

법인세제의 변화와 기업투자

- 토빈q 모형을 사용한 실증분석 -

곽태원·이병기·현진권

법인세제의 변화와 기업투자
- 토빈q 모형을 사용한 실증분석 -

1판1쇄 인쇄 / 2005년 12월 23일

1판1쇄 발행 / 2005년 12월 29일

발행처 / 한국경제연구원

발행인 / 노성태

편집인 / 노성태

등록번호 / 제318-1982-000003호

(150-756) 서울특별시 영등포구 여의도동 28-1 전경련회관
전화 3771-0001(대표), 3771-0057(직통) / 팩스 785-0270~1

<http://www.keri.org>

© 한국경제연구원, 2005

한국경제연구원에서 발간한 간행물은
전국 대형서점에서 구입하실 수 있습니다.
(구입문의) 3771-0057

ISBN 89-8031-390-X

6,000원

* 제작대행: (주)FKI미디어

발간사

지금까지 우리나라에서의 법인세 관련 정책수단에 관한 연구는 주로 정책의 변화가 자본비용 또는 유효세율에 어떠한 영향을 주는지를 계산하는 일에 집중되어 왔다. 기업투자행태에 관한 실증 분석들이 전혀 없다고는 할 수 없지만 법인세 관련 정책이 제대로 반영된 연구는 거의 없는 형편이다. 이런 이유 때문에 법인세 관련 정책수단들이 유효한지, 그리고 유효하다면 얼마나 유효한지, 즉 어느 정도의 효과가 있는지 등에 대해서는 거의 알지 못하는 상태에서 이러한 수단들을 사용해 왔고 또 이러한 정책의 채택여부에 관한 논의가 이루어져 왔다.

이번의 이 연구는 이러한 현실을 개선하는 데 기여할 의도로 추진되었다. 법인세 관련 정책수단들이 구체적으로 기업의 투자행태에 어떠한 영향을 주는지를 미시자료를 이용해 통계적으로 분석함으로써 법인세제상의 기업투자유인수단들의 유효성을 측정하려는 것이다. 법인세 인하를 통해 기업의 설비투자를 증대시키고 이를 통해 경제 활성화를 도모하지는 논의는 법인세 인하가 기업투자에 상당한 영향을 준다는 것이 실증될 때 힘을 받을 수 있다.

이번 연구는 그동안 축적된 분석기법 등을 우리나라 데이터에 적용해 우리나라 조세정책의 유효성을 평가해 보려는 목적으로 추진되는 것이다. 먼저 연도별 조세정책의 변화를 측정해 이것을

반영한 기업투자모형을 계량적으로 추정함으로써 정책효과를 실증해 보려는 것이다. 한국 법인세제의 변화를 고려한 이른바 조세조정Q를 계산하고 이를 이용해 한국 상장제조기업의 q투자합수를 추정했다. 이 분석을 통해 법인세제의 변화가 기업투자에 매우 큰 영향을 준다는 결과를 얻었다. 이 같은 연구결과는 투자활성화를 위해 법인세율의 인하나 조세경감 조치 등 법인세제의 변경을 통해 달성될 수 있다는 정책적인 함축성을 갖는 것이다.

본 연구를 위해 여러모로 도움을 주신 여러분께 감사드립니다. 이 연구는 서강대학교 경제학부 곽태원 교수, 본원의 이병기 연구위원 그리고 아주대학교 사회과학부 현진권 교수가 공동으로 한 연구결과이다. 우선 최종 세미나에서 유익한 논평을 해 주신 이화여자대학교 경제학부 전주성 교수와 프로포잘 세미나에서 논평해 주신 한국조세연구원 안종석 박사께 감사드립니다. 또한 익명의 두 서면논평자께서는 본 보고서의 미비점을 지적해 주심으로써 연구결과를 개선하는 데 많은 도움을 주셨다. 또한 이화여자대학교 통계학과 재학중인 김민정 씨는 자료수집과 계량분석에 많은 도움을 주었다. 다만 이 연구결과는 필자 자신의 개인적인 견해이며 한국경제연구원의 공식적인 견해를 나타내는 것은 아님을 밝혀 둔다.

2005년 12월
한국경제연구원
원장 노성태

목 차

요 약	10
제1장 서 론	17
제2장 우리나라 법인세제 변화추이	23
1. 우리나라 법인세제의 발전과 역할	25
(1) 법인세법의 도입과 정착	25
(2) 경제개발기의 법인세제	26
(3) 1980년대 이후의 법인세제 발전	28
2. 조세지원제도	29
(1) 조세감면규제법의 제정	30
(2) 경제개발기의 조세지원제도	31
(3) 1980년대 이후의 조세지원제도	32
3. 법인세율의 변천	33
4. 감가상각 관련제도의 변천	35
(1) 감가상각제도	36
(2) 자산재평가제도	37

제3장 법인세제의 변화와 기업투자..... 41

- 1. 법인세와 투자: 이론 43
 - (1) Jorgenson의 신고전파투자이론 44
 - (2) 조세조정Q 이론 45
- 2. 법인세와 기업투자: 실증분석결과들 48
 - (1) 연구추이 48
 - (2) 분석자료별 특징 51
 - (3) 실증결과에 대한 최근의 해석 52
 - (4) 한국의 실증연구 54

제4장 우리나라 제조업의 법인세제 변화와 기업투자 실증분석... 59

- 1. 분석모형 및 추정방법 61
 - (1) 분석모형 61
 - (2) 추정방법 65
- 2. 자 료 67
 - (1) 분석에 이용할 통계자료 67
 - (2) 투자 및 현금흐름 69
 - (3) 토빈q의 추정 69
 - (4) 조세조정Q의 추정자료 75
 - (5) 분석에 사용된 변수 통계요약 83

3. 실증분석 결과	86
(1) 전체표본에 대한 투자함수 추정 결과	86
(2) 기업규모별 투자함수 추정 결과	93
(3) 조세조정Q 변수의 분해와 추정 결과	98
 제5장 요약 및 정책적 시사점	 103
1. 연구결과의 요약	105
2. 정책적 시사점과 보완과제	108
 참고문헌	 110
 영문초록	 119

표 목차

<표 1> 신설된 조세지원제도의 종류	32
<표 2> 1980년대 조세지원제도의 변천	33
<표 3> 우리나라 법인세율의 변천	34
<표 4> 자산재평가법의 연혁	40
<표 5> 자산재평가법의 개정 내용	40
<표 6> 조세조정Q의 국가별 추정치의 비교	53
<표 7> 조세의 투자효과에 대한 전문가 조사결과	54
<표 8> 한계유효세율에 대한 기존연구	56
<표 9> 조세정책과 기업투자	58
<표 10> 감가상각 제도 개편에 따른 감가율의 변화	78
<표 11> 법인세제의 변화추이	79
<표 12> 조세유인정책의 추이	80
<표 13> 자산종류별 투자추이	82
<표 14> 표본기업의 평균의 요약통계표	83
<표 15> 전체표본에 대한 조세조정Q와 기업투자 관계	92
<표 16> 대규모기업과 중소기업의 조세조정Q와 기업투자 관계	95
<표 17> 재벌기업과 독립기업의 조세조정Q와 기업투자 관계 ..	97
<표 18> 전체표본기업의 조세효과 분석결과	100
<표 19> 대규모기업·중소규모기업의 조세효과 분석결과	101
<표 20> 재벌기업과 독립기업의 조세효과 분석결과	101

그림 목차

<그림 1> 조세유인 수준의 변화.....	81
<그림 2> 조세조정Q의 시계열적인 변화.....	84
<그림 3> 조세조정Q와 조세미조정q-1의 비교.....	84
<그림 4> 전체표본의 투자비율의 변화추이.....	86

요 약

법인세는 우리나라 재정에서 중요한 세입수단으로 활용되어 왔지만 동시에 기업활동에 영향을 주기 위한 정책수단으로서도 매우 적극적으로 활용되어 왔다. 특히 최근에는 경기부진과 성장잠재력의 급속한 하락현상과 관련해 법인세의 개편을 통한 경제의 회복과 성장잠재력의 확충이 도모되어야 한다는 주장이 제기되고 있는 실정이다. 이러한 주장은 법인세 제도의 개편을 통해서 자본비용에 영향을 줄 수 있고 자본비용의 변화가 기업의 투자행태에 영향을 줄 수 있다는 신고전학파적인 추론에 주로 근거를 두고 있다.

지금까지 우리나라에서의 연구는 법인세 정책이 자본비용에 어떠한 영향을 주는지를 보여 주는 데 초점이 맞추어져 있었고 자본비용이 실제로 기업의 투자행태에 어떤 영향을 주는지를 실증적으로 분석하는 연구는 거의 이루어지지 못했다. 이 연구는 이러한 현실을 개선하는 데 기여할 의도로 추진되었다. 법인세 관련 정책수단들이 구체적으로 기업의 투자행태에 어떠한 영향을 주는지를 미시자료를 이용해 통계적으로 분석함으로써 법인세제상의 기업투자유인수단들의 유효성을 측정하려는 것이다.

법인세 인하를 통해 기업의 설비투자를 증대시키고 이를 통해 경제 활성화를 도모하자는 논의는 법인세의 인하가 기업투자에 상당한 영향을 준다는 것이 실증될 때 힘을 받을 수 있다. 기업관

런 세계개혁은 자본비용이나 조세효과가 반영된 q 값을 변화시킨다. 그리고 이러한 변수는 기업의 투자에 영향을 준다. 이와 같은 이론적 결론을 실증적으로 보여 주기 위한 연구는 미국을 중심으로 1960년대 후반부터 지속적으로 시도되었으나 만족할 만한 결과를 얻지 못했다고 볼 수 있다.

그러나 그동안의 연구경험의 축적과 새로운 데이터의 확보 그리고 새로운 추정기법 개발 등으로 이 분야의 연구가 꾸준한 진전을 보여왔고, 특히 최근에 Auerbach and Hassett(1991), Cummins, Hassett and Hubbard(1996) 등은 매우 의미 있는 추정결과를 제시하고 있다. 이들은 기업패널 자료를 사용해 조세조정 Q 와 자본비용을 엄밀하게 계측한 결과, 두 변수가 미국의 조세체계의 변화를 반영하면서 기업 투자를 설명하는 유의미한 요인임을 보였으며 현금흐름 계수의 통계적 유의성은 현저히 저하한다는 것을 보여 주었다. Auerbach and Hassett(1991), Cummins, Hassett and Hubbard(1996) 등의 연구는 기업 투자행태를 설명하는 변수들로서 q 와 자금제약 변수간의 충돌문제에 대한 대답을 제시한 중요한 의미를 갖는다고 할 수 있다. 특히 이 연구에 의해서 기업투자에 대한 조세정책의 유효성이 제대로 평가될 수 있게 되었기 때문이다.

본 연구는 그동안 축적된 분석기법 등을 우리나라 데이터에 적용해서 우리나라 조세정책의 유효성을 평가해 보려는 목적으로 추진되는 것이다. 먼저 연도별 조세정책의 변화를 측정해 이것을 반영한 기업투자모형을 통계적으로 추정함으로써 정책효과를 실증해 보려는 것이다. 한국 법인세제의 변화를 고려한 이른바 조세조정 Q 를 계산하고 이를 이용해 한국 상장제조기업의 q 투자함수를 추정하려는 것이다. 여기서 얻은 실증적 추정결과를 토대로 현재의 법인세제상의 유인제도의 실효성에 대한 정책적 시사점을 도출하고 정책대안들을 논의하고자 한다.

본 연구는 1985~2004년간 상장제조기업 자료를 이용해 조세조정Q가 기업투자에 어떤 영향을 주었는지를 실증 분석한 것이다. 기업의 장래투자기회를 나타내는 조세조정Q와 현금흐름 변수가 기업투자에 어떤 영향을 주는지를 먼저 분석한 후에 조세조정Q를 조세미조정 q 와 조세효과항으로 분해해 분석했다.

우선 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째로 조세로 인한 자본비용의 감소분을 기계와 건물에 대해서 각각 살펴본 결과, 조세로 인한 자본비용 감소분은 기계의 경우 투자세액공제제도와 감가상각제도에 의해 결정되지만, 건물의 경우에는 감가상각제도에 의해서 결정된다. 따라서 전반적으로 기계에 대한 경감분이 건물에 비해 훨씬 높게 나타났다. 기계의 경우 조세경감분은 1985년에 0.3109로 기계자산에 투자한 한 단위 자본비용에서 조세로 인한 경감분이 0.3109임을 의미한다. 1995년에 최대치의 조세경감분을 보여 주었으며, 그 이후 대체로 감소하는 추이를 보여 주었다. 반면, 건물의 경우에는 대체로 조세경감분이 증가하는 추이를 나타내며, 2004년에 최고치인 0.180을 보여 준다.

둘째로 조세조정Q는 1985~2004년간 상당한 변화가 있음을 보여 준다. 전체기간에 조세조정Q는 1.67을 나타내고 있다. 조세조정Q는 조세미조정 $q-1$ 에 비해 높은 수준으로 나타나고 있다. 이것은 조세감면, 법인세율 등 조세유인이 조세조정Q의 수준증가에 많은 영향을 준 것을 나타낸다. 조세조정Q는 1994년에 정점을 보이다가 그 이후 급속한 감소 추세를 나타내었다. 우리나라 금융 위기는 1997년 이후 시작되었지만 그 이전부터 시장에서의 기업 가치의 저하현상이 나타났다는 것으로 경제의 실물적인 기초는 이미 1994년 이래로 계속 악화되고 있었다는 것을 보여 준다. 1999년 이후 조세조정Q의 급속한 하락 추세는 기업부채의 감소에 따른 부채의 시장가치의 하락이 매우 큰 영향을 미친 것으로

보인다.

셋째로 조세조정Q를 기업투자를 결정하는 주요 변수로 포함해 GMM 추정법으로 추정한 결과, 조세조정Q의 추정계수는 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타나고 있다. 조세조정Q를 사용한 추정치는 대체적으로 0.016 정도로 나타나고 있고 통계적인 유의성도 매우 높게 나타나고 있다. 특히 조세조정Q는 이전의 연구에서 통계적으로 유의하지 않거나 유의하더라도 통계적으로 유의성이 낮은 것이 일반적이었으나 이 연구에서는 통계적으로 1% 수준에서 유의한 변수인 것으로 나타났다. 이것은 우리나라 기업들이 투자결정 시에 시장평가에 따라 투자결정이 이루어진다는 것을 보여주는 것이다. 조세조정Q를 포함하는 투자함수를 추정한 결과에서도 현금흐름 변수는 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 현금흐름 변수(CF_K)의 추정계수는 통계적으로 유의한 0.0236으로 나타났다. 우리나라 기업들이 투자결정을 할 때에 여전히 많은 현금흐름의 제약을 받고 있는 것을 반영한다고 볼 수 있다.

넷째로 대규모기업과 중소기업의 경우 모두 조세조정Q는 투자에 통계적으로 유의한 양의 영향을 주는 요인으로 나타났다. 대규모기업에 비해서 중소기업이 조세조정Q가 더 큰 값을 갖고 있는 것으로 분석되었다. 현금흐름의 추정계수는 통계적으로 유의한 계수로 나타나고 있다. 대규모기업에 비해 중소기업이 약간 큰 추정계수를 나타내어 기업규모가 작은 기업일수록 자금제약이 있는 것으로 볼 수 있으나 그 차이는 크지 않은 것으로 나타나고 있다.

다섯째로 재벌기업과 독립기업으로 구분해 조세조정Q, 현금흐름 및 투자간의 관계에 대한 분석을 시도했다. 재벌기업의 조세조정Q는 0.0075로 나타나고 있으나 독립기업의 경우 조세조정Q는 0.0179로 나타났다. 독립기업의 조세조정Q가 재벌기업의 조세

조정Q보다 통계적으로 매우 큰 값을 갖는다는 것으로 나타났다. 재벌기업의 현금흐름항은 통계적으로 비유의한 것으로 나타나고 있는 반면에 독립기업은 뚜렷하게 통계적으로 유의하고 또 양의 계수를 나타내고 있다. 이것은 우리나라의 경우 재벌기업은 자금 제약을 받고 있지 않으나 독립기업의 경우 투자에 있어서 자금 제약이 따른다는 것을 나타낸다. 이 같은 분석결과를 토대로 한다면, 재벌기업에 비해 독립기업은 많은 자금제약을 겪는 것으로 분석되고 있으며 따라서 투자를 하는 데 있어서 독립기업은 비교적 기업 내에 유보이익 등 자금 여유가 있는 재벌기업에 비해 자본시장에서의 자금조달에 더 많이 의존하는 것으로 분석되고 있다.

여섯째로 전체표본에 대한 분석결과에 의하면 조세항의 추정계수는 단지 조세조정Q만을 사용해 분석했을 경우보다 추정계수가 상당히 큰 것으로 나타났다. 조세조정Q를 두 부분으로 나누어 분석한 결과 q부분보다 조세부분의 추정계수가 비교적 큰 값으로 추정되어 조세정책이 투자에 미치는 영향의 정도가 큰 것으로 나타났다. 조세효과를 나타내는 항의 경우 절대값으로 볼 때 0.63을 나타내었다. 중소기업과 대규모기업으로 구분해 조세효과를 분석한 결과 중소기업의 조세효과 항은 절대값으로 보면 0.65, 대규모기업의 경우는 0.45로 나타났다. 또한 조세효과를 재벌기업과 독립기업으로 구분해 분석한 결과는 재벌기업의 경우 조세효과항은 절대값으로 볼 때 0.57인 반면에 독립기업의 조세효과항은 0.77로 나타나고 있다. 조세효과항은 재벌기업에 비해 독립기업의 경우가 매우 큰 값을 갖는 것으로 나타나 독립기업의 조세효과가 재벌기업의 그것보다 더 큰 것으로 분석되고 있다. 이것은 조세감면이나 법인세율의 인하 등의 효과가 재벌기업보다는 독립기업에 더 민감한 영향을 줄 수 있음을 의미하는 것이다.

이 같은 분석결과는 다음과 같은 몇 가지 중요한 정책적인 함축성을 내포하고 있다.

법인세율 및 조세경감정책을 포함한 법인세제의 변화가 기업의 투자에 매우 중요한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 우선 기업투자는 조세정책에 의해 상당히 많은 영향을 받는다는 것을 실증적으로 보여 주고 있다. 이 같은 분석결과는 기업투자 활성화를 위해 법인세제의 조정이 유효한 정책일 수 있음을 보여 준다. 법인세율을 낮추는 정책이나 투자에 들어가는 비용을 경감하는 조세정책은 기업투자를 활성화하는 유효한 정책임을 실증적으로 보여 준다. 특히 대규모기업이나 재벌기업에 비해 중소기업의 기업이나 독립기업의 경우에 조세경감이나 법인세율 인하정책에 의해 투자를 활성화할 수 있음을 보여 주었다. 중소기업의 투자활성화나 독립기업의 투자확대를 통한 경제활성화를 촉진시키기 위해서는 법인세율의 인하나 감가상각의 촉진 등 법인세제의 변경이 유효한 정책임을 보여 주는 것이다. 기업의 세부담 완화는 기업의 설비투자 확대에 효과적이며 기업의 투자를 촉진하는 데 상당한 효과가 있음을 보여 준다. 기업의 세부담을 줄여 주기 위해 법인세율을 인하하고 동시에 각종 투자비용을 줄여 주는 정책 등 조세체계의 개편을 추진하는 것이 바람직한 것으로 보인다.

제1장

서론

법인세는 우리나라 재정에서 중요한 세입수단으로 활용되어 왔지만 동시에 기업활동에 영향을 주기 위한 정책수단으로서도 매우 적극적으로 활용되어 왔다. 특히 최근에는 경기부진과 성장잠재력의 급속한 하락현상과 관련해 법인세제의 개편을 통한 경제의 회복과 성장잠재력의 확충이 도모되어야 한다는 주장이 제기되고 있는 실정이다. 이러한 주장은 법인세제의 개편을 통해서 자본비용에 영향을 줄 수 있고 자본비용의 변화가 기업의 투자행태에 영향을 줄 수 있다는 신고전학파적인 추론에 주로 근거를 두고 있다.

법인세제의 변화가 자본비용에 미치는 영향은 비교적 어렵지 않게 계산될 수 있다. 그러나 자본비용의 변화가 기업의 투자행태에 어떻게 작용할 것인지는 실증분석을 요구하는 문제이다. 가격변수의 변화에 따른 기업의 반응행태는 시장에서 관찰되어야 하는 문제이기 때문이다.

지금까지 우리나라에서의 법인세 관련 정책수단에 관한 연구는 주로 위에서 말한 두 단계 중 앞 단계, 즉 정책의 변화가 자본비용 또는 유효세율에 어떠한 영향을 주는지를 계산하는 일에 주로 집중되어 왔다. 기업투자행태에 관한 실증분석들이 전혀 없다는 할 수 없지만 법인세 관련 정책이 제대로 반영된 연구는 거의 없는 형편이다.¹⁾ 이런 이유 때문에 법인세 관련 정책수단들이 유효한지, 그리고 유효하다면 얼마나 유효한지, 즉 어느 정도의 효과가 있는지 등에 대해서는 거의 알지 못하는 상태에서 이러한 수단들을 사용해 왔고 또 이러한 정책의 채택여부에 관한 논의가 이루어져 왔다.

이 연구는 이러한 현실을 개선하는 데 기여할 의도로 추진되었

1) 조세를 조정하지 않은 q 투자모형 추정결과와 기존의 투자모형 추정결과에 대한 서베이는 이병기(2000) 참조.

다. 법인세 관련 정책수단들이 구체적으로 기업의 투자행태에 어떠한 영향을 주는지를 미시자료를 이용해 통계적으로 분석함으로써 법인세제상의 기업투자유인수단들의 유효성을 측정하려는 것이다.

기존의 법인세제와 기업투자에 관한 연구는 거시자료를 이용해 법인세와 GDP간의 관계를 분석한 연구가 주를 이루고 있는 상태이며, 실제 우리나라 기업자료를 이용한 미시적인 분석은 거의 이루어지지 못했다고 말할 수 있다. 그동안 기업투자활성화를 위한 각종 세제상의 유인제도(Tax Incentives)가 제공되어 왔지만, 이러한 혜택들이 현실적으로 기업투자로 이어졌는지 또한 어느 정도 투자에 영향을 주었는지에 대한 미시적인 자료를 이용한 실증연구는 찾아보기 힘들다는 것이다.²⁾

법인세 인하를 통해 기업의 설비투자를 증대시키고 이를 통해 경제 활성화를 도모하자는 논의는 법인세의 인하가 기업투자에 상당한 영향을 준다는 것이 실증될 때 힘을 받을 수 있다. 기업관련 세계개혁은 자본비용이나 조세효과가 반영된 Q값을 변화시킨다. 그리고 이러한 변수는 기업의 투자에 영향을 준다. 앞에서 언급한 것처럼 앞부분, 즉 기업세제의 변화가 자본비용 등을 변화시키는 효과는 이론적으로 계산될 수 있는 것이지만 뒷부분은 기업의 반응에 의존하는 것이기 때문에 실증적으로 측정되어야 하는 것이다. 이 부분에 관한 실증연구가 선진국에서는 1960년대

2) 이만우·김영옥(2000)은 이 문제에 관한 거의 유일한 연구라고 할 수 있지만 이 연구는 조세정책의 투자효과를 분석한 연구로서의 한계를 갖는 것으로 평가된다. 이 연구는 1984~1997년간 상장기업의 패널자료를 이용해 조세조정Q를 설명변수로 도입한 q투자모형을 추정했다. 이 연구는 재무제약이 투자에 미치는 영향의 분석에 초점이 맞추어져 조세변수들이 기업의 투자에 어떤 영향을 주었는지에 대한 시사점을 분명하게 제시하지 못하고 있다는 한계를 가지고 있다.

