 [모형 I]~[모형 III]에 적용한 결과를 요약한 것이다. 각 추정 결과는 실제 1계 차분식 또는 수준식에 이용된 도구변수의 종류에 따라 다음의 세 가지로 구분된다. A그룹의 도구변수(IV. A: lag(2 .))란 각 회귀식 우편에 등장하는 설명변수의 $t-2$ 기 이전의 모든 시차변수가 1계 차분식의 도구변수로 이용됨을 의미한다. A그룹의 도구변수 개수가 추정되어야 할 모수의 개수보다 너무 큰 경우에는, overfitting의 위험이 있어 이로 인한 표본 내 편의가 발생할 수 있으므로 가능한 모든 도구변수를 이용하는 것보다 소수의 도구변수를 이용하는 것이 훨씬 적절할 수 있다. 이에 대한 대안으로, B그룹의 도구변수(IV. B: L.C)에서는 각 적률 조건을 개별기업에 따라 시차별로 분해하여 활용하는 대신, 이를 시차별로 통합하는 방법을 쓴다. 즉, 제IV장 2절의 도구변수행렬 Z 의 여러 열을 적절한 방법으로 선형결합하여 하나의 열로 만들어 보다 단순한 형태의 도구변수행렬을 이용한다. 수준식에 대해서도 비슷한 형태의 선형결합을 차분도구변수 간에 적용한다. C그룹의 도구변수(IV. C: lag(2 4))에서는 도구변수 간의 선형결합 대신 단순히 설명변수의 $t-2$ 부터 $t-4$ 까지의 시차변수만을 (1계 차분식

13) 불균형 동태패널의 GMM 추정을 위해서 Stata 9.0의 xtabond2 패키지 (Roodman(2003))를 이용하였다.

에 대하여) 선택하여 도구변수로 이용한다.

<표 IV-7>~<표 IV-9>는 1단계와 2단계의 GMM 추정법 모두를 고려한 계수 추정치를 보이고 있다. 1단계 추정치에 대해서는 이분산일치 표준오차(heteroscedastic-consistent standard error)를 계산하고, 2단계 GMM 추정치에 대해서는 통상적인 표준오차 계산과 더불어 Windmeijer(2005)의 수정에 따른 표준오차도 제시한다. 각 추정결과에는 식별상의 제약조건과 관련한 두 가지 종류의 검정통계량을 보여준다. Sargan 검정통계량과 그 p값은 추정과정에서 암묵적으로 이용된 모형설정이 올바르고, 사용된 도구변수들이 적절하다는 결합 귀무가설을 검정하기 위한 것이다.

또한 1계 차분식의 오차항이 시계열적으로 MA(1)의 상관구조를 갖는다는 것을 검정하기 위해서 Arellano & Bond(1991)가 제안한 고차의 계열상관 검정통계량 값을 구한다. Sargan 검정통계량의 p값이 일정한 유의수준(예를 들어 0.05)보다 크면, 모형설정의 타당성과 도구변수의 적절성이 기각되지 않음을 의미한다. AR(1)과 관련된 검정통계량의 p값이 일정한 유의수준보다 낮고, AR(2)와 관련된 검정통계량의 p값이 크면, 이는 오차항이 MA(1)의 특성을 만족하는 것으로 해석할 수 있다. 각 표에서 1단계와 2단계 GMM의 Sargan 검정통계량이 동일한 것은 1단계 GMM의 경우에 이분산일치 표준오차를 이용했기 때문이다.

단순 Q모형[모형 I]에 관한 1계 차분 GMM과 연립 GMM의 추정 결과를 요약한 <표 IV-7>을 보면, 세 가지 다른 형태의 도구변수 모두에 대해서 모형의 설정과 도구변수 선택이 타당하다는 귀무가설이 Sargan 검정에 의해 기각되지 않음을 알 수 있다. 또한 오차항의 고차상관에 대한 검정 결과도 1계 차분식의 오차항이 MA(1)을 따른다는 것에 위배되지 않아, 본 추정 결과의 유의미성에 대한 기본적인 통계적 요건이 충족되고 있다. 이러한 전제하에, 각 계

수 추정치를 비교한다. 전기의 투자비중의 계수 추정치는 추정방법과 도구변수 선택에 관계없이 모두 통계적으로 유의미한 범위에 해당하는 0.13~0.23 사이의 비교적 큰 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나, 설비투자를 계량모형화할 때 투자의 지속성 같은 동태적 특성을 고려하는 것이 중요함을 확인시켜 주고 있다. 토빈의 q 값은 금기와 전기를 총괄했을 때, 대체로 양(+)의 투자효과를 보여 이론에서 암시하는 바를 충족시키는 것으로 나타나지만 그 절대값은 0.03보다 크지 않아, 투자결정 과정에서 이 변수가 갖는 경제학적 중요성은 이론에서 예상되는 수준을 크게 하회하고 있다. 뿐만 아니라 보수적인 추정법에 따른 추론결과(1단계 GMM과 수정된 2단계 GMM)는 일부이지만 q 값의 통계적 유의성이 낮은 경우가 있어, 개별기업 자료를 통해 Q 이론을 실증적으로 검증하는 것이 쉽지 않음을 간접적으로 시사하고 있다.

이와 관련해서 Q 모형의 투자함수를 개별기업 자료를 통해 추정한 기존의 국내 실증연구에서는, 통상적인 방법의 2단계 연립 GMM 추정치에만 의거해 토빈 q 의 통계적 유의성을 보인 바 있다. 그러나 이러한 접근방법은 2단계 연립 GMM의 단순 추론방법이 통계적 유의성을 과장하는 위험에 대단히 취약하다는 점을 간과한 것으로, 추론 결과의 해석에 세심한 주의를 기울여야 한다(제IV장 2절의 논의 또는 Windmeijer(2005) 참조). 실제로 [모형 I]의 추정 결과에서 나타나는 '금기' q 값의 계수 추정치는 본 연구와 비슷한 자료를 이용한 다른 경우(예를 들어, 이병기(2000))보다도 절대치에서 훨씬 크지만, 단순 2단계 GMM의 추론 결과를 제외하고는 그 통계적 유의성이 낮다는 점에 주목할 필요가 있다.

<표 IV-7>의 결과는 단순 Q 모형만으로 개별기업의 투자비중을 설명하는 것에는 일정 정도의 한계가 있음을 시사하고 있다. 이러한 점을 보완하기 위해 현실적으로 투자비중에 영향을 줄 수 있는

여타의 요인을 추가한 [모형 II]의 실증결과는 다음의 <표 IV-8>에 나타나 있다. [모형 I]의 경우와 유사하게, 오차항의 자기상관과 모형설정 및 도구변수의 선택에 대한 기본적인 검정 결과들은 본 GMM 추정에 암묵적으로 이용된 여러 가정의 타당성을 기각하지 않았다. 확장된 Q모형에서 전기의 투자비중이 금기 투자비중에 대해 갖는 설명력은 크게 달라지지 않아 투자모형에서 동태적 요인이 갖는 중요성을 다시금 강조하고 있다. 토빈q의 계수 추정치 또한 대체로 이전과 비슷하여, 이 변수가 갖는 양(+)의 투자효과를 암시한다. 단, 연립 GMM을 이용하는 경우, 일부의 도구변수 선택에 대해서 토빈q의 추정계수가 음(-)의 부호를 갖는 것으로 보이지만, 통계적으로 유의한 값이라고 보기 어렵다.

[모형 II]에서 새롭게 추가된 설명변수인 매출액 증가율과 현금흐름비중은 대부분의 추정 결과에서 모두 투자에 유의미한 양(+)의 영향을 미치고, 상대적으로 큰 설명력을 지니는 것으로 나타났다. 전기 대비 100%의 매출액 증가는 대략 총자산 대비 투자비중을 1~2% 정도 증가시키게 되는데, 이는 평균 투자비중의 절대적 수준을 고려할 때 상대적으로 큰 값에 해당한다고 볼 수 있다. 추정 방법에 관계없이 전기 현금흐름비중의 계수 추정치가 금기의 그것보다도 커, 기업의 투자재원 여력을 판단하는 데 있어서 전기의 내부자금 사정이 상대적으로 더 중요한 요인일 가능성을 나타낸다. 그러나 추정방법에 따른 양자의 차이와 표준오차의 변화 폭으로 인해 이에 대한 엄밀한 판단은 통계적 검증을 요구하고 있다. 매출액 증가율과 현금흐름비중의 단위가 갖는 차이로 인하여 양자 중 어느 것이 투자에 더 큰 효과를 미치는 것인가는 일률적으로 말하기 어려우나, 각 변수의 표준편차 크기의 변화분을 기준으로 했을 때는 매출액 증가율이 더 큰 설명력을 지니는 것으로 보인다.

<표 IV-7> 단순 Q모형(모형 I)

도구 변수 시차	구분 변수	First-difference GMM					System GMM				
		onestep		twostep			onestep		twostep		
		계수	표준오차	계수	표준오차	수정표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	수정표준오차
IV.A :lag (2)	I_{t-1}	.1368	.0298***	.1348	.0045***	.0302***	.2139	.0286***	.2137	.0034***	.0285***
	Q_t	.0063	.0082	.0077	.0024***	.0095	-.0009	.0087	-.0002	.0010	.0088
	Q_{t-1}	.0051	.0062	.0043	.0012***	.0065	.0159	.0063**	.0160	.0006***	.0072**
	<i>Sargan</i>	211.81(1.000)					240.40(1.000)				
	<i>ar</i> (1)	-10.08(0.000)		-8.15(0.000)/-7.23(0.000)			-10.28(0.000)		-8.34(0.000)/-7.62(0.000)		
	<i>ar</i> (2)	-1.08(0.279)		-1.04(0.300)/-0.98(0.329)			-0.13(0.900)		-0.10(0.921)/-0.10(0.924)		
IV.B :L.C.	I_{t-1}	.1876	.0301***	.1842	.0263***	.0302***	.1989	.0283***	.2031	.0247***	.0289***
	Q_t	.0161	.0322	.0091	.0173	.0323	.0168	.0339	.0206	.0157	.0351
	Q_{t-1}	-.0055	.0164	.0086	.0120	.0177	.0006	.0163	.0056	.0081	.0158
	<i>Sargan</i>	23.99(0.951)					27.93(0.906)				
	<i>ar</i> (1)	-10.04(0.000)		-9.27(0.000)/-8.95(0.000)			-10.18(0.000)		-9.56(0.000)/-9.20(0.000)		
	<i>ar</i> (2)	-0.54(0.589)		-0.55(0.583)/-0.54(0.590)			-0.39(0.699)		-0.36(0.722)/-0.35(0.727)		
IV.C :lag (2 4)	I_{t-1}	.1578	.0309***	.1532	.0152***	.0322***	.2260	.0296***	.2265	.0116***	.0307***
	Q_t	-.0077	.0139	-.0158	.0065***	.0171	-.0173	.0144	.0167	.0050***	.0168
	Q_{t-1}	.0082	.0080	.0120	.0038***	.0122	.0248	.0083***	.0235	.0027***	.0096**
	<i>Sargan</i>	119.69(0.270)					166.28(0.187)				
	<i>ar</i> (1)	-10.04(0.000)		-8.11(0.000)/-7.27(0.000)			-10.33(0.000)		-8.43(0.000)/-7.72(0.000)		
	<i>ar</i> (2)	-0.79(0.429)		-0.53(0.594)/-0.51(0.613)			0.06(0.953)		0.16(0.874)/0.15(0.879)		

주 : 1) 모든 방정식은 연도더미를 포함시킴.
 2) 계수 추정치의 표준오차에 대해 ***, **, *는 각각의 계수 추정치가 1%, 5%, 10%에서 유의미함을 의미함.
 3) *Sargan*은 과도식별제약에 대한 검증치이며, $\chi^2(k)$ 분포를 따르고, ()은 p-value임.
 4) *ar*(1), *ar*(2)는 잔차의 1 및 2차 시계열자기상관 검증치이며, 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하에서 $N(0, 1)$ 의 정규분포를 따르고, ()은 p-value임.
 5) lag(시차)는 차분방정식의 도구변수에 대한 시차값이며, 수준방정식의 도구변수는 $\Delta t - 1$ 임.

