

중소기업의 R&D 투자가 생산성에 미치는 효과

신범철* · 이의영**

이 논문은 외환위기 이후인 2000~2007년 기간 동안 제조업체의 R&D 투자 증가가 생산성 증가율에 미치는 효과를 분석하였다. 이를 위해 Olley and Pakes (1996)가 제시한 생산함수 추정방법에 따라 총요소생산성을 측정하고 다른 생산성과 비교하였으며, R&D 지출의 내생성 문제와 분포문제를 완화하기 위해 2단계 Tobit 임의효과모형을 활용하여 R&D 지출의 생산성 효과를 추정하였다. 추정 결과 R&D 지출변화율이 자본생산성을 제외하고 모든 생산성 증가율에 긍정적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

그러나 대기업과 중소기업을 구분하여 추정한 결과, R&D 투자의 생산성 효과는 달리 나타났다. 대기업의 경우 R&D 지출증가율이 생산성 증가율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하거나 오히려 음(-)의 영향을 미치지만 중소기업의 경우 R&D 증가율의 추정계수가 양의 부호로 유의하게 나타나 R&D 변화가 생산성 증가를 확대하는 것으로 나타났다. 이는 정부의 R&D 지원이 중소기업 중심으로 이루어질 때 생산성 효과를 극대화할 수 있음을 시사한다.

핵심주제어: R&D, 생산성, 토빗 임의효과모형, 내생성, 중소기업
경제학문헌목록 주제분류: L1, L6

I. 서 언

기업의 R&D 투자는 미시적으로 기업의 경쟁력 제고의 원천이며 거시적으로 국가성장의 기반이 될 수 있다. R&D 투자에 의해서 생성된 새로운 지식과 새로운 기술은 기업수준 뿐만 아니라 산업과 국가수준에서 생산성을 향상시키고 궁극적으로 경제성장으로 이어질 수 있기 때문일 것이다. 그러나 R&D 투자의 중요성에도 불구하고 한국의 R&D 투자는 외환위기 이후 증가세가 둔화되고

* 경기대학교 경상대학 경제학과 교수(제1저자), 전화: (031) 249-9411, E-mail: bccin@kyonggi.ac.kr

** 군산대학교 사회과학대학 경제학과 교수(교신저자), 전화: (063) 469-4475, E-mail: eylee@kunsan.ac.kr

논문투고일: 2009. 4. 15 수정일: 2009. 6. 10 게재확정일: 2009. 6. 15

있다.¹⁾ 이러한 R&D 투자감소는 한국 경제성장에 부정적인 영향을 미치는 중요한 요인으로 작용할 수 있다.

이 연구는 중소기업의 연구개발투자가 생산성 변화에 미치는 효과를 실증적으로 분석하고자 한다. 특히, 한국의 외환위기 이후 연구개발의 변화에 따른 생산성 효과를 평가하여 정책적 시사점을 논의하고자 한다. 이를 위해 우선 Olley and Pakes(1996)의 생산함수 추정방식에 따라 기업단위 총요소생산성을 측정하고 선행연구에서 주로 활용되어 온 단일요소생산성과 총요소생산성과의 효과를 비교·분석할 것이다. 또한 대다수의 선행연구에서 소홀히 취급되어 온 연구개발비의 내생성(endogeneity) 문제와 분포상 문제를 고려하여 이로 인해 발생하는 편의(bias)와 비일치성(inconsistency)을 완화하고자 하였다. 생산성 효과를 분석함에 있어서 R&D 투자의 내생성 문제를 고려하지 않을 경우, 기업의 성과가 좋은 기업이 R&D 투자를 확대하는지 혹은 R&D 투자의 증가가 생산성을 향상시킨 것인지 구분하기 어려워지게 된다.²⁾

이 연구가 의미가 있다면 다음과 같은 점이다. 우선, 외환위기 이후의 연구개발투자의 변화를 조명하고 그 성과를 평가하여 정책적 시사점을 논의한다는 점이다. 최근 중소기업의 일자리 창출기능에 관심이 높아지면서 중소기업 지원정책에 대해 적극적으로 논의되고 있다. 이러한 측면에서 중소기업의 R&D 투자가 생산성에 미치는 효과에 관한 논의는 중요한 정책적 시사점을 갖는다고 할 수 있다.

둘째, 선행연구의 방법상 문제를 최소화하고자 한다는 점이다. 다수의 선행연구가 연구개발투자가 이루어진 기업만을 대상으로 분석하여 표본선정 편의문제를 갖게 된다. 즉, 연구개발이 이루어지지 않은 기업을 제외하고 연구개발이 이루어지는 기업만을 추정할 경우 결과가 과대평가될 수 있다는 점이다.