후반부터 활발하게 이루어져 왔다고 할 수 있지만 통계자료의 문제나 이론적인 문제 등으로 1980년대말까지도 만족스러운 추정결과를 얻지 못했던 것이 사실이다. 그러나 그동안의 연구경험의 축적과 새로운 데이터의 확보 그리고 새로운 추정기법 개발 등으로 이 분야의 연구가 꾸준한 진전을 보여 왔고, 특히 최근에 Auerbach and Hassett(1991), Cummins, Hassett and Hubbard(1996) 등은 매우 의미 있는 추정결과를 제시하고 있다. 이들은 기업패널 자료를 사용해 조세조정Q와 자본비용을 엄밀하게 측정한 결과, 두 변수가 미국의 조세체제의 변화를 반영하면서 기업투자를 설명하는 유의미한 요인임을 보였으며 현금흐름 계수의 통계적 유의성은 현저히 저하한다는 것을 보여 주었다.

q이론에서는 기업에 관한 모든 정보가 q에 모두 포함되어 있기 때문에, 이는 기업투자를 설명하기 위한 충분통계량이 된다. 따라서 실증분석에 있어서 q 이외에 기업투자에 대한 다른 설명변수를 포함할 필요가 없다.³⁾ 그러나 실증분석 결과는 그렇지 않으며, 오히려 q 이외의 현금흐름(Cash Flow) 등 자금조달 변수를 설명변수로 포함해 분석하면 그 변수의 추정계수가 통계적인 유의성이 높은 현상이 나타나는 반면 q의 설명력은 저하하는 경우가 많았다. 이 같은 관점에서 q 이외에 내부자금과 같은 변수가 기업투자에 어떤 영향을 미치는가를 검증하는 실증분석이 Fazzari, Hubbard

3) 토빈q는 주식의 총시장가격과 기업의 기존 물적자산의 총대체비용(Replacement Cost) 사이의 비율은 기업의 신규설비투자에 대한 유인의 지표가 될 수 있다. 주식시장에서 어떤 기업의 기존자산이 그것을 대체하는 데 소요되는 비용보다 훨씬 높게 평가되고 있을 때, 즉 q가 1보다 크다면 기업은 그 자산을 확보하기 위해 내부유보이윤 내지 신규주식발행대금을 실제로 투자하는 것이 유리하다는 의미에서 투자유인을 가진다. 이와는 반대로 대체비용에 비해 시장이 평가하는 장래수익의 현재가치가 낮다면, 즉 q가 1보다 작다면 그것은 기존자산에 대한 투자마저도 억제하게 될 것이다.

and Petersen(1988)을 시작으로 1980년대 후반부터 증가했다. 자금 제약에 관한 많은 실증연구는 q 투자모형을 기본으로 하면서 자금 제약을 표현하는 변수로서 현금흐름 변수를 사용했다.

Auerbach and Hassett(1991), Cummins, Hassett and Hubbard(1996) 등의 연구는 기업 투자행태를 설명하는 변수들로서 q 와 자금제약 변수간의 충돌문제에 대한 대답을 제시한 중요한 의미를 갖는다고 할 수 있다. 특히 이 연구에 의해서 기업투자에 대한 조세정책의 유효성이 제대로 평가될 수 있게 되었기 때문이다.

본 연구는 그동안 축적된 분석기법 등을 우리나라 데이터에 적용해 우리나라 조세정책의 유효성을 평가해 보려는 목적으로 추진되는 것이다. 먼저 연도별 조세정책의 변화를 측정해 이것을 반영한 기업투자모형을 계량적으로 추정함으로써 정책효과를 실증해 보려는 것이다. 한국 법인세제의 변화를 고려한 이른바 조세조정 Q 를 계산하고 이를 이용해 한국 상장제조기업의 q 투자함수를 추정하려는 것이다. 여기서 얻은 실증적 추정결과를 토대로 현재의 법인세제상의 유인제도의 실효성에 대한 정책적 시사점을 도출하고 정책대안들을 논의하고자 한다.

본 연구에서는 제1장의 서론에 이어 제2장에서는 우리나라 법인세제 변화를 정리하고 제3장에서는 법인세제의 변화와 기업투자간의 관계에 대한 이론적인 모형 및 기존 선행연구를 서베이한다. 제4장에서는 제조업의 법인세제 변화와 기업투자의 관계를 우선 우리나라 상장기업 자료를 이용해 실증 분석한다. 또한 법인세제 변화가 기업투자에 미치는 효과를 조세조정 Q 를 분해해 분석했다. 제5장에서는 이 연구의 분석결과를 간단히 요약하고 연구결과가 갖는 의미 및 정책적 시사점을 간단히 제시하기로 한다.⁴⁾

4) 본 연구에서는 표현상 혼란을 피하기 위해 토빈 q 와 조세를 고려한 조세조정 Q 를 구분하여 사용하였다.

제2장

우리나라 법인세제 변화추이

우리나라 법인세제의 변천은 매우 광범위한 분야이므로 여기에서는 우선 개략적인 변천을 살펴본 후 비교적 중요하다고 판단되는 제도를 차례로 살펴보기로 한다. 법인세제는 경제정책의 수단으로 사용되고 있는 만큼 그 변천을 살펴본다.

1. 우리나라 법인세제의 발전과 역할

(1) 법인세법의 도입과 정착

우리나라에서 법인에 대한 과세는 1916년 8월에 시작되었으며 1920년 조선소득세령에 의해서 소득세를 과세해 오다가, 그후 1934년 일반소득세를 창설하면서 법인소득을 ‘제1종소득’으로 분류해 과세했다. 1940년에는 특별법인세를 창설해 금융조합, 공업조합 및 동 연합회 등에 대해서도 소득세를 과세했으며, 8·15광복 후에도 미군정법령에 의거, 일본의 전시(戰時)세제를 이어 받아 부분적 개정을 거쳐 법인세법 제정 이전까지 시행되었다.

우리나라에서 법인세법이 하나의 독립된 법으로서 제정·공포된 것은 1949년 11월이다. 제정 당시의 법인세법의 주요 내용을 살펴보면, 국내에 본점 또는 주사무소를 둔 법인이나 국내에 자산 또는 사업을 가진 법인을 과세의무자로 하고, ‘각 사업년도의 소득’과 ‘청산소득’에 법인세를 35%의 세율로 부과했다. 한편 금융조합 등 특별법인에 대해서는 20%의 낮은 세율로 과세했으며, 상공회의소, 수리조합 등 공공단체에 대해서는 법인세가 부과되지 않았다.

6·25 전쟁 후 1951년부터는 임시세제인 조세임시증감법 및 조

세특례법의 시행에 따라 세율을 비례세율에서 최저 25% 최고 45%의 5단계 초과누진세율로 전환하고, 단기납부제도와 정부조사에 의한 추정제도를 도입했으나, 1954년에 조세특례법 등의 폐지로 평시(平時)세제로 환원하면서 법인세율도 일반법인은 35%, 특별법인은 30%의 비례세율구조로 환원했다. 또한 1961년부터는 중간예납 및 수시부과제도를 도입하고, 공개법인과 비영리법인은 17%, 비공개법인은 22%의 세율을 적용해 기업공개를 유도했다.

(2) 경제개발기의 법인세제

제1차 경제개발 5개년계획이 시작되면서 1961년말 국세 및 지방세 체계에 대한 대대적인 정비가 이루어졌다. 이때 법인세도 전면개정되어 일반법인과 비영리법인의 구분 없이 20%의 세율이 적용되었으며, 공모·증자법인에 대해서는 5년간 10%의 세율을 적용해 기업공개추진을 위한 세제지원이 강화되었으며, 1963년에는 세율을 2단계 초과누진세율로 개편했다.

1967년에 또 한 차례의 법인세법의 대대적인 개정이 이루어지는데 이때의 개정으로 현재의 법인세법 체계가 갖추어졌다. 1967년의 주요개정 내용을 살펴보면, 세율구조를 3단계로 구분하고 일반법인과 공개법인에 차등을 두었으며, ‘법령에 의한 준비금’, ‘퇴직급여충당금’, ‘대손충당금’ 등의 손금산입제도와 ‘투자세액공제제도’를 신설하는 외에 공개법인에 대해서는 90일 내에 수정신고할 수 있도록 함과 동시에 정부조사결정 대상에서 제외하고 기업공개 촉진과 자본시장 육성·지원을 강화했다.

1969년에는 녹색신고제도를 법제화해 녹색신고법인에 대해서는 해외시장개척준비금과 공사부담금 및 보험차익으로 취득한 고정자산의 손금산입, 실지조사결정 배제, 법인세 분납 허용 등 여

러 가지 세제상 혜택을 부여했다. 이러한 개정은 성실신고를 유도하고 자진납세 기반조성을 위한 조치들이었다.

1972년에는 외국납부세액공제와 수입배당금세액공제제도 신설, 녹색신고법인의 증권거래준비금 손금산입 허용, 1973년에는 두 차례의 법개정을 통해 수출손실준비금과 해외투자손실준비금의 손금산입규정 신설, 내국법인에 대한 해외시장개척준비금과 증권거래준비금의 손금산입 확대적용 등이 이루어졌다. 1975년에는 성실신고제도를 법제화해 녹색신고제도와 함께 법인의 자율적 성실신고를 유도했다.

1977년부터는 주식소유의 대중화를 촉진하기 위해서 공개법인의 세율을 대주주비율이 35% 이하인 법인과 35% 초과 법인으로 구분·차등을 두었고, 조세의 경기조절 기능으로 임시투자세액공제제도를 신설하는 한편, 수출손실준비금의 설정한도액의 부분적인 확대를 통해 수출사업에 대한 세제지원을 강화하고, 중소기업의 범위확대, 중소기업시설개체준비금의 손금산입제도 신설 등 중소기업의 보호·육성을 위한 지원이 강화되었다. 이때 특별수선충당금의 손금산입제도도 신설되었다.

1979년부터는 선박, 기계 등의 수출산업에 대해서는 수출손실준비금과 해외시장개척준비금의 설정범위를 확대하고 거치기간도 5년으로 했으며, 해외자원개발투자에 대해서는 투자액의 20%를 해외투자손실준비금으로 설정할 수 있도록 해 수출 취약 분야에 대한 지원을 강화했다.

이상과 같이 1960~1970년대의 법인세는 1960년대부터 시작된 경제개발계획을 지원하고 수출촉진을 위한 조치들을 도입·확대하는 한편, 성실신고와 자진납부를 위한 녹색신고제도의 법제화를 통한 성실신고와 자진납부의 유도, 기업공개를 촉진하는 방향으로 변화했다.

(3) 1980년대 이후의 법인세제 발전

1979년 12월의 법인세법 개정으로 신고납부제도가 도입됨으로써 법인과세제도는 일대 전환을 맞게 된다. 신고납부제도의 도입으로 성실신고법인제도가 폐지되고, 1981년에는 녹색신고제도도 폐지되었다.

1982년에는 법인간의 세부담 공평을 위해서 조세감면의 축소가 이루어지고 법인세율도 인하되었다. 또한 법인세법에서 규정하고 있던 각종 조세지원에 관한 규정들을 조세감면규제법으로 흡수했으며, 이전까지 전액 비과세하던 공공법인에 대해서도 5%의 법인세를 과세했다. 1983년에는 다시 법인세율이 대폭 인하되고 공개·비공개법인 사이의 세율 차이를 없애는 대신 비상장대법인에 대해 고율의 법인세를 과세하도록 법인세법을 개정했다.

1985년에는 사내(社內)유보를 억제하던 지상배당세액제도를 폐지해 자기자본의 증대를 통한 기업의 재무구조개선을 지원했으며, 증자소득공제제도를 법인세법으로 흡수했다. 한편 기계장치에 대한 감가상각 내용연수를 10% 정도 단축함과 동시에 12시간 이상 초과가동 기계장치에 대한 특별상각률을 상향조정해 기업의 설비투자를 촉진했다.

1988년에는 저율의 법인세율이 적용되는 과세표준계급을 5,000만원 이하에서 8,000만원 이하로 조정하고, 그 동안 비과세하던 비영리법인의 이자소득, 주식양도차익 및 수익사업용부동산의 양도차익을 과세대상으로 전환했다. 이상과 같이 1980년대의 법인세법 개정은 크게 신고납부제도의 도입과 각종 조세감면제도를 정비하는 방향으로 이루어졌다.

1990년에는 일반법인·비상장대법인·비영리법인으로 구분되어 적용되던 법인세율을 하나로 통합하고 낮은 법인세율이 적용되는

과세표준계급을 8,000만원에서 1억원으로 확대하면서 법인세율을 1억원 이하 20%, 1억원 초과 34%로 인상했으나 방위세의 폐지로 실질적인 부담액은 줄어들었다. 또한 1993년에는 각 과세표준계급별로 세율이 2%포인트씩 인하되었으며, 1994년에는 다시 과세표준 1억원 초과와 2%포인트의 세율인하로 법인세율이 30%가 되었다. 1994년의 법인세 개정은 이 외에도 감가상각제도의 정비 등 정부의 세계화·개방화 정책에 부합하도록 기업의 대외경쟁력 강화를 지원하는 방향으로 개편이 이루어졌다. 따라서 1990년대의 법인세제는 경제의 개방화에 따른 기업의 경쟁력 강화를 위해 지속적인 세율을 감소시키는 방향으로 개편되었다. 2000년대에 들어서면서 법인세율의 인하동향에 맞추어 계속적으로 인하되고 있다.

2. 조세지원제도

우리나라 법인세제의 변천과정을 고찰하는 데 있어서 가장 중요한 제도 중의 하나가 조세지원제도이다. 조세는 국민들이 필요로 하는 공공재를 원활히 공급하기 위한 재정 확보에 가장 중요한 수단이다. 이때 국민들이 자발적으로 조세를 부담하기 위해서는 세부담의 형평성 등과 같은 원칙이 제대로 지켜져야 국민들의 조세저항을 막을 수 있다. 조세지원제도는 이러한 조세의 징수를 국가가 특정한 목적을 달성하기 위해 포기하는 것을 의미한다. 즉 조세지원제도는 국가가 추진하는 경제·사회정책의 목적 달성을 위해 취해지는 일종의 유인정책이라 할 수 있다. 따라서 조세 지원에 의해 국가의 세수 손실이 막대하므로 이러한 지원은 일반

적으로 법으로 규제되고 있다. 우리나라의 경우 조세지원을 각 세법에서 규정, 운영하던 것을 1965년 12월 30일 조세감면규제법을 제정해 조세지원의 남용을 방지하고 조세정책의 통일성을 확보하고 효율성을 제고하려 하고 있다.

조세지원은 크게 직접지원과 간접지원이라는 두 가지 방법에 의해 이루어진다. 직접지원은 세액의 일부 또는 전부를 직접 감면하거나 공제하는 방법으로 세부담의 직접적 경감이 이루어지므로 그 효과와 절차가 간편하다. 반면 간접지원의 경우는 과세를 이연하는 방법이다. 즉 간접지원은 일시적으로 세금을 적게 납부하지만, 일정기간이 지난 후에는 그 세액을 다시 부담하게 되므로 일종의 자금지원 성격을 가진 조세지원 방법이라 할 수 있다.

따라서 간접지원은 과세상의 불공평을 야기하는 직접지원에 비해 세부담의 형평성 제고 측면에서 좀더 우수하고 세수감소가 적다는 장점을 가지지만 그 절차가 비교적 복잡하다는 단점이 있다. 직접지원으로는 비과세, 세액감면, 세액공제, 소득공제, 저율과세 등이 있으며, 간접지원으로는 준비금과 특별상각 등이 있다.

(1) 조세감면규제법의 제정

1965년 조세감면규제법이 제정되기 이전의 지원제도는 각 세법에서 개별적으로 규정되어 운영되었다. 1949년 처음 제정된 법인세법에서는 공공성을 지닌 국책상 중요한 사업에 대한 감면 제도가 규정되어 있었다. 1960년에는 수출, 군납 등 외화획득사업에 대한 감면규정이 추가되었으며, 법인의 생산시설 확충을 지원하기 위해 이익처분항목인 시설적립금에 대한 법인세액의

50% 경감제도를 신설해 1965년까지 시행했다. 1961년에는 법인세법상 감면의 종류를 7종으로 분류해 법인세의 감면범위를 정비했다.

1960년대초 경제개발과정에서 조세지원제도가 정책수단으로서 그 중요성이 부각되어 각 세법에 산재되어 있던 각종 지원제도의 실효성에 대한 재검토와 재정수요의 효과적 확보를 위해 무질서한 조세감면을 규제할 필요성이 대두되었다. 이에 따라 조세정책의 효율적인 집행과 조세지원의 남용을 막기 위해 1965년 12월 30일 모든 조세지원을 통제하는 조세감면규제법이 제정되어 1966년 1월에 시행되었다.

이때 제정된 조세감면규제법의 주요 감면 내용으로는 국책은행, 정부투자기업 등 13개 법인에 대해 법인세와 영업세를 면제하는 특정기업 면제규정이 규정되어 있었다. 이러한 조세감면규제법은 처음에는 적용시한이 없는 영구법이었으나 그 이후 한시법으로 바뀌어 1993년 세법 개정 시 적용시한이 다시 1998년 12월 31일로 연장 적용되었다.

(2) 경제개발기의 조세지원제도

이 시기는 4차에 걸친 경제개발 5개년 계획이 실시되는 기간이었던 만큼 조세지원도 경제개발지원에 집중되었다. 특히 투자지원 확보를 위한 국내저축 장려와 외화도입에 대한 지원과 중화학공업 등 전략개발산업 육성을 위한 조세감면이 확대되었다. 이 시기에 신설된 지원제도는 <표 1>로 요약할 수 있다. 특히 1974년에는 소득세법과 법인세법에 규정되어 있던 중요산업에 대한 지원규정을 조세감면규제법에 흡수해 운용했다.

<표 1> 신설된 조세지원제도의 종류

연 도	지 원 제 도
1967	- 예금·국공채 비과세
1970	- 외국인 투자기업 감면, 외국인 출자자 배당의 감면
1970	- 철강공업, 석유화학, 지방공업개발에 대한 감면
1972	- 공공차관 이자면제
1973	- 조선공업, 기계공업에 대한 감면
1974	- 중요산업 범위의 확대(전자공업, 비철금속계련산업, 광업, 발전사업, 화학비료제조산업) - 감면방법의 세액감면, 투자세액공제, 특별상각 중 선택 적용 - 해외건설업에 대한 조세감면 신설 - 중요산업에 대한 조세감면을 받은 기업에 대한 사후 관리제 신설 - 기술개발준비금의 손금산입제도의 조세감면규제법으로 흡수

(3) 1980년대 이후의 조세지원제도

1970년대의 조세지원이 내자조달과 개발지원에 치중한 결과 조세의 형평성과 중립성 및 재정수입의 확보를 저해하는 등의 문제점이 제기되었다. 또한 지나친 개발성장정책 추구에 따른 폐해가 지적됨에 따라 이에 대한 합리적인 조정을 위해 1981년 12월에 조세감면규제법의 전면적인 개편이 이루어지고 1982년 1월부터 시행되었다. 그 내용은 주로 성장잠재력의 확충과 국토의 균형발전 및 경제안정기반 확충 등 기능적 지원제도로의 전환이었다.

이때의 법 개정으로 조세지원 중요산업의 대상 축소(1986년 항공산업 외에는 전부 폐지)가 이루어지고 기술·인력개발 및 중소기업을 중심으로 한 기능적 지원제도가 강화되었으며, 그 지원 방법도 직접 지원방법에서 특별상각, 투자준비금을 중심으로 한 간접지원방법으로 전환해 조세의 공평성을 저해하지 않는 방향으로 개편되었다. 한편, 과세공평과 재정수입확보를 위해 최저한세 제도가 도입

되었다. 이 시대의 지원제도의 변천을 살펴보면 <표 2>와 같다.

<표 2> 1980년대 조세지원제도의 변천

연 도	지 원 제 도
1981, 1985, 1987	설비투자세액공제의 확충
1981	기술·인력개발비 세액 공제
1983	신기술개발에 대한 조세지원
1984	증자소득공제제도의 재신설
1984	중소기업설비투자 지원
1985	지방이전 본사에 대한 투자세액공제
1986, 1989	창업중소기업·중소기업 업종전환 지원
1987	종업원 지주제 지원
1988	수출사업에 대한 지원 축소

1993년 신경제 5개년 계획의 수행을 뒷받침하기 위해 조세감면 규제법의 전문개정이 이루어지고 그 시한이 1998년 12월 31일로 연장되었다. 그 주요내용은 조세의 공평성과 효율성을 제고하면서 필요한 재정수입을 안정적으로 확보하기 위한 것이다. 또한 1994년 WTO체제 출범에 따른 세계화, 개방화의 환경변화에 따른 기업의 대외경쟁력 강화 지원도 추가되었다. 2000년대 이후에는 조세특례제한법을 통해 조세특례에 대한 개념을 바꾸어, 조세 특례가 일정시간이 지나면 자연히 소멸하는 제도로 변경되었다.

3. 법인세율의 변천

법인세율의 차등도 조세지원정책의 한 가지 수단으로 사용되어 왔다. 우리나라 법인세율의 변천은 <표 3>에 정리되어 있다.

<표 3> 우리나라 법인세율의 변천

연도	일반법인	특별법인	연도	일반법인	공개법인	비영리법인
1950	35%	20%	1975	20~40% 3단계 누진	20~27% 2단계 누진	20~27% 2단계 누진
1951	25~45% 5단계 누진	15~35% 5단계 누진	1976	20~40% 2단계	20~27% 2단계	20(학교법인15)~ 27% 2단계
1952	15~75% 8단계	상동	1977	20~40% 2단계	20(25)~27(33)% 2단계, () 내는 대주주지분 35% 초과법인	20(학교법인15)~ 27% 2단계
1953	35~70% 8단계	20~55% 8단계	1979	20~40% 2단계	20(25)~32(35)% 2단계, () 내는 대주주지분 35% 초과법인	20(학교법인15)~ 27% 2단계
	일반법인	특별법인, 비영리법인	1981	25~40% 2단계	25~33% 2단계(대주주지 분 35% 이하)	20~27% 2단계
1955	35%	30%		일반법인	공개법인	비영리법인 공공법인
1957	32%	27%	1982	22~38% 2단계	22~33% 2단계(대주주 지분 35% 이하)	20~27% 2단계 5%
	일반법인	동족회사		일반법인	비영리법인	공공법인
1959	30%	22%	1983	20~30% 2단계(비상장 대기업 33%)	27%	5%
	비공개법인	공개법인	1989	상동	상동	10~15% 2단계
1961	22%	17%		일반법인	공공법인	
1962	20%	10%	1991	20~34% 2단계	17~25% 2단계	
1963	20~25% 2단계	비공개법인의 1/2	1994	18~32% 2단계	18~25% 2단계	
1964	25~30% 2단계		1995	18~30% 2단계	18~25% 2단계	
1966	20~35% 3단계		1996	16~28% 2단계	16~25% 2단계	
1968	25~45% 3단계	20~35% 3단계		모든 과세대상 법인	조합법인	
	일반법인	공개법인	비영리법인	1999	16~28% 2단계	12%
1969	25~45% 3단계	15~25% 3단계	20~35% 3단계	2002	15~27% 2단계	12%
1972	20~40% 3단계	16~27% 3단계	20~35% 3단계			

주: 일반법인의 최고한계세율 적용 하한 소득은 1963년 100만원, 1966년 500만원, 1981년 5,000만원, 1989년 8,000만원, 1991년 1억원 등으로 변함.

자료: 현진권(2000) 및 재정경제부, 『조세개요』, 각 연도.

역사적으로 가장 세율이 높았던 기간은 1960년대 후반의 45%였으나 방위세 등 부가세까지 고려하면 1970년대 후반에 더 높은 최고한계세율이 적용되었다고 말할 수 있다. 최근에는 최고 한계 세율이 27%로 낮아졌다.⁵⁾

세율 구조를 보면 5단계 누진세율까지 적용된 적이 있지만 1970년대 중반 이래로 2단계 초과 누진 세율이 적용되어 왔다. 이러한 세율 구조는 누진세율구조라고 볼 수도 있지만 중소기업에 대한 우대세율이라고 볼 수도 있다. 그리고 1961~1982년 기간 동안 공개법인과 비공개법인을 차등과세해 기업의 공개를 장려했던 것도 특기할 만하다.

1969~1998년 기간 동안에는 비영리법인과 공공법인 등에 대해서는 별도의 세율을 적용했으나 최근에는 비영리법인에는 수익사업소득에 대해서만 일반법인과 같은 세율로 과세하고 공공법인은 별도로 구분하지 않으며, 국가나 지방자치단체는 과세하지 않는 것으로 단순화했다. 1999년부터 조합법인 등에 대해서는 12%의 감면세율을 적용하고 있다.

4. 감가상각 관련 제도의 변천

감가상각제도는 전통적으로 기업에 대한 매우 중요한 유인정책 수단으로 활용되어 왔다. 감가상각제도와 감가상각베이스 조정을 규정했던 자산재평가 제도의 변천을 정리한다.

5) 여기에 주민세 10%가 부가 과세된다.

(1) 감가상각제도

기업이 보유하고 있는 고정자산의 일정부분은 매년 비용처리되기 때문에 감가상각제도는 기업의 재무구조와 세부담의 수준에 직접적인 영향을 미친다. 또한 기업이 유형자산을 보유함으로써 부담하게 되는 자본비용(Cost of Capital)에 영향을 미치기 때문에 특정 업종 및 자산에 대한 기업의 투자행위를 유도할 수 있다. 미국을 비롯한 선진국에서는 감가상각제도를 기업의 투자행위를 조정하는 중요한 정책수단으로 사용하고 있다. 이에 따라 감가상각정책의 효과에 대한 이론 및 실증적 분석이 활발히 행해졌다.