<표 IV-8> 기본확장 Q모형(모형 II)

도구 변수 시차	구분 변수	First-difference GMM					System GMM				
		onestep		twostep			onestep		twostep		
		계수	표준오차	계수	표준오차	수정표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	수정표준오차
IV.A :lag (2.)	I_{t-1}	.0949	.0324***	.0904	.0059***	.0334***	.2036	.0308***	.2096	.0045***	.0307***
	Q_t	.0000	.0089	-.0007	.0012	.0098	-.0132	.0081	-.0127	.0010***	.0077
	Q_{t-1}	.0158	.0065**	.0148	.0010***	.0068**	.0131	.0064**	.0135	.0007***	.0065**
	SG_t	.0204	.0072***	.0191	.0015***	.0085**	.0239	.0076***	.0250	.0015***	.0080***
	SG_{t-1}	.0145	.0049***	.0157	.0008***	.0047***	.0116	.0051**	.0111	.0008***	.0049**
	CF_t	.0416	.0824	.0328	.0112***	.0775	.1422	.0715**	.1066	.0157***	.0722
	CF_{t-1}	.1129	.0669*	.0966	.0112***	.0679	.1507	.0590**	.1658	.0119***	.0641**
	<i>Sargan</i>	274.46(1.000)					278.80(1.000)				
	<i>ar</i> (1)	-8.84(0.000)		-7.32(0.000)/-6.47(0.000)			-9.29(0.000)		-7.65(0.000)/-7.06(0.000)		
	<i>ar</i> (2)	-1.20(0.230)		-1.18(0.237)/-1.10(0.271)			0.13(0.897)		0.13(0.897)/0.12(0.902)		
IV.B :L.C.	I_{t-1}	.1749	.0356***	.1814	.0278***	.037***	.1875	.0314***	.1981	.0226***	.0333***
	Q_t	.0381	.0361	.0630	.0228***	.0425	.0119	.0311	.0290	.0173*	.0356
	Q_{t-1}	.0047	.0136	.0098	.0109	.0168	.0021	.0134	.0040	.0083	.0148
	SG_t	.0018	.0117	.0043	.0095	.0169	.0097	.0121	.0117	.0090	.0173
	SG_{t-1}	.0137	.0053**	.0125	.0039***	.0065*	.0156	.0050***	.0150	.0035***	.0055***
	CF_t	.0249	.1805	.0172	.1186	.1901	-.1039	.1506	-.0758	.1096	.1717
	CF_{t-1}	.0991	.1254	.1166	.0788	.1316	.2077	.1090*	.1953	.0785**	.1084*
	<i>Sargan</i>	48.58(0.947)					48.94(0.974)				
	<i>ar</i> (1)	-8.56(0.000)		-7.93(0.000)/-7.19(0.000)			-8.63(0.000)		-8.06(0.000)/-7.47(0.000)		
	<i>ar</i> (2)	-0.30(0.761)		-0.33(0.742)/-0.30(0.761)			-0.41(0.679)		-0.30(0.762)/-0.29(0.774)		

<표 IV-8>의 계속

도구 변수 시차	구분 변수	First-difference GMM					System GMM				
		onestep		twostep			onestep		twostep		
		계수	표준오차	계수	표준오차	수정표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	수정표준오차
IV.C: lag (2 4)	I_{t-1}	.1166	.0344***	.1203	.0058***	.0368***	.2118	.0322***	.2139	.0053***	.0316***
	Q_t	.0004	.0125	.0006	.0018	.0121	-.0199	.0116*	-.0206	.0013***	.0115*
	Q_{t-1}	.0132	.0079*	.0133	.0011***	.0078*	.0168	.0077**	.0178	.0009***	.0076**
	SG_t	.0141	.0117	.0140	.0014***	.0106	.0187	.0119	.0170	.0011***	.0115
	SG_{t-1}	.0150	.0052***	.0146	.0008***	.0052***	.0107	.0053**	.0104	.0006***	.0049**
	CF_t	.0412	.1106	.0398	.0116***	.1083	.0895	.0852	.0972	.0110***	.0849
	CF_{t-1}	.1003	.0849	.0945	.0118***	.0905	.1699	.0660**	.1517	.0089***	.0642**
	$Sargan$	234.94(0.167)					261.13(0.916)				
	$ar(1)$	-8.89(0.000)		-7.36(0.000)/-6.44(0.000)			-9.35(0.000)		-7.58(0.000)/-6.98(0.000)		
	$ar(2)$	-0.89(0.374)		-0.77(0.443)/-0.70(0.481)			0.18(0.858)		0.22(0.824)/0.21(0.832)		

주 : 1) 모든 방정식은 연도더미를 포함시킴.

2) 계수 추정치의 표준오차에 대해 ***, **, *는 각각의 계수 추정치가 1%, 5%, 10%에서 유의미함을 의미함.

3) $Sargan$ 은 과도식별제약에 대한 검증치이며, $\chi^2(k)$ 분포를 따르고, ()은 p-value임.

4) $ar(1)$, $ar(2)$ 는 잔차의 1 및 2차 시계열자기상관 검증치이며, 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하에서 $N(0, 1)$ 의 정규분포를 따르고, ()은 p-value임.

5) lag(시차)는 차분방정식의 도구변수에 대한 시차값이며, 수준방정식의 도구변수는 $\Delta t - 1$ 임.

<표 IV-8>의 분석 결과가 암시하는 바에 따라 가속도효과나 금융상의 제약이 현실적으로 투자에 미치는 영향을 전제한 후, 법인의 세부담이 투자에 어떤 영향을 주는지를 <표 IV-9>의 [모형 III]에 대한 실증분석 결과를 통해 알아본다. <표 IV-9>의 추정결과와 함께 제시된 검정 통계량들은 이전과 마찬가지로 모형설정 및 도구변수 선택의 적절성을 기각하지 않고, 오차항의 상관관계에 관한 가정 역시 지지하고 있다.

전기의 투자비중, 토빈의 q 값, 매출액 증가율과 현금흐름비중의 계수 추정치는 [모형 I]이나 [모형 II]의 추정결과와 비교하여 결정적인 차이를 보이지 않기에, 여기에서는 세부담의 투자효과에 초점을 맞춘다. 먼저, 거의 모든 추정방법에 있어서 일관되게 법인의 세부담은 투자에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 보고되어, 이론적 예측과 부합되는 결과를 보여준다. 그러나 매출액과 현금흐름 항이 갖는 설명력에 비하면, 세부담의 투자효과는 매우 미미한 수준에 불과하여, 투자모형에서 이 변수가 차지하는 경제학적 중요성은 실증적으로 규명된다고 하기 어렵다. 실제로, 세부담 변수의 통계적 유의성을 다소 보수적인 기준에 해당하는 1단계 GMM이나 수정된 2단계 GMM 추론방법에 기초하여 판단하면, 일부 도구변수 선택(IV. A)을 제외하고는 세부담 변수의 영향력은 통계적으로 무시될 만한 수준의 것이었다.

통계적 유의성을 과장할 가능성이 높다고 알려진 단순 2단계 GMM 추론방법의 경우에도 세부담 변수가 통계적으로 유의하지 않은 경우가 다수 발견된다는 것은 세부담의 투자효과가 사실상 존재하지 않을 가능성에 무게를 두게 만든다. <표 IV-9>의 Sargan 검정결과만으로 판단하면, 이러한 추론의 결과를 기본적인 모형설정의 오류나 도구변수의 부적절한 선택과 연결시키는 것은 타당하지 않은 해석이다. 세부담이 포함된 확장 Q모형의 GMM 추정결과에 대한 이상의 논의는 적어도 세부담의 투자효과가 개별기업의 미시자료를 통해서만 대단히 제한적으로만 발견될 뿐이고, 그 효과가 설사 존재한다 하더라도 매우 미약한 수준에 불과하다는 것을 시사한다.

<표 IV-9> 조세확장 Q모형(모형 III)

도구 변수 시차	구분 변수	First-difference GMM					System GMM				
		onestep		twostep			onestep		twostep		
		계수	표준오차	계수	표준 오차	수정 표준오차	계수	표준오차	계수	표준 오차	수정 표준오차
IV.A lag (2.)	I_{t-1}	.0826	.0313***	.0915	.0052***	.0324***	.2081	.0307***	.2067	.0065***	.0328***
	Q_t	-.0026	.0084	-.0013	.0012	.0083	-.0138	.0076*	-.0129	.0013***	.0077*
	Q_{t-1}	.0149	.0062**	.0137	.0009***	.0065**	.0129	.0062**	.0111	.0010***	.0063*
	SG_t	.0211	.0069***	.0203	.0014***	.0068***	.0235	.0072***	.0225	.0016***	.0075***
	SG_{t-1}	.0149	.0050***	.0157	.0008***	.0050***	.0101	.0050**	.0107	.0010***	.0048**
	CF_t	.0156	.0850	-.0007	.0107	.0864	.1420	.0706**	.1164	.0158***	.0758
	CF_{t-1}	.1230	.0671*	.1202	.0129***	.0734	.1505	.0582**	.1793	.0153***	.0662***
	TB_t	-.0162	.0063**	-.0162	.0021***	.0076**	-.0169	.0064***	-.0163	.0017***	.0072**
	TB_{t-1}	.0006	.0057	.0005	.0011	.0058	-.0030	.0048	-.0019	.0009**	.0045
	<i>Sargan</i>	278.79(1.000)					282.88(1.000)				
	<i>ar</i> (1)	-8.84(0.000)		-7.47(0.000)/-6.95(0.000)			-9.34(0.000)		-7.64(0.000)/-7.00(0.000)		
	<i>ar</i> (2)	-1.16(0.246)		-1.00(0.317)/-0.93(0.351)			0.37(0.708)		0.27(0.787)/0.26(0.797)		
IV.B L.C.	I_{t-1}	.1630	.0350***	.1704	.0261***	.0412***	.1732	.0307***	.1889	.0214***	.0340***
	Q_t	-.0090	.0251	-.0089	.0195	.0333	-.0082	.0247	.0011	.0184	.0370
	Q_{t-1}	.0173	.0118	.0290	.0082***	.0126**	.0073	.0117	.0131	.0083	.0148
	SG_t	.0099	.0126	.0121	.0088	.0196	.0181	.0134	.0198	.0082**	.0196
	SG_{t-1}	.0138	.0052***	.0168	.0031***	.0064***	.0145	.0050***	.0174	.0030***	.0057
	CF_t	.0938	.1764	.0581	.1218	.2156	-.0549	.1504	-.0943	.1042	.1928
	CF_{t-1}	.0706	.1306	.1407	.0914	.1539	.1931	.1142*	.2348	.0756***	.1322*
	TB_t	-.0009	.0149	-.0109	.0135	.0173	-.0133	.0153	-.0195	.0147	.0260
	TB_{t-1}	-.0024	.0074	.0062	.0058	.0101	-.0024	.0062	.0004	.0042	.0068
	<i>Sargan</i>	70.36(0.746)					73.17(0.795)				
	<i>ar</i> (1)	-8.76(0.000)		-8.05(0.000)/-7.31(0.000)			-8.77(0.000)		-8.05(0.000)/-7.53(0.000)		
	<i>ar</i> (2)	-0.22(0.829)		0.02(0.987)/0.02(0.000)			-0.33(0.741)		-0.12(0.903)/-0.12(0.908)		