셋째, 대부분의 선행연구에서 무시되었거나 한계점으로 지적되고 있는 R&D 지출의 분포상 문제로 발생하는 편의와 비일치성 문제를 Tobit모형을 활용하여 완화하고자 한다는 점이다. 전체 표본기업 중 일부의 기업은 R&D에 투자를 하지만 다수의 기업이 여러 가지 이유로 R&D 투자에 참여하지 않기 때문에 내생성을 완화하기 위한 1단계 추정식에서 종속변수인 기업의 R&D 지출이 0의 값에 집중된 분포를 갖게 된다.³⁾ 문제는 R&D 지출이 0의 값에서 집중될 경우

1) 자세한 설명은 김원규(2006) 참조.

2) 이에 관한 자세한 것은 다음 절을 참조.

3) R&D 투자의 분포문제는 데이터상 관측이 불가능하기 때문에 발생하는 절단(truncation)문제가 아니라 관측이 가능하지만 다수의 관측치가 0에 집중되어 발생하는 이른바 'corner

0인 표본을 제외하지 않는다면 모형이 비선형이 되어 OLS에 의한 추정량은 비일치적 추정량이 된다는 점이다. R&D 투자와 같이 종속변수값의 일부가 연속적인 값을 갖지만 대부분이 표본이 하나 혹은 복수의 점에 집중될 경우, 절단 회귀모형(truncated regression model) 혹은 Tobit모형을 활용하면 편의를 완화할 수 있다. 이 연구는 R&D 지출의 분포상 문제를 해소하기 위해 패널 Tobit 임의효과(random effect)모형을 활용할 것이다.⁴⁾

마지막으로 기업성과를 나타내는 생산성 척도로 단일요소생산성인 노동생산성과 자본생산성 뿐만 아니라 Olley and Pakes(1996)에 의해 제시되었던 생산함수 추정방법에 따라 총요소생산성을 측정하여 비교·분석함으로써 단순히 성장회계 방법으로 계산되는 총요소생산성의 측정문제를 보완하고자 한다는 점이다. 이 Olley and Pakes의 추정방법은 이미 오래 전에 Marschak and Andrews(1944)에 의해 지적되었던 생산함수 추정시 생산요소의 내생성을 무시할 경우 발생하는 편의를 제거하는 새로운 방법 중 하나로, 필자가 알기로 국내연구에서는 아직 적용되지 않았다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절은 연구개발의 생산성 효과에 대한 이론과 실증연구를 검토하고, 제Ⅲ절에서는 생산성 측정방법과 분석모형 및 추정방법을 논의할 것이다. 제Ⅳ절은 추정결과를 분석하고, 마지막 제Ⅴ절은 결과에 따른 정책적 시사점을 정리할 것이다.

II. 기존 문헌검토

1. 이론적 검토

연구개발투자의 성과에 대해 핵심적인 논쟁은 기업규모가 클수록 연구개발의 효율성이 높다고 주장하는 슈페터-갈브레이스의 대기업 독점우위론과 Scherer의 경쟁우위론 간의 논쟁이다. 슈페터는 시장에서 독점적 지위에 있는 대기업이 기술혁신에 가장 적합하고 완전경쟁시장보다 독점시장이 기술혁신을 이루는데 오히려 효율적이라고 주장한다. 특허권의 부여와 보장하에서 기술개발의 성

solution outcome'의 문제이다. 즉, 기업의 이윤극대화 솔루션으로 R&D에 투자하지 않는 방법을 선택한 것이다. 이에 관해 자세한 것은 Wooldridge(2002), p. 518.

4) Tobit 임의모형에 관해 자세한 것은 Wooldridge(2002), 이의영·신범철·김경환(2009) 참조.

공이 시장에서 독점적 지위를 확보할 수 있다는 기업의 기대가 R&D 투자를 유발한다는 것이다. 슈페터의 독점우위론은 우선 시장구조에 따라 기술혁신의 여부가 달라진다는 것이다. 즉, 독점력 행사를 통해 축적된 독점이윤이 고비용 고위험의 R&D 투자에 대한 자금조달의 원천이 된다는 것이다. 또한 대기업이 연구개발 부담능력이 중소기업보다 크고, 연구개발의 실패로 인한 경제적 손실 위험성을 여러 가지 연구개발을 통해 분산할 수 있는 능력이 상대적으로 크고, 연구개발의 규모경제 활용성이 높은 대기업이 중소기업보다 효율적이라는 것이다.