우리나라의 감가상각정책에 대한 인식은 매우 낮은 실정이다. 감가상각정책을 정부의 경제정책의 한 수단으로 인식하는 것보다 회계상의 한 과정으로 인식하는 경향이였다. 그러므로 우리나라의 감가상각제도는 경제환경과는 무관하게 지속되어 왔으며, 회계적인 측면에서 문제점만 간혹 제시되었다. 즉 감가상각제도는 자산의 경제적 감가상각과 일치하기 위한 제도로서만 인식되었지, 기업의 투자행위를 조정하는 정책수단으로 활발히 사용되지 않았다.

감가상각제도를 이루는 정책수단으로 잔존가액, 감가상각방법, 자산별 내용년수의 세 가지로 나눌 수 있다. 이러한 세 가지 정책수단을 통해 각 자산의 감가상각액이 정해지게 되는 것이다. 세 가지 정책수단을 살펴보면 그 골격은 광복 이후 일본의 세법을 모방했으므로, 일본과 매우 유사한 구조를 가졌다가 1995년에 대폭 개정되었다.

1995년 전까지 감가상각정책의 방향은 자산별 경제적 감가상각을 정확히 세법에서 반영하려고 했다. 즉 내용년수의 경우 자산별로 세분화해 세법에서 규정해, 개별 자산에 각각 적용했다. 또

한 자산가격의 내용년수가 끝나는 해에는 자산가격의 10%에 대해서는 잔존가액으로 인정해 상각하지 못하게 했다. 10%의 잔존가액이 비교적 높음에도 불구하고, 존재해야 하는 또 하나의 이유는 정률법의 감가상각방법을 사용하기 위해서이다. 즉 정률법 감가상각방법에 따라 감가상각률을 구하기 위해서는 잔존가액의 크기에 따라 감가상각률이 매우 민감하게 변화하기 때문이다.

1995년에는 감가상각정책이 대폭 개정되었다. 개편방향은 과거의 감가상각정책의 방향이 자산별 경제적 감가상각을 정확히 반영하는 것이었으나, 1995년 이후의 감가상각정책은 제도를 단순화하고 세법상 감가상각액을 실제보다 높은 수준으로 허용했다. 즉 약 600개 자산으로 나누어 세법상 규정되어 왔던 내용년수를 업종별로 나누어 규정해 대폭 단순화하고 세법상 규정된 내용년수를 기준으로 상하 25% 범위 내에서 자유롭게 내용년수를 선택할 수 있도록 했다. 또한 10%의 잔존가액을 폐지해, 자산 구입비용을 완전히 상각할 수 있도록 했다. 그러나 정률의 감가상각률을 구하기 위해 필요한 잔존가액은 5%로 해 계산하고, 5%의 잔존가액은 마지막 상각해에 상각이 가능하도록 했다.

(2) 자산재평가제도

자산재평가제도는 인플레이션에 의한 감가상각베이스의 왜곡을 합리적으로 조정하기 위해 도입된 제도이다. 우리나라의 자산재평가제도는 광복 이후부터 6·25 전쟁 후의 복구기까지 장기간에 걸쳐 나타난 누적된 인플레이션 효과를 상쇄할 목적으로 1958년에 처음으로 도입되었다.⁶⁾ 이 법은 1958년 1월 1일부터 12월

6) 자산재평가제도는 제1차 세계대전 후 독일에서 도입되었으며, 제2차 세계대전 후 전후 인플레이션을 경험한 프랑스, 이탈리아, 독일, 일본 및 남미제국에

31일까지 1년간에 한해 법인은 강제적으로 재평가를 실시해야 하고, 개인기업은 임의적으로 재평가를 실시하도록 한 한시법이었다. 자산재평가 대상은 자산재평가일 현재 국내에 보유하고 있는 토지 및 토지상의 권리를 포함한 자산이며, 재평가방법은 시가감정방법이 아닌 물가배수를 적용했다. 그리고 재평가차익에 대해서는 1%의 자산재평가세 이외의 다른 세금은 면제했다.

1958년의 제1차 재평가 이후에도 인플레이션은 진정되지 않아 기업자산의 장부가액이 여전히 자산의 진정한 가치를 반영하지 못하는 형편이었고, 기업은 조세부담을 회피하기 위해 자본구조를 악화시키는 경우가 많아 이를 정상화시키기 위해 1962년에 자산재평가특별조치법을 제정·공포했다. 이 법은 1962년 5월 24일부터 1964년 4월 30일까지 2년간 한시적으로 시행되었으며, 법인과 개인기업 모두 임의적으로 재평가할 수 있도록 했다. 재평가 대상은 자산뿐만 아니라 부채까지 포함시켜 기업의 자본구조를 정상화해 기업의 조세회피를 차단하고자 했다. 자산재평가 방법은 배수평가와 시가평가를 병행했으며, 자산재평가차익에 대해서 자산의 경우 0.5%, 부채의 경우 1%의 자산재평가세를 부과하고 다른 세금은 면제했다.

그 후 자산재평가제도는 1965년 3월 31일에 영구법으로 제정되어 오늘에 이르고 있다. 자산재평가 절차는 법인과 개인기업의 구분없이 임의로 재평가할 수 있도록 했으나, 영구법으로 제정함으로써 발생할 빈번한 재평가의 폐단을 방지하기 위해 재평가의 주기를 2년으로 제한했다. 재평가 대상은 자산에 국한시켜 부채를 제외했으며, 재평가 방법을 시가평가 방법으로 바꾸었다. 자산재평가 차익에 대해서는 3%의 자산재평가세를 부과했다.

서 채택했고, 현재는 대만 등 일부 국가에서 실시하고 있다.

영구법으로의 전환에 따른 빈번한 재평가의 폐단을 우려해 재평가 주기를 2년으로 정했다가 1969년 7월에는 5년으로 연장했으며, 1971년 12월에 다시 2년으로 환원했다. 그 후 1974년 12월의 개정을 통해 재평가일을 기준으로 도매물가지수가 25% 이상 증가한 경우에 한해 재평가를 실시할 수 있도록 했으며, 재평가적립금의 자본전입으로 인한 배당압력을 배제하기 위해 무상주 취득을 배당으로 보아 과세하도록 했다. 1976년 12월에는 부동산투기를 방지하고 건전한 기업풍토를 조성하기 위해 비업무용 부동산을 재평가 대상에서 제외했고, 무상주배당으로 인한 기업의 배당압력을 완화하기 위해 재평가적립금의 자본전입에 따른 등록세 비과세기간을 연장했다.

기업이 자산재평가제도를 통해 토지투자에서 얻은 이익을 법인세 과세대상에서 합법적으로 제외시켜 줌으로써 조세부담 면에서 생산적인 사업경영보다는 토지투자가 더욱 이익이 크도록 만들었다. 결국 기업이 토지투자를 선호하는 부작용을 유발함으로써 1983년 12월에 토지·주식·입목 등 비감가상각자산을 자산재평가 대상자산에서 제외했다. 다만 이 령(令) 시행 전에 취득한 비감가상각 자산은 1회에 한해 재평가자산에 해당하는 것으로 간주해 종전의 규정에 따라 재평가할 수 있도록 했다.

한편 1987년 11월에는 기업공개를 유도하기 위해 기업을 공개하는 경우 도매물가상승률에 관계없이 재평가를 허용했다.⁷⁾ 그러나 이 조항은 1990년 12월 31일에 폐지했다. 자산재평가제도는 인플레이가 심한 경우에 필요한 제도로서, 한국의 경제구조가 많이 바뀌어 인플레이 수준이 높지 않게 됨에 따라 제도의 실효가 떨어지게 되어, 2001년에 폐지되었다.

7) 조세감면규제법 제56조의 2 ‘기업공개시의 재평가특례’ 신설(1987. 11. 28).

<표 4> 자산재평가법의 연혁

구분	재평가법 1	재평가법 2	재평가법 3	재평가법 4
명칭	자산재평가법	재산재평가 임시조치법	자산재평가법	자산재평가법
공포일	1958. 1. 2	1962. 5. 24	1965. 3. 31	1974. 12. 21
효력기간	1958. 1. 1 ~ 12. 31 (1년간)	1962. 5. 24 ~ 1964. 4. 30 (2년간)	영구법	영구법
재평가의 강제성	법인: 강제 개인: 임의	임의	임의	임의
재평가의 제한	-	-	재평가일 이후 2년 경과	재평가일 이후 25% 이상 도매물가지수 상승시
재평가 대상	자산	자산 부채	자산	자산
산정방법	배수평가	배수평가 및 시가평가	시가평가	시가평가
재평가세율	1%	자산 0.5% 부채: 1%	3%	3%
재평가 적립금의 처분 제한	- 재평가세 납부 - 자본전입	좌동	좌동	- 재평가세 납부 - 자본전입 - 재평가일 이후에 발생한 결손금 보전 - 환율조정계정상 의 금액과 상계

<표 5> 자산재평가법의 개정 내용

개정일	내용
1976. 12. 22	비업무용 부동산을 재평가 대상에서 제외
1983. 12. 29	시행령의 개정으로 토지·주식·입목 등 비감가상각자산을 재평가 대상에서 제외
1987. 11. 28	기업공개 시의 재평가특례 신설
1990. 12. 31	기업공개 시의 재평가특례 삭제

제3장

법인세제의 변화와 기업투자

20세기 초반 이래로 가속도이론과 신고전파투자이론이 기업의 투자행태를 설명하는 모형의 커다란 두 줄기를 이루어 왔다고 할 수 있다. 그러나 법인세제도에 장치된 여러 가지 투자 유인이나 투자 억제요인 등의 효과를 분석하는 데는 미시적 최적화 이론에 바탕을 둔 신고전파투자이론이 더 적절하다고 할 수 있다. 실제로 법인세제도가 투자에 미치는 영향을 분석한 실증적 연구들은 대부분 신고전파적 접근에 바탕을 둔 모형을 이용하고 있다. 따라서 이 장에서는 신고전파 투자 모형을 중심으로 그동안 이루어진 이론의 발전과 중요한 실증연구의 성과들을 살펴보기로 한다.

1. 법인세와 투자: 이론⁸⁾

기업의 투자이론은 크게 신고전투자이론과 q 이론으로 나누어 접근하고 있지만, 이들 이론들은 서로 대체적이라기보다는 보완적이다. 즉 신고전투자이론은 기업의 투자행위를 수요측면에서 분석했으며, 이때 투자에 대한 공급은 완전탄력적이라는 목시적 가정하에서 접근했다. 반면 q 이론은 기업의 투자행위를 공급측면에서 해석하고 있다. 그러므로 기업의 투자행위를 이론적으로 정교하게 설명하기 위해서는 이들 수요측면과 공급측면의 접근법을 보완해 설명할 필요가 있다. 여기에는 투자이론에 대해 각각 살펴본다.

8) 콕테원(2005) 참조.

(1) Jorgenson의 신고전파투자이론

Clark(1917)는 “기업의 투자는 산출량의 변화와 밀접한 관련이 있다고” 주장해 가속도이론의 입장을 지지했음에 비해, Fisher(1930)는 한계투자 한 단위로부터 얻을 수 있는 이익과 투자에 들어가는 자금을 조달하는 비용의 비교를 통해서 투자의사결정이 이루어진다는 신고전파투자이론의 입장을 보였다.

Jorgenson(1963)은 신고전학과적인 접근으로 투자모형을 정형화한 획기적인 연구로 평가되고 있다. 불확실성이 없는 완전경쟁시장 모형에서 기업의 동태적인 이윤극대화 혹은 가치극대화문제를 풀면 기업의 자본사용자비용을 나타내는 식을 구할 수 있다. 기업의 생산함수를 가정하면 이윤극대화의 조건을 만족하는 자본수요의 표현을 얻을 수 있다. 구체적으로 Jorgenson은 Cobb-Douglas 생산함수를 가정해 다음과 같은 방법으로 이윤극대화의 조건에서 투자행위를 분석할 수 있는 관계를 얻어 내었다.

우선 다음과 같은 생산함수를 가정한다.

$$Q = AK^\alpha L^\beta \quad (1)$$

자본사용자 비용을 c 로 표시하고 산출물의 가격을 p 라고 하면 이 생산함수에서 다음 관계를 얻을 수 있다.

$$c = p \cdot \frac{\partial Q}{\partial K} = p \cdot \frac{\alpha Q}{K} \quad (2)$$

이 식을 K 에 관해서 풀면 그 값이 이윤극대화의 조건을 만족하는 자본스톡의 수준이라고 말할 수 있고, 이것을 Jorgenson은 소망자본스톡(Desired Capital Stock)이라고 불렀다. 소망자본스톡의

식은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$K^* = \alpha \cdot \frac{pQ}{c} \quad (3)$$

이것은 소망자본스톡과 여러 가지 법인세 관련 변수들간의 관계를 보여 준다. 현재의 자본스톡 수준과 소망자본스톡 수준간의 차이가 이론적으로 요구되는 투자수요액이라고 할 수 있지만 그것이 바로 실현될 수 있는 것은 아니므로 실제로 투자행위를 분석하기 위해서는 소망투자 수준이 실제투자로 연결되는 메커니즘을 정식화하는 문제가 남는다.

Hall and Jorgenson(1967)은 이 문제를 계량경제학적인 추정에서 시차분포모형(Distributed Lag Model)을 적용해 실증적으로 소망투자 수요가 실제투자로 실현되어 가는 과정을 관찰하는 방법으로 접근했다.

(2) 조세조정Q 이론

Jorgenson 등의 접근은 실증적으로나 이론적으로 몇 가지 중요한 비판을 받았다. 한 가지 비판은 그의 소망투자스톡은 산출량과 자본비용의 비율로 측정되는데 이 변수를 이용한 투자의 실증적 분석결과는 자본비용이 투자에 미치는 효과를 측정한 것이 아니라 주로 가속도효과를 측정한 것이며 자본사용자 비용효과는 미미하다는 것이었다.⁹⁾ 뿐만 아니라 실증분석에서 소망자본스톡이 실제투자로 실현되는 과정을 시차분포모형이라는 일반성이 없는 방법으로 처리한 것도 문제로 지적되었다. 소망자본스톡이 바로 실현되지 못하는 것은 자본스톡을 원하는 수준으로 빠르게 조정하

9) Eisner(1969, 1970), Eisner and Nadiri(1968), Chirinko and Eisner(1983) 등 참조.

는 것이 서서히 조정하는 것보다 훨씬 더 큰 비용이 들기 때문이다. 이런 이유로 자본소득의 조정비용을 모형에 명시적으로 도입할 필요성이 Eisner and Strotz(1963)에 의해 제기되었고, 조정비용을 투자 모형에 도입한 후속연구들은 Lucas(1967), Gould(1968), Treadway(1970), Uzawa(1969), Abel(1980) 그리고 Hayashi(1982) 등에 의해서 이루어졌다. Jorgenson의 모형이 가지고 있는 또 하나의 약점은 그것이 법인세 변수만을 포함하고 있다는 것이다. 자본소득에 대한 개인소득세도 투자에 영향을 줄 수 있는데 그것이 무시되고 있다는 것이다.

이러한 문제점들을 극복하기 위한 중요한 시도가 Summers(1981)에 의해서 이루어졌다. 조정비용함수를 명시적으로 도입하고 개인소득세를 포함한 기업가치 극대화 모형을 풀어서 다음과 같은 최적화의 조건을 구했다.¹⁰⁾

$$\left(\phi + \frac{I}{K} \phi'\right) = \frac{\lambda}{p} \left(\frac{1-c}{1-\theta}\right) - 1 + k + z + \beta \quad (4)$$

이 식에서 p 는 재화의 가격을 나타내고, ϕ 는 조정비용함수를 나타낸다. λ 는 기업가치 극대화 문제를 풀기 위해 만들어진 Hamiltonian의 Costate Variable을 할인인자로 나누어 준 값으로 한계 투자의 잠재가격, 즉 단위투자에서 얻을 수 있는 미래 생산물 흐름의 현재가치를 나타낸다. 그리고 β 는 기업이 일정하게 유지하는 것으로 가정된 부채비율(부채/총자본)을 나타낸다.

10) 볼록함수로 가정한 조정비용함수를 Cashflow Balance Equation에 명시적으로 도입한 것 외에는 앞에서 자본비용을 도출한 과정과 크게 다르지 않다. 신주 발행이나 감자(Repurchase)는 없고 부채비율은 일정하게 유지된다는 가정을 했다.

조세변수로 τ 는 법인소득세율, k 는 투자세액공제율, z 는 상각 대상 자산의 미래 감가상각에 대한 조세경감액의 현재가치를 나타낸다. 또한 개인소득세제에 관한 변수로서 θ 는 배당소득세율, c 는 자본이득세율을 나타낸다.

이 식을 $\frac{I}{K}$ 에 관해서 풀면 다음과 같은 q 이론에 의한 투자모형을 얻게 된다.

$$\frac{I}{K} = h(Q) \quad (5)$$

여기서 $h(\cdot) = (\phi + (I/K)\phi')^{-1}$,

$$Q = \frac{\lambda}{p} \frac{(\frac{1-c}{1-\theta}) - 1 + k + z + \beta}{(1-\tau)} \quad (6)$$

식 (5)의 Q 는 조세변수를 반영한 토빈 q (Tax Adjusted Q)라고 말할 수 있다. Tobin(1969)의 q 를 이용한 위의 투자모형도 기업의 최적화 행동에 기초를 둔 신고전파적 접근이다. Jorgenson의 접근과 같이 자본비용을 기업의 투자행위를 설명하는 기본적인 변수로 삼고 있는 셈이다.

그 뒤에 투자의 불가역성과 불확실성의 문제 등에 대해서도 많은 연구가 이루어졌다. 투자의 불가역성 문제는 일단 자본이 설치되면 그것을 다시 현금화하는 것이 어렵다는 투자이론의 전통적 문제와 관련된 것이고 불확실성의 문제는 신고전파적인 기본변수들의 미래 값들에 대한 불확실성의 영향에 관한 것인데 주로 조정비용함수의 구체적인 형태의 선택과 관련해서 접근되었다. 이러한 문제에 대한 주요 연구결과의 서베이는 Dixit and Pindyck(1994)와

Caballero(1999)에서 찾아볼 수 있다. 이러한 문제에 관심을 갖기 시작한 것은 신고전파 투자모형의 실증적 연구결과들이 투자에 대한 조세변수의 영향을 만족스럽게 포착해 내지 못한다는 사실에서 자극을 받았다고 볼 수 있다. 불가역성이나 불확실성의 문제는 신고전파적인 기본변수들의 변화에 대한 투자의 민감도를 떨어뜨리는 효과가 있을 것으로 보는 것이 합리적이기 때문이다.

2. 법인세와 기업투자: 실증분석결과들

(1) 연구추이¹¹⁾

투자에 대한 이론은 많이 개발됨에도 불구하고, 실증적인 결과에 대해서는 많은 논란을 가지고 있다. 이는 이론적 모형과 실증결과가 불일치한 결과를 많이 가지기 때문이었다.¹²⁾

Jorgenson의 모형은 1960년대의 거시적인 시계열자료를 이용한 실증적인 투자분석에서 가장 대표적인 모형이었다고 말할 수 있으나 Chirinko and Eisner(1983) 등이 비판한 것처럼 대체로 만족스러운 결과를 얻지 못했다. 투자는 산출량의 시차변수와는 높은

11) 이 부분은 Hassett and Hubbard(2002)를 많이 참조했음.

12) 이러한 차이에 대해 Olivier Blanchard는 다음과 같이 표현하고 있다.

“The discrepancy between theory and empirical work is perhaps nowhere in macroeconomics so obvious as in the case of the aggregate investment function.” 또한 Matthew Shapiro는 “One of the best established facts in macroeconomics is that business fixed investment and output move strongly together over the business cycle. By contrast, investment and the cost of capital are either uncorrelated or only weakly correlated.”

상관관계를 나타내었으나 이자율이나 조세변수 등의 추가적인 설명력은 대체로 미미했다. 신고전과 모형이 투자행태를 분석하는 이론적인 틀은 획기적으로 발전시켰다고 할 수 있으나 계량경제학적인 적용에서는 별로 성공적이지 못했던 것이다.

Summers(1981)는 앞에서 설명한 것처럼 단순한 신고전과 모형을 더욱 정교하게 만들어서 투자행위의 구조적인 관계를 실제 통계 자료를 이용해 좀더 효과적으로 찾아 내려는 시도였다고 할 수 있다. 그러나 앞 절에서 보여 준 조세조정 Q 를 투자함수의 추정에 실제로 이용하는 데는 극복해야 할 중요한 장애가 있었다. 조세조정 Q 를 나타내는 식에 관찰될 수 없는 잠재가격 변수 λ 가 포함되어 있다는 것이다. 이 문제를 해결한 연구가 Hayashi(1982)였다. 이 연구에 따라 λ 를 관찰 가능한 변수로 대체해 조세조정 Q 를 다음과 같이 다시 쓰고 2차식의 조정비용함수를 가정해 도출한 선형투자함수를 개별기업 자료를 이용해 계량경제학적으로 추정했다.

$$Q = \frac{V-B}{pK} \left(\frac{1-c}{1-\theta} \right) - 1 + k + z + \beta \quad (7)$$

이 식에서 V 와 B 는 각각 기업의 시장가치와 기존에 투자한 자산의 감가상각액의 현재가치를 나타내며 K 는 기업자본의 대체가치를 나타낸다.

q 모형을 이용한 비슷한 실증적 연구들이 1980년대에 많이 이루어졌으나 추정된 결과는 만족스럽지 못했다.¹³⁾ 추정된 q 의 계수

13) Summers(1981) 외에 중요한 연구로 Salinger and Summers(1983), Fazzari, Hubbard and Peterson(1988) 등을 들 수 있다.

가 매우 낮은 값이 나오는데 그것은 투자유인들에 대한 반응이 매우 낮다는 것을 의미한다. 어떤 연구의 추정치는 조정비용이 자본의 구입비용보다 더 높다는 것을 시사한다고 해석되기도 했다. q 이론 접근을 시계열자료에 적용한 연구들은 Jorgenson 모형과 마찬가지로 가속도 이론과 비교되는 문제를 극복하지 못했다.

신고전파적 접근이 실증분석에서 성공적이지 못한 가장 중요한 요인의 하나는 바로 Simultaneous Equation 문제 때문에 구조변수의 계수가 식별되기 어렵다는 것이었다. 이 문제는 보통 도구변수를 이용해 해결될 수 있는데 투자함수 추정에서는 이 방법이 별 효과를 나타내지 못하고 있었던 것이다. 그런데 대폭적인 세계개혁이 있는 경우에는 자본비용이나 조세효과가 반영된 q 값 등에 외생적인 횡단면적 변화가 현저하게 나타날 수 있다.

이 점에 착안해 Auerbach and Hassett(1991), Cummins, Hassett and Hubbard(1996) 등은 매우 의미 있는 추정결과를 얻었다. 예를 들면, 주요 세계개편이 있을 당시의 조세변수들을 도구변수로 사용함으로써 Cummins, Hassett and Hubbard(1996)은 조세조정 Q 에 대한 계수 추정치로서 0.65라는 값을 얻었는데, 이것은 종래 방법으로 추정된 이 계수의 추정치 0.048과는 현격한 차이를 보인다. 이처럼 새로운 방법으로 조세변수들이 투자에 중요한 영향을 준다는 것이 이론적으로 뿐만 아니라 실증적으로도 상당히 뒷받침되게 되었다고 말할 수 있다.

이 밖에도 투자모형의 실증 분석에서 문제가 될 수 있는 것으로 우선 q_1 자본비용의 측정에 있어서 심각한 오차가 발생할 수 있으며 이것이 추정계수를 왜곡시킬 수 있다는 점, 둘째로 조정비용의 정식화가 잘못되었을 가능성, 셋째로 자본스톡을 구성하고 있는 자본형태의 이질성이 중요한 왜곡요인이 될 가능성 등을 들 수 있다. 1990년대 초반 이후 Gilchrist and Himmelberg(1995,

1998), Caballero, Engel and Haltiwagner(1995), 그리고 Goolsbee(2000, 2004) 등에 의해서 이러한 문제들에 대한 공략이 이루어졌다.

이러한 최근의 연구들을 종합할 때 미국에서 기업투자의 조세 변수를 반영한 자본비용에 대한 탄성치는 대체로 -0.5에서 -1.0 사이에 있는 것으로 인정되고 있다. 이것은 매우 강력한 것이며 1980년대까지 얻어진 실증적 결과와는 현격한 차이가 있는 것이다.¹⁴⁾

(2) 분석자료별 특징

조세정책이 투자에 미치는 영향에 대한 초기의 실증결과가 후기의 실증결과와 서로 차이를 가지는 이유로서 사용하는 자료의 상이성으로 일부 해석할 수 있겠다. 투자에 대한 실증연구에서 사용한 자료는 크게 시계열자료와 기업별 미시자료로 나눌 수 있다. 투자연구의 초기에는 두 가지 이론을 실증적으로 검증하기 위해 주로 시계열자료를 사용했다. 그러나 시계열자료를 사용한 실증결과는 조세정책의 내생성 문제를 본질적으로 내포하고 있다. 투자이론에서는 조세정책이 외생적으로 결정되는 반면, 실제 현실에서는 조세정책이 내생적으로 결정되기 때문이다.