<표 IV-9>의 계속

도구 변수 시차	구분 변수	First-difference GMM					System GMM				
		onestep		twostep			onestep		twostep		
		계수	표준오차	계수	표준 오차	수정 표준오차	계수	표준오차	계수	표준 오차	수정 표준오차
IV.C:lag (2 4)	I_{t-1}	.1105	.0342***	.1169	.0068***	.0366***	.2173	.0325***	.2236	.0039***	.0339***
	Q	.0020	.0114	.0028	.0016*	.0107	-.0164	.0103	-.0143	.0009***	.0101
	Q_{t-1}	.0126	.0073*	.0134	.0010***	.0071*	.0140	.0072*	.0133	.0008***	.0077*
	SG_t	.0127	.0096	.0122	.0007***	.0083	.0178	.0099*	.0157	.0010***	.0103
	SG_{t-1}	.0149	.0053***	.0142	.0006***	.0054***	.0093	.0053*	.0089	.0005***	.0050*
	CF_t	.0868	.0993	.0785	.0121***	.1040	.1405	.0775*	.1110	.0159***	.0817
	CF_{t-1}	.0744	.0766	.0735	.0137***	.0869	.1291	.0592**	.1345	.0105***	.0619**
	TB_t	.0002	.0083	.0001	.0014	.0097	-.0082	.0087	-.0105	.0011***	.0095
	TB_{t-1}	-.0005	.0065	-.0006	.0007	.0067	-.0048	.0051	-.0044	.0006***	.0051
	$Sargan$	250.69(0.782)					276.87(1.000)				
$ar(1)$	-8.84(0.000)		-7.49(0.000)/-6.55(0.000)			-9.36(0.000)		-7.66(0.000)/-6.99(0.000)			
$ar(2)$	-0.90(0.370)		-0.77(0.444)/-0.71(0.480)			0.37(0.715)		0.37(0.710)/0.35(0.723)			

- 주 : 1) 모든 방정식은 연도더미를 포함시킴.
 2) 계수 추정치의 표준오차에 대해 ***, **, *는 각각의 계수 추정치가 1%, 5%, 10%에서 유의미함을 의미함.
 3) $Sargan$ 은 과도식별제약에 대한 검증치이며, $\chi^2(k)$ 분포를 따르고, ()은 p-value임.
 4) $ar(1)$, $ar(2)$ 는 잔차의 1 및 2차 시계열자기상관 검증치이며, 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하에서 $N(0, 1)$ 의 정규분포를 따르고, ()은 p-value임.
 5) lag(시차)는 차분방정식의 도구변수에 대한 시차값이며, 수준방정식의 도구변수는 $\Delta t - 1$ 임.

나. 실증분석 결과 II: 오차수정모형(ECM)

앞 절에서 소개한 Q모형은 한계적 q 와 평균적 q 가 괴리를 보이거나, 주가가격에 거품이 있어 실제 관측되는 q 가 미래의 투자가치를 체계적으로 왜곡하는 경우 이론적인 문제가 발생하는 단점이 있다. Q이론에 기초한 투자모형을 실증분석에 이용할 때 직면하는 어려움 중 하나는 주식이 상장되어 있지 않거나 시장가격이 수집되어 있지 않은 기업자료는 분석 대상에서 제외된다는 것이다. 본 보고서의 경우, 법인세부담의 적절한 정의를 위해서 법인세차감전순이익이 다년간에 걸쳐 양(+)으로 관측되는 기업만을 분석대상으로 삼기에 Q이론의 적용은 추가적으로 적지 않은 자료의 상실을 초래할 수 있다. 앞에서 소개한 또 다른 투자모형 중 하나인 오차수정모형은 주가가격 자료를 필요로 하지 않아 자료상의 한정이란 문제로 부터 자유로운 장점이 있다. 이런 취지에 입각하여, 본 절에서는 법인의 투자효과를 분석함에 있어 오차수정모형과 관련된 투자함수를, Q모형 분석에서 사용된 것보다 풍부한 형태의 패널자료(자료2)를 통해 추정한다. 추정에 이용되는 구체적 오차수정모형의 형태로는 다음의 세 가지 투자함수를 순차적으로 고려한다.

[모형 IV]

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \beta_{20} SG_{it} + \beta_{21} SG_{i,t-1} + \beta_3 err_{i,t-2} + \tau_i + \eta_i + v_{it}$$

[모형 V]

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \beta_{20} SG_{it} + \beta_{21} SG_{i,t-1} + \beta_3 err_{i,t-2} + \beta_{40} \frac{C_{it}}{K_{i,t-1}} + \beta_{41} \frac{C_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \tau_i + \eta_i + v_{it}$$

[모형 VI]

$$\begin{aligned} \frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = & \beta_0 + \beta_1 \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \beta_{20} SG_{it} + \beta_{21} SG_{i,t-1} + \beta_3 err_{i,t-2} \\ & + \beta_{40} \frac{C_{it}}{K_{i,t-1}} + \beta_{41} \frac{C_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \\ & + \beta_{50} TB_{it} + \beta_{51} TB_{i,t-1} + \tau_t + \eta_i + v_{it} \end{aligned}$$

$err_{i,t-2} = (k_{i,t-2} - y_{i,t-2})$ 라 하면, [모형 IV]는 제IV장 1절에서 도출한 기본적인 형태의 오차수정모형에 해당한다. [모형 IV]에 금융상의 제약을 반영하기 위한 현금흐름비중과 세부담을 순차적으로 추가함으로써 각각 [모형 V]와 [모형 VI]이 얻어진다. 참고로 위 동태패널모형의 오차항과 설명변수에 대해서도 [모형 I]~[모형 III]에서 이용했던 것과 동일한 조건을 가정한다.

<표 IV-10>~<표 IV-12>는 제IV장 3절에서 설명한 불균형 패널 자료2를 이용하여 [모형 IV]~[모형 VI]을 1계 차분 GMM과 연립 GMM 방법으로 추정한 결과이다. 여기서는 Q모형의 경우와는 달리, A그룹(IV. A)과 B그룹(IV. B)이라는 두 가지 형태의 도구변수 선택만을 고려한 결과를 제시한다.¹⁴⁾

<표 IV-10>의 검정통계량들이 기본적으로 요구되는 통계적 요건을 충족하고 있다는 인식하에 단순 ECM모형 추정 결과를 해석하면 다음과 같다. Q모형의 경우와 마찬가지로, 전기 투자비중의 계수 추정치는 추정방법에 관계없이 통계적으로 유의한 양(+)의 부호를 갖고 있어, ECM의 설정에서도 설비투자의 지속성이라는 동태적 특성이 확인된다. 단, 계수 추정치의 절대값은 Q모형의 경우에 비해 다소 감소하였다. 매출액 증가율 역시 대부분의 추정방법에서

14) C그룹(IV. C)의 도구변수를 선택하는 경우, Sargan 검정 통계치는 매우 큰 값이 나와 모형설정의 오류나 분석에 이용된 도구변수의 선택에 문제가 있음이 발견되었다.

투자에 유의한 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났으며, 일부 경우에 음(-)의 효과가 나타나고 있으나 통계적으로 유의하지 못하다. Q모형의 경우(<표 IV-8> 또는 <표 IV-9>)에 비해 매출액 증가율 계수 추정치의 절대값은 다소 상승하였다. 실제자본스톡이 희망자본스톡보다 큰 정도를 대변하는 오차수정항(*err*)의 계수 추정치는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 취하여, 투자는 장기적인 균형에 상응하는 자본의 수준을 회복하는 안정적인 조정과정을 따른다는 오차수정모형의 기본이론에 부합한 결과를 보이고 있다.

다음으로 단순 ECM에 현금흐름비중을 추가한 회귀분석 결과(<표 IV-11>)를 본다. 단순 ECM에 공통으로 등장하는 설명변수의 계수 추정치는 그 절대값이 이전보다 소폭 감소하는 정도의 변화를 보이고 있다. 단, 일부 경우에 있어 매출액 증가율의 계수가 음(-)으로 바뀌었으나, 이 부호는 통계적으로 유의한 수준에 있지 못하다. 오차수정항의 부호는 계속해서 음(-)의 값을 보이고 있으나, 많은 경우 유의성을 상실하는 방향으로 변화되었음을 알 수 있다. 새로이 추가된 현금흐름비중의 계수 추정치는 상당히 큰 값을 갖는 것으로 나타나고 있는데, 이는 Q모형의 경우보다도 2배에서 3배 정도 큰 값에 해당한다. 특이한 점은 <표 IV-8>의 기본확장 Q모형과는 대조적으로 전기보다는 금기의 현금흐름비중 계수 추정치가 훨씬 크다는 것을 알 수 있다.