그러나 Scherer의 경쟁우위론에 의하면 우선 연구개발투자의 여부가 대기업에서만 이루어진다고 할 수 없고 중소기업이라 하더라도 시장경쟁 심화나 새로운 시장개발의 이유로 적극적으로 연구개발투자를 할 수 있다는 것이다.⁵⁾ 또한 연구개발에 있어서 최소효율성 규모가 존재한다면 연구개발규모가 크다고 반드시 효율적일 수 없다. 그리고 정부가 연구개발의 시장실패를 보완하기 위해 연구개발 실패로 인한 손실위험을 보완하는 한 대기업이 여러 가지 연구프로젝트로 위험분산을 할 수 있기 때문에 대기업이 유리하다는 주장이 반드시 합당하지 않다는 것이다.

2. 실증분석 검토

R&D 활동의 생산성 효과와 이를 통한 경제성장 촉진효과에 관한 논의는 1950년 Griliches의 실증적 분석 시도 이후 국내외 많은 연구에서 행해지고 있다.⁶⁾ 연구개발이 생산성을 포함한 기업성장에 미치는 효과에 관한 대표적 국내 연구로 김적교·조병탁(1989), 송준기(1994), 남준우(1993), 이정동·김태유(2000), 정규언·김선구(2001), 이대락·김명환(2002), 이원기·김봉기(2003), 신태영(2004), 서중해(2005) 등을 들 수 있다. 송준기(1994)는 1985~1990년 기간 동안 150개 상장기업의 자료를 활용하여 한국 제조업체의 산업별 R&D 자본을 측정하고 생산성 효과를 분석하였다. 그 결과 노동생산성에 대한 R&D 자본의 성장기여도가 통계적으로 유의하나 실물자산에 비해 그 기여도가 상대적으로 낮게 나타났다고 보고하고 있다. 하지만 생산성 향상에 대한 단위당 R&D 자본의 영향도가 실물자산보다 월등히 크게 나타났다고 한다. 또한 한국 제조업체는 전체적

5) 자세한 것은 Scherer and Ross(1990) 참조.

6) 연구개발의 생산성 효과에 관한 국외연구의 논의는 이원기·김봉기(2003) 참조.

으로 볼 때 R&D 지출규모가 지나치게 영세하여 자체적 R&D 투자로는 자본축적이 불가능하다고 주장하면서 정부의 R&D 지원의 합당성을 역설한다. 흥미롭게도 분석결과에 따르면, R&D 자본의 생산력이 첨단산업보다 오히려 비첨단산업인 섬유산업에서 크게 나타나 정부지원이 지나치게 첨단산업에 편중되어 있어 비효율적일 수 있음을 비판한다.

이정동·김태유(2000)는 1986~1995년 기간 동안 9개의 산업을 대상으로 연구개발비와 IT 투자의 생산성 제고효과를 통계적으로 분석하였다. 이 연구결과에 따르면 연구개발비가 생산성 향상에 직접적으로 기여하였지만 IT산업에서는 예상과는 달리 생산성 향상에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 이는 IT 투자가 생산과정에 충분히 구현되어 생산성 제고효과가 발생하기에는 시간적으로 충분하지 못하였고, IT 투자가 생산성 상승을 가져올 만큼 충분한 조직변화를 초래하지 못하였기 때문이라고 설명한다.

정규연·김선구(2001), 이대락·김명환(2002)은 코스닥등록기업을 중심으로 연구개발비 증가가 기업성장에 미치는 효과를 분석하였다. 전자의 연구는 코스닥 등록기업을 벤처기업과 非벤처기업을 구분하여 연구개발비가 매출액 대비 영업이익에 미치는 효과를 통계적으로 검증하였다. 이 연구결과에 의하면 벤처기업의 當期 연구개발비는 영업이익에 양(+)의 영향을 미치나 前期의 연구개발비는 통계적으로 유의한 효과가 나타나지 않았다. 한편, 후자는 연구개발이 다양한 기업성과, 즉 총자산과 유형 및 무형 자산의 증가, 매출액 증가, 그리고 당기순이익 증가에 미치는 효과에 관한 분석을 통해 기업성장에 미치는 영향을 통계적으로 검증하였다. 이 연구에 따르면 연구개발비 증가는 총자산과 유형자산의 증가를 통해 기업성장에 긍정적인 영향을 미치지만 무형자산과 매출액 및 당기순이익에는 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하고 있음을 밝히고 있다.