예를 들면, 투자세액공제율을 높여서 기업의 투자를 늘린다는 것을 이론적 바탕으로 하고 있으나, 실제로는 기업의 투자가 낮기 때문에 투자세액공제율이 높아지는 정책추이이다. 이 경우 조세정책은 거꾸로 기업의 투자수준에 의해 결정되기 때문에 이러한 내생적 성격에도 불구하고, 실증분석에서는 외생적이라는 가

14) Hassett and Hubbard(2002) 1325쪽 참조. 그러나 이들은 또한 이러한 미시적인 관계가 거시적인 투자변수의 예측에 바로 사용되기는 어렵다는 점에 유의할 것을 강조하고 있다.

정하에서 접근함에 따라 실증분석에서 뚜렷한 효과를 보여 주지 않았다. 반면 기업별 미시자료를 사용하게 되면, 기업별로 조세정책에 의해 다르게 영향을 받는 효과를 정확하게 반영할 수 있다. 이때 기업별 조세정책이란 기업마다 조세정책이 다르다는 것이 아니고, 조세정책은 기업의 투자자산의 구성형태에 따라 서로 다른 유인책을 가지므로, 이를 투자수준과 연결시킴으로써 시계열 자료가 가지는 문제점을 일부 해결할 수 있다.

따라서 이론에서 제기하는 투자행위를 실증적으로 분석하기 위해서는 시계열자료는 적절하지 않고, 기업별 미시자료를 사용하는 것이 좀더 이론에 충실한 실증결과를 제시할 수 있다. 따라서 1990년 이후부터의 실증연구는 주로 기업별 미시자료를 바탕으로 이루어졌으며, 이 결과들은 대체로 조세정책이 기업투자에 효과적인 영향을 미쳤다는 것을 보여 준다.

(3) 실증결과에 대한 최근의 해석

Cummins, Hassett, and Hubbard(1996)은 Summers(1981)가 사용한 조세조정Q의 식 (7)에서 개인소득세인 배당소득세와 자본이득세를 제외한 모형을 이용해 국제간 실증비교를 했다. 여기서 개인소득세를 제외한 것은 법인세에 대한 새로운 견해를 바탕으로 한 모형이며, 같은 모형을 같은 형태의 자료를 사용해 국제간 비교 분석했다는 데 의의가 있다. 이 연구는 14개국의 기업별 1982년부터 1992년까지의 패널자료를 사용해 분석했다.

조세정책의 투자효과를 나타내는 조세조정Q의 독립변수에 대한 추정치를 비교한 결과는 <표 6>과 같다. 모든 국가들에서 추정치는 양의 값을 가지고, 통계적으로 유의한 결과를 보여 주었다. 따라서 모든 국가들에서 공통적으로 법인세 정책이 기업의

투자에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 6> 조세조정Q의 국가별 추정치의 비교

국가명	추정치	표준오차
호 주	0.050	0.019
벨 기 에	0.103	0.044
캐 나 다	0.041	0.009
덴 마 크	0.104	0.085
프 랑 스	0.085	0.042
독 일	0.095	0.040
이탈리아	0.051	0.018
일 본	0.029	0.008
네덜란드	0.069	0.044
노르웨이	0.069	0.031
스 페 인	0.044	0.028
스 웨 덴	0.051	0.047
영 국	0.062	0.013
미 국	0.048	0.006

자료: Cummins, Hassett, and Hubbard(1996)

조세정책이 기업의 투자행위에 영향을 미치는지에 대한 실증결과에 대해서 초기에는 공통적인 견해가 없었다. 그러나 국가별로 많은 실증결과가 나오게 되고, 점차로 조세정책이 기업의 투자에 효과적인 영향을 미치는 것으로 믿게 되었다. 이를 간접적으로 검증할 수 있는 것은 관련분야의 경제학자들에 대한 설문조사에 의해서이다. Fuchs, Krueger, and Poterba(1998)는 1996년에 미국에서 공공경제학으로 상위 40위에 있는 경제학과에 있는 교수들을 대상으로 조세정책의 기업투자효과에 대한 반응을 조사했다. 구체적으로 질문한 내용은 다음과 같다.

현재 법인세제의 감가상각제도를 폐지해, 투자자산을 즉시상각할 수 있도록 하고, 법인세수를 중립적으로 하기 위해 법인세율을 올리는 개정안이 기업의 투자행위에 향후 5년간 어느 정도 영향을 미친다고 생각합니까?

총 69명의 공공경제학 관련 교수들의 응답은 <표 7>과 같다. 법인의 세부담을 감소시키는 투자유인책이 향후 5년간 기업투자에 미치는 영향에 대한 반응은 평균해서 11.7% 증가할 것으로 나타났다. 이들 반응의 중간값은 10%로서 비교적 미국의 학자들간에는 조세정책이 기업투자에 효과적인 영향을 미친다는 것에 대체로 공감대가 이루어지고 있다고 평가할 수 있다.

이상의 결과를 토대로 조세정책이 기업투자에 영향을 미치는지에 대한 논의는 오랜 기간 동안 경제학자들 사이에 많은 찬반이 있었지만, 이제는 대체로 조세정책이 기업투자에 효과적인 영향을 미치는 것으로 여러 가지 실증결과를 토대로 경제학자들 사이에 통용되고 있는 것으로 판단할 수 있다.

<표 7> 조세의 투자효과에 대한 전문가 조사결과

평균	표준편차	중간값	신뢰구간(25%)	신뢰구간(75%)	자료수
11.7	10.7	10.0	5.0	15.0	69

자료: Fuchs, Krueger and Poterba(1998)

(4) 한국의 실증연구

앞에서 조세정책과 기업투자에 대한 이론을 크게 신고전투자이론과 q 이론을 중심으로 설명했다. 한국에 적용하기 위해서는 우선 어떤 이론을 바탕으로 하는 것이 타당한지에 대한 논의가 이루어져야 한다.

일반적으로 신고전투자이론은 스톡을 기반으로 한 이론으로 조세정책을 포함한 자본비용에 의해 적정 자본스톡의 양이 결정되며, 이러한 적정 자본스톡으로 가기 위한 과정으로 기업의 투자를 설명하고 있다. 따라서 신고전투자이론은 기업의 투자행위를 직접적으로 설명하지 못하는 한계가 있다. 또한 기업의 생산량이 모형 내에서 이루어지지 않고, 미리 주어지기 때문에 기업의 투자와 생산량이 동시에 결정되는 현실을 충분히 반영하지 못하고 있다. 신고전과투자이론을 실증 분석하는 토대로 사용하는 데 있어서 문제점은 모형이 정적 모형(Static Model)이므로, 조세정책의 변화를 제대로 반영할 수 없고, 주어진 조세정책이 영구히 적용된다는 한계점이 있다.

반면 q모형은 Flow에 기반을 둔 동적 모형(Dynamic Model)으로 기업의 투자행위를 조세정책과 연계해서 직접적으로 설명이 가능하다. 또한 동적모형이므로 시계열자료를 사용해 조세정책 변화의 효과를 분석하는 데 적절하다고 평가할 수 있다.

한국에서 조세와 투자행위에 대한 실증분석을 위해 사용할 자료에 대한 고찰이 필요하다. 미국에서 연구초기에 사용했던 시계열자료는 조세정책의 내생성 문제가 있으므로, 실증분석을 위한 바람직한 자료가 아니다. 왜냐하면, 한국에서도 조세정책이 기업의 투자에 영향을 미치기도 하지만, 반대로 기업의 투자가 부실할 경우에 조세정책을 통한 유인책을 많이 강구하는 전례가 많이 있기 때문이다. 따라서 이러한 내생성 문제가 상대적으로 적고, 조세정책의 변화에 따른 기업별 횡단면적 변화를 통해 조세정책의 효과를 좀더 가시적으로 분석할 수 있으므로 기업별 미시자료를 사용하는 것이 한국의 현실을 실증분석하는 데 바람직하다고 평가할 수 있다.

Jorgenson을 중심으로 한 신고전투자이론에서 사용한 모형은

일반적으로 자본비용을 통해 조세정책의 변화를 측정하고, 이에 따른 투자의 시계열적자료를 사용해 설명했다. 시계열적 접근이 비교적 단순함에도 불구하고, 우리나라에서 Jorgenson류의 접근모형이 개발되지 않은 것은 우선 조세정책의 변화를 시계열적으로 분석한 기초자료가 제대로 정립되지 않았기 때문이다. 또한 과거 경제발전과정을 거치면서, 투자를 설명하는 요인으로 금융 등과 같은 정책수단이 더 효과적으로 작용했고, 조세정책에 대한 관심은 상대적으로 적었다고 평가할 수 있다.

우리나라 실증연구는 조세정책을 King and Fullerton과 같은 모형을 사용해 한계유효세율을 구하는 작업으로 진행되었는데, 이를 투자와 연계시키는 작업은 활발하게 이루어지지 않았다. 자본비용을 이용한 한계유효세율을 구한 실증연구는 <표 8>로 요약할 수 있다.

<표 8> 한계유효세율에 대한 기존연구

곽태원(1985)	<ul style="list-style-type: none"> - 분석연도: 1960 ~ 1983 - 분석대상: 기업규모별, 산업별, 자산별, 사내유보 - 분석모형: Jorgenson and Sullivan 모형
김준영(1991)	<ul style="list-style-type: none"> - 분석연도: 1966 ~ 1989 - 분석대상: 산업별, 자산별, 재원조달별 - 분석모형: 자본비용개념을 사용한 추정법
원윤희(1996)	<ul style="list-style-type: none"> - 분석연도: 1983, 1985, 1987, 1989, 1991, 1993, 1995 - 분석대상: 제조업, 기업규모별, 자산별, 재원조달별 - 분석모형: King and Fullerton 모형
윤건영·김종웅(1997)	<ul style="list-style-type: none"> - 분석대상: 1982, 1987, 1992, 1997 - 분석대상: 제조업, 기업규모별, 자산별, 재원조달별 - 분석모형: King and Fullerton 모형
원윤희·현진권(2000)	<ul style="list-style-type: none"> - 분석대상: 1960~1998 - 분석대상: 기업규모별, 재원조달별, 투자자산별 - 분석모형: King and Fullerton 모형

법인세와 투자에 관한 실증적 연구는 매우 빈약하다. 특히 앞에서 살펴본 신고전투자이론과 q 이론 같은 이론을 바탕으로 실증 분석이 이루어진 연구는 매우 한정되어 있다. Kwack(1985)은 Jorgenson(1963)의 신고전과 투자모형을 우리나라 데이터에 적용해 산업별로 투자함수를 추정해 바 있다. 곽태원(1986)은 이러한 방식으로 추정한 산업부문별 투자함수를 CGE모형의 산업별 자본배분에 이용했다. 곽태원의 연구는 자본시장에 대한 정부의 간섭이 매우 컸던 기간에 신고전파적인 이론을 투자행태 분석에 사용한 것이 적절하지 않다는 비판을 받을 수 있다. 이러한 문제를 극복하기 위해 Kwack(1985)에서는 사채시장과 제도 금융시장간의 금리 차이 효과와 자본 배급현상의 모형화를 시도했다.

그 외의 연구로 연산일반모형을 통해서나, 개별기업의 세부담 자료를 사용해 계량경제학적 모형을 통한 분석이 간간이 이루어졌지만, 기업의 투자이론에 근거한 분석은 거의 없는 실정이다. 따라서 서구에서 오랜 기간 동안 이루어졌던 기업투자과 조세정책 간의 관계를 한국 실정에서 실증적으로 규명하는 것은 늦은 감이 있지만, 시급히 이루어져야 할 연구과제라고 할 수 있다.

기업수준에서 투자함수를 추정한 연구로는 다음 몇 가지가 있다. 우선, 김현숙(2004)의 연구는 조세정책의 변화를 추정하지 않고, 기업별 미시자료상에 나와 있는 법인세 부담을 바로 사용했으므로, 조세정책의 특정요소들의 변화에 대한 정책적 시사성을 줄 수 없는 한계점이 있다. 또한 이만우·김영옥(2000)의 연구는 1984~1997년간의 상장기업의 패널자료를 이용해 조세조정 Q 를 설명변수로 도입한 q 투자모형을 추정했다. 우리나라에서 조세조정 Q 를 이용해 투자함수를 추정한 연구는 아직까지 이 연구가 유일한 것으로 생각되나, 이 연구는 재무제약이 투자에 미치는 영향의 분석에 초점이 맞추어져서 조세변수들이 기업의 투자에 어

면 영향을 주었는지에 대한 시사점을 분명하게 제시하지 못하고 있다는 한계를 가지고 있다.

이 연구는 조세조정Q를 계산하는 데 있어서, Hoshi & Kashyap (1990)의 방법론을 이용했다.¹⁵⁾ 즉 조세조정Q를 구하는 식에서 분모에 법인세율뿐만 아니라, 감가상각의 현재액을 포함했고, 분자에서도 조세유인을 고려하는 (투자세액공제율+법인세율×감가상각 현재액 - 1) 대신에 단순히 (법인세율×감가상각 현재액)만을 포함했다. 따라서 본 연구가 조세조정 토빈Q를 이용해 투자함수를 추정한다는 관점에서 이들 연구와 목적은 비슷함에도 불구하고, 접근법에서 많은 차이를 보이고 있다.

<표 9> 조세정책과 기업투자

연구자	연구내용
김현숙(2004)	<ul style="list-style-type: none"> ○ 분석시기: 1991 ~ 2002 ○ 분석자료: 한신평의 기업별 재무 미시자료 ○ 조세정책의 변화를 추정하지 않고, 기업별 미시자료상 나와 있는 법인세 부담을 바로 사용했으므로, 조세정책의 특정요소들의 변화들에 대한 정책적 시사성을 줄 수 없는 한계점이 있음
이만우·김영옥(2000)	<ul style="list-style-type: none"> ○ 분석시기: 1984 ~ 1997 ○ 분석자료: 상장기업의 패널자료 ○ 조세조정 토빈Q를 계산하는 데 있어서 Hoshi & Kashyap (1990)의 방법론을 이용

15) 이만우·김영옥(2000)을 참조.

제4장

우리나라 제조업의
법인세제 변화와 기업투자 실증분석

1. 분석모형 및 추정방법

(1) 분석모형

본 연구의 목적이 한국의 기업별 패널자료를 통해 기업의 투자 행위에 미치는 조세정책의 효과를 분석하는 데 있으므로, 조세조정Q를 이용한 q투자모형(q Investment Model)을 적용하는 것이 타당하다고 할 수 있다.

투자는 동태적 과정으로서 미래 수익에 대한 전망 등 실증적으로 분석하기 어려운 요인들이 결합되어 이루어진다. 따라서 투자 이론의 발전에 비해 미시자료를 이용한 기업투자에 대한 실증분석은 그리 많이 이루어지지 않았다. 기업투자 모형 중 q모형은 미래 수익에 대한 기대를 포함하고 또 조정비용을 고려함으로써 투자자의 동태성을 만족시키고 있다. 또한 기업투자함수는 극대화조건으로부터 도출되므로 이론상 가장 우수한 모형으로 평가된다. 그럼에도 불구하고 q투자모형은 q를 통계적으로 추정해 내는 데 있어서 많은 어려움이 따르며 기업투자함수 추정결과에서 q의 통계적인 설명력이 낮고 추정계수가 작게 나타나고 있어 그동안 기업투자를 분석하는 데 활발하게 적용되지 못했다.

더구나 현실적으로는 기업투자가 정부의 조세정책에 의해 적지 않은 영향을 받는 만큼 조세를 조정한 모형이 훨씬 현실 설명력이 높을 것이나 우리나라에서 조세조정Q를 추정해 본 시도는 이제까지 매우 드물었다. 본 논문은 q투자모형을 실증분석을 위한 기본모형으로 선택한다. q투자모형을 적용해 조세정책의 효과를 분석한 서구의 논문은 많이 있으나, 우리나라에 적용한 연구는 거의 없는 실정이다. 본 연구의 결과를 다른 국가들과 비교하는 것은 한국의 조세정책을 평가하는 데 매우 유용한 자료로 활용할

수 있기 때문에 분석의 의미가 크다고 할 수 있다. q투자모형을 적용해 종합적으로 국제비교한 연구로 Cummins, Hassett and Hubbard (1996)을 들 수 있다. 이 연구에서 사용한 자료는 기업수준의 불균형패널자료이며, 분석기법이 본 연구와 유사하므로, 이들 연구에서 사용한 q투자모형을 적용해 봄으로써 한국의 연구결과를 다른 나라와 비교해 볼 수 있는 이점이 있다.

기업투자모형은 조정비용이 고려된 모형과 조정비용이 고려되지 않은 모형로 구분할 수 있다. 가속도모형이나 오차수정모형과는 달리 q투자모형과 오일러모형은 조정비용을 명시적으로 고려해 도출된 모형들이다.¹⁶⁾ q투자모형에 조세조정Q를 설명변수로 이용한 연구는 여러 가지 형태가 있으나, 사용하는 자료형태에 따라 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 먼저 Summers(1981)를 시작으로 초기의 실증분석은 주로 기업의 투자 및 관련 변수들에 대해 시계열자료를 사용해 분석했다. 둘째는 기업의 미시자료를 사용한 모형으로, 본 연구에서는 기업별 미시자료를 바탕으로 이루어 지므로, Summers(1981)가 사용한 조세조정Q를 q투자함수에 넣어 추정한 Cummins, Hassett and Hubbard(1996), Desai and Goolsbee (2004) 모형을 적용하기로 한다.

우선 q투자함수를 유도해 내기 위해서 다음과 같은 조정비용함수를 가정하기로 한다.

16) 조정비용함수는 투자의 증가함수이고 볼록함수라고 가정하는데 이것은 주어진 자본량에 대해 투자율이 증가하면서 투자 한 단위를 집행하는 비용이 점점 더 증가함을 의미한다. 조정비용을 명시적으로 고려하는 모형으로는 토빈q투자모형과 오일러방정식모형을 들 수 있다. Brundell, Bond, Devereux and Schiantarelli(1992)는 q투자모형을 사용해 투자의 현금흐름 민감성문제를 검증했으며, Bond and Meghir(1994)는 이 문제를 분석하기 위해 Euler모형을 이용했다.

$$C(I_{i,t}, K_{i,t-1}) = \frac{\varphi}{2} \left(\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} - \mu_i \right)^2 K_{i,t-1} \quad (8)$$

여기서 μ 는 평균투자율이고, φ 는 조정비용파라미터를 나타내며, I 는 기업투자액, K_{t-1} 은 연초 자본스톡을 나타낸다. q투자모형에 조세조정 Q 를 도입한 구체적인 모형은 다음과 같다.¹⁷⁾

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \mu_i + \frac{1}{\varphi} Q_{it} \quad (9)$$

$$\text{여기서, 조세조정 } Q_{it} = \frac{q_{i,t}}{1-\tau_t} - \frac{1-\Gamma_{it}}{1-\tau_t} \quad (10)$$

여기에서 Q_{it} 는 조세조정 Q 를 나타내며 이 식 안에 포함된 q 는 조세미조정 q 이다. 또한 식(10)에서 Γ_{it} 는 i 자산에 대한 조세지원에 따른 조세경감률, τ 는 법인세율을 의미한다.

이 모형에서 조세가 없는 경우를 가정해, 일단 $q = 1$ 이 되면 기업은 투자를 멈추게 된다. 물론 투자에 대한 과도한 보조가 존재(즉, $\Gamma > \tau$)하는 경우에 기업은 $q < 1$ 일 때까지 투자를 계속할 수도 있다. 위 식은 투자가 조세변수를 포함해 신고전파에서 사용하는 변수에 대한 반응을 추정하는 간편한 방식이다.

또한 조세지원에 따른 기업들의 조세경감률은 다음과 같다.

$$\Gamma_{it} = \sum_{j=1}^n w_j [k_{i,t} + \sum_{s=t}^{\infty} (1+r_s + \pi_s^e)^{-t} \tau_s DEP_{i,s}(s-t)] \quad (11)$$

17) 구체적인 추정 과정은 Summers(1981), Cummins, Hassett and Hubbard(1996), Desai and Goolsbee(2004)를 참조.

여기서 k_i 는 i 자산에 대한 투자세액공제율, r 은 실질 이자율, π^e 는 기대인플레이션율, τ 는 법인세율, DEP_i 는 i 자산에 대한 감가상각액, w_j 는 전체 투자자산에서 j 자산이 차지하는 비율을 의미한다. 그런데 조세조정 전의 토빈 q 는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$q_{i,t} = \frac{V_{i,t} + B_{i,t} - A_{i,t}}{K_{i,t-1}} \quad (12)$$

여기서 V 는 기업주식의 시장가치, B 는 기업부채의 시장가치, A 는 t 기전에 이루어진 투자재에 대한 감가상각에 대한 조세절약분(Tax-saving)의 현재가치이다. 또한 K 는 재고를 포함하는 연초 기업 자본스톡의 대체가치이다.

이 연구에서는 q 투자모형을 이용해 조세정책의 변화가 기업투자에 미치는 영향을 실증 분석한다. q 투자모형에서 조세조정 Q , 현금흐름(CF_K)과 함께 종속변수의 1기 시차변수가 설명변수로 포함되며 다음과 같이 간단한 표기를 이용해 투자함수를 나타낼 수 있다.

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{it-1} + \alpha_2 Q_{it} + \alpha_3 \left(\frac{CF}{K}\right)_{it-1} + e_{it} \quad (13)$$

실증분석에서는 식(13)으로 표시된 기본모형을 이용해 분석했다. 여기서 I 는 기업투자, Q_{it} 는 조세조정 Q , CF 는 현금흐름이며, K 는 연초 자본스톡의 시장가치를 나타낸다. 여기에서 오차항은 $e_{it} = \alpha_t + \alpha_i + v_{it}$ 으로 이에 대해서는 이후의 절에서 좀더 상세하게 언급한다.

(2) 추정방법

본 연구에서 이용하는 자료는 불균형패널자료이고 종속변수의 시차변수가 독립변수의 하나로 포함되는 동태적인 모형이다. 이러한 모형을 동태적패널자료(Dynamic Panel Data; DPD) 모형이라 하는데 이 같은 모형의 추정에는 GMM을 이용함으로써 효율적이고 일관성 있는 추정치를 얻을 수 있다.¹⁸⁾ 본 연구는 불균형패널자료의 동태분석을 위해 Blundell and Bond(1998)의 방법론을 사용했다. 투자함수의 추정 시 일반적인 패널자료추정기법으로 충분하지 않은 이유는 투자함수 내에 도입되는 투자결정요인이 거시적 경제변수 및 미시적 재무변수에 의해 결정되는 변수로서 본질적으로 내생적인 가능성이 높다는 특성 때문이다. 그간 실증분석에서 q 의 설명력이 만족스럽지 못했던 것은 q 의 내생성을 고려하지 않았기 때문이다.¹⁹⁾

식(13)의 q 투자모형의 교란항은 기업특정효과 α_p , 시간특정효과 α_t , 임의충격(Idiosyncratic Shock) v_{it} 로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$e_{it} = \alpha_t + \alpha_i + v_{it} \quad (14)$$

이러한 동태적패널자료를 계량추정하는 방법은 통상 보통최소자승법(OLS), Within Groups, 일반화적률법(Generalized Method of Moments; GMM)이 사용될 수 있으나, OLS는 변수의 수준자료를 이용해 추정하는 것으로 관찰되지 않은 기업고유 효과를 통제하지 못하며 따라서 기업고유 효과가 중요하다면 자기회귀계수의 추정

18) Ahn and Schmidt(1995) 및 Blundell and Bond(1998), Bond(1998)을 참조.

19) Blundell et al(1992) 참조.

치의 상향편의를 가져올 가능성이 크다. 또한 Within Group 추정치는 오차항과 시차종속변수가 음의 상관관계를 갖기 때문에 하향편의를 갖게 된다. GMM 1차차분방법(DIF-GMM)은 방정식들을 차분함으로써 기업특정 효과를 제거하고 또 내생변수의 시차변수를 수단변수로 사용하는 방식이다. 이와 같은 상태에서 DIF-GMM은 투자함수 내 모수들의 일치 추정치를 얻는 추정량으로 폭넓게 사용되고 있다.