ECM 모형을 중심으로 한 투자함수에서 세부담이 투자에 어떤 영향을 미치는가는 <표 IV-12>를 통해 알 수 있다. 기본확장 ECM 모형에 세부담을 추가하여 추정하는 경우, 전기의 투자비중, 매출액 증가율, 현금흐름비중, 그리고 오차수정항의 계수 추정치는 [모형 IV]나 [모형 V]의 추정결과와 비교하여 커다란 차이를 보이지 않고 있다. ECM 모형에서도 세부담은 투자에 음(-)의 효과를 보이고 있으나 통계적으로 유의한 경우는 단순 2단계 GMM 추론방법에

국한되어 있어, 이 방법의 유의성 과장 위험 가능성을 고려하면 그 결과를 신뢰하기 어렵다. 추정방법과 도구변수 선택에 따라 세부담의 계수 추정치가 민감한 변화를 보인다는 점 역시 세부담과 투자 사이에 존재하는 안정적 관계를 의심하게 한다. 이 같은 추정결과를 종합적으로 판단할 때, ECM 모형에서 나타난 세부담의 투자효과는 Q모형의 경우보다도 더 불안정한 것으로 평가되며 통계적 강건성(robustness)이라는 기준을 충족하기에는 미흡하다고 여겨진다.

<표 IV-10> 단순 ECM모형(모형 IV)

도구 변수 시차	구분 변수	First-difference GMM					System GMM				
		onestep		twostep			onestep		twostep		
		계수	수정 표준오차	계수	표준 오차	수정 표준오차	계수	수정 표준오차	계수	표준 오차	수정 표준오차
IV.A :lag (2)	I_{t-1}	.0467	.0248*	.0411	.0043***	.0249*	.1217	.0250***	.1213	.0048***	.0254***
	SG_t	.0390	.0091***	.0398	.0009***	.0089***	.0413	.0093***	.0397	.0010***	.0091***
	SG_{t-1}	.0371	.0072***	.0374	.0012***	.0071***	.0318	.0063***	.0310	.0008***	.0060***
	err	-.0269	.0077***	-.0271	.0014***	.0078***	-.0114	.0057**	-.0115	.0008***	.0055**
	$Sargan$	302.69(1.000)					336.61(1.000)				
	$ar(1)$	-11.86(0.000)		-10.40(0.000)/-9.28(0.000)			-12.25(0.000)		-10.63(0.000)/-9.57(0.000)		
	$ar(2)$	-0.46(0.646)		-0.52(0.606)/-0.48(0.629)			0.44(0.660)		0.43(0.671)/0.40(0.688)		
IV.B :L.C.	I_{t-1}	.1143	.0283***	.1020	.0119***	.0286***	.1247	.0283***	.1194	.0114***	.0275***
	SG_t	-.0235	.0210	-.0289	.0047***	.0262	-.0244	.0208	-.0280	.0041***	.0242
	SG_{t-1}	.0339	.0095***	.0346	.0051***	.0112***	.0380	.0086***	.0371	.0045***	.0090***
	err	-.0165	.0091	-.0171	.0050***	.0105	-.0197	.0092**	-.0194	.0040***	.0087**
	$Sargan$	58.71(0.307)					61.19(0.328)				
	$ar(1)$	-11.80(0.000)		-10.83(0.000)/-9.50(0.000)			-12.39(0.000)		-11.12(0.000)/-9.82(0.000)		
	$ar(2)$	0.69(0.491)		0.49(0.626)/0.46(0.647)			0.93(0.354)		0.79(0.428)/0.75(0.456)		

- 주 : 1) 모든 방정식은 연도더미를 포함시킴.
 2) 계수 추정치의 표준오차에 대해 ***, **, *는 각각의 계수 추정치가 1%, 5%, 10%에서 유의미함을 의미함.
 3) $Sargan$ 은 과도식별제약에 대한 검증치이며, $\chi^2(k)$ 분포를 따르고, ()은 p-value임.
 4) $ar(1)$, $ar(2)$ 는 잔차의 1 및 2차 시계열자기상관 검증치이며, 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하에서 $N(0, 1)$ 의 정규분포를 따르고, ()은 p-value임.
 5) lag(시차)는 차분방정식의 도구변수에 대한 시차값이며, 수준방정식의 도구변수는 $\Delta t - 1$ 임.

<표 IV-11> 기본확장 ECM모형(모형 V)

도구 변수 시차	구분 변수	First-difference GMM					System GMM				
		onestep		twostep			onestep		twostep		
		계수	수정 표준오차	계수	표준 오차	수정 표준오차	계수	수정 표준오차	계수	표준 오차	수정 표준오차
IV.A lag (2)	I_{t-1}	.0416	.0256	.0411	.0036***	.0261	.0984	.0239***	.0997	.0015***	.0238***
	SG_t	.0268	.0085***	.0273	.0008***	.0087***	.0213	.0082***	.0213	.0008***	.0083**
	SG_{t-1}	.0251	.0076***	.0263	.0009***	.0077***	.0118	.0061*	.0123	.0007***	.0060**
	CF_t	.2529	.0512***	.2540	.0051***	.0512***	.2834	.0452***	.2760	.0046***	.0455***
	CF_{t-1}	-.0230	.0432	-.0271	.0062***	.0432	.0035	.0372	.0071	.0047	.0383
	<i>err</i>	-.0187	.0081**	-.0199	.0012***	.0083***	-.0005	.0047	-.0007	.0006	.0047
	<i>Sargan</i>	365.05(1.000)					391.59(1.000)				
	<i>ar</i> (1)	-11.74(0.000)		-10.59(0.000)/-9.26(0.000)			-12.14(0.000)		-10.57(0.000)/-9.50(0.000)		
<i>ar</i> (2)	-0.55(0.585)		-0.50(0.615)/-0.46(0.644)			0.10(0.918)		0.11(0.911)/0.10(0.917)			
IV.B L.C.	I_{t-1}	.1009	.0269***	.1256	.0193***	.0299***	.1069	.0261***	.1355	.0178***	.0682*
	SG_t	-.0130	.0145	-.0124	.0023***	.0119	-.0064	.0148	-.0061	.0031**	.0094
	SG_{t-1}	.0191	.0100*	.0129	.0048***	.0114	.0139	.0093	.0084	.0038**	.0272
	CF_t	.4123	.1399***	.3944	.0281***	.1088***	.2949	.1088***	.3201	.0245***	.1451**
	CF_{t-1}	-.0792	.1018	-.0676	.0337**	.0765	-.0131	.0800	-.0262	.0211	.0726
	<i>err</i>	-.0106	.0114	-.0025	.0064	.0128	-.0029	.0101	.0032	.0051	.0221
	<i>Sargan</i>	67.84(0.584)					71.04(0.608)				
	<i>ar</i> (1)	-11.61(0.000)		-11.25(0.000)/-10.29(0.000)			-12.13(0.000)		-11.52(0.000)/-7.24(0.000)		
<i>ar</i> (2)	0.56(0.574)		0.77(0.444)/0.72(0.469)			0.45(0.650)		0.77(0.440)/0.59(0.556)			

주 : 1) 모든 방정식은 연도더미를 포함시킴.
 2) 계수 추정치의 표준오차에 대해 ***, **, *는 각각의 계수 추정치가 1%, 5%, 10%에서 유의미함을 의미함.
 3) *Sargan*은 과도식별제약에 대한 검증치이며, $\chi^2(k)$ 분포를 따르고, ()은 p-value임.
 4) *ar*(1), *ar*(2)는 잔차의 1 및 2차 시계열자기상관 검증치이며, 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하에서 $N(0, 1)$ 의 정규분포를 따르고, ()은 p-value임.
 5) lag(시차)는 차분방정식의 도구변수에 대한 시차값이며, 수준방정식의 도구변수는 $\Delta t - 1$ 임.

<표 IV-12> 조세확장 ECM모형(모형 VI)

도구 변수 시차	구분 변수	First-difference GMM					System GMM				
		onestep		twostep			onestep		twostep		
		계수	수정 표준오차	계수	표준 오차	수정 표준오차	계수	수정 표준오차	계수	표준 오차	수정 표준오차
IV.A :lag (2.)	I_{t-1}	.0322	.0251	.0377	.0026***	.0257	.1145	.0237***	.1187	.0026***	.0245***
	SG_t	.0283	.0078***	.0276	.0008***	.0077***	.0222	.0078***	.0228	.0012***	.0079***
	SG_{t-1}	.0268	.0075***	.0267	.0007***	.0072***	.0110	.0058*	.0121	.0007***	.0060**
	CF_t	.2479	.0506***	.2482	.0074***	.0478***	.2889	.0470***	.2805	.0079***	.0502***
	CF_{t-1}	-.0240	.0432	-.0273	.0046***	.0432	.0024	.0363	.0025	.0048	.0384
	TB_t	.0010	.0076	.0002	.0007	.0075	.0004	.0074	.0002	.0012	.0076
	TB_{t-1}	-.0048	.0067	-.0048	.0006***	.0071	-.0009	.0058	-.0008	.0006	.0058
	<i>err</i>	-.0208	.0078***	-.0248	.0008***	.0076***	.0018	.0040	.0009	.0006	.0042
	<i>Sargan</i>	384.64(1.000)					398.08(1.000)				
	<i>ar</i> (1)	-11.72(0.000)		-10.61(0.000)/-9.29(0.000)			-12.22(0.000)		-10.65(0.000)/-9.58(0.000)		
<i>ar</i> (2)	-0.72(0.469)		-0.59(0.553)/-0.55(0.585)			0.31(0.756)		0.37(0.710)/0.35(0.728)			
IV.B :L.C.	I_{t-1}	.0952	.0269***	.1035	.0197***	.0304***	.1023	.0261***	.1180	.0173***	.0268***
	SG_t	-.0101	.0137	-.0055	.0047	.0134	-.0033	.0133	-.0006	.0041	.0122
	SG_{t-1}	.0192	.0098**	.0211	.0053***	.0112*	.0129	.0089	.0140	.0046***	.0091
	CF_t	.3757	.1307***	.4218	.0568***	.1472***	.2954	.1028***	.3143	.0520***	.1075***
	CF_{t-1}	-.0772	.0955	-.1223	.0416***	.0966	-.0214	.0758	-.0696	.0440	.0817
	TB_t	-.0146	.0136	-.0113	.0056**	.0168	-.0237	.0149	-.0207	.0034***	.0133
	TB_{t-1}	-.0065	.0076	-.0116	.0049**	.0091	-.0012	.0072	-.0051	.0046	.0080
	<i>err</i>	-.0108	.0109	-.0136	.0061**	.0125	-.0019	.0095	-.0023	.0056	.0102
	<i>Sargan</i>	76.72(0.820)					79.32(0.860)				
	<i>ar</i> (1)	-11.71(0.000)		-11.14(0.000)/-10.18(0.000)			-12.20(0.000)		-11.38(0.000)/-10.56(0.000)		
<i>ar</i> (2)	0.53(0.598)		0.65(0.515)/0.61(0.539)			0.51(0.610)		0.71(0.479)/0.67(0.501)			

주 : 1) 모든 방정식은 연도더미를 포함시킴.
 2) 계수 추정치의 표준오차에 대해 ***, **, *는 각각의 계수 추정치가 1%, 5%, 10%에서 유의미함을 의미함.
 3) *Sargan*은 과도식별제약에 대한 검증치이며, $\chi^2(k)$ 분포를 따르고, ()은 p-value임.
 4) *ar*(1), *ar*(2)는 잔차의 1 및 2차 시계열자기상관 검증치이며, 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하에서 $N(0, 1)$ 의 정규분포를 따르고, ()은 p-value임.
 5) lag(시차)는 차분방정식의 도구변수에 대한 시차값이며, 수준방정식의 도구변수는 $\Delta t - 1$ 임.