김태기·장선미(2002)는 한국의 산업별 자료를 활용하여 1970~1996년 기간 동안 한국과 OECD 15개 국가의 R&D 투자가 한국의 산업별 생산성에 미치는 효과를 분석하였다. 분석결과 R&D 투자의 확대가 산업별 총요소생산성에 미치는 효과는 경공업보다 중공업부문에서 크게 나타났다고 보고하고 있다. 또한 국내 R&D 투자보다 외국, 특히 일본의 R&D 투자 증대로 인한 생산성 유발효과가 더 크게 나타났음을 밝히고 있다.

이원기·김봉기(2003)는 연구개발투자를 해외 기술도입과 국내 연구개발투자로 나누고 후자를 다시 기초연구와 응용개발로 구분하여 1980~2001년 기간 동안 연구개발이 산업별 노동생산성에 미치는 효과를 분석하였다. 이 실증결과에

따르면 해외기술도입보다 국내 연구개발투자의 생산성 효과가 2배 정도 크게 나타나고 기초연구보다 응용개발의 생산성 효과가 크게 나타났다.

정군오·이명수·신철오(2005)는 1998~2004년 동안 Malmquist 생산성지수를 분석하여 산업별·규모별 생산성 차이를 분석하였다. 흥미롭게도 이 기간 동안 중소기업과 대기업 간의 생산성 격차가 대부분의 산업에서 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않고 있다. 또한 중소기업의 생산성 변화는 기술적 효율성보다는 기술진보에 의해서 이루어지고 있다고 주장한다. 기술적 효율성은 대부분의 산업에서 감소하고 있는 반면 기술진보는 모든 산업에서 이루어져 생산성 증가에 상대적으로 크게 기여하였다는 것이다. 또한 최영준(2006)도 1971~2003년 기간 동안의 자료를 활용하여 생산성 증가율의 요인을 분해하였는데 생산성 증가는 오히려 기술진보에 의한 것이라고 주장한다. 그러나 이 연구는 전통적인 성장회계법 대신 비모수적 DEA방법을 통한 Malmquist 지수 방법에 의해 총요소생산성을 측정하고 정군오·이명수·신철오(2005)와는 반대의 결과를 제시하고 있다. 외환위기 이후 1999~2003년 기간 동안 Malmquist 총요소지수 증가율이 ODED 국가보다 크게 밀들었으며 이를 분해해 보면, 기술효율성이 높아진 반면 기술혁신에 의한 기술진보는 상대적으로 후퇴하였다는 것이다. 또한 한국의 기간별 생산성 증가율을 비교해 보면 외환위기 이후 높게 나타난다는 이들의 주장은 표학길·이근희·하봉찬(2006)의 주장과도 상반된다.

중소기업을 대상으로 생산성 효과를 분석한 국내연구로는 양현봉(1996), 이재식(2000), 김성수(2001) 등을 들 수 있다. 양현봉(1996)은 1976~1991년 기간 동안 중소기업의 생산성 변동요인을 실증분석하였다. 그 결과 이 기간 동안 중소기업의 생산성 기여율이 제조업 전체 평균과 대기업의 평균보다 더 크게 나타났다고 밝히고 있다. 또한 중소기업의 자본과 중간재 투입비율이 비교적 높게 나타났지만 노동투입 증가율은 낮게 나타났다. 기업규모가 클수록 자본투입의 산출량 증가에 대한 기여율이 높게 나타난 반면 규모가 작은 기업일수록 노동투입의 산출량 증가에 대한 기여율이 높게 나타났다. 노동집약적 성격이 강한 중소기업의 경우 노동생산성이 총요소생산성에 기여하였으나 자본생산성은 그러하지 못한다는 Verdoon의 법칙을 지지하고 있다. 이는 자본집약도가 적정수준을 유지하지 못하여 TFP 증가에 크게 기여하지 못하였다는 주장이다. 1980년대 중소기업이 노동력 부족을 메꾸기 위해 기계설비를 적극적으로 도입하고 확대하였으나 이를 가동할 만한 기술력이 미치지 못해 TFP에는 크게 기여하지 못하였다고 설명한다.

이재식(2000)은 중소기업 기본법에 따라 종업원수를 기준으로 종업원이 50명 미만의 기업을 소기업, 종업원이 50~300명 사이의 기업을 중기업, 그 이상을 대기업으로 분류하여 기업의 생산성 결정요인이 무엇인지를 분석하였다. ANOVA 통계분석과 *t*-test 결과에 따르면 경영자들은 기업규모와 관계 없이 중간재의 품질과 가격을 생산성의 중요한 결정요인으로 간주하고 있으며, 규모가 커질수록 연구개발투자를 자본생산성의 중요한 결정요인으로, 그리고 교육훈련과 노사관계, 합리적 인사관리 등을 노동생산성의 중요한 결정요인으로 인식하고 있다고 주장한다. 김성수(2001)는 산업연관(input-output) 분석을 통해 IT산업의 국제경쟁력을 분석하였다. 이 연구결과에 따르면 한국의 IT산업은 국내 여타 산업에 비해 경쟁력이 높게 나타났지만, 세계시장에서 미국과 일본에 크게 뒤지고 있는 것으로 나타났다고 주장한다.