이러한 DIF-GMM 모형은 1차차분 시차종속 변수의 도구변수로서 종속변수의 시차변수를 이용한다. 그러나 Blundell and Bond (1998)는 일시적인 충격오차항과 개별기업 고유효과간에 상대적 분산이 큰 경우 DIF-GMM 모형의 도구변수는 타당하지 않다. 따라서 이들은 이같은 문제점을 해결하기 위해 SYS-GMM을 이용할 것을 권고하고 있다. 이러한 추정상의 문제점을 고려해 이 연구에서는 Arellano and Bond(1998)가 고안한 SYS-GMM을 이용해 분석했다. 즉 SYS-GMM은 두 개의 방정식을 결합해 추정한다. 1차차분 회귀식에는 설명변수의 수준시차 변수를 도구변수로 이용하고 수준회귀식에는 설명변수의 차분시차변수를 도구변수로 이용해 실증 분석한다.

패널자료의 분석에서는 내생성(Endogeneity)이 고려되어야 하며 외생변수를 가정하는 OLS 등의 추정량은 적합하지 않다. 이 연구에서는 동태적인 패널모형을 추정하기 위해 SYS-GMM을 사용했다.²⁰⁾ 이 방법을 이용해 추정된 추정치는 관찰되지 않은 기업특정 효과의 존재나 현재의 설명변수의 내생성을 통제한 것이다. 본 연구는 추정과정에서 수단변수로 독립변수들의 일정한 시차변수 및 수준변수를 이용했다. 이 경우 수단변수의 타당성은 과도

20) Arellano & Bond(1998) 참조.

식별제약(Over-identifying Restrictions)에 대한 Sargan 검증법을 사용해 검증할 수 있다. 또한 회귀 잔차항에 대한 계열상관 검정이 필요하다. 수단변수로 사용되는 내생변수의 이용은 v_{it} 와 계열상관되지 않을 때만 유효하므로 고차 계열상관의 존재를 검증하는 것이 중요하기 때문이다. 계열상관이 없다는 것은 모든 사차설명변수가 수단변수로 사용될 수 있음을 의미한다. 오차항의 고차의 계열상관 여부를 밝히기 위해 Arellano and Bond(1991)가 고안한 m2 검정치를 이용했다.²¹⁾

2. 자료

(1) 분석에 이용할 통계자료

1985~2004년 기간중 상장제조업에 대해 법인세 등 기업투자 유인제도의 변화가 기업투자에 어떤 영향을 미쳤는지를 실증분석한다. 이 연구에서 분석에 이용할 자료는 한국신용평가(주)의 KIS-LINE 데이터베이스 중 상장기업 재무자료이며, 증권거래소의 기업별 주가자료를 이용했다. 분석기간은 1985~2004년(20년)이며, 매년 상장기업의 자료인 불균형패널자료를 이용했다.

q투자함수를 추정하기 위해서는 한국신용평가(주)의 기업재무 관련 데이터베이스를 이용했다. 한신평 자료는 기업의 투자행태 분석에 필요한 다양한 재무자료를 제공하고 있다. 상장기업으로 분석범위를 정한 이유는 토빈q를 추정할 때 개별기업의 주가자료

21) 오차항의 2차 계열상관 여부를 판단하는 m2의 p값이 0.05보다 크면 추정치들이 통계적으로 유의하다고 판단할 수 있다.

가 이용되어야 하고 이러한 주가자료는 상장기업에 한해 이용할 수 있기 때문이다. 상장기업체는 상장되지 않은 기업체에 비해 평균적으로 기업규모가 크고 또 기업공개로 기업에 대한 정보가 비교적 잘 알려져 있다.

본 연구에서는 1985~2004년의 20년간 장기 기업패널자료를 이용해 투자함수를 추정한다. 기업별로는 연속상장기간이 동일하지 않고, 이 연구에서 사용하는 바와 같이 7년에서 20년에 걸쳐 자료의 이용이 연속적으로 가능한 기업의 자료라는 점에서 불균형패널자료(Unbalanced Panel Data)이다. 균형패널자료를 이용해 실증 분석할 때 발생하는 이용가능한 정보의 과소이용문제를 피하고 정보이용의 극대화를 피하기 위해 불균형패널데이터를 이용해 기업 투자 함수를 추정했다.

20년에 걸친 자료 중 실제 추정에 사용된 관찰치는 총 299개 기업에 대해 총 4,434개이다. 이 중 대기업은 149개 기업에 대해 총 2,455개 관찰치가 이용되었고, 중소기업은 150개 기업에 대해 1,979개 관찰치가 이용되었다. 또한 재벌기업은 78개 기업에 대해 1,238개의 관찰치, 독립기업은 모두 221개 기업에 대해 3,196개의 관찰치가 실증분석에 이용되었다. 실증분석 과정에서 투자, 조세 조정Q, 현금흐름 변수에서 나타난 이상치(Outlier)들을 제거하고 추정했다.²²⁾ 산업분류는 기본적으로 3-digit 산업수준을 따랐지만 일부 산업의 경우 그에 포함된 기업이 너무 적은 경우가 나타났으며 이들 산업은 관련산업으로 통합해 분석했다.

22) 기업자료를 이용해 실증분석하는 경우, 오염된 자료, 타이포 에러, 비이상적인 재무 자료와 흔히 접하게 되고 이를 처리하는 문제에 대해 많은 실무적인 고민을 하게 된다. 본 연구에서는 Bulan(2000)의 방법론을 따라 양측 0.05%씩의 극단치를 제거하고 추정했다.

(2) 투자 및 현금흐름

투자는 현재의 분석에서는 현금흐름표의 유형고정자산의 취득 자료를 이용한 투자를 사용했다. 이 자료에서 추출한 유형고정자산(건물·구축물, 기계장치, 공구·기구·비품, 차량운반구, 토지 등)의 취득의 합을 투자 자료로 사용했다.²³⁾

현금흐름(CF)은 Blundell et al(1992) 등 선행연구의 방식을 따라 세후 당기순이익과 감가상각액의 합으로 추계했다.²⁴⁾ 감가상각비는 손익계산서와 제조원가명세서상의 감가상각비와 특별상각비의 합으로 구했다. 세전 당기순이익과 감가상각비의 합을 사용할 수도 있는데 두 변수간의 상관계수가 매우 높아 어느 것을 사용해도 큰 차이가 없다. 현금흐름, 기업투자 등은 전통적인 투자모형과 마찬가지로 규모효과를 상쇄해 주기 위해 자본스톡의 대체 가치로 나누어 주었다.

(3) 토빈q의 추정

토빈q는 이미 제3장의 제1절 분석모형에서 다루어진 바와 같이 식 (12)로 추정할 수 있다. 조세조정Q는 Summers(1981)를 시작으로 실증분석에 많이 사용되고 있는 Cummins, Hassett and Hubbard(1996), Desai and Goolsbee(2004)의 방법론을 이용했다. 토빈q는 기업자산의 대체원가에 대한 시장가치의 비율로 정의된다. 실제로 토빈q의 평가는 기업이 발행한 유가증권, 부채 등 기업에 대한 청구권

23) 현금흐름표상의 기업투자변수를 사용하고 있는 최근의 연구논문으로는 김주성(1996), 최도성·이장우(2001) 및 남준우(2003)가 있으며, 남주하(2002)는 대차대조표상의 유형고정자산 증분에 감가상각액을 더해 사용하고 있고 최종일·장병기(2002)는 영구재고법으로 추정된 투자자료를 이용하고 있다.

24) Blundell et al.(1992) 참조.

의 시장가치를 기업자산의 시장가치, 즉 기업이 현재 사용하고 있는 생산시설을 최소한의 원가로 그리고 가장 현대적인 기술을 채용하고 있는 자산을 시장가격으로 구입해 대체할 때 드는 비용으로 나누어서 구한다. 그러나 수많은 자산들에 대해 현재시장이 존재하지 않거나 시장가격의 평가가 어려운 경우가 많고 시장가격 자체가 물가상승의 영향을 받는 경우가 많으므로 대체원가의 평가가 그리 쉬운 것은 아니다. 우선 자본스톡의 대체가치를 구하는 과정은 다음과 같다.

1) 유형 고정자산의 대체가치

첫째로 유형고정자산의 대체가치의 계산에는 건물, 구축물, 기계장치, 차량운반구, 공구 및 기구, 기타 유형고정자산, 토지 등을 포함했다. 여기서 건물과 구축물 그리고 기계장치, 차량운반구, 공구 및 기구, 기타 유형고정자산은 이에 대한 각각의 감가상각률을 적용해 Bond and Meghir(1994)가 사용한 바 있는 다음과 같은 영구재고법(Perpetual Inventory Method)으로 추정했다.

$$p_t^I K_t^i = p_{t-1}^I K_{t-1}^i (1 - \delta^i) (p_t^I / p_{t-1}^I) + p_t^I I_t^i \quad (15)$$

여기서 K_t^i 는 유형고정자산, p_t^I 는 투자재가격, I_t^i 는 투자액, δ^i 는 감가상각률이다. I_t^i 는 유형고정자산의 취득 자료를 사용했으며 투자재의 디플레이터는 ‘국민계정’의 투자재별 디플레이터를 이용했다.²⁵⁾

25) 우선 자본재형태별 감가상각률과 디플레이터에 대한 신빙성 있고 일관성 있는 자료를 구하는 데 많은 어려움이 따른다. 따라서 필자는 감가상각률과 디플레이터를 다음과 같이 구해 사용했다. 첫째로 개별기업의 유형고정자본의 감가상각률은 본문 중의 <표 10>을 이용했다. 둘째로 유형고정자본 형태별

둘째로 토지의 감가상각은 고려하지 않았다. 토지의 시장가치에 대한 계산은 Hoshi and Kashyap(1990) 방법을 이용했다.

$$\begin{aligned}
 LD_t &= LD_{t-1} \frac{LDP_t}{LDP_{t-1}} + DLD_t, & \text{if } DLD_t \geq 0 \\
 LD_t &= LD_{t-1} \frac{LDP_t}{LDP_{t-1}} + DLD_t \frac{LDP_t}{LDP_{t-1}}, & \text{if } DLD_t < 0
 \end{aligned} \tag{16}$$

여기서 LD_t 는 t 기의 토지의 장부가액, LDP_t 는 t 기의 토지가격으로 토지가격자료는 지가자료를 이용했으며, DLD_t 는 토지의 취득자료를 이용했다.

셋째로 재고의 장부가치를 대체가치로 환산하기 위해, 우선적으로 재고의 대체가치는 Whited(1992)의 방법을 따라 다음과 같이 계산했다.

$$\begin{aligned}
 INV_t &= INV_{t-1} (PPI_t / PPI_{t-1}) + INV_t^* - INV_{t-1}^*, & \text{if } INV_t^* \geq INV_{t-1}^* \\
 INV_t &= (INV_{t-1} + INV_t^* - INV_{t-1}^* (PPI_t / PPI_{t-1})), & \text{if } INV_t^* < INV_{t-1}^*
 \end{aligned} \tag{17}$$

여기서 INV_t 는 t 기의 재고의 대체가치이며 INV_t^* 는 재고의 장부가치이다. PPI_t 는 t 기의 각 산업의 생산자물가지수이다. 생산자물가지수는 한국은행 『물가총람』의 산업별 생산자물가를 이용했다.

따라서 자본스톡은 위의 세 가지 시장가치의 합으로 구했다. 즉 유형고정자산의 대체가치, 토지의 대체가치, 재고의 대체가치의 합으로 구했다.

디플레이터에 대한 산업별 자료를 구할 수 없었다. 따라서 '국민계정'의 연도별 투자재별 디플레이터 자료를 모든 기업에 적용했다.

2) 주식의 시장가치

주식의 시장가치는 우선주의 시장가치와 보통주의 시장가치의 합으로 계산된다. 여기서는 보통주와 우선주의 시장가치는 각각 주식수에 각각의 연말주식가격을 곱한 값의 합계로 계산했다. 이에 대한 추가 자료는 한국증권거래소의 데이터베이스를 이용했다.

3) 부채의 시장가치

본 논문에서는 Hoshi and Kashyap(1990), 김경수 외(1996)가 이용한 방법에 따라 부채의 시장가치를 추정했다. 부채는 고정부채와 만기가 1년 미만인 유동부채로 구분하고, 유동부채는 다시 이자를 지급하지 않는 부채(Non-interest-bearing Liability)와 이자를 지급하는 부채(Interest-bearing Liability)로 구분했다. 이자를 지불하지 않는 유동부채는 만기가 짧아 이자를 무시할 수 있다고 보아 장부가격을 시장가격으로 간주했다. 즉 이자를 지불하지 않는 유동부채의 장부가치는 총유동부채와 고정부채의 합에서 단기차입금, 유동성장기부채, 사채, 장기차입금을 뺀 값으로 계산했다. 그러나 이자를 지불하는 부채의 시장가격은 장부가격에 의존하지 않고 실제 지불하는 장부상의 이자비용과 장부상의 부채가액을 할인해 현가를 계산해 추정했다.

먼저 이자비용을 보면 한국신용평가(주)의 자료는 이자비용을 단기와 장기로 구분하지 않는다. 따라서 단기차입금과 유동성장기부채의 합으로 나타낸 단기국내부채, 장기차입금, 장기미지급금, 주주임원·종업원 장기차입금의 합으로 나타낸 장기국내부채, 외화장기차입금과 차관의 합으로 나타낸 장기국외부채의 장부가치를 구한 다음, 이를 각각 1년간의 지급이자와 할인료로 나누어

이들의 비중을 구했다. 이 비율을 1년간의 지급이자와 할인료에 곱해 단기이자비용, 장기국내이자비용, 장기국외이자비용을 각각 추정했다.

단기부채의 시장가치는 추정된 단기이자비용과 단기부채를 합한 것의 현가를 계산함으로써 구해진다. 이때 단기부채의 만기는 1년이라고 가정한다. 장기국내부채의 시장가치는 다음과 같은데, 이 때 국내의 장기차입금의 가장 일반적인 만기가 3년이므로 만기구조를 3년으로 가정하고, 그 이자도 고정금리라면 향후 3년간 변하지 않는다는 사실을 기초로 해 현가를 계산했다. 사채의 경우에는 일반적으로 그 할인율이 은행의 차입금 등 일반 부채와 다르므로 별도로 계산했다. 할인율은 종합사채이자율로서 만기는 우리나라 사채의 만기가 대개 3년이므로 3년만기 이자율을 적용했다. 같은 방식으로 장기국외부채의 시장가치도 계산된다. 장기국외부채의 경우, 대여기간이 국내부채보다 길기 때문에 해외차입금의 평균 대여기간이라고 생각되는 5년을 만기로 가정하고, 할인율은 리보금리(LIBO Rate)²⁶⁾에 한국프리미엄인 1.5%를 더한 것으로 했다. 결국, 부채의 시장가치는 이렇게 산출된 장·단기 국내부채, 장기국외부채, 사채의 시장가치의 합이다.²⁷⁾

26) 리보금리(LIBOR, London Interbank Offered Rates)란 런던의 주요 은행들이 자기들끼리의 단기적인 자금거래에 적용하는 대표적인 단기금리를 말한다. 리보금리는 국제간 금융거래에서 기준금리로 활용되고 있으며, 세계금융시장의 상태를 판단하게 하는 기준이 되고 있다. 국제적인 융자계약 시 금리는 LIBOR에 몇 %를 가산시키는가로 결정된다.

27) 연금의 현재가치는 미래에 받을 현금을 현재시점에서 평가한 금액으로 다음과 같이 평가된다. 즉 S_0 는 연금의 현가라고 하고 A 를 1년 후부터 매년 지급되는 연금금액이라 한다면, S_0 는 매년 지급되는 연금의 현가를 합한 것이다. $S_0 = A \left[\frac{(1+r)^n - 1}{r(1+r)^n} \right]$ 는 이자율 또는 할인율이 r 일 때 1년 후부터 매년 1원씩 매년 지급되는 연금의 현재가치이다. 이에 대한 상세한 설명은 박정식

$$\text{단기부채의 시장가치} = \frac{Sint + Sdbt}{(1 + sr)} \quad (18)$$

$$\text{장기국내부채의 시장가치} = LDint \left[\frac{(1 + ldr)^3 - 1}{ldr(1 + ldr)^3} \right] + \frac{lddb}{(1 + ldr)^3} \quad (19)$$

$$\text{장기국외부채의 시장가치} = LFint \left[\frac{(1 + lfr)^5 - 1}{lfr(1 + lfr)^5} \right] + \frac{lfdbt}{(1 + lfr)^5} \quad (20)$$

$$\text{사채의 시장가치} = Bint \left[\frac{(1 + br)^3 - 1}{br(1 + br)^3} \right] + \frac{bond}{(1 + br)^3} \quad (21)$$

여기서 sr 은 양도성 예금증서 금리, br 은 3년만기 회사채 이자율, ldr 은 기업일반자금대출, lfr 은 5년만기 리보금리 + 1.5%이다. 또한 $Sint$ 는 단기이자비용, $LDint$ 는 장기국내이자비용, $Bint$ 는 사채이자, $LFint$ 는 장기국외부채의 이자비용이다. 위의 식 (18)~식 (21)에서 이용된 이자율 자료는 모두 한국은행 『조사통계월보』를 이용했다.

결국 부채의 시장가치의 합은 위에서 구한 이자를 지불하지 않는 유동부채, 단기부채의 시장가치, 장기국내부채의 시장가치, 장기국외부채의 시장가치 그리고 사채의 시장가치의 합으로 계산했다.

4) 감가상각 조세절약(A)의 추정

식 (12)에 나타난 감가상각에 대한 조세절약분의 현재가치(A)의 실제 추정은 다음과 같다. A는 당기이전에 이루어진 투자 1단위에 대해 장래 발생하는 감가상각에 의해 절약할 수 있는 법인세액의 현재가치이다. 즉, $A = \text{법인세율} \times \text{감가율} \times t$ 시점의 감가상각대상 자본스톡액 / (이자율 + 감가상각률)로 구했으며, 감가상각 대상

(1996) 및 박경수 외(1996)를 참조.

자본스톡은 건물 및 구축물, 기계장치의 두 가지로 구분해 구했다.²⁸⁾

(4) 조세조정Q의 추정자료

조세조정Q는 Summers(1981), Cummins, Hassett and Hubbard (1996), Desai and Goolsbee(2004)의 추정방법을 이용했다. 법인세 등 각종 투자유인제도로 조정된 Q를 산출을 위한 자료는 조세정책의 변화에 대한 시계열자료는 법인세제 중에서 다음을 고려했다. 즉 법인세율, 감가상각 정책(내용년수, 감가상각방법, 잔존가율), 투자세액공제 등이다.

1) 법인세율

법인세율은 일반법인에 적용되는 세율을 사용했다. 연구기간 동안에 우리나라 법인세율은 2단계 누진구조를 가지고 있으며, 본 연구에서는 높은 한계세율을 적용했다. 따라서 연구기간 동안 (1985~2004년) 한계법인세율은 6차례 개정이 있었다.

2) 투자세액공제

투자세액공제제도는 기업형태, 업종, 투자자산별로 매우 다양한 형태를 가지고 있으므로, 일률적으로 정의하기가 어렵다. 연구기간인 1985년 이후에 투자세액공제제도는 조세감면규제법에서 명시하고 있는데, 여러 가지 형태의 제도들 중에서 하나의 경우를

28) Salinger and Summers(1983), Cummins, Hassett, and Hubbard(1996)을 참조. 감가상각률은 기계의 경우 25%(1995년 이전), 39.3%(1995년 이후)로 가정했다. 건물과 구축물의 경우 7.4%로 동일하게 적용했다. 법인세율은 $t-1$ 시점의 세율을 적용했다.

중심으로 적용했다. 즉 특정설비에 대한 투자세액공제제도를 적용했다. 따라서 투자세액공제제도는 투자자산형태 중에서 기계장치에 대해서만 세액공제가 적용될 수 있으며, 토지 및 건물자산에 대해서는 적용하지 않았다.

3) 감가상각제도

감가상각제도는 크게 세 가지 정책수단들로서 이루어졌다.²⁹⁾ 즉 자산별 세법상 내용년수, 자산의 감가상각 형태, 잔존가율이다. 이들 세 가지 정책수단들이 서로 연계해서 기업의 전체 감가상각액이 결정되므로, 이들 수단들을 동시에 고려해서 평가해야 한다. 우리나라의 감가상각제도는 1995년을 기점으로 대폭 개편되었다. 즉 감가상각 정책을 1995년을 기점으로 이전과 이후로 대별할 수 있다. 1995년 전의 감가상각 정책은 자산별 경제적 감가상각을 정확하게 세법에서 반영하려는 정책의도를 바탕으로 하고 있다. 따라서 세법상 내용년수에서 자산별 구분이 매우 복잡하고, 기업 환경의 변화에 비탄력적으로 내용년수가 고정되는 특징을 가지고 있었다. 반면 1995년 이후의 감가상각 정책은 미국의 ACRS제도처럼 세법상 감가상각을 경제적 감가상각과 결별하는 방향으로 바뀌었다. 즉 경제적 감가상각을 정확히 세법에서 반영하기보다는, 제도를 대폭 간소화하고 감가상각제도를 통해 기업의 투자유인을 위한 정책수단으로 활용했다.

세 가지 정책수단들의 변화를 하나의 지표를 사용하는 것은 매우 어려우므로, 본 보고서의 분석에서는 강한 가정을 바탕으로 이루어졌다. 먼저 자산별 내용년수에 대해 1995년 전에는 자산종

29) 1995년 이전의 감가상각 정책에 대한 구체적인 내용과 개별 정책수단들의 경제적 효과에 대해서는 현진권(1994)을 참조하기 바란다.

류를 500여 개 이상으로 구분해 내용년수를 규정하고 있으며, 1995년 이후에는 구분방법을 대폭 단순화했다. 자산종류별 내용년수로 먼저 건물의 경우에는 1995년 전의 분류를 보면, 건물종류 자산과 구축물 종류자산의 평균내용년수가 각각 33.76년, 27.11년으로 나타났다. 본 연구에서는 건물자산으로 통일해 적용하므로 30년의 내용년수로 가정했다. 1995년 이후에는 건물자산의 경우 기준내용년수로 4년, 20년, 40년의 세 가지로 정해 놓고, 해당자산에 대해 탄력적으로 적용했다. 따라서 1995년 감가상각제도 개편이 내용년수를 단축하는 것이 거시적 정책방향이므로 20년으로 내용년수를 가정했다. 기계자산의 경우에는 1995년 전의 자산별 내용년수의 평균치가 7.97년으로 나타났다. 반면 1995년 이후에는 자산의 내용년수를 업종별로 구분해 기준치 내용년수를 4, 6, 8, 10, 16년의 5개로 제시하고, 이를 기준으로 25% 이내에서 기업이 선택할 수 있도록 했다. 따라서 1995년 전에 8년으로 가정했기 때문에 이를 기준으로 하더라도, 25% 이내에서 조정이 가능하므로 최대로 내용년수를 단축한다고 가정해 6년으로 산정했다.

감가상각 방법의 경우, 1995년 전에는 기계와 건물자산에 대해 정액법과 정률법을 모두 허용했으므로, 기업 입장에서 감가상각액을 최대로 공제한다는 가정하에서 정률법을 적용했다. 그러나 1995년 이후에는 감가상각 방법으로 기계의 경우에는 정률법이나, 건물의 경우에는 정액법을 적용했다.

잔존가율은 정률법의 감가상각 방법을 적용하는 데 있어서 매우 중요한 모수이며, 이 모수의 크기에 따라 감가율은 매우 민감하게 변화한다. 따라서 잔존가율은 감가상각할 수 없는 부분을 명시한다기보다는, 정률법을 적용하는 데 필요한 정책변수이다. 1995년 전에는 대체로 모두 정률법을 적용하기 때문에 10%의 잔존가율 하에서 정률법하의 감가율을 다음과 같이 계산해 적용했다.

$$\text{정률법하의 감가율} = 1 - (\text{잔존가치율})^{1/\text{내용년수}} \quad (22)$$

1995년 이후에는 자산의 모든 가치에 대해 감가상각할 수 있도록 개편했다. 그러나 정률법을 적용할 경우에는 회계적으로 잔존가치율이 존재해야 하므로 5%를 사용해 계산하도록 했다. 그러나 자산이 감가상각되는 마지막 해에 잔존가치율 5%에 대해서도 모두 감가상각할 수 있도록 했다.

이상의 정책변화를 토대로 1995년을 기점으로 변화되는 자산들의 정률법 감가율은 <표 10>과 같다. 기계자산의 경우에는 1995년 전에는 감가율이 25%이었으나, 개편 이후에는 39%로 대폭 상승했다. 그리고 건물자산의 경우에는 1995년 전에는 감가율이 7.4%이었으며, 개편 이후에는 정액법 감가상각방법이 적용되므로 비교할 수 있는 직접적인 감가율을 제시할 수 없다.