V. 결론 및 정책적 시사점

자본의 국제화·개방화가 진행되면서 경쟁국들의 법인세 인하 경쟁이 심화되는 가운데, 법인세 개편문제는 우리나라에서도 주요 정책 현안으로 부상하고 있다. 특히, 외환위기 이후에 법인세수가 보인 급속한 증가세는 법인의 세부담에 대한 논란을 가속화시키는 것은 물론 최근 경기침체와 투자부진에 대한 정책적 대응으로서 법인세 인하를 요구하는 주장에까지 이르고 있다. 본 보고서는 이러한 법인세 개편 논의에 있어 여러 쟁점 사항을 검토하고, 핵심적인 논의의 대상이 되고 있는 세부담의 투자효과를 실증적으로 분석하는데 그 목적이 있다.

우리나라의 법인세 부담과 투자의 현황을 먼저 요약하여 소개하면 다음과 같다. 법인세제와 관련해서는 첫째, 법정세율의 지속적인 인하가 진행되어 왔다. 1990년 과세표준 1억원 초과 34%, 1억원 이하 20%로 적용되던 세율이 2005년에는 1억원 초과는 25%, 1억원 이하는 13%로 감소하였다. 둘째, 법정세율의 인하에도 불구하고 법인세가 GDP 및 국세에서 차지하는 비중은 계속해서 증가하였다. 1990년대 초반 GDP 기준으로는 1~2% 내외, 국세 기준으로 15% 수준을 유지하던 법인세수 실적이 2004년에는 GDP 기준 3%, 국세 기준 20%를 초과하였다. 이는 법정세율을 꾸준히 인하하였음에도 불구하고, 법인세의 과세기반이 되는 과세베이스가 점진적으로 확대되었음을 의미한다. 특히 외환위기 이후 개별기업의 수익성 확대 및 재무구조 개선 노력으로 영업수지와 영업외수지가 대폭 개선되어 법인세수도 증가한 것으로 나타났다. 셋째, 기업 규모별 법인세

부담이 일부 대기업으로 집중되어 있다. 2003년 기준 과세표준 10억원 초과기업이 전체 법인 중 2.2%에 해당되지만, 이들 법인의 신고세액은 전체 법인세액의 89.7%를 차지하는 것으로 나타났다. 세 부담의 대기업 편중현상은 법정세율 인하에 따른 이익도 전체 기업보다는 일부 대기업에 한정될 가능성이 큼을 의미한다. 넷째, 법정세율 인하와 각종 세제지원 혜택 등으로 세 부담이 줄어든 것은 사실이지만, 여전히 경쟁국들에 비해서는 세 부담이 높고 세원도 비교적 넓은 것으로 조사되었다.

투자와 관련된 특징으로는, 첫째, 투자지출이 외환위기 이전까지는 대체로 안정적인 성장 기조를 유지하였으나 외환위기를 경험하면서 급격하게 줄어들었다는 점이 발견된다. 특히 2000년 말 IT버블의 붕괴 이후 3~4년에 걸쳐 설비투자 증가율이 정체수준에서 벗어나지 못하는 실정이다. 2001년과 2002년 연속 제조업중의 유형자산증가율이 음(-)을 기록하였으며, 그나마 주택투자의 빠른 회복세로 총고정자본형성은 소폭의 증가세를 유지할 수 있었다. 둘째, 투자 대상이 축소되었으며, 투자 환경도 점차적으로 악화되고 있다. 과거에는 경제성장과 더불어 경공업에서 중화학공업, 중화학공업에서 IT산업으로 대규모의 투자가 이루어졌다. 그러나 최근 들어서는 기존 주력사업을 대체할 만한 새로운 유망산업의 등장이 매우 제한적이다. 반면 기존의 주력산업들은 전반적인 과잉설비로 추가적인 투자가 어렵고, 후발 국가들이 동 산업에 투자를 확대하면서 우리나라는 고임금·고원가 등으로 경쟁력을 상실하고 있다. 셋째, 개별 기업 차원에서의 기업전략도 투자에 부정적인 영향으로 작용하고 있다. 주식시장이 개방화되면서, 외국인 지분 비중이 높아지고 외국 자본이 우량기업에 집중적으로 들어오자 경영권 방어가 중요한 문제로 부각되었다. 적대적 M&A에 대한 방어 수단으로 잠재적인 경쟁력 제고의 수단이 투자보다는 현금보유를 선호하는 경향이 짙어

지면서, 이 또한 투자에 부정적인 영향을 미치고 있다.

기업의 투자부진에 관한 이 같은 현황은 법인세 부담의 경감을 통해 투자를 진작시키는 것이 필요하다는 정책 요구로 연결되면서 법인세 인하의 주요 논거로 이용되고 있다. 경제성장의 주요 동력인 투자를 진작시키기 위해서는 투자대상 확대 및 환경조성, 개별 기업 차원에서의 다양한 투자지원책이 필요한 것은 사실이지만, 투자확대 방안으로서 요구되고 있는 기업에 대한 세부담 인하가 얼마만큼의 투자증대 효과가 있는지는 엄밀한 과학적 분석에 의해서 검토되어야만 한다. 이러한 취지에 입각하여, 본 보고서는 개별기업에 관한 미시 자료를 바탕으로 법인세부담의 지표 중 하나인 평균유효세율을 측정하고, 이를 투자수요 모형에 결합함으로써 법인세 부담이 투자에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다.

본 연구에 이용된 개별기업 자료의 사전분석 결과로부터, 기업 활동과 관련한 다음의 몇 가지 사실을 알 수 있다. 첫째, 평균유효세율 개념과 유사한 개별 기업의 법인세차감전순이익 대비 법인세 부담의 추이는 외환위기 기간을 제외하면 완만하게 줄어드는 것으로 조사되었다. 즉, 이는 세부담을 줄이기 위한 정부의 법정세율 인하정책이 실제 개별기업 차원에서 세부담 축소효과로 반영됨을 의미한다. 둘째, 개별 기업의 총자산 대비 순투자 비중은 2001년 급격하게 감소한 후 하향 안정화된 모습을 보이는 데 반해, 총자산 대비 현금흐름은 2000년부터 크게 증가하기 시작하여 점차적으로 현금보유 비중이 확대되고 있다. 이것은 개별기업 차원에서 투자재원이 되는 영업활동을 통해 창출한 잉여현금이 투자 대상 축소 및 투자 환경 악화 등 악재 때문에 투자로 이어지지 못하고, 기업 내부에 축적되고 있음을 암시한다. 셋째, 토빈Q는 1997년 이후 계속해서 1 이하의 값을 보이고 있으며, 2004년에는 0.8에 근접하였다. Q 값이 1보다 작은 경우는 성장기회가 낮은 과대투자기업으로 분류할

수 있기에, 현재 투자가 포화상태임을 알 수 있다. 넷째, 전체 분석 대상 기간 평균 기준으로, 제조업은 비제조업에 비해 투자비중은 높지만 세부담은 낮은 것으로 조사되었으며, 제조업은 토빈Q값이 1보다 크나 비제조업은 토빈Q값이 1보다 작은 것으로 나타났다.

보고서의 핵심 주제인 세부담이 투자에 미치는 효과를 조사하기 위해 두 가지 종류의 투자함수인 토빈의 Q모형과 오차수정모형을 기본적인 실증분석모형으로 채택하고, 이를 금융상의 제약이나 가속도 효과를 통제할 수 있는 추가변수를 이용하여 확장하는 방법을 이용하였다. 여러 기간에 걸쳐 시행 또는 조정되는 투자의 특성으로 인해, 개별기업의 투자수요함수는 전형적인 동태패널모형의 형태를 가지며, 1983년부터 2004년까지 관측된 개별기업에 관한 불균형 패널자료를 이용하여 추정하였다. 불균형 동태패널모형에 대한 일치적인(consistent) 추정치를 얻기 위해 1계 차분 GMM과 연립 GMM 추정법을 활용하며, 각 모형에 대해서 다양한 도구변수의 선택에 따라 추정치가 어떻게 달라지는가를 보임으로써 추정 결과의 신뢰성을 높이고자 했다. 계수 추정치를 구하기 위해서 1단계와 2단계의 GMM 추정법 모두를 고려했다. 1단계 추정치에 대해서는 이분산일치 표준오차(heteroscedastic-consistent standard error)를 계산하였고, 2단계 GMM 추정치에 대해서는 통상적인 표준오차 계산과 더불어 Windmeijer(2005)의 수정에 따른 표준오차도 제시하였다. Q모형과 ECM모형에 관한 1계 차분 GMM과 연립 GMM의 추정 결과는 다양한 형태의 도구변수에 대해서 모형의 설정과 도구변수 선택이 타당하다는 귀무가설이 Sargan 검정에 의해 기각되지 않음을 보인다. 오차항의 고차상관에 대한 검정 결과도 1계 차분식의 오차항이 MA(1)을 따른다는 것에 위배되지 않아, 각 추정 결과의 유의미성에 대한 기본적인 통계적 요건이 충족되고 있음을 알 수 있다.

먼저, 토빈의 Q모형을 추정한 결과를 요약한다. 전기의 투자비중의 계수 추정치는 추정방법과 도구변수 선택에 관계없이 모두 통계적으로 유의미한 범위의 비교적 큰 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나, 설비투자를 계량모형화할 때 투자의 지속성 같은 동태적 특성을 고려하는 것이 중요함을 확인시켜 주고 있다. 토빈의 Q값은 금기와 전기를 총괄했을 때, 대체로 양(+)의 투자효과를 보여 이론에서 암시하는 바를 충족시키는 것으로 나타나지만 그 절대값은 크지 않아, 투자결정 과정에서 이 변수가 갖는 경제학적 중요성은 이론에서 예상되는 수준을 크게 하회하고 있다.

매출액 증가율과 현금흐름비중은 대부분의 추정 결과에서 모두 투자에 유의미한 양(+)의 영향을 미치고, 상대적으로 큰 설명력을 지니는 것으로 나타났다. 전기 대비 100%의 매출액 증가는 대략 총자산 대비 투자비중을 1~2% 정도 증가시키는데, 이는 평균 투자비율의 절대적 수준을 고려할 때 상대적으로 큰 값에 해당한다고 볼 수 있다. 거의 모든 추정방법에 있어서 일관되게 법인의 세부담은 투자에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 보고되어, 이론적 예측과 부합되는 결과를 보여준다. 그러나 매출액과 현금흐름 향이 갖는 설명력에 비하면, 세부담의 투자효과는 매우 미미한 수준에 불과하여, 투자모형에서 이 변수가 차지하는 경제학적 중요성은 실증적으로 규명된다고 하기 어렵다. 실제로, 1단계 GMM이나 수정된 2단계 GMM 추론에 기초한 보수적 방법의 통계적 유의성 판단 기준에 의하면, 일부 도구변수 선택을 제외하고는 세부담 변수의 영향력은 통계적으로 무시될 만한 수준의 것이었다. 추정결과는 적어도 세부담의 투자효과가 개별기업의 미시자료를 통해서는 대단히 제한적으로만 발견될 뿐이고, 그 효과가 실사 존재한다 하더라도 매우 미약한 수준에 불과하다는 것을 시사한다.