신동령(2007)은 한국 제조업의 생산성을 외환위기 전후로 나누어 비교하고 생산성 결정요인을 분석하였다. 추정결과 수익성 지표인 총자본경상이익률이 외환위기 이전보다 이후 기간에 더 증가한 것으로 나타난 반면 자본생산성과 부가가치율은 후기에 감소한 것으로 나타났다고 주장한다. 또한 재무구조가 우량한 기업, 자본지출이 많은 기업, 유동성이 풍부한 기업일수록 생산성이 높고 반면 자산규모가 큰 기업일수록 생산성이 낮게 나타난다고 보고하고 있다. 그러나 이 연구는 전통적인 생산성 척도인 종업원 1인당 부가가치를 사용하기보다는 매출액 대비 부가가치를 생산성 척도로 사용하여 선행연구와 직접 비교하기에는 한계를 갖고 있다.

그러나 이 연구들은 여러 가지 이론적·실증적 한계점을 갖고 있다. 우선 정규연·김선구(2001)와 이대락·김명환(2002)은 개별 기업의 특성이 고려되지 못하였을 뿐만 아니라 이원기·김봉기(2003) 등과 함께 연구개발비와 기업성과 간의 내생성을 무시하여 편의적 결과를 초래하였다. 특히, 연구개발비와 기업성과 간의 내생성 문제를 간과하여 두 변수 간의 인과성을 분석해 내지 못하였다. 연구개발을 통해 기업의 성과가 제고되기도 하지만 역으로 성과가 좋은 기업이 연구개발을 확대할 수 있기 때문에 이에 관한 인과성의 문제는 중요한 문제 중의 하나인 것이다. 또한 이대락·김명환(2002)은 연구개발비와 각각의 기업성과 변수 간 단순회귀분석에 의해 연구개발의 성과를 분석하여, 여러 가지 결정요인이 복합적으로 미치는 효과에 대하여 분석하지 못한 한계점을 갖고 있다. 마지막으로 대부분의 연구(예컨대, 이정동·김태유, 2000; 김태기·장선미, 2002 등)가 기업단위가 아닌 산업단위의 연구개발효과를 분석하여 개별 기업의 생산

기술상 차이를 고려하지 못하는 한계점을 갖고 있다.

Ⅲ. 분석모형과 추정방법

1. 생산성 측정방법

생산성은 노동, 자본 등과 같은 생산요소의 투입과 이로부터 발생하는 산출량을 비교한 것으로 통상적으로 산출량 대비 투입량의 비율로 표시된다.⁷⁾ 생산성은 단일요소생산성과 총요소생산성으로 구분할 수 있는데 전자의 단일요소생산성은 개별 생산요소 투입에 대한 산출의 비율로 노동생산성과 자본생산성이 대표적이다.

총요소생산성은 통상적으로 성장회계법과 계량적 접근방식 등으로 계측되어 활용된다. 전자의 성장회계법은 노동소득분배율 등 주요 계수값을 통계자료에서 구한 후 이를 생산함수에 대입하여 총요소생산성을 계산한다.⁸⁾ 하지만 이 경우 문제는 어떠한 방법으로 적절한 계수값을 계산하느냐가 중요한 관건이 된다. 후자의 계량적 접근방식은 생산함수를 추정하고 이 결과를 근간으로 투입 요소에 대한 계수와 생산성 증가율을 구한다. 이 계량적 접근방식의 문제는 노동과 자본이 생산에 기여한 정도, 즉 각각의 계수를 어떻게 적절하게 추정하느냐가 핵심적인 관심 사안이다.

계량적 추정방법으로서 Solow 접근방식은 중립적 기술진보, 생산의 규모의 불변과 생산요소시장이 완전경쟁적이라는 전제하에 다음의 Cobb-Douglas 생산함수를 활용한다.

$$Y_{i,t} = F_{i,t} L_{i,t}^{\beta_1} K_{i,t}^{\beta_2} \quad (1)$$

$$i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

여기서, $Y_{i,t}$: t 시점에 i 기업의 생산량

$L_{i,t}$: 노동투입량

$K_{i,t}$: 자본투입량

$F_{i,t}$: 총요소생산성(TFP)

7) 최용록(2005)는 생산성 개념을 여러 측면에서 확대하였으나 이 연구는 전통적 정의를 따르기로 한다.