<표 10> 감가상각 제도 개편에 따른 감가율의 변화

자산종류	내용년수	잔존가율	감가율
기계자산(1995년 전)	8년	10%	25%
기계자산(1995년 이후)	6년	5%	39.3%
건물자산(1995년 전)	30년	10%	7.4%

4) 조세유인정책의 추이

<표 11>은 1985~2004년 연구기간 동안의 법인세제 변화를 종합적으로 보여 준다.

q모형에 조세변수들이 주는 영향은 주로 식 (11)에서 I 을 통해서 나타난다. 즉 한 단위 투자하는 데 필요한 한 단위 자본비용에서 조세로 인한 자본비용의 경감수준을 의미한다. 여기에서 감가

<표 11> 법인세제의 변화추이

연도	법인세율	투자세액 공제율	내용년수		감가상각 방법		잔존가율
			기계	건물	기계	건물	
1985	0.30	0.10	8	30	정률	정률	10
1986	0.30	0.10	8	30	정률	정률	10
1987	0.30	0.10	8	30	정률	정률	10
1988	0.30	0.10	8	30	정률	정률	10
1989	0.30	0.10	8	30	정률	정률	10
1990	0.30	0.10	8	30	정률	정률	10
1991	0.34	0.10	8	30	정률	정률	10
1992	0.34	0.10	8	30	정률	정률	10
1993	0.34	0.10	8	30	정률	정률	10
1994	0.32	0.10	8	30	정률	정률	10
1995	0.30	0.10	6	20	정률	정액	5
1996	0.28	0.10	6	20	정률	정액	5
1997	0.28	0.05	6	20	정률	정액	5
1998	0.28	0.05	6	20	정률	정액	5
1999	0.28	0.05	6	20	정률	정액	5
2000	0.28	0.05	6	20	정률	정액	5
2001	0.28	0.05	6	20	정률	정액	5
2002	0.27	0.03	6	20	정률	정액	5
2003	0.27	0.03	6	20	정률	정액	5
2004	0.27	0.03	6	20	정률	정액	5

상각정책의 변화로 인한 감가상각액의 현재가치를 구해야 하며, 이때 연도별 수익률에 민감하게 반응한다. 본 연구에서는 수익률을 해당연도의 회사채 수익률을 사용했다. <표 12>를 보면 전체 연구기간 중 1985~1998년 동안은 10% 이상의 높은 수익률을 보여 주었고, 특히 외환위기 당시인 1998년에는 15.1%의 가장 높은 수익률을 나타내었다. 반면 1999년부터는 10% 이하로 감소하는

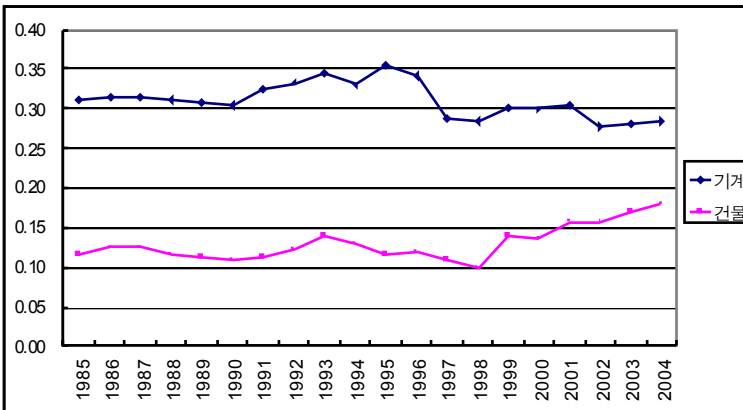
추이를 보여 2004년에는 4.73%에 이르고 있다. 전체 연구기간 동안에 수익률의 차이는 최대 10% 이상을 나타내므로 수익률의 변화에 따른 자본비용의 변화는 큰 폭일 것으로 예상할 수 있다.

<표 12> 조세유인정책의 추이

연도	회사채 수익률	감가상각 현재가치		자본비용 경감수준(I)	
		기계	건물	기계	건물
1985	14.21	0.70301	0.39037	0.31090	0.11711
1986	12.76	0.71796	0.41278	0.31539	0.12383
1987	12.62	0.71945	0.41511	0.31584	0.12453
1988	14.18	0.70331	0.39081	0.31099	0.11724
1989	15.17	0.69358	0.37706	0.30808	0.11312
1990	16.48	0.68128	0.36058	0.30439	0.10817
1991	18.89	0.66022	0.33446	0.32447	0.11372
1992	16.21	0.68377	0.36383	0.33248	0.12370
1993	12.63	0.71934	0.41494	0.34458	0.14108
1994	12.92	0.71627	0.41016	0.32921	0.13125
1995	13.79	0.84913	0.38143	0.35474	0.11443
1996	11.87	0.86580	0.42123	0.34243	0.11794
1997	13.39	0.85252	0.38911	0.28870	0.10895
1998	15.10	0.83838	0.35824	0.28475	0.10031
1999	8.86	0.89434	0.50186	0.30041	0.14052
2000	9.35	0.88948	0.48690	0.29905	0.13633
2001	7.05	0.91307	0.56485	0.30566	0.15816
2002	6.56	0.91837	0.58428	0.27796	0.15776
2003	5.43	0.93096	0.63364	0.28136	0.17108
2004	4.73	0.93904	0.66779	0.28354	0.18030

또한 <표 12>는 조세로 인한 자본비용의 감소분을 기계와 건물에 대해서 계산한 결과를 각각 보여 준다. 조세로 인한 자본비용 감소분(T)은 기계의 경우 투자세액공제 제도와 감가상각제도에 의해 결정되지만, 건물의 경우에는 감가상각제도에서만 결정된다. 따라서 전반적으로 기계에 대한 경감분이 건물에 비해 훨씬 높게 나타났다. 구체적으로 살펴보면, 기계의 경우 조세경감분이 1985년에 0.3109이며, 기계자산에 투자한 한 단위 자본비용에서 조세로 인한 경감분이 0.3109임을 의미한다. 연구기간 동안에 조세경감분은 뚜렷한 추이를 보여 주지 않고 있다. 1995년에 최대치의 조세경감분을 보여 주었으며, 이후로 대체로 감소하는 추이를 보여 주었다. 반면, 건물의 경우에는 대체로 조세경감분이 증가하는 추이를 보여 주며, 2004년에 최고치인 0.1803을 보여 준다.

<그림 1> 조세유인 수준의 변화



기업투자에 대한 자본비용은 투자자산의 종류에 의해 영향을 받는다. 투자자산을 크게 토지, 건물·구축물, 기계설비의 세 종류로 나눌 때, 이들 자산들이 전체자산에서 차지하는 비중은 본 연

구의 모형 식 (11)에서 w 를 통해 나타난다. <표 13>은 연구기간 동안 기업의 전체 투자자산에서 각 자산이 차지하는 비중을 보여 준다. 기계설비의 경우 1985년에 전체 자산에서 80.1%를 차지했으나, 그 비중이 감소하다가 최근 증가하는 추세를 보여 주고 있으며, 2004년에는 80.9%를 차지하고 있다.³⁰⁾

<표 13> 자산종류별 투자추이

연도	토지비중	건물비중	기계설비비중
1985	0.079	0.119	0.801
1986	0.085	0.109	0.806
1987	0.109	0.110	0.782
1988	0.103	0.098	0.799
1989	0.116	0.108	0.775
1990	0.140	0.104	0.756
1991	0.132	0.146	0.722
1992	0.084	0.165	0.750
1993	0.106	0.153	0.740
1994	0.095	0.145	0.760
1995	0.105	0.160	0.736
1996	0.105	0.158	0.738
1997	0.092	0.160	0.748
1998	0.094	0.148	0.758
1999	0.104	0.134	0.761
2000	0.083	0.131	0.786
2001	0.047	0.142	0.811
2002	0.088	0.138	0.775
2003	0.063	0.137	0.801
2004	0.058	0.133	0.809

30) 미국의 경우에 기계설비의 투자비중이 80% 정도를 점하는 것으로 보고하고 있다.

(5) 분석에 사용된 변수 통계요약

1) 요약통계

q투자모형 추정에 이용되는 변수를 중심으로 기업표본의 통계적인 특성을 요약해 보여 주는 것이 <표 14>이다. 이 표는 실증분석에서 사용될 변수들의 1985~2000년간의 평균치와 표준편차를 보여 주는 것이다.

실증분석에서 이용될 변수들의 1985~2005년간의 평균값 중 조세조정Q는 같은 기간중 평균 1.67로 나타났다. 투자의 자본스톡의 대체가치에 대한 비율은 평균 7.7%, 현금흐름의 비율은 13.2%로 나타났다.

<표 14> 표본기업의 평균의 요약통계표

구분	LK_{t-1}		Q		$CF-K_{t-1}$	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
전체	0.077	0.103	1.676	1.697	0.132	0.272
중소기업	0.077	0.105	1.704	1.840	0.125	0.288
대기업	0.077	0.101	1.654	1.572	0.138	0.259
재벌	0.073	0.096	1.860	1.654	0.140	0.265
비재벌	0.078	0.106	1.605	1.708	0.129	0.275

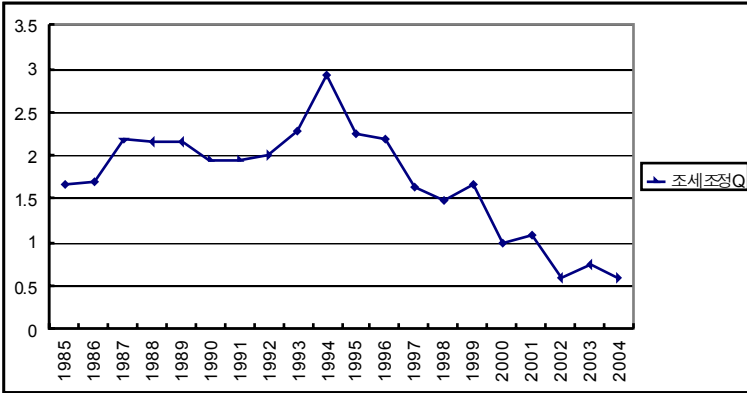
2) 조세조정Q와 투자비율의 변화추이

(i) 조세조정Q의 변화

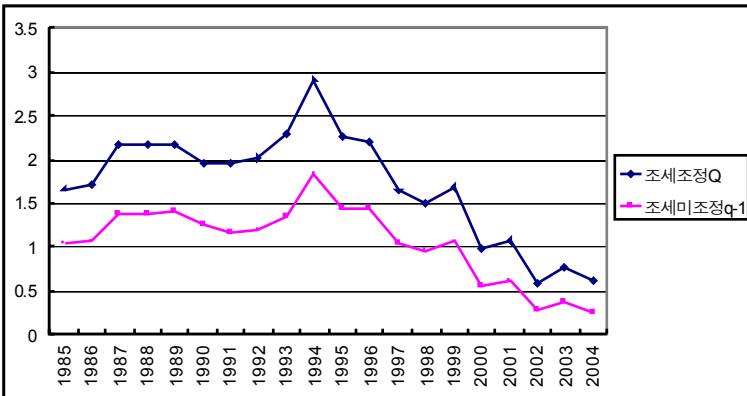
이제는 식 (10)을 이용해 추정된 조세조정Q를 분석하기로 한다. 조세조정Q를 조세미조정 q_1 과 비교해 보면, 조세조정을 한 경우 조

세조정Q는 조세미조정q-1보다 큰 값을 가지고 있음을 알 수 있다.³¹⁾ 이것은 조세인센티브 제공 시 기업의 q값이 그만큼 증가한다는 것을 보여 준다.

<그림 2> 조세조정Q의 시계열적인 변화



<그림 3> 조세조정Q와 조세미조정q-1의 비교



31) 조세조정Q와 조세미조정q-1의 관계는 $Q \equiv q-1$ 와 같다. 이것은 식 (10)에서 나타난 바와 같이 $T=0$ 이고 $\tau=0$ 인 경우 조세조정Q는 q-1과 거의 같아진다는 것을 알 수 있다.

<그림 2>에 나타난 바와 같이 조세조정Q는 1994년에 정점을 보이다가 그 이후 급속한 감소 추세를 나타내고 있다. 우리나라 금융위기는 1997년 이후 시작되었지만 경제의 실물적인 기초는 이미 1994년 이래로 계속 악화되고 있었다는 것을 보여 주는 증거로 보인다.³²⁾ 기업의 가치는 주식의 시장가치, 부채의 시장가치가 가장 주요한 변동요인으로 나타나고 있다. 1999년 이후 조세조정Q의 급속한 하락 추세는 부채의 시장가치 하락이 매우 큰 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다.

정부는 외환위기 이후 재벌기업을 비롯해 대기업에 대해 부채비율의 축소를 요구한 바 있고, 최근에는 선진국 수준 이하로 부채비율이 급속히 저하한 것으로 나타났다. 이같이 기업부채의 급속한 감소는 q뿐만 아니라 조세조정Q의 급속한 감소를 가져오는 중요한 요인으로 나타나고 있다. 이것은 우리나라 기업 전체적으로 기업의 시장가치가 자본스톡의 대체가치보다 낮아지고 있음을 의미하는 것으로 기업의 투자수익성 및 성장성이 저하하고 있는 것을 암시하고 있다.

(ii) 투자비율의 변화

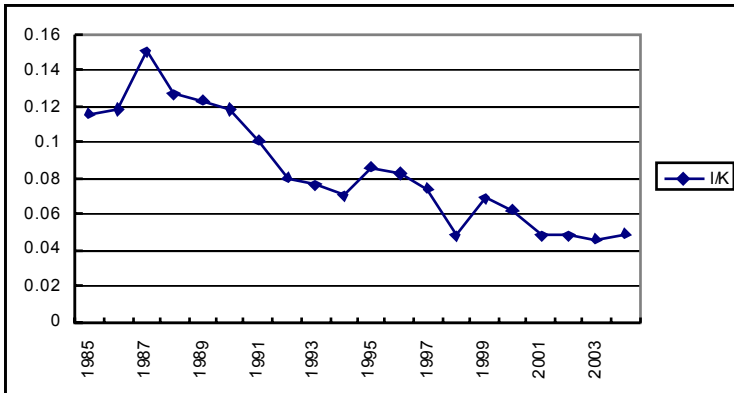
이제는 투자함수 추정에 이용된 투자비율(I/K_{t-1})의 연도별 추이를 살펴본다. 투자비율의 변화추이는 연도별 소속기업들의 투자비율의 평균값을 보여 주는 것이다. 투자비율은 1987년에 정점을 보이다가 그 이후로 감소하는 추이를 나타내고 있다.³³⁾ 전체

32) 강원·신현한(2004) 및 이만우·김영옥(2000)의 연구결과도 1994년 이후 토빈q가 지속적으로 감소하는 것으로 나타났다.

33) 이같은 투자비율의 변화추이는 조삼용·신선우·이훈현(2004)의 최근 연구결과와 매우 유사한 모습을 보이고 있다. 다만, 이들의 분석은 당해연도의 투자를 자산으로 나눈 비율을 사용했고, 본 연구는 당해연도의 투자를 연초 자본스톡의 현재가치 비율을 사용했다는 차이가 있다.

적으로 감소하는 추세를 나타내고 있고 외환위기 직후 감소했다가 다시 증가하는 패턴을 보였지만 전반적으로 투자비율은 감소하는 추세를 나타내었다.

<그림 4> 전체표본의 투자비율의 변화추이



3. 실증분석 결과

(1) 전체표본에 대한 투자함수 추정결과

1) 기본모형 추정결과

<표 15>는 식 (13)을 이용하여 조세조정Q가 기업투자에 어떤 영향을 주는지를 분석한 결과이다. 경기변동 때문에 특정시기의 투자자가 영향을 받을 수 있다는 가능성이 있기 때문에 연도더미를 포함해 추정했고 산업더미를 포함해 추정했다.

우선 이 분석에서는 일단 OLS, Within group, GMM 추정법을

이용해 추정하고 이 결과들을 비교했다. 일반적인 패널분석에서 이용되고 있는 OLS와 Within Group 추정방법은 종속변수의 시차 변수가 설명변수에 포함될 경우에 편의가 발생한다. 시차종속변수의 추정치가 OLS에서는 상향편의를 갖고, Within Group에서는 하향편의가 되기 때문에 시차종속 변수에 대한 회귀계수의 일치 추정치는 두 추정치 사이 어딘가에 존재해야 한다. 추정결과에 의하면, OLS는 시차종속변수의 추정계수가 상향편의(0.26 내외)를 가지며 Within Group 추정방법에서는 하향편의(0.12 내외)가 발생한다.

따라서 시차종속 변수에 대한 회귀계수의 일치 추정치는 두 추정치 사이에 존재해야 한다. 1차 차분 GMM 추정치는 예상한 대로 OLS에 의한 추정치보다는 작고 Within group 추정방법에 의한 추정계수보다는 큰 회귀계수(0.17 내외)를 나타내고 있다. OLS 추정치와 Within Groups 추정치가 편익된 추정치인 점을 고려해 이후의 논의에서는 SYS_GMM 추정결과를 가지고 분석결과를 집중적으로 논의하기로 한다.

본 연구에서는 DPD98을 이용해 추정된 GMM 추정치와 그에 상응하는 이분산조정된 표준오차를 괄호 안에 제시했다. 또한 표의 하단에는 Arellano and Bond(1991)가 오차항에서 고차의 계열상관의 여부를 밝히기 위해 만든 m2검정치에 상응하는 p값을 보여 준다. 또 다른 하나는 Sargan 통계치에 상응하는 p값을 보여 주는데 이것은 모형이 올바르게 설정되었고 또한 도구변수들이 타당하다는 결합 귀무가설을 검정하는 것이다.³⁴⁾ 본 연구에서는 SYS-GMM을 추정하는 과정에서 많은 도구변수를 이용해 추정해 본 결과 차분방정식의 도구변수는 $t-2$, $t-3$ 시차가 가장 적합하고 수준방정식의 도구변수는 $\Delta t-3$ 이 적합한 것으로 나타나 이를

34) 이에 대한 더욱 자세한 내용은 Arellano and Bond(1991)와 Blundell, Bond, Devereux, and Schiantarelli(1992)를 참조할 것.

도구변수로 선택했다.

2) q 의 측정오차 교정과 그 효과

<표 15>에 제시된 실증분석결과는 이론적인 기대에 대체로 부합하는 결과를 보여 주고 있다. 우선 기업투자(L_K)는 전기의 기업투자($L_{K,t-1}$)에 많은 영향을 받는다는 것을 보여 준다. 조세조정 Q 는 기업의 투자기회를 나타내는 것으로 기업투자에 통계적으로 유의한 양으로 나타났다. 현금흐름(CF_K)은 통계적으로 유의한 양의 계수를 나타내었다.

우선 논의해 보아야 할 것은 CF_K 변수의 추정계수가 어떤 경제적인 의미를 가지고 있는가이다. 최근까지 이에 대해서는 격렬한 논쟁의 대상이 되었다. 우선 Fazzari, Hubbard and Peterson(1988)은 내부자금이 기업투자에 미치는 영향이 기업의 특성에 따라 달라진다는 분석결과를 제시하고 있다. 먼저 투자-현금흐름간 민감성이 커지는 것을 기업의 자금제약이 더 커진다는 증거라고 간주했다. 자금제약을 받는 기업은 내부현금흐름에 민감성이 큰 반면에 자금제약을 받지 않는 기업은 내부현금흐름의 투자에 대한 민감성이 크지 않다는 것이다.

이와는 반대로 Kaplan and Zingales(1997)는 Fazzari, Hubbard and Peterson(1988)가 투자와 현금흐름간 강한 상관을 발견했던 저배당 기업표본(49개)의 재무보고서를 검토한 결과, 이들 기업이 실제로 재무제약을 더 심하게 겪는다는 증거를 찾기 어렵다고 주장했다. 또한 기업의 재무제약이 현금흐름 민감도에 따라 단조적으로 증가하는 것이 아님을 보임으로써 Fazzari, Hubbard and Peterson(1988)의 기본가정에 대한 의문을 제기한 바 있다.³⁵⁾

35) 투자-현금흐름 민감성이 자금제약의 정도를 나타내는 지표가 될 수 있는지

이들의 주장은 현금흐름의 추정계수가 통계적으로 유의미하다고 하더라도 그 해석이 자금제약의 존재를 증명한다는 논의와 그렇지 않다는 것이라는 논의로 극명한 대조를 보이고 있다는 점에서 매우 흥미를 끈다.

다른 하나는 현금흐름 변수의 추정계수가 재무제약 효과를 나타낸다고 해석할 수 있는가라는 문제이다. 투자모형에서 통상의 토빈 q 같은 변수를 포함한 이후에 현금흐름 계수가 양인 것을 기업이 재무제약을 갖는 것으로 보기 어렵다는 것이다. Poterba(2001)는 측정된 q 가 기업의 수익성에 대한 오차투성이의 지표라면, 현금흐름이 한계 q 와 관련되기 때문에 투자에 영향을 미치는 것으로 나타난다고 했다. Gilchrist and Himmelberg(1998)는 방대한 실증분석에도 불구하고 투자함수 내 재무변수들의 설명력에 대한 재무이론적 해석은 여전히 논란거리임을 강조했다. 기업이 자금제약을 겪는다는 것을 인정하는 학자 중에서도 자금제약이 투자행위에 영향을 미칠 정도로 크지에 대해서는 상당한 이견을 나타내고 있는 것이다.

최근 이 같은 현금흐름-투자간의 논쟁은 q 의 측정오차 때문에 발생한다는 주장이 제기되고 있다. Hayashi(1982)는 평균 q 가 투자율을 결정하는 요인임을 밝히고 있다. 그렇지만 q 는 기업의 극대화된 가치가 주식시장에서 평가될 수 있다는 것을 가정하고 있다. 이러한 가정에서는 주식시장의 가치평가가 미래기대이익(Expected Future Profitability)에 대한 모든 관련 정보들을 포착하게 될 것이고 q 를 통제하고 난 후 현금흐름 변수의 추정계수는 현재기대에 대한 추가적인 정보를 나타내는 것이라 할 수 없다는 것이다. 그러나 Hayashi의 조건이 충족되지 않는 경우 또는 주식시장의 가치평

에 대한 논쟁에 대해서는 Fazzari, Hubbard and Petersen(1988, 1996) 및 Kaplan and Zingales(1995)의 논문을 참조.

가가 기대 미래이윤의 현재 할인가치 이외에 버블이나 다른 요인들에 의해 영향을 받는다면 q 는 현행투자의 미래 기대이윤에 대한 관련 정보를 모두 포착하지 못하게 되는 문제가 발생하게 된다.

이처럼 최근 q 의 측정오차(Measurement Error in Tobin q) 문제에 대한 논쟁이 진행되고 있고, 이같은 측정오차를 포함하는 q 가 투자에 주는 영향을 실증하는 분석들이 다수 보고되고 있다. Erickson and Whited(2000)는 자금제약을 받는 기업의 현금흐름 계수가 투자에 민감하게 반응하는 것으로 나타나는 지금까지의 q 투자이론의 분석결과는 실망스럽다고 지적했다. 이들은 자금제약을 받는 기업의 투자가 현금흐름에 민감하게 반응한다는 점을 비판하고 있다. 한계 q 가 투자결정에 대한 모든 요소들을 포함하고 있다고 하더라도 현금흐름이 여전히 중요한 것으로 나타난다. 이같은 결과가 나오는 것은 q 의 측정오차 때문이라고 이들은 강조하고 있다. q 의 측정오차를 일단 교정하고 나면 자금제약을 받는 기업이라 하더라도 현금흐름은 더 이상 중요하지 않고 q 가 강한 설명력을 가질 수 있다고 주장했다.

Bond et al(2004)는 평균 q 를 통제하고 난 후 현금흐름이 기업투자에 중요한 영향을 미치는 분석결과를 자금제약의 중요성을 나타내는 것으로 해석하지만 q 의 측정오차 문제는 이러한 해석에 의문을 던진다고 주장했다. 즉 현금흐름은 평균 q 가 포착하지 못하는 기대이윤에 대한 추가적인 정보를 제공할 수도 있다. 평균 q 는 심각한 측정오차를 가지고 있음을 지적하면서 소득예측 자료(Analysts' Earnings Forecasts)를 사용해 기대이윤을 통제하고 난 후에 투자함수를 추정해 본 결과 현금흐름은 유의미한 변수가 아니었다는 분석결과를 제시하고 있다.

최근 Cummins and Hassett(1992), Cummins, Hassett and Hubbard (1996)는 기업패널 자료를 사용해 조세조정 Q 와 자본비용을 엄밀하

계 계측한 결과, 두 변수가 미국의 조세체제의 변화를 반영하면서 투자행태에 대한 주요결정요인으로서 커다란 설명력을 발휘하는 것을 보였다. 기존의 대부분의 연구들은 q 추정치가 매우 낮게 추정되고 있음을 보고하고 있다.³⁶⁾

우리나라 상장 기업자료를 이용해 계산된 조세조정 Q 를 기업투자를 결정하는 주요 변수로 포함해 SYS_GMM 추정법으로 추정한 결과를 보여 주는 것이 <표 15>이다.