오차수정모형은 법인세의 투자효과를 분석함에 있어 주식가격 자

료를 필요로 하지 않아, Q모형 분석에서 사용된 것보다 풍부한 형태의 패널 자료를 통해 추정할 수 있다. Q모형의 경우와 마찬가지로, 전기의 투자비중의 계수 추정치는 추정방법에 관계없이 통계적으로 유의한 양(+)의 부호를 갖고 있어, 오차수정모형에서도 설비투자의 지속성이라는 동태적 특성이 확인된다. 매출액 증가율 역시 대부분의 추정방법에서 투자에 유의한 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났으며, Q모형의 경우에 비해 계수 추정치의 절대값은 다소 상승하였다. 실제자본스톡의 희망자본스톡 초과치를 나타내는 오차수정항의 계수 추정치는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 취하여, 투자는 장기적인 균형에 상응하는 자본의 수준을 회복하는 안정적인 조정과정을 따른다는 오차수정모형의 기본이론에 부합한 결과를 보이고 있다. 현금흐름비중의 계수추정치는 상당히 큰 값을 갖는 것으로 나타나고 있는데, 이는 Q모형의 경우보다도 2배에서 3배 정도 큰 값에 해당한다.

오차수정모형에서도 세부담은 투자에 음(-)의 효과를 보이고 있으나 통계적으로 유의한 경우는 단순 2단계 GMM 추론방법에 국한되어 있어, 이 방법의 유의성 과장 위험 가능성을 고려하면 그 결과를 신뢰하기 어렵다. 추정방법과 도구변수 선택에 따라 세부담의 계수 추정치가 민감한 변화를 보인다는 점 역시 세부담과 투자 사이에 존재하는 안정적 관계를 의심하게 한다. 이 같은 추정결과를 종합적으로 판단할 때, 오차수정모형에서 나타난 세부담의 투자효과는 Q모형의 경우보다도 더 불안정한 것으로 평가되며 통계적 강건성(robustness)이라는 기준을 충족하기에는 미흡하다고 여겨진다.

개별기업 자료에 기초한 이상의 추정 결과로부터 세부담의 투자효과는 음(-)의 방향으로 나타나지만, 그 효과의 크기는 통계적으로 유의미하지 않은 경우가 많음을 알 수 있다. 부분적으로 통계적 유의성이 확인된 경우가 일부 있지만, 이때 계수 추정치의 절대값은

0.01 근처의 매우 낮은 수준이어서, 본 연구결과에서 나타나는 세부담 인하의 투자증대 효과는 일반적인 기대보다 훨씬 작았다. 예를 들어 5%의 세부담 인하는 전체 자산스톡 대비 투자비중을 0.05% 가량 증가시키게 되는데, 이는 평균적인 투자비중(5%)의 100분의 1에 불과한 수준이다. 그러나 이러한 실증결과가 세부담이 투자에 전혀 영향을 주지 않아 궁극적으로 경제성장에 기여하지 못한다는 확정적인 결론을 의미하지는 않는다. Lee & Gordon(2005)은 법인세가 기업투자에는 영향을 미치지 못할지라도 기업가 활동의 변화를 가져와 전체 경제성장에는 유의미한 영향을 미칠 수도 있음을 보였다. 실증분석 결과에 근거하면, 법인세율이 낮은 국가는 비교적 경제성장이 빠르게 진행된 경향이 있는 것으로 나타났다. 이와 같이 Lee & Gordon(2005)이 세부담의 장기적·간접적인 효과까지를 감안한 것과 달리, 본 연구는 단지 개별기업 차원에서 세부담이 투자에 미치는 단기적·직접적 효과만을 살펴본 것이다.

다음으로 실제 분석에서 이용된 세부담 지표는 비교적 단순한 것으로, 이것이 기업의 투자요인 분석을 위해 가장 적절한 지표인가는 세심하게 고려할 필요가 있다. 이론적 측면에서 볼 때, 기업의 투자에 직접적인 영향을 미치는 세부담으로는 한계유효세율을 이용하는 것이 적절할 것이다. 투자가 1단위 증가함에 따른 실질 세부담의 증가를 측정하는 한계유효세율은 개념적으로는 조세의 투자효과를 분석하는 데 있어서 매우 유용한 지표이다. 그러나 이 지표는 자본시장의 균형을 전제로 하며, 그 계산 과정에 많은 가정과 단순화가 필요하다. 실제로 한계세율을 계산하기 위해서는 경제적 감가상각률, 물가상승률의 예측치, 세전 및 세후수익률 등이 요구되나, 현실적으로 기업회계 자료를 이용하여 이를 정확하게 측정하기는 어렵다. 이러한 이유로 인해 다수의 연구에서는 개별기업의 세부담을 측정할 때 평균유효세율을 채택하는 경우가 많다. 평균유효

세율 이용과 관련해 주의해야 할 점은 음(-)의 세전소득을 갖는 기업자료의 처리문제이다. 결손이 발생한 기업에 대해서 우리나라는 5년 동안 이월공제(중소기업을 대상으로 1년 동안 소급공제)를 허용하고 있음에도, 기업회계자료상에는 이러한 공제내역이 나타나 있지 않아 결손공제 해당 연도의 세부담 측정은 부정확해질 수밖에 없다. 또한 음(-)의 세전소득을 갖는 기업의 경우, 평균유효세율은 더 이상 의미가 없기에 이를 분석자료에서 제외시킬 수밖에 없고, 그 결과 자료의 수는 대폭 감소하게 된다. 조세의 투자 효과를 분석하는데 있어서 양(+의 이윤을 갖는 기업만을 고려하는 것은 편향된 자료 사용이라는 한계가 있다. 이를 보완하기 위해 추후 연구에서는 기업의 과세소득과 법인세비용을 다년도에 걸쳐 합산하는 방법을 이용할 수도 있을 것이다.¹⁵⁾

한편 투자세액공제 및 준비금, 특별감가상각 등의 조세인센티브 제도는 기업의 투자결정에 중요한 요인으로 작용하게 되지만, 본 연구에서는 세무자료에 대한 접근제약으로 인해 이를 충분히 반영할 수 없었다. 이외에도 Desai & Goolsbee(2004)의 연구에서 제한한 Q값의 측정오차 및 조세조정 Q모형 등의 문제를 감안하는 방법을 살펴볼 필요가 있다. 투자는 미래 수익의 기대에도 영향을 받기 때문에 장래 수익성을 예측하는 변수로 Q값을 이용하는 토빈Q모형에서는 주식시장의 왜곡 등에 따라 발생할 수 있는 Q값의 측정오차 문제가 있을 수 있다. 본 연구의 결과에서도 Q의 계수 추정치가 이론적인 예측과 달리 유의성이 낮은 작은 값을 보여 Q의 측정오차 가능성에 대한 검증이 필요하지만, 보다 정확한 Q값 계산에 필요한 가정 설정의 자의성, 자료확보 및 처리의 문제 등으로 이를

15) 이와 같은 방식으로 과세소득이 음(-)인 기업의 세부담을 계산하여 분석자료에 포함한다면, 이러한 기업의 세부담은 대체로 전체기업의 세부담 평균에 비해서도 낮은 가능성이 높고 투자도 크지 않아, 법인세 인하에 따른 투자증대 효과가 더욱 작을 수 있을 것이다.

배제하였다. 그리고 조세확장 Q모형 대신 Desai & Goolsbee(2004)가 보완한 Summers(1981)의 조세조정 Q를 활용하는 것을 검토할 수 있으나, 후자의 경우에 조세조정 Q를 통해 간접적으로 나타나는 세부담의 효과를 정량적으로 측정하기에는 어려움이 있다.¹⁶⁾

16) 조세조정 Q를 통해서는 세부담의 독립적인 효과를 고려하기가 어렵고, 또한 실제 단순 Q값과 조세조정 Q값을 비교한 이만우·김영욱(2000)의 연구 결과를 보면 시간에 따른 추세의 차이는 없고 단지 단순 Q값이 조세조정 Q값에 비해 상대적으로 작게 측정되었다. 따라서 본 연구는 세부담의 효과를 간접적으로 살펴보는 조세조정 Q모형 대신 단순 Q모형에 세부담의 효과를 독립적으로 파악하는 변수를 확장한 모형을 채택하는 것이 기업의 세부담 인하에 따른 투자증가 효과를 파악하기에 보다 적합한 모형이라는 판단하에 시행한 것이다.

참 고 문 헌

- 곽태원, 『법인소득 과세의 이론과 현실』, 한국조세연구원, 2005. 8.
- _____, 『감가상각제도와 자본소득과세』, 한국개발연구원, 1985.
- _____, 『조세론』, 법문사, 2000.
- _____, 『조세유인과 우리나라 법인기업의 재무구조』, 한국개발연구원, 1988 겨울호.
- 곽태원·정승태, 『조세정책과 법인기업 재무구조』, 『공공경제』 제3권 2호, 1998, pp. 22~38.
- 국세청, 『국세통계연보』 각 연도.
- 김경수·김우택·박상수·장대홍, 『한국상장기업을 위한 토빈 Q의 추정』, 『한국경제의 분석』 제2권 제2호, 한국금융연구원, 1996.
- 김성태·이인실·안중범·이상돈, 『KOCGE 모형을 이용한 법인세 개편의 효과 분석』, 『경제학연구』 제51집 제1호, 한국경제학회, 2003, pp. 5~34.
- 김영옥, 『한국 상장기업의 재무제약과 투자행태: 토빈 Q 투자모형을 중심으로』, 『고려대학교 경제학과 박사학위 논문』, 1999.
- 김유찬, 『경제활성화를 위한 효과적인 감세정책의 모색』, 세무학회 발표자료, 2003.
- 김지수·정기웅, 『규모극대화, 경영자지분과 기업의 자본적 투자지출』, 『재무관리연구』, 2000, pp. 1~28.
- 김지수·조정일, 『기업의 투자지출과 자금조달의 관계에 관한 연구』, 『재무관리연구』, 2000, pp. 1~25.
- 김진수·박형수·안중석, 『주요국의 법인세제 변화추이와 우리나라 법인세제의 개편방향』, 한국조세연구원, 2003.