8) 여기에는 Kendrick 측정방식, Solow 측정방법, Tornqvist 생산성지수, 다자지수방식(multilateral index) 등 지수방식에 의한 측정방법이 있다. 자세한 것은 이정동(2002) 참조.

따라서 총요소생산성은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$TFP \equiv F_{i,t} = \frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}^{\beta_1} K_{i,t}^{1-\beta_1}}$$

여기서 생산요소시장이 완전경쟁적이고 기업의 이윤극대화가 충족될 수 있다면 β_1 은 노동비용 비중과 같아진다.⁹⁾ Solow의 접근방식은 이 비용비중을 시간흐름에 대해 일정 불변하다고 가정한다. 이러한 Solow의 접근방식은 이해하기 쉽고 계산하기 편리하다는 장점을 갖고 있지만 앞서 언급한 세 가지 조건을 충족해야 하고 계수가 일정해야 한다는 제약조건을 갖고 있다. 이러한 제약을 부과하지 않기 위해서는 보다 유연한 생산함수, 예컨대 초월대수생산함수(translog production function)를 직접 추정하고 이를 바탕으로 생산성을 계산하는 계량적 접근방식을 활용할 수 있다.

계량적 총요소생산성 측정방법, 이른바 Solow 접근방법은 일반적으로 식 (1)을 로그를 취한 다음의 식 (2)를 OLS에 의해 추정하여 잔차를 구하고 이를 활용하여 생산성, 즉 $f_{i,t}$ 를 계산한다.

$$y_{i,t} = \beta_1 l_{i,t} + \beta_2 k_{i,t} + f_{i,t} \tag{2}$$

여기서 $y_{i,t}$, $l_{i,t}$, $k_{i,t}$, $f_{i,t}$ 는 식 (1)의 변수에 로그를 취한 값이고 β_i 는 생산요소의 기여도를 나타낸다.

이 경우 문제는 노동과 자본의 투입요소가 일반적으로 전제하고 있는 외생변수이기보다는 내생변수라는 점이다. 즉, 생산자가 노동과 자본이 주어진 상태에서 생산량을 결정하기보다는 생산요소와 생산량, 그리고 생산성을 모두 고려하여 동시에 결정하기 때문에 투입요소가 이미 선행적으로 주어졌다고보다 이윤극대화를 추구하는 기업이 동시에 결정한다는 것이다. 계량경제학자와 같은 연구자와는 달리, 일반적으로 이윤극대화를 추구하는 기업이 생산량을 결정할 때, 부분적으로 생산성의 일부를 인지할 수 있다. 그렇다면 생산요소투입량의 결정은 생산함수의 확률오차인 생산성(TFP) 수준에 의해 영향을 받을 수 있다. 이러한 생산투입요소와 확률오차 간의 상관관계는 생산요소에 대한 OLS 추정계수의 편의문제를 유발한다. 이 생산요소의 내생성 문제는 이미 오래 전인 Marschak and Andrews(1944)에 의해 지적되었고, 이 문제가 GMM(generalized method of moments) 혹은 2SLS(two stage least squares) 추정방법에 의해 완화

9) 규모수익 불변의 가정에서 $\beta_2 = 1 - \beta_1$ 이 된다.

될 수 있다고 이론적으로 알려져 있다.

그러나 GMM과 2SLS에 의한 추정은 생산요소가 확률오차 전체와 상관관계가 있을 경우는 효과적이지만 확률오차의 일부분과 상관관계를 갖는다면 이 확률오차를 분해해야 할 것이다. 이 문제를 구체적으로 파악하기 위해 확률오차 $\mu_{i,t}$ 를 두 부분으로 분해하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \beta_1 l_{i,t} + \beta_2 k_{i,t} + \mu_{i,t}, \\ \mu_{i,t} &= \omega_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (3)$$