조세조정 Q 가 어떤 값을 가질 것인가 하는 분석결과는 기업이 투자결정 시에 시장평가에 얼마나 의존하는지를 말해 주는 좋은 지표로 활용되고 있다. 이번 결과에 의하면 조세조정 Q 를 사용한 추정치는 대체적으로 0.016 정도로 나타나고 있고, 통계적인 유의성도 매우 높게 나타나고 있다. 특히 조세조정 Q 는 이전의 연구에서 통계적으로 유의하지 않거나 유의성이 낮은 것이 일반적이었으나 이 연구에서는 통계적으로 1% 수준에서 유의한 변수인 것으로 나타났다. 이것은 우리나라 기업들이 투자결정 시에 시장평가에 따라 투자결정이 이루어진다는 것을 보여 주는 것이다.³⁷⁾ 물론 조세조정 Q 에는 당해기업에 대한 시장의 평가를 나타내는 토빈 q 와 함께 조세효과를 나타내는 항목이 모두 포함된 결과이기 때문에 이를 분리해 분석하는 작업이 이루어져야 하는 것은 물론이다. 이 같은 작업은 다음의 절에서 좀더 상세히 분석한다.

36) 예컨대 Salinger and Summers(1983)은 0.004~0.006, Fazzari et al(1988)은 0.004, Hoshi and Inoue (1991)은 0.004, Hoshi and Kashyap(1987)은 0.009 그리고 Blundell et al(1992)은 0.005의 추정치를 내놓고 있다. 우리나라의 경우를 추정한 이병기(2000)의 연구도 0.003~0.007의 추정치를 내놓고 있다.

37) 조정비용함수의 파라미터는 추정된 Q 계수의 역수로서 이 수치가 작다면 조정속도가 느린 것으로 평가할 수 있다. 조세조정 Q 가 다른 국가에 비해 여전히 작게 추정되고 있다는 점에서 여전히 자본조정이 느린 속도로 이루어진다는 것을 나타낸다.

현금흐름 변수(CF_K)의 추정계수는 통계적으로 유의한 0.0236으로 나타났다. 우리나라 기업들은 투자결정을 할 때에 여전히 많은 현금흐름의 제약을 받고 있는 것을 반영한다고 볼 수 있다. 조세조정 토빈Q를 이용한 투자함수 추정식에서도 여전히 현금흐름 변수가 통계적으로 유의한 양의 계수를 나타내고 있는 것이 이를 반영하고 있다. 그러나 현실적으로 기업의 규모나 특성에 따라 현금흐름이 기업투자에 어떤 영향을 줄 것인가에 대한 논의를 진행해 볼 필요가 있다. 기업규모에 따라 현금흐름이 투자에 미치는 영향이 달리 나타날 수 있기 때문이다.

<표 15> 전체표본에 대한 조세조정Q와 기업투자 관계

구분	OLS		Within Group		DIF-GMM		SYS-GMM	
	i	ii	i	ii	i	ii	i	ii
$L K_{t-1}$	0.2800 (0.0145)	0.2668 (0.0146)	0.1314 (0.0153)	0.1236 (0.0154)	0.1710 (0.0134)	0.1687 (0.0115)	0.1931 (0.0096)	0.1822 (0.0073)
Q	0.01145 (0.0009)	0.01118 (0.0009)	0.0189 (0.0012)	0.0186 (0.0012)	0.0204 (0.0026)	0.0195 (0.0019)	0.0177 (0.0018)	0.0164 (0.0010)
$CF-K_{t-1}$		0.0316 (0.0054)		0.0246 (0.0060)		0.0191 (0.0043)		0.0236 (0.0027)
m2	0.000	0.001	0.126	0.109	0.705	0.696	0.832	0.763
Sargan test					0.044	0.083	0.026	0.057

- 주: 1) () 안은 표준오차를 의미
 2) 모든 방정식에 연도더미 및 산업더미를 포함
 3) m2는 잔차의 2차 시계열상관 검증치이며, $N(0, 1)$ 의 정규분포
 4) Sargan 통계치는 과도식별제약에 대한 검증치이며 $\chi^2(k)$ 분포
 5) 차분방정식의 도구변수는 $t-2$, $t-3$ 시차, 수준방정식의 도구변수는 $\Delta t-3$ 사용

(2) 기업규모별 투자함수 추정결과

1) 기업 규모와 자금 제약

앞 절에서는 q 투자모형을 전체기업 표본에 대해 추정했다. 이 같은 분석은 표본을 나누어 서로 다른 표본에서도 동일한 결과를 얻을 수 있는지를 검토해 볼 필요가 있다. 기업투자에 있어서 Q 의 역할, 규모에 따라 자금제약을 받고 있는지 여부를 분석해 보기 위해 기업규모별 분석이 필요하다. 이를 위해 표본을 자금제약이 있을 것이라고 예상되는 그룹과 그렇지 않은 그룹으로 나누어 분석한다.

우선 q 에 대한 투자의 비민감성(Insensitivity)은 경영자와 주주간의 대리인 비용이 크다는 것을 암시하기도 한다. 이러한 기업의 경영자는 기업의 주식시장 평가에 크게 주의를 기울이지 않으며 매출성장, 기업규모 같은 경영자의 이해에 더 민감하게 반응할 수 있다. 대기업처럼 재무제약이 적은 기업은 투자결정을 하는데 있어서 q 에 반응할 유인이 적다는 것을 나타내는 것이다.³⁸⁾

Bo(1999)는 중소기업과 고부채기업의 경우 q 는 통계적으로 매우 유의하며 양의 계수를 갖는다는 분석결과를 제시했다. 반면에 대기업과 저부채기업의 경우 q 는 유의하지 않다는 분석결과를 내놓았다. 반면에 Angelopoulou(2004)와 Bond et al(2004)은 q 의 설명력이 소기업보다는 대기업에서 훨씬 높았으며 q 계수는 소기업보다 대기업에서 훨씬 컸다는 상반된 분석결과를 제시했다.

우리나라의 경우 신선우·이훈현(2002)은 중소기업과 대기업으로 구분한 분석결과에서 q 의 계수는 대기업보다 중소기업이 더 큰 것으로 나타났고 현금흐름 계수도 대기업보다 중소기업이 더 큰

38) Bo(1999) 참조.

것으로 나타나고 있다.

중소기업은 외부자금에 대한 접근상 제약이 있을 수 있기 때문에 자금제약을 받을 수 있다. 기업규모가 자금제약을 나타내는 변수가 될 수 있다. 이러한 자금제약은 투자기회를 포착하는 시점을 선택하는 데 걸림돌이 될 수 있다. 반면에 대기업은 필요할 경우 외부자금에 용이하게 접근이 가능하고, 자금제약이 비교적 덜한 기업이라 할 수 있다. 이에 따라 투자결정을 실행에 옮기는 시점의 선택에 있어서 융통성을 충분히 발휘할 수 있다. 이러한 맥락에서 기업규모는 자금제약을 받는 그룹과 그렇지 않은 그룹으로 구분하는 중요한 기준으로 제시되고 있다.

우선 Audretsch and Elston(2000)은 소규모기업은 대기업에 비해 유동성 제약이 더 크다고 주장했다. 특히 소규모기업은 시장이자율로 자금을 구하는 데 어려움이 따르며 신용배분을 받기 때문이라고 했다. Fazzari, Hubbard and Petersen(1988)은 소규모상장기업은 유동성제약을 받으며 거시경제가 불황기로 접어들 때 자본을 구하기 어렵다고 지적했다. Galeotti et al(1994)의 연구는 중소기업이 외부금융을 이용하는 데 많은 제약이 따른다는 분석결과를 보여 주고 있다. 반면에 Devereux and Schiantarelli(1989)는 대기업이 중소규모기업에 비해 현금흐름 변동에 더 민감하다는 분석결과를 보여 주고 있다.

2) 기업규모별 조세조정Q의 추정 계수

앞에서 논의한 바와 같은 주장이 어떤 조건하에서 유효할 것인지를 살펴보기로 한다. 대규모기업과 중소규모기업으로 구분해 q 투자모형을 GMM을 이용해 추정한 결과가 <표 16>이다. 본 연구는 상장제조기업을 대상으로 하고 있기 때문에 전체모집단의 기업에 비해 비교적 규모가 큰 기업으로 구성되어 있어서 종업원

수 300인 이하의 기업이 많지 않고, 둘째로 분석기간이 1985~2004년의 긴 기간을 분석대상으로 하고 있어 같은 기간중 종업원수가 급격히 증가한 기업과 함께 종업원수가 급격히 감소한 기업이 혼재해 있다. 따라서 같은 기간중 전체표본기업을 일의적으로 중소기업과 대기업을 구분하기가 쉽지 않다. 따라서 본 보고서에서는 대규모기업과 중소기업의 구분은 전체분석기간 동안 종업원수가 중위수 이상인 기업은 대규모기업, 그 이하인 경우는 중소기업으로 구분했다.³⁹⁾

우선 분석결과는, 기업투자(I_{K_t})는 전기의 기업투자($I_{K_{t-1}}$)에 많은 영향을 받는다는 것을 보여 준다. 대규모기업의 경우나 중소기업의 경우나 전기의 투자($I_{K_{t-1}}$)는 통계적으로 유의한 양의 계수를 보여 준다.

<표 16> 대규모기업과 중소기업의 조세조정Q와 기업투자 관계

구분	대규모기업		중소규모기업	
	i	ii	i	ii
$I_{K_{t-1}}$	0.1648 (0.0064)	0.1723 (0.0088)	0.1607 (0.0034)	0.1437 (0.0052)
Q_t	0.0108 (0.0011)	0.0128 (0.0008)	0.0202 (0.0007)	0.0175 (0.0006)
$CF_{K_{t-1}}$		0.0199 (0.0021)		0.0204 (0.0026)
m2	0.151	0.104	0.058	0.040
Sargan test	0.156	0.926	0.151	0.933

주: <표 15> 참조.

39) 외국의 경우 자본스톡이나 자산규모 등을 이용해 대기업과 중소기업으로 구분하고 있다. 예컨대, Bo(1999)는 전체기간중 평균자본스톡 규모를 이용해 대기업과 중소기업을 구분하고 있으며, Bond et al(2004)는 총매출의 평균을 이용해 대기업과 중소기업을 구분하고 있다.

또한 대규모기업과 중소기업의 경우 모두 조세조정Q는 투자에 통계적으로 유의한 양의 영향을 주는 요인으로 나타났다. 조세조정Q를 이용해 q투자함수를 추정한 결과 대규모기업에 비해서 중소기업이 조세조정Q가 더 큰 값을 갖고 있는 것으로 분석되었다. 현금흐름의 추정계수도 역시 통계적으로 유의한 계수로 나타나고 있다. 대규모기업에 비해 중소기업이 약간 큰 추정계수를 나타내어 규모가 작은 기업일수록 자금제약이 있는 것으로 볼 수 있으나 그 차이는 미미한 것으로 나타났다.

3) 재벌기업과 독립기업

전체표본을 재벌기업과 독립기업으로 구분해 추정한 결과가 <표 17>이다. Hoshi, Kashyap & Scharfstein(1991)은 일본기업을 두 부류, 즉 은행과 밀접한 관계를 갖는 계열기업과 그렇지 못한 독립기업으로 양분해 투자모형을 분석했다. 계열기업의 경우 주거래은행의 역할로 인해 자본시장의 정보문제가 완화되어 내부현금흐름이 투자에 미치는 영향이 독립기업보다 작다는 결과를 보여 준다. Chrinko and Schaller(1995)는 캐나다의 그룹소속기업과 비그룹소속기업의 자금제약 문제를 분석하고 있다. 상호관련된 그룹소속기업은 정보문제를 완화할 수 있고 또 장기적인 관계를 형성함으로써 그룹소속기업들간에 사적정보를 교환할 수 있고 이를 통해 그룹소속기업의 자금제약을 완화할 수 있음을 보여 주었다. 우리의 분석에서 재벌기업은 30대 기업집단을 지정하기 시작한 이후 1987~2004년간 한 번이라도 기업집단으로 분류된 적이 있는 계열기업을 의미한다.⁴⁰⁾

40) 같은 분석기간중 공정거래위원회가 매년 발표하는 30대 기업집단의 계열사들이 많이 변화했다. 따라서 본 분석에서는 특정연도를 기준으로 구분하기 보다는 한 번이라도 재벌기업 명단에 포함된 적이 있는 30대 기업집단 내

재벌기업과 독립기업으로 구분해 조세조정Q, 현금흐름 및 투자 간의 관계를 분석했다.

<표 17> 재벌기업과 독립기업의 조세조정Q와 기업투자 관계

구분	재벌기업		독립기업	
	i	ii	i	ii
$I_{K_{t-1}}$	0.3023 (0.0350)	0.2681 (0.0393)	0.1542 (0.0072)	0.1527 (0.0042)
Q	0.0058 (0.0015)	0.0075 (0.0015)	0.0203 (0.0016)	0.0179 (0.0009)
$CF_{K_{t-1}}$		-0.0024 (0.0086)		0.0243 (0.0027)
m2	0.675	0.575	0.803	0.790
Sargan test	1.000	1.000	0.192	0.312

주: <표 15> 참조.

재벌기업의 조세조정Q는 0.0075로 나타나고 있으나 독립기업의 경우 조세조정Q는 0.0179로 나타났다. 독립기업의 조세조정Q가 재벌기업의 조세조정Q보다 통계적으로 매우 큰 값을 갖는다는 것으로 나타났다. 재벌기업과 독립기업의 현금흐름향을 보면 뚜렷한 차이를 나타내고 있다. 재벌기업의 현금흐름향은 통계적으로 비유의한 것으로 나타나고 있다. 반면에 독립기업은 뚜렷하게 통계적으로 유의하고 또 양의 계수를 나타내고 있다. 이것은 우리나라의 경우 재벌기업은 자금제약을 받고 있지 않으나 독립기업의 경우 자금제약이 있어서 투자에 제약이 따른다는 것을 나타낸다.

기업이 많은 유보이익을 갖고 있는 경우 기업들은 투자자금 마련을 위해 자본시장으로부터 조달되는 자금에 그다지 많은 관심을 두지 않을 수도 있다. 재벌기업의 경우에 자본시장이 발달해

기업 모두를 재벌기업으로 구분했다.

있지 않은 상태에서 기업확장을 위한 자본은 성공한 기업부문의 내부자금을 이용할 수 있었다. 또한 기업 내의 내부자본시장을 통한 자본조달은 불완전한 자본시장을 보완함으로써 기업이 빠르게 성장을 하는 데 기여했다.

이 같은 분석결과를 토대로 한다면, 재벌그룹에 비해 독립기업은 많은 자금제약을 겪는 것으로 분석되고 있으며 따라서 투자를 하는 데 있어서 독립기업은 비교적 기업 내에 유보이익 등 자금여유가 있는 재벌기업에 비해 자본시장에서의 자금조달에 더 많이 의존하는 것으로 분석되고 있다.

(3) 조세조정Q 변수의 분해와 추정결과

앞의 분석에서 조세조정Q를 기업투자를 설명하는 주요한 변수로 이용하는 경우 통계적으로 매우 유의하다는 결과를 얻었다. 이제 분석해 보고자 하는 것은 조세조정Q를 구성하는 요인을 분리해서 어떤 요인이 투자에 더 많은 영향을 주는지를 밝혀 보는 것이다.

본 연구에서는 Desai and Goolsbee(2004)가 분석한 방법론을 따라서 조세조정Q를 조세미조정 q부분과 조세효과 부분으로 나누어 분석해 보고자 한다. 이 같은 분석을 통해 투자에 대한 조세효과도의 정도를 정당하게 평가할 수 있는 자료를 얻을 수 있다. 우선 식 (10)에서 나타난 바와 같이 조세조정Q는 $\frac{q}{1-\tau}$ 부분과 $\frac{1-\Gamma}{1-\tau}$ 부분으로 분해할 수 있다. 조세미조정q의 측정오차 문제를 분석하기 위해 조세조정Q를 두 부분으로 나누어 분석함으로써 $\frac{1-\Gamma}{1-\tau}$ 의 추정계수가 어떤 값을 갖는지를 검토해 볼 수 있다.

<표 16>은 두 구성요인으로 나누어 투자함수를 추정한 결과를

보여 주는 것이다. 구체적으로 보면 조세조정Q 대신에 $\frac{q_t}{1-\tau}$ 와 조세효과를 나타내는 $\frac{1-\Gamma}{1-\tau}$ 을 추가했다. 이 같은 조세효과항을 기업투자함수에 추가함으로써 조세경감분의 증가가 조세항의 감소를 가져오고 이를 통해 기업투자가 증가되는지의 여부를 실증적으로 분석해 낼 수 있게 된다. 이 조세경감항은 조세경감분(Γ)이 증가하거나 법인세율(τ)이 감소하는 경우 감소하게 되고, 따라서 기업투자가 증가하게 된다.⁴¹⁾ 이 분석과정에서도 투자함수에 현금흐름을 추가한 결과를 토대로 분석하고자 한다.

전체표본에 대한 분석결과에 의하면 조세항의 추정계수는 단지 조세조정Q만을 사용해 분석했을 경우보다 추정계수가 상당히 큰 것으로 나타났다. <표 18>에서 알 수 있는 바와 같이 조세조정Q를 두 부분으로 나누어 분석한 결과 q부분보다 조세부분의 추정계수가 비교적 큰 값으로 추정되어 조세정책이 투자에 미치는 영향의 정도가 큰 것으로 나타났다. 다시 말해 조세효과를 나타내는 항목의 경우 절대값으로 볼 때 0.63을 나타내었다. 이것은 조세조정항을 q항과 조세효과항으로 구분해 추정한 결과가 상당한 차이가 나타나는 것으로서 투자함수 추정에서 조세효과가 과소평가될 가능성이 있음을 보여 준다.

대규모기업과 중소기업으로 구분해 조세효과를 분석한 것이 <표 19>이다. 대규모기업과 중소기업의 경우 매우 유사한 q의 계수를 나타내었다. 조세효과를 나타내는 항의 경우는 중소기업은 절대값으로 보면 0.65, 대규모기업의 경우는 0.45로 대규모기업과 중소기업간에 상당한 차이를 나타내고 있다. 조세효과가 대규모기업보다 중소기업의 투자에 더 민감한 영

41) 자세한 내용에 대해서는 Desai and Goolsbee(2004)를 참조.

향을 준다는 것을 보여 준다.⁴²⁾

다음으로 조세효과를 재벌기업과 독립기업으로 구분해 분석한 결과가 <표 20>이다. q 의 계수는 재벌기업보다는 독립기업이 매우 큰 값을 갖는다. 즉 재벌기업의 경우 0.0073인 데 비해 독립기업의 경우에는 0.0149로 나타나고 있다. 이것은 재벌기업보다는 독립기업의 경우에 기업투자가 자본시장에서 기업평가 결과에 따라 반응하는 정도가 더 클 수 있음을 보여 주는 것이다. 이것에 대한 한 가지 해석은 재벌기업의 경우 이익 등 내부유보를 이용해 투자한다는 것을 반영하는 동시에 이러한 내부이익이 많지 않은 독립기업의 경우 자본시장에서의 자금조달을 통한 투자에 더욱 민감할 수밖에 없음을 반영하는 것으로 보인다. 이것은 재벌기업의 경우 많은 내부이익이 발생함으로써 자본시장에서 조달되는 자금에 대한 고려가 독립기업에 비해 약할 가능성이 있음을 보여 주는 것으로 볼 수 있다.

<표 18> 전체표본기업의 조세효과 분석결과

구 분	i	ii
$I \cdot K_{t-1}$	0.1760 (0.0065)	0.1650 (0.0048)
$q/(1-\tau)$	0.0148 (0.0013)	0.0142 (0.0006)
$(1-\Gamma)/(1-\tau)$	-0.5136 (0.0655)	-0.6380 (0.0416)
$CF \cdot K_{t-1}$		0.0229 (0.0019)
m2	0.805	0.760
Sargan test	0.056	0.223

주: <표 15> 참조.

42) 이미 김현숙(2004)은 대기업보다는 중소기업의 투자에 대한 세부담 탄력성이 크다는 분석결과를 제시한 바 있다.

<표 19> 대규모기업·중소규모기업의 조세효과 분석결과

구 분	대규모기업		중소규모기업	
	i	ii	i	ii
LK_{t-1}	0.1650 (0.0073)	0.1496 (0.0108)	0.1344 (0.0048)	0.1169 (0.0088)
$q/(1-\tau)$	0.0123 (0.0010)	0.0136 (0.0011)	0.0150 (0.0011)	0.0149 (0.0012)
$(1-\Gamma)/(1-\tau)$	-0.3755 (0.0452)	-0.4551 (0.0542)	-0.8080 (0.0370)	-0.6594 (0.0531)
$CF_K K_{t-1}$		0.0244 (0.0022)		0.0232 (0.0040)
m2	0.074	0.081	0.119	0.076
Sargan test	0.974	1.000	0.955	1.000

주: <표 15> 참조.

<표 20> 재벌기업과 독립기업의 조세효과 분석결과

구 분	재벌기업		독립기업	
	i	ii	i	ii
LK_{t-1}	0.3197 (0.0409)	0.3108 (0.0527)	0.1297 (0.0043)	0.1219 (0.0028)
$q/(1-\tau)$	0.0094 (0.0016)	0.0073 (0.0018)	0.0153 (0.0011)	0.0149 (0.0006)
$(1-\Gamma)/(1-\tau)$	-0.6853 (0.1236)	-0.5705 (0.1450)	-0.6202 (0.0475)	-0.7753 (0.0278)
$CF_K K_{t-1}$		-0.0048 (0.0098)		0.0286 (0.0018)
m2	0.922	0.816	0.730	0.720
Sargan test	1.000	1.000	0.130	0.601

주: <표 15> 참조.

조세효과를 재벌기업과 독립기업으로 나누어 분석해 보면 재벌기업의 경우 조세효과항은 절대값으로 볼 때 0.57인 반면에 독립

기업의 조세효과항은 0.77로 나타나고 있다. 조세효과항은 재벌기업에 비해 독립기업의 경우가 매우 큰 값을 갖는 것으로 나타나 독립기업의 조세효과가 재벌기업의 그것보다 더 큰 것으로 분석되고 있다. 이것은 조세감면이나 법인세율의 인하 등의 효과가 재벌기업보다는 독립기업에 더 민감한 영향을 줄 수 있음을 의미하는 것이다.

제5장

요약 및 정책적 시사점

1. 연구결과의 요약

본 연구는 1985~2004년간 상장제조기업 자료를 이용해 조세조정Q가 기업투자에 어떤 영향을 주었는지를 실증 분석한 것이다. 조세조정Q와 현금흐름 변수가 기업투자에 어떤 영향을 주는지를 먼저 분석한 후에 조세조정Q를 조세미조정q와 조세효과항으로 나누어 분석했다.

우선 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째로 조세로 인한 자본비용의 감소분을 기계와 건물에 대해서 각각 살펴본 결과, 조세로 인한 자본비용 감소분은 기계의 경우 투자세액공제제도와 감가상각제도에 의해 결정되지만, 건물의 경우에는 감가상각제도에 의해서 결정된다. 전반적으로 기계에 대한 경감분이 건물에 비해 훨씬 높게 나타났다. 기계의 경우 조세경감분은 1985년에 0.3109로 기계자산에 투자한 한 단위 자본비용에서 조세로 인한 경감분이 0.3109임을 의미한다. 1995년에 최대치의 조세경감분을 보여 주었으며, 이후로 대체로 감소하는 추이를 보여 주었다. 반면, 건물의 경우에는 대체로 조세경감분이 증가하는 추이를 나타내며, 2004년에 최고치인 0.180을 보여 준다.

둘째로 조세조정Q는 1985~2004년간 상당한 변화가 있음을 보여 준다. 전체기간에 조세조정Q는 1.67을 나타내고 있다. 조세조정Q는 조세미조정q-1에 비해 높은 수준으로 나타내고 있다. 이것은 조세감면, 법인세율 등 조세유인이 조세조정Q의 수준증가에 많은 영향을 준 것을 나타낸다. 조세조정Q는 1994년에 정점을 보이다가 그 이후 급속한 감소 추세를 나타내었다. 우리나라 금융 위기는 1997년 이후 시작되었지만 그 이전부터 시장에서의 기업 가치의 저하현상이 나타났다는 것으로 경제의 실물적인 기초는 이미 1994년 이래로 계속 악화되고 있었다는 것을 보여 준다.

1999년 이후 조세조정Q의 급속한 하락 추세는 기업부채의 감소에 따른 부채의 시장가치의 하락이 매우 큰 영향을 미친 것으로 보인다.