- 김태중·이영·성태윤, 『산업별 조세규제의 측정과 영향 분석』, 한국개발연구원, 2005.
- 김현숙, 『기업의 세부담이 투자 및 고용에 미치는 영향에 대한 실증분석』, 재정포럼 제98호, 한국조세연구원, 2004. 8.
- 남상우, 『이중금융구조하의 기업재무구조』, 『한국개발연구』, 1984 가을호, pp. 55~68.
- 노현섭·서갑수·서종길, 『한계세율의 측정방법에 관한 실증연구』, 『재정연구』 제10권 제2호, 2004. 8.
- 박기백·김진, 『법인세 부담연구』, 한국조세연구원, 2004. 12.
- 송경석, 『환율변화가 설비투자에 미치는 영향』, 『산은조사연구』, 한국산업은행, 1997.
- 신선우, 『기업의 금융제약이 재고투자에 미치는 영향』, 『경제분석』, 한국은행 금융경제연구원, 2003, pp. 107~134.
- _____, 『자본시장 불완전성과 환율 불확실성이 기업투자에 미치는 영향』, 『금융연구』, 2003, pp. 83~112.
- 신선우·이훈현, 『금융부문발전과 기업투자』, 『재정연구』, 2002, pp. 39~75.
- 오원선·유성용·김진환, 『법인세율 및 자본비용의 변화가 기업규모별 자본투자에 미치는 영향』, 『중소기업연구』, 제25집 제2호, 2003년 6월, pp. 76~101.
- 원윤희, 『유효한계세율의 측정을 통한 우리나라 자본소득과세 분석』, 『한국조세연구』 제11권, 한국조세학회, 1996, pp. 113~155.
- 원윤희·현진권, 『한국의 유효한계세율: 1960~1998년 기간을 중심으로』, 『한국경제의 분석』 제6권 제3호, 한국금융연구원, 2000.
- 윤건영, 『자본소득세정책의 투자유인효과분석』, 재정논집 제2집, 한국재정학회, 1988. 3.
- _____, 『자본소득과세와 자본의 배분』, 『한국조세연구』 제4권, 한국

- 조세학회, 1988, pp. 122~158.
- 윤건영·김중웅, 『동태적 일반균형모형을 이용한 조세정책의 효율성 평가 : 자본소득세와 근로소득세를 중심으로』, 『한국조세연구』 제10권, 한국조세학회, 1995, pp. 37~79.
- 윤건영·임주영, 『조세지원제도의 현황과 개선방향』, 한국조세연구원, 1993.
- 윤봉한, 『기업투자의 재무적 결정요인에 관한 연구』, 『재무연구』 제7호, 1994. 2, pp. 57~80.
- 윤봉한·오규택, 『투자결정과 자본조달 결정의 통합적 수행여부에 관한 실증분석』, 『재무연구』, 1999, pp. 95~124.
- 이만우·김영옥, 『상장기업의 재무제약과 투자: 조세조정 토빈 Q모형의 분석』, 『공공경제』 5, 2000, pp. 33~63.
- 이병기, 『기업투자의 현금흐름 민감성에 대한 실증분석 : 기업규모를 중심으로』, 『산업조직연구』 8, 2000, pp. 75~101.
- _____, 『한국기업의 투자행태 - 주거래은행과 소유구조의 영향분석』, 한국경제연구원, 2000. 12.
- 이윤재·김경표, 『법인세 인하가 기업투자를 촉진시키는가?-한국기업을 중심으로 1986~1997』, 한국산업경제학회 춘계학술발표회 논문집, 2004년 6월 19일, pp. 111~128.
- 이인실·김성태·안중범·이상돈, 『법인세제 개편방향에 관한 연구』, 한국경제연구원, 2002.
- 재정경제부, 『조세개요』, 2005. 9.
- 전영준, 『CGE 모형을 이용한 법인세의 성장 및 분배효과 분석』, 『경제분석』 제9권 제2호, 한국은행, 2003, pp. 135~182.
- 조삼용·신선우·이훈현, 『레버리지가 기업투자결정에 미치는 영향: System-GMM을 이용한 상장제조기업 패널 분석』, 『재정연구』 제10권 제2호, 한국조세연구원, 2004. 8.

- 최창규, 『환율변동성 및 환율수준변화가 투자에 미치는 효과분석』,
『경제분석』 제5권 제3호, 1999, pp. 110~130.
- 한국은행, 『국민계정』, 각 연도.
- _____, 『기업경영분석』, 각 연도.
- 한국조세연구원, 『조세관련통계자료집』.
- _____, 『중장기 세제개혁』, 자본소득과세편, mimeo, 2005.
- Ahn, S. C., and P. Schmidt, “Efficient Estimation of Models for dynamic Panel Data,” *Journal of Econometrics* 68, 1995, pp. 5~27.
- Anderson, T. W. and C. Hsiao, “Estimation of Dynamic Models with Error Components,” *Journal of the American Statistical Association* 76, 1981, pp. 598~606.
- _____, “Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data,” *Journal of Econometrics* 18, 1982, pp. 47~82.
- Arellano, M., Bond, S. R., “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations,” *Review of Economic Studies* 58, 1991, pp. 277~298.
- _____, Dynamic panel data estimation using DPD98 for GAUSS. http://www.ifs.org.uk/sta3/steve_b.shtml, 1998.
- Arellano, M., Bover, O., “Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models,” *Journal of Econometrics* 68, 1995, pp. 29~52.
- Auerbach, Alan J., “Share Valuation and Corporate Equity Policy,” *Journal of Public Economics* 11, 1979a, pp.

291~305.

- Auerbach, Alan J., "Wealth Maximization and the Cost of Capital," *Quarterly Journal of Economics* 93, 1979b, pp. 443~446.
- Ballard, Charles L., John B. Shoven and John Whalley, "General Equilibrium Computations of the Marginal Welfare Costs of Taxes in the United States," *American Economic Review* 75, March 1985a, pp. 128~38.
- _____, "The Total Welfare Cost of the United States Tax System: A General Equilibrium Approach," *National Tax Journal* 38, June 1985b, pp. 125~40.
- Bean, C. R., "An Econometric Model of Manufacturing Investment in the UK," *Economic Journal* 91, 1981, pp. 106~121.
- Blanchard, O., "The Production and Inventory Behavior of the American Automobile Industry," *Journal of Political Economy* 91, 1983, pp. 365~400.
- Blundell, R. W., Bond, S. R., "GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions," *Econometric Reviews* 19, 2000, pp. 321~340.
- _____, "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models," *Journal of Econometrics* 87, 1998, pp. 115~143.
- _____, Windmeijer, F., *Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator*. In: Baltagi, B. (Ed.), *Nonstationary Panels, Panel* 2000.

- Bond, S., and C. Meghir, "Dynamic Invest Models and Firm's Financial Policy," *Review of Economic Studies* 61, 1994, pp. 197~222.
- Bond, Stephen R., and Michael P. Devereux, "On the Design of a Neutral Business Tax under Uncertainty," *Journal of Public Economics* 58, 1995, pp. 57~71.
- Desai, Mihir A. and Goolsbee, Austan D., "Investment, Overhang, and Tax Policy," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 2004, pp. 285~355.
- Devereux, M. and Schiantarelli, F., "Investment, Financial Factors, and Cash Flow: Evidence from U. K. Panel Data," Hubbard, R. G. ed., *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, 1990, pp. 39~105.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard and B. C. Petersen, "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1988, pp. 141~195.
- Feldstein, Martin, "Tax Incidence in a Growing Economy with Variable Factor Supply," *Quarterly Journal of Economics* 88, 1974b, pp. 551~573.
- _____, "Tax Incidence in a Growing Economy with Variable Savings Rates," *Review of Economics Studies* 41, 1974a, pp. 505~513.
- _____, "Which Effective Tax Rate?," *National Tax Journal* 37, March 1984, pp. 23~41.
- Galeotti, M., Schiantarelli, F. and Jaramillo, F., "Investment Decisions and the Role of Debt, Liquid Assets, and Cash Flow: Evidence from Panel Data," *Applied*

- Financial Economics* 4, 1994, pp. 121~132.
- Gilchrist, S. and C. P. Himmelberg, "Evidence on the Role of Cash Flow in Reduced-Form Investment Equations," *Journal of Monetary Economics* 36, 1995, pp. 541~572.
- Goolsbee, Austan D., "Measurement Error and the Cost of Capital," *National Tax Journal* 53, 2000, pp. 215~228.
- _____, "Taxes and the Quality of Capital," *Journal of Public Economics* 88(3-4), 2004, pp. 519~543.
- Gordon, Robert J., "The Incidence of the Corporation Income Tax in Manufacturing, 1925-62," *American Economic Review* 57, September 1967, pp. 731~758.
- Graham, J. R., "Debt and Marginal Tax Rates," *Journal of Financial Economics* 41, 1996, pp. 41~73.
- _____, "Proxies for the Corporate Marginal Tax Rate," *Journal of Financial Economics* 42, 1996, pp. 187~221.
- Gravelle, J.G., and K. Smetters, "Who Bears the Burden of the Corporate Tax in the Open Economy?," NBER Working Paper, 2001.
- Hansen, L. P., "Large sample properties of generalized method of moments estimators," *Econometrica* 50, 1982, pp. 1029~1054.
- Harberger, Arnold C., "Efficiency Effects of Taxes on Income from Capital," in M. Krzyzaniak(ed.), *Effects of Corporation Income Tax*, Detroit: Wayne State University Press, 1966.
- _____, "Taxation, Resource Allocation, and Welfare," in *The Role of Direct and Indirect Taxes in the Federal*

- Reserve System*, Princeton University Press 1964a, (Reprinted in Harberger, *Taxation and Welfare*, Little, Brown and Company, 1974).
- _____, “The ABCs of Corporate Tax Incidence: Insight into the Open Economy Case,” in *Tax Policy and Economic Growth*, Center for Policy Research, American Council for Capital Formation, 1995.
- _____, “The Incidence of the Corporate Income Tax,” *Journal of Political Economy* 70, June 1962, pp. 215~40.
- _____, “The Measurement of Waste,” *American Economic Review*, May 1964b, pp. 58~76.
- Hayashi, Fumio, “Tobin’s Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation,” *Econometrica* 50, 1982, pp. 213~224.
- Holt, Charles C.; Modigliani, Franco; Muth, John F.; and Simon, Herbert A. *Planning Production, Inventories, and Work Force*. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall, 1960.
- Hoshi, T., Kashyap, A. and Scharfstein, D., “Corporate Structure, Liquidity, and Investment : Evidence from Japanese Panel Data,” *Quarterly Journal of Economics* 106, 1991, pp. 33~60.
- IMF, A Framework for Tax Modernization, Sep 2005.
- Jensen, M., “Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers,” *American Economic Review* 76, 1986, pp. 323~329.
- Jorgenson, D.W. and M.A., Sullivan, “Inflation and Corporate Capital Recovery,” in Charles R. Hulten(ed.), *Depreciation*,

- Inflation, and the Taxation of Income from Capital*, The Urban Institute Press, 1981, pp. 171~238.
- Jorgenson, Dale W. and Kun-Young Yun, "The Excess Burden of Taxation in the US," in Anthonie Knoester (ed.), *Taxation in the United States and Europe*, New York: St. Martin's Press, 1993, pp. 117~136.
- Jorgenson, D.W., "Capital Theory and Investment Behaviour," *American Economic Review* 53(2), 1963, pp. 247~259.
- King, M. A. and D. Fullerton, *The Taxation of Income from Capital* (eds.), Chicago: The university of Chicago Press, 1984.
- Krzyzaniak, Marion and Richard A. Musgrave, *The Shifting of the Corporation Income Tax*, Baltimore: Johns Hopkins Press, 1963.
- Lang, L.E., Ofek, E. and R.M. Stulz, "Leverage, Investment, and Firm Growth," *Journal of Financial Economics* 40, 1996, pp. 3~29.
- Manzon, G., "The role of taxes in early debt retirement," *Journal of the American Taxation Association* 16(1), 1994, pp. 87~100.
- Mendoza, E. G., A. Razin and L. L. Tesar, "Effective Tax Rates in Macroeconomics: Cross-Country Estimates of Tax Rates on Factor Incomes and Consumption," NBER Working Paper 4864, September 1994.
- Modigliani, Franco and Merton Miller, "The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment," *American Economic Review* 48, June 1958, pp. 261~97.