여기서 $\omega_{i,t}$ 는 이윤극대화를 추구하는 기업이 생산량을 결정할 때 부분적으로 이미 알고 있는 TFP인 확률오차이고 $\varepsilon_{i,t}$ 는 전혀 관측되지 않거나 척도오류(measurement error)로 발생하는 통상적인 확률오차이다. $\omega_{i,t}$ 는 전통적인 총요소생산성으로서 기업 간 체계적인 생산기술 차이를 나타내고 내생성 문제의 원천이 된다. 생산요소가 $\varepsilon_{i,t}$ 와는 상관관계를 갖고 있지 않더라도 생산성 $\omega_{i,t}$ 와는 상관관계를 갖고 있다면 OLS에 의한 추정은 편의를 유발한다. 이 경우 $\omega_{i,t}$ 가 기업고유(firm-specific)의 생산기술에서 발생하고, 시간의 흐름에 따라 변화하지 않고 일정 불변하다면 $\omega_{i,t} = \omega_i \forall t$ 가 되어 기업고유의 생산성 효과를 기업가변수로 포착하는 고정효과(fixed effect: FE)모형이나 차분(first differencing: FD)모형을 활용하여 내생성 문제를 완화하거나 혹은 제거할 수 있다.

그러나 FE 혹은 FD 모형은 변수의 차분으로 상당 부분의 기업정보를 상실하게 되어 비효율적일 수 있다.¹⁰⁾ 또한 불행히도 변수의 차분은 설명변수의 변화를 제거하고 생산요소의 척도오류를 심화시킨다. 더구나 차분 이후 도구변수와 차분된 설명변수 간의 상관관계를 약화시켜 도구변수 추정방법을 왜곡시킬 수 있다. FE와 FD 추정량은 기업의 이질성을 조건부로 생산요소의 강외생성(strict exogeneity)을 가정하고 있다. 일반적으로 이 추정량들은 기업이 현재 혹은 과거의 생산성 충격을 감안하여 생산투입요소를 결정할 수 있다는 가능성을 배제하여 기업의 행위와 결정을 심각하게 제한하고 왜곡할 수 있다. 또 다른 한편 기업이 시간흐름에 따라 동태적으로 이윤을 극대화한다면 $\omega_{i,t}$ 가 시간불변적(time-constant)이라는 가정은 불합리하고 비현실적이다.

생산함수 추정에서 내생성 문제를 완화하기 위한 전통적인 GMM이나 2SLS 추정방법상의 이러한 문제를 최소화하기 위해 이 논문은 Olley and Pakes(1996)가 제시한 일치적 수모수(semi-parametric) 추정방법을 사용한다. 이 Olley and

10) FE모형과 FD모형의 장·단점은 Wooldridge(2002)와 강석훈(2006) 참조.

Pakes(이하 OP)의 추정방법은 시간불변성의 가정 없이, 기본적으로 관측되지 않는 생산성 충격 $\omega_{i,t}$ 의 대리변수로 기업의 투자변수를 사용하여 내생성 문제를 완화하는 방법이다.

Olley and Pakes의 추정방법은 2단계 추정방법으로 1단계에서는 기업의 자본스톡과 투자흐름 간의 관계를 나타내는 다음 식을 활용한다.

$$K_{i,t+1} = (1 - \delta)K_{i,t} + I_{i,t}. \tag{4}$$

여기서 $K_{i,t}$ 는 i 기업의 t 시점에서 자본스톡, $I_{i,t}$ 는 기업의 투자를 나타낸다. Olley and Pakes(1996)는 기업의 동태적 이윤극대화 과정에서 이 자본스톡 관계와 일정한 조건에서, 투자는 자본스톡과 개별 기업 고유의 생산성 충격인 $\omega_{i,t}$ 에 의존한다는 다음의 투자함수를 유도한다.¹¹⁾

$$i_{i,t} = i_t(\omega_{i,t}, k_{i,t}). \tag{5}$$

여기서 $i_{i,t} = \ln(I_{i,t})$ 이고 $k_{i,t} = \ln(K_{i,t})$ 이다. 위 투자함수에서 $i_{i,t} \geq 0$ 이면 역함수인 $\omega_{i,t} = h_t(i_{i,t}, k_{i,t})$ 를 구할 수 있다. 이 역함수를 식 (3)에 대입하면 다음의 생산함수식을 얻는다.

$$y_{i,t} = \beta_1 I_{i,t} + \psi(i_{i,t}, k_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}. \tag{6}$$

여기서 $\psi(i_{i,t}, k_{i,t}) = \beta_2 k_{i,t} + h_t(i_{i,t}, k_{i,t})$ 이고 노동과 자본에 대해 3차 혹은 4차 다항식으로 표현될 수 있다. 위 식을 추정하여 일치적(consistent) 노동에 대한 추정계수 β_1 를 구한다. Olley and Pakes의 2단계는 식 (6)에서 구한 추정계수(즉, $\tilde{\beta}_1$)를 활용하여 다음 식을 추정하게 되면 자본의 추정계수 β_2 를 구하게 된다.