셋째로 조세조정Q를 기업투자를 결정하는 주요 변수로 포함해 GMM 추정법으로 추정한 결과, 조세조정Q의 추정계수는 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타나고 있다. 조세조정Q를 사용한 추정치는 대체적으로 0.016 정도로 나타나고 있고, 통계적인 유의성도 매우 높게 나타나고 있다. 특히 조세조정Q는 이전의 연구에서 통계적으로 비유하거나 유의하더라도 통계적으로 유의성이 낮은 것이 일반적이었으나 이 연구에서는 통계적으로 1% 유의수준에서 매우 유의한 변수인 것으로 나타났다.

이것은 우리나라 기업들이 투자결정 시에 시장평가에 따라 투자결정이 이루어진다는 것을 보여 주는 것이다. 조세조정 토빈Q를 포함하는 투자함수를 추정한 결과에서도 현금흐름 변수는 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 현금흐름 변수(CF_K)의 추정계수는 통계적으로 유의한 0.0236으로 나타났다. 우리나라 기업들은 투자를 결정할 때에 여전히 많은 현금흐름의 제약을 받고 있는 것을 반영한다고 볼 수 있다.

넷째로 대규모기업과 중소기업의 경우 모두 조세조정Q는 투자에 통계적으로 유의한 양의 영향을 주는 요인으로 나타났다. 대규모기업에 비해서 중소기업이 조세조정Q가 더 큰 값을 갖고 있는 것으로 분석되었다. 현금흐름의 추정계수는 통계적으로 유의한 계수로 나타나고 있다. 대규모기업에 비해 중소기업이 약간 큰 추정계수를 나타내어 기업규모가 작은 기업일수록 자금제약이 있는 것으로 볼 수 있으나 그 차이는 미미한 것으로 나타나고 있다.

다섯째로 재벌기업과 독립기업으로 구분해 조세조정Q, 현금흐름

및 투자간의 관계를 분석했다. 재벌기업의 조세조정Q는 0.0075로 나타나고 있으나 독립기업의 경우 조세조정Q는 0.0179로 나타났다. 독립기업의 조세조정Q가 재벌기업의 조세조정Q보다 통계적으로 매우 큰 값을 갖는다는 것으로 나타났다. 재벌기업의 현금흐름항은 통계적으로 비유의한 것으로 나타나고 있는 반면에 독립기업은 뚜렷하게 통계적으로 유의하고 또 양의 계수를 나타내고 있다. 이것은 우리나라의 경우 재벌기업은 자금제약을 받고 있지 않으나 독립기업의 경우 투자에 있어서 자금제약이 따른다는 것을 나타낸다. 이 같은 분석결과를 토대로 한다면, 재벌기업에 비해 독립기업은 많은 자금제약을 겪는 것으로 분석되고 있으며, 따라서 투자를 하는 데 있어서 독립기업은 비교적 기업 내에 유보이익 등 자금 여유가 있는 재벌기업에 비해 자본시장에서의 자금조달에 더 많이 의존하는 것으로 분석되고 있다.

여섯째로 조세항의 추정계수는 단지 조세조정Q만을 사용해 분석했을 경우보다 추정계수가 상당히 큰 것으로 나타났다. 조세조정Q를 두 부분으로 나누어 분석한 결과 q부분보다 조세부분의 추정계수가 비교적 큰 값으로 추정되어 조세정책이 투자에 미치는 영향의 정도가 큰 것으로 나타났다. 전체표본의 조세효과를 나타내는 항의 추정계수는 절대값으로 볼 때 0.63을 나타내었다. 중소기업과 대규모기업으로 구분해 조세효과를 분석한 결과 중소기업의 조세효과항은 절대값으로 보면 0.65, 대규모기업의 경우는 0.45로 나타났다. 또한 조세효과를 재벌기업과 독립기업으로 구분해 분석한 결과는 독립기업의 경우 조세효과항은 절대값으로 볼 때 0.77인 반면에 재벌기업의 조세효과항은 0.57로 나타나고 있다.

조세효과항은 대규모기업이나 재벌기업에 비해 중소기업이나 독립기업의 경우가 매우 큰 값을 갖는 것으로 나타나 중소기업

업이나 독립기업의 조세효과가 대규모기업이나 재벌기업의 그것보다 더 큰 것으로 분석되고 있다. 이것은 조세감면이나 법인세율의 인하 등의 효과가 대규모기업이나 재벌기업보다는 중소기업이나 독립기업에 더 민감한 영향을 줄 수 있음을 의미하는 것이다.

2. 정책적 시사점과 보완과제

기업투자에 대한 실증분석에서 전체기업표본과 함께 중소기업과 대규모기업, 재벌기업과 독립기업으로 구분해 조세조정Q가 투자에 미치는 영향, 현금흐름이 투자에 미치는 영향을 우선 분석했다. 이 같은 분석결과를 토대로 조세조정Q를 토빈q항과 조세조정항으로 나누어 분석했다. 이 같은 분석결과를 통해 기업규모가 작을수록 투자에 있어서 자금제약에 봉착하게 되고 이들 기업은 자본시장에 대한 의존이 더 커지며, 기업규모가 작은 기업의 투자는 조세정책에 더 많은 영향을 받는다는 연구결과를 얻었다. 이 같은 분석결과는 다음과 같은 몇 가지 중요한 정책적인 함축성을 내포하고 있다.

우선 법인세율 및 조세경감정책을 포함한 법인세제의 변화가 기업의 투자에 매우 중요한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 우선 기업투자는 조세정책에 의해 상당히 많은 영향을 받는다는 것을 실증적으로 보여 주고 있다. 이 같은 분석결과는 기업투자 활성화를 위해 법인세제의 조정이 유효한 정책일 수 있음을 보여 준다. 법인세율을 낮추는 정책이나 자본비용을 경감하는 조세정책은 기업투자를 활성화하는 유효한 정책임을 실증적으로 보여

준다. 특히 대규모기업이나 재벌기업에 비해 중소기업의 기업이나 독립기업의 경우에 조세경감이나 법인세율 인하정책에 의해 투자를 활성화할 수 있음을 보여 주었다. 중소기업의 투자활성화나 독립기업의 투자확대를 통한 경제활성화를 촉진시키기 위해서는 법인세율의 인하나 감가상각의 촉진 등 법인세제의 변경이 유효한 정책임을 보여 주는 것이다. 기업의 세부담 완화는 기업의 설비투자 확대에 효과적이며 기업의 투자를 촉진하는 데 상당한 효과가 있음을 보여 준다. 기업의 세부담을 줄여 주기 위해 법인세율을 인하하고 동시에 각종 투자비용을 줄여 주는 정책 등 조세체계의 개편을 추진하는 것이 바람직한 것으로 보인다.

그러나 이 연구가 법인세제를 미시적인 기업자료와 접목시켜 조세조정Q를 산출하고 이것이 기업투자에 주는 영향을 실증 분석했다는 점에서 의의가 크다고 할 수 있으나 이 연구가 갖는 몇 가지 한계를 지적하지 않을 수 없다.

첫째, 이 연구는 현재의 세부담수준이 적정한가라는 문제와 어느 정도의 법인세율 인하가 필요한가에 대해 직접적인 해답을 제시해 주지 못하고 있다. 둘째, 법인세제를 구성하고 있는 요인들이 각각 투자에 어떤 영향을 미치는지에 대한 심층적인 분석이 필요하지만, q투자모형을 이용한 분석은 투자에 미치는 개별조세의 효과를 분리해 그것이 기업투자에 어떤 효과를 미쳤는지를 평가할 수 없다는 단점이 있다. 향후 이 같은 분석은 좀더 정교한 모형개발을 통해 이루어질 수 있으리라 기대한다. 셋째, q가 기업투자에 미치는 산업별 효과를 추정하는 작업이 필요하다. 이 같은 작업은 기업투자의 산업별 파급효과에 대한 좀더 심층적인 분석결과를 제공한다는 측면에서 매우 유용할 것으로 보인다. 산업별 조세유인에 대한 미시적인 통계자료의 정비가 이루어진다면 이에 대한 계량작업이 가능할 것으로 보인다.

참고문헌

- 강원·신현한, 「외환위기 이후 한국기업의 자산재평가가 M/B 및 토빈Q에 미친 영향」, 『금융학회지』, 제9권 제2호, 2004, pp.115-156.
- 곽태원, 『감가상각제도와 자본소득과세』, 한국개발연구원, 1985.
- _____, 「산업정책에 있어서 조세제도의 역할」, 『한국개발연구』, 제8권 제1호, 1986 봄호, pp.77-97.
- _____, 『법인소득 과세의 이론과 현실: 국내외의 연구성과의 개관』, 한국조세연구원, 2005. 8.
- 김경수·김우택·박상수·장대홍, 「한국 상장기업을 위한 토빈 Q의 추정」, 『한국경제의 분석』, 제2권 제2호, 한국금융연구원, 1996.
- 김주성, 「재무제약이 기업투자에 미치는 영향분석: 패널데이터분석을 이용한 실증분석」, 서울대학교 경영학박사학위 논문, 1996.8.
- 김준영, 「한국의 자본코스트와 법인실효세율에 관한 연구」, 『정책자료연구』, 91-32 한국개발연구원, 1991. 9.
- 김현숙, 「기업의 조세부담이 투자 및 고용에 미치는 영향에 대한 실증분석」, 『월간재정포럼』, 2004, pp.6-30.
- 남주하·오상봉, 「오일러 방정식을 이용한 투자의 유동성제약 검증」, 『경제학연구』, 제50집, 제3호, pp.207-228.
- 남준우, 「재무적 제약하에서의 기업투자에 관한 연구」, 『서강경제논집』, Vol.32, No.1, pp.67-77.
- 박정식, 『현대재무관리』, 다산출판사, 1996.

- 원윤희·현진권, 「한국의 유효한계세율: 1960~1998년 기간을 중심으로」, 『한국경제의 분석』, 제6권 제3호, 한국금융연구원, 2000.
- 윤건영·김종웅, 「한국의 법인투자 유효한계세율」, 한국공공경제학회, 『공공경제』, 제2권, 1997, pp.161-200.
- 이만우·김영옥, 「상장기업의 재무제약과 투자: 조세조정 토빈Q모형의 분석」, 『공공경제』, 제5권, 제1호, 2000, pp.33-67.
- 이병기, 「기업투자의 현금흐름 민감성에 대한 실증분석: 기업규모를 중심으로」, 『산업조직연구』, 제8집, 2000, pp.75-101.
- _____, 『한국기업의 투자행태』, 한국경제연구원, 2000.
- _____, 「기업투자에 대한 불확실성의 영향분석: 정책적 시사점과 향후과제」, 한국경제연구원, 2004.
- 이인실·김성태·안종범·이상돈, 『법인세제 개편방향에 관한 연구』, 한국경제연구원, 2002.
- 조삼용·신선우·이훈현, 「레버리지가 기업투자결정에 미치는 영향: System-GMM을 이용한 상장제조기업 패널분석」, 『재정연구』, 제10권 제2호, 2004, pp.41-73.
- 최도성·이장우, 「불확실성이 성장기회와 투자에 미치는 영향」, 『재무연구』, 제14권 제1호, 2001. 5, pp.1-35.
- 최종일·장병기, 「재무요인들이 기업의 투자지출에 미치는 영향: 구조형 오일러 방정식을 이용하여」, 『금융학회지』, 2002, 제7권, 제1호, pp.119-145.
- 현진권, 『감가상각의 현황과 정책방향』, 한국조세연구원, 1994.
- _____, 『유형고정자산의 경제적 감가상각 추정』, 한국조세연구원, 1996.

- Abel, Andrew B., "Empirical Investment Equations: An Integrative Framework," *Journal of Monetary Economics* 12, 1980, pp.39-91.
- Abellano, M. and S. R. Bond, "Dynamic Panel Data Estimation using DPD: A Guide for Users," IFS Working Paper No. 88/15, 1988.
- _____, "Dynamic Panel Data Estimation using DPD: A Guide for Users," IFS Working Paper No. 88/15, 1988.
- Ahn, S.C., and P. Schmidt, "Efficient Estimation of Models for dynamic Panel Data," *Journal of Econometrics* 68, 1995, pp.5-27.
- Arellano, and S.R. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, 58, 1991, pp.277-297.
- Audretsch, D.B. and J.A.Elston, "Does Firm Size Matter?: Evidence on the Impact of Liquidity Constraints of Firm Investment Behavior in Germany," Hamburg Institute of International Economics, HWWA Discussion Paper 113, 2000.
- Auerbach, Alan and Dale Jorgenson, "Inflation-Proof Depreciation of Assets," *Harvard Business Review* 58, 1980.
- Auerbach, Alan J. and K. A. Hassett, "Recent U.S. Investment Behavior and the Tax Reform Act of 1986: A Disaggregate View," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 35, 1991, pp.185-215.
- Blundell, R., S. Bond, M. Devereux, and F. Schiantarelli, "Investment and Tobin's Q: Evidence from Company Panel Data," *Journal of Econometrics*, Vol 51, 1992, pp.233-257.
- Blundell, Richard and Stephen Bond, "Initial Condition and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol.87, 1998, pp.115-143.

- Blundell, Richard, Stephen Bond and Costas Meghir, "Econometric Models of Company Investment," In L. Matyas & P. Sevestre (eds.). *The Econometrics of Panel Data*, Amsterdam: Kluwer Academic Publishers, 1992.
- Bo, Hong, "The Q Theory of Investment: Does Uncertainty Matter?," SOM-Reports University of Groningen(<http://som.eldoc.uib.rug.nl/reports/1995-1999/themeE/1999/99E07/>), 1999.
- Bond, S, et al, "The Roles of Expected Profitability, Tobin's Q and Cash Flow in Econometric Models of Company Investment," The Institute for Fiscal Studies, WP04/12, 2004.
- Bond, S., and C. Meghir, "Dynamic Invest Models and Firm's Financial Policy," *Review of Economic Studies* 61, 1994, pp.197-222.
- Bond, S., "The User's Guide for DPD98", *Institute for Fiscal Studies*, 1998.
- Bulan, L.T., "Real Options, Irreversible Investment and Firm Uncertainty: New Evidence from U.S. Firms," *Review of Financial Economics* (Forthcoming).
- Caballero, R. J., "Aggregate Investment," Taylor, John B. and Michael Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, North Holland, 1999.
- Caballero, R., E. Engel and J. Haltiwagner, "Plant-Level Adjustment and Aggregate Investment Dynamics," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1995, pp.1-54.
- Chirinko, R. S. and R. Eisner, "Tax Policy in Major Macroeconomic Models," *Journal of Public Economics* 20, 1983 pp.139-166.
- Choi, Kwang Kazuhisa Itō, Taewon K, Eiji T and Yuji Yui., "Public Policy, Corporate Finance and Investment: The Experiences of Japan, Korea and Taiwan," *Institute of Developing Economics*, No.47, March, 1985.

- Chrinko, R.S. and H.Schaller, "Why Does Liquidity Matter in Investment Equations?," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.27, No.2, 1995, pp.527-548.
- Clark, J. M., "Business Acceleration and the Law of Demand," *Journal of Political Economy* 25, 1917, pp.217-235.
- Cummins, Jason G., Kevin A. Hassett, and R. Glenn Hubbard, "Tax Reforms and Investment: A Cross Country Comparison," *Journal of Public Economics* 62, 1996, pp.237-273.
- Cummins, Jason G., Kevin A. Hassett, and Stephan D. Oliner, Investment Behavior, Observable Expectations, and Internal Funds, AER
- Cummins, Jason G., Kevin A. Hassett, R. Glenn Hubbard, Robert E. Hall and Ricardo J. Caballero., "A Reconsideration of Investment Behavior Using Tax Reforms as Natural Experiments," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1994, No.2, 1994, pp.1-74.
- Cummins, Jason G., Trevor S. Harris and Kevin A. Hassett., "Accounting Standards, Information Flow, and Firm Investment Behavior," National Bureau of Economic Research, Working Paper, No.4685, March, 1994.
- Dale W. Jorgenson, "Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey," *Journal of Economic Literature*, Vol.9, No.4, December 1971.
- Desai, Mihir A., and Austin D. Goolsbee, "Investment, Overhang, and Tax Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2004. 2, pp.285-355.
- Devereux, M. and F. Schiantarelli, "Investment, Financial Factors and Cash Flow: Evidence from UK Panel Data," NBER Working Paper No. 3116, 1989.

- Dixit, A. K. and R. S. Pindyck, "Investment under Uncertainty," Princeton University Press, 1994.
- Eisner, R. and M. I. Nadiri, "Investment Behavior and Neoclassical Theory," *Review of Economics and Statistics* 50, 1968, pp.396-382.
- Eisner, R. and R. H. Strotz, "Determinants of Business Investment," in *Impacts of Monetary Policy*, studies prepared for the Commission on Money and Credit, Prentice-Hall, 1963.
- Eisner, R., "Tax Policy and Investment Behavior: Comment," *American Economic Review* 59, 1969, pp.379-388.
- Eisner, R., "Tax Policy and Investment Behavior: Further Comment," *American Economic Review* 60, 1970, pp.746-752.
- Erickson, Timothy and Toni M. Whited, "Measurement Error and the Relationship between Investment and Q," *Journal of Political Economy* Vol.108, No.5, 2000, pp.1027-1057.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard. and B. C. Petersen, "Financing Constraints and Corporate Investment: Comment on Kaplan and Zingales," NBER Working Paper No.5462, 1996.
- Fazzari, S.M., R.G. Hubbard, and B.C. Petersen, "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, pp.141-195.
- Fisher, I., "The Theory of Interest," Macmillan, 1930.
- Fuchs, V., A. Krueger, and J. Poterba, "Economists' views about parameters, values, and policies: survey results in labor and public economics," *Journal of Economic Literature*, 1998, pp.1387-1425.
- Galeotti, M., F. Schiantarelli, and F. Jaramillo, "Investment Decisions and the Role of Debt, Liquid Assets and Cash Flow: Evidence from Italian Panel Data," *Applied Financial Economics*, Vol.4, No.2, 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.
- Gilchrist, Simon and Charles P. Himmelberg, "Investment, fundamentals, and finance," In B.S. Bernanke and J. J. Rotemberg (Eds.), *NBER Macroeconomics Annual* 223-62. Cambridge: MIT Press, 1998.
- Goolsbee, Austan, "Measurement Error and the Cost of Capital," *National Tax Journal* 53, 2000, pp.215-228.
- Goolsbee, Austan, "Taxes and the Quality of Capital," *Journal of Public Economics*, 88(3-4), 2004, pp.519-543.
- Gould, J. P., "Adjustment Cost in the Theory of Investment of the Firm," *Review of Economic Studies* 35, 1968, pp.47-55.
- Hall, Robert E. and Dale W. Jorgenson, "Tax Policy and Investment Behavior," *American Economic Review* 57, 1967, pp.391-414.
- Harberger, Arnold, "The Incidence of the Corporation Income Tax," *Journal of Political Economy*, 1962.
- Hassett, A. Kevin and Glenn R. Hubbard, "Tax Policy and Business Investment," Auerbach, Alan A. and Martin Feldstein(eds.), *Handbook of Public Economics*, Vol.3, 2002, pp.1293-1343.
- Hassett, Kevin A. and R. Glenn Hubbard, "Tax Policy and Investment," NBER Working Paper 5683, July, 1996.
- Hayashi, Fumio, "Taxes and Corporate Investment in Japanese Manufacturing," NBER Working Paper Series, No.1753, 1985.
- Hayashi, Fumio, "Tobin's q and Average q : A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, Vol.50, No.1, 1982, pp.213-224.
- Hoshi, T. and A.Kashyap, "Evidence on q and Investment for Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economics* 4, 1990, pp.371-400.

- Hoshi, T. and T. Inoue, "The Relation Between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Japanese panel data," *Econometrica* Vol.59, 1991, pp.731-53.
- Hoshi, T., A. Kashyap and David Scharfstein, "Corporate Capital Structure, Liquidity and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," *Quarterly Journal of Economics* 106(1), 1991, pp.33-60
- Jorgenson, Dale and Kun-Young Yun, "Tax Reform and the Cost of Capital," Clarendon Press, 1991.
- Jorgenson, Dale and M. A. Sullivan, "Inflation and Corporate Capital Recovery," in C.R. Hulten (ed.), *Depreciation, Inflation, and Taxation of Income from Capital*, Washington, The Urban Institute Press, 1981.
- Jorgenson, Dale and Ralph Landau, "Tax Reform and the Cost of Capital," *The Brookings Institution*, Washington, D.C., 1993.
- Jorgenson, Dale W., "Capital Theory and Investment Behaviour," *American Economic Review* 53(2), 1963, pp.247-259.
- Jorgenson, Dale, "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review*, 1963.
- Kaplan, S. N. and L. Zingales, "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.CXII. No.1., 1997, pp.169-215.
- _____, "Do Financing Constraints Explain Why Investment Is Correlated With Cash Flow?," NBER Working Paper No.5267, 1995.
- Kaplan, Steven, and Luigi Zingales, "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?," *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, Vol CXII, Issue 1, pp.169-215.
- Kwack, T., "Cost of Capital, Credit Rationing and Corporate

- Investment,” in Choi K, K. Ito, T. Kwack, E. Tajika and Y. Yui, *Public Policy, Corporate Finance and Investment*, Institute of Developing Economies, 1985, pp.111-132.
- Lucas Jr., R. E., “Adjustment Cost and the Theory of Supply,” *Journal of Political Economy* 75, 1967, pp.321-334.
- Salinger M. A. and L.H. Summers, “Tax Reform and Corporate Investment: A Micro Econometric Simulation Study,” NBER Working Paper No.757, 1981.
- _____, “Tax Reform and Corporate Investment: A Microeconomic Simulation Study,” in M. Feldstein(ed.), *Behavioral Simulation Methods in Tax Policy Analysis*, University of Chicago Press, 1983, pp.247-287
- Samuel, “Internal Finance and Investment: Another Look,” *Operations Policy Department*, World Bank, 1998.
- Summers, Lawrence H., “Tax Policy and Corporate Investment: A q-theory Approach,” *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1981, pp.67-127.
- Tobin, James, “A General Equilibrium Approach to Monetary Theory,” *Journal of Money, Credit and Banking* 1, 1969, pp.15-29.
- Treadway, A., “Adjustment Cost and Variable Imports in the Theory of the Competitive Firm,” *Journal of Economic Theory* 2, 1970, pp.329-347.
- Uzawa, H., “Time Preference and the Penrose Effect in a Two-Class Model of Economic Growth,” *Journal of Political Economy* 77, 1969, pp.628-652

Abstract

Corporation Tax Policy and Investment in Korea : An Empirical Analysis of Tobin q Model

Taewon Kwack
Byoungki Lee
Jinkwon Hyun

This paper analyzes the effects of Korea's business tax policy on corporate investment for the period from 1985 to 2004. Using data from listed manufacturing firms, the tax-adjusted q-model investment equations were empirically estimated. The following are the findings of this study:

First, using the GMM estimation method, the coefficient for the tax-adjusted q was estimated to be 0.016 and statistically significant at the 1 percent level. In estimations with financial constraints, we find the tax-adjusted q still remains to be an important explanatory variable, and the coefficient of the cash flow variable is estimated to be 0.0236 which is statistical significant. This implies that cash flow has been an important constraint affecting the investment of Korean manufacturing firms.

Second, the impact of the tax-adjusted q on investment is

estimated to be consistent across size of firms. Small and medium-sized firms, however, show a somewhat larger coefficient. The cash flow variable remains statistically significant and we find slightly larger coefficients for smaller firms.

Third, tax-adjusted q affects non-chaebol firms's investment more strongly. The estimated coefficient for non-chaebol firms is 0.0179 compared to 0.0075 for chaebol firms, the former being considerably more significant than the latter. Also, the cash flow variable is more meaningful (statistically significant and positive) for non-chaebol firms compared to chaebol affiliated firms.

Fourth, decomposing the q into tax-unadjusted q and the tax term, we find that the coefficient of the tax term is much larger than the tax-unadjusted q implying that tax policy is a very important factor affecting investment. The tax term coefficient for the whole sample is estimated at 0.63. Large firm's coefficient is estimated at 0.45 compared to 0.65 for small- and medium-sized firms. For chaebol and non-chaebol firms, the corresponding estimated coefficient is 0.57 and 0.77, respectively. This implies that the impact of preferential tax policy are larger for non-chaebol and small and medium-sized firms compared to chaebol and larger firms.

The following policy implications are suggested. We conclude that the business tax incentives do affect corporate investments significantly. Hence, to enhance investments of Korean manufacturing firms, it is important to lower corporate tax rates and to improve the tax incentive systems. In addition, it should be realized that the small- and medium-sized and particularly non-chaebol firms are more responsive to tax policy changes.