- Modigliani, Franco and Merton Miller, “Corporate Income Taxes and the Cost of Capital,” *American Economic Review* 53, 1963, pp. 433~43.
- Myers, S. and N.S. Majuf, “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have,” *Journal of Financial Economics* 13, 1984, pp. 187~221.
- Myers, S. C., “Determinants of Corporate Borrowing,” *Journal of Financial Economics* 5, 1977, pp. 147~175.
- OECD, Tax Database, 2005.
- OECD, Revenue Statistics, 2005.
- Pindyck, R., “Irreversibility, Uncertainty, and Investment,” *Journal of Economic Literature* 29, 1991, pp. 1110~1148.
- _____, “A note on competitive Investment under Uncertainty,” *American Economic Review* 83, 1993, pp. 273~277.
- Roodman, D., XTABOND2, STATA Module to Estimate Dynamic Panel Data Models. Center for Global Development, Washington, 2003.
- Shevlin, T., “Estimating corporate marginal tax rates with asymmetric tax treatment of gains and losses,” *Journal of the American Taxation Association* 11(1), 1990, pp. 51~67.
- Shoven, John B. and J. Whalley, “A General Equilibrium Calculation of the Effects of Differential Taxation of Income from Capital in the U.S.,” *Journal of Public Economics* 1, 1972, pp. 281~321.
- _____, “The Incidence and Efficiency Effects of Taxes on

- Income From Capital," *Journal of Political Economy* 84, December 1976, pp. 1261~84.
- Staiger, D., Stock, J. H., "Instrumental variables regression with weak instruments," *Econometrica* 65, 1997, pp. 557~586.
- Stulz, R., "Managerial discretion and optimal financing policies," *Journal of Financial Economics* 26, 1990, pp. 3~27.
- Summers, Lawrence H., "Tax Policy and Corporate Investment: A q-theory Approach," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1981, pp. 67~127.
- _____, "Tax Policy and International Competitiveness," in Jacob A. Frenkel (ed.) *International Aspects of Fiscal Policies*, Chicago and London : University of Chicago Press, 1988, pp. 349~380.
- Tobin, James, "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking* 1, 1969, pp. 15~29.
- West, K., "A Variance Bounds Test of the Linear Quadratic Inventory Model," *Journal of Political Economy* 94, 1986, pp. 374~401.
- Windmeijer, F., "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators," *Journal of Econometrics* 126, 2005, pp. 25~51.
- _____, A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-Step GMM Estimators, Institute for Fiscal Studies Working Paper Series No. W00/19, London, 2000.

Young Lee and Roge H, Gordon, "Tax Structure and Economic Growth," *Journal of Public Economics* 89, 2005, pp. 1027~1043.

Zimmerman, J. L. "Taxes and firm size," *Journal of Accounting and Economics* 5(August), 1983, pp. 119~149.

법인세 부담이 기업의 투자활동에 미치는 효과 분석

김 우 철

외환위기 이후 법인세수의 급속한 증가세는 법인의 세부담에 대한 논란을 가속화시키는 것은 물론 최근 경기침체와 투자부진에 대한 정책적 대응으로서 법인세 인하를 요구하는 주장에까지 이르고 있다. 본 보고서는 이러한 법인세 개편 논의에 있어 여러 쟁점 사항을 검토하고, 핵심적인 논의의 대상이 되고 있는 세부담의 투자효과를 실증적으로 분석하는 데 그 목적이 있다.

우리나라 법인의 세부담과 투자 지출에 관한 최근 현황은 다음과 같이 요약될 수 있다. 개별 법인의 재무자료에 근거한 법인세차감 전순이익 대비 법인세비용, 즉 평균유효세율은 감소하는 추이를 보이고 있다. 반면 법정세율의 지속적인 인하에도 불구하고 GDP 및 국세 대비 법인세 비중은 증가하고 있는데, 이는 기업의 수익성 확대 및 재무구조의 개선, 법인 수의 증가 등으로 인한 과세기반의 확충과 관련된 것으로 보인다. 안정적인 성장세를 보이던 투자지출은 외환위기 이후 급격히 감소하였으며, 2000년 말 IT버블의 붕괴 이후 3~4년 동안 설비투자 증가율이 계속해서 정체된 모습을 보이고 있다. 외환위기 이후 구조조정과 재무건전성 개선 노력에 따른 효과로 개별 기업의 수익성이 대폭 개선되어 현금흐름이 증가하였지만, 이러한 유동성 증대는 실질적인 투자확대로 연결되지 않고 있는 실정이다.

법인세 개편을 통해 최근 부진했던 투자를 활성화하고 경제성장의 동력을 강화할 수 있다는 주장의 핵심 논거는 세부담 완화를 통한 투자증진 효과에 있다. 본 연구에서는 한국신용평가정보의 개별 기업에 관한 미시 자료(Kis-value)를 바탕으로 법인세 부담의 지표 중 하나인 평균유효세율을 측정하고, 이를 투자수요 모형에 결합하여 법인의 세부담이 투자에 미치는 효과를 분석했다. 기본투자모형으로는 토빈의 Q모형과 오차수정모형을 이용하며, 모형의 현실성 제고를 위해 유동성 제약과 가속도 효과를 추가한다. 개별기업 자료의 속성과 여러 기간에 걸쳐 시행 또는 조정되는 투자의 특성으로 인해, 투자함수는 전형적인 동태패널모형의 형태로 주어지며, 이의 식별과 추정을 위해서 Arellano & Bond(1991)와 Blundell & Bond(1998)에 의해 개발된 1계 차분 GMM과 연립 GMM을 이용한다.

토빈의 Q모형 및 오차수정모형에 대한 실증분석은 대체적으로 경제이론의 예측과 부합된 결과를 보여주고 있다. 전기의 투자비중의 계수 추정치는 통계적으로 유의미한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나, 설비투자를 계량모형화할 때 투자의 지속성과 같은 동태적 특성을 고려하는 것이 중요함을 확인시켜 주고 있다. 매출액 증가율과 현금흐름비중은 대부분의 추정 결과에서 모두 투자에 유의미한 양(+)의 영향을 미치고, 상대적으로 큰 설명력을 지니는 것으로 나타났다. 세부담의 투자효과는 음(-)의 방향으로 나타나지만, 그 효과의 크기는 통계적으로 유의미하지 않은 경우가 대부분이다. 부분적으로 통계적 유의성이 확인된 경우가 일부 있지만, 이때 계수 추정치의 절대값은 매우 낮은 수준이어서, 본 연구 결과에서 나타나는 세부담 인하의 투자증대 효과는 일반적인 기대보다 훨씬 작았다. 예를 들어 5%의 세부담 인하는 전체 자산스톡 대비 투자비중을 0.05% 가량 증가시키게 되는데, 이는 평균적인 투자비중(5%)의

100분의 1에 불과한 수준이다.

그러나 이러한 실증분석 결과로부터 세부담이 투자에 전혀 영향을 미치지 못한다는 확정적인 결론을 도출할 수는 없다. 본 연구에서 채택한 모형은 단지 세부담 인하가 투자에 미치는 단기적이고 직접적인 효과만을 고려한 것이며, 중장기적이고 간접적인 효과까지 분석 대상에 포함한 것은 아니다. 분석의 목적상 한계유효세율이 더 적절한 세부담 지표일 수 있으나 개별기업 차원의 자료부족으로 평균유효세율을 이용할 수밖에 없었다는 점 또한 고려되어야 할 것이다.

끝으로 투자세액공제 및 준비금, 특별감가상각 등의 조세인센티브 제도는 기업의 투자결정에 중요한 요인으로 작용하지만, 본 연구에서는 세무자료에 대한 접근제약으로 인해 이를 충분히 반영할 수 없는 어려움이 있었다.

<Abstract>

The Effects of Corporate Tax Burden on Investment Behaviors: an analysis using company panel data

Woocheol Kim

This report, after a brief survey on the effective tax burden of firms, investigates how the corporate income tax affects the investment behaviors of firms in Korea. Using firm-level panel data (Kis-value provided by Korea Credit Evaluation and Information) between 1983 and 2004, we calculate the effective average rates of the corporate tax, which are to be combined with empirical investment equations based on Tobin's Q model and error correction model. Both types of tax-adjusted investment equations are presented in form of an unbalanced dynamic panel data model and estimated by applying the first-difference GMM and system GMM of Arellano and Bond(1991) and Blundell and Bond(1998), respectively. Since the estimated asymptotic standard errors of the efficient two-step GMM estimator can be severely downward biased in small samples, we need to put more emphasis on the statistical inference based on the simple one-step GMM or Windmeijer(2005)'s robust version of

two-step GMM. For various choices of instruments, cash flow and sales growth rate turn out to have both statistically and quantitatively significant effects on investment in fixed capital. The coefficients of the tax term, although having a negative sign, are not statistically significant in most cases. Even in a limited case where statistical significance of the tax effect is confirmed, the tax elasticity is far below the level of economic importance, implying that the tax burden does not play an essential role in the decision of investment.

<著者略歴>

김 우 철

서울대학교 경제학과 졸업
미국 Yale대 경제학 박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

研究報告書 05-08

법인세 부담이 기업의 투자활동에 미치는 효과 분석

2005년 12월 23일 인쇄
2005년 12월 30일 발행

저 자 김 우 철
발행인 최 용 선
발행처 한국조세연구원

[11318]-[71714] 서울특별시 송파구 가락동 79-6번지
전화: 2186-2114(대), www.kipf.re.kr

등 록 1993년 7월 15일 제21-466호

조판및
인 쇄 일 지 사

© 한국조세연구원의 2005

ISBN 89-8101-212-7

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 7,000원