$$X_{i,t} = \beta_2 k_{i,t} - g(\psi_{i,t-1}, \beta_2 k_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}. \tag{7}$$

11) 이 투자함수는 $k_{i,t}$ 와 $\omega_{i,t}$ 가 상태변수(state variable)이고 생산요소 외의 변수($Z_{i,t}$)와 $\omega_{i,t}$ 가 마코브과정(Markov process)을 따른다면 다음의 Bellman방정식에서 유도된다.

$$V(k_{i,t}, \omega_{i,t}, Z_{i,t}) = \text{Max}_{i_{i,t} \geq 0} [\Pi(k_{i,t}, \omega_{i,t}, Z_{i,t}) - c(i_{i,t}, Z_{i,t}) + \beta E[V(k_{i,t+j}, \omega_{i,t+j}, Z_{i,t+j}) | k_{i,t}, \omega_{i,t}, Z_{i,t}, i_{i,t}]].$$

여기서 $\Pi(\cdot)$ 는 기업의 이윤함수이고, $c(\cdot)$ 는 투자비용함수, β 는 할인율을 나타낸다. 상품시장과 생산요소시장이 완전경쟁적이고 노동이 동질적이며 노동이 동태적 생산요소라면 기업의 규모에 상관없이 모든 기업이 동일한 고용조정비용을 갖는다는 조건 등이 충족될 때 Olley and Pakes(1996)는 위 Bellman방정식 해는 $i_{i,t} = i(k_{i,t}, \omega_{i,t}, Z_{i,t}) = i_t(k_{i,t}, \omega_{i,t})$ 임을 보이고 있다. 자세한 것은 Olley and Pakes(1996), Akerberg *et al.*(2005) 참조.

여기서 $X_{i,t} = y_{i,t} - \psi \tilde{\beta}_1 l_{i,t}$ 이고, $g(\cdot)$ 함수는 ψ_{t-1} 와 k_{t-1} 로 표현된 3차 혹은 4차 다항식을 나타낸다. 마지막으로 식 (6)에서 구한 β_1 의 추정계수(즉, $\tilde{\beta}_1$)와 식 (7)에서 얻어진 추정계수 $\tilde{\beta}_2$ 를 식 (2)에 대입하여 잔차를 구하고 이를 총요소생산성(TFP)의 값으로 사용한다.

2. 분석모형과 추정방법

식 (2)의 생산함수에서 개별 기업의 R&D 지출이 생산성에 미치는 효과는 다음의 모형에 의해 분석될 수 있다.¹²⁾

$$\begin{aligned} \Delta f_{ij,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 f_{ij,t-1} + \alpha_2 \Delta edu_{ij,t} + \alpha_3 \Delta size_{ij,t} + \alpha_4 \Delta rd_{ij,t} \\ & + \alpha_5 (age)_{ij,t} + \alpha_6 HHI_{j,t} + \alpha_7 HHI_{j,t}^2 + \eta_{ij} + \lambda_{j,t} + v_{ij,t}. \end{aligned} \quad (8)$$

$\eta_{ij} \sim iid(0, \sigma_\eta^2), \lambda_{ij} \sim iid(0, \sigma_\lambda^2), v_{ij,t} \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2).$

여기서 $f_{ij,t} = \ln(F_{i,t})$ 는 j 산업에 속한 i 기업의 t 시점에서 생산성의 로그값을 나타내며, edu 는 종업원 1인당 교육훈련비의 로그값, $size$ 는 기업규모의 대리 변수로 총자산의 로그값, rd 는 기업의 R&D 지출의 로그값, age 는 기업의 업력을 나타내는 변수이며, $HHI_{j,t}$ 는 t 시점에서 j 산업의 시장집중도를 나타내는 허쉬만-허핀달 지수를 나타낸다. 그리고 $\eta_{i,j}$ 는 관측되지 않는 i 기업의 고유효과와 $\lambda_{j,t}$, 시간효과, 그리고 예상치 못하는 $v_{ij,t}$ 는 확률오차항이다.

생산성은 노동생산성과 자본생산성과 같은 단일요소생산성, Olley and Pakes (1996)의 생산함수 추정에 의한 총요소생산성(TFP), Solow 접근방식에 의한 총요소생산성 등을 활용한다. 노동생산성은 종업원 1인당 부가가치(VA), 자본생산성은 VA를 부채와 자본의 합으로 나눈 비율, Solow TFP는 콥-더글라스 생산함수 추정을 근간으로 산출된 TFP이다.¹³⁾

시장집중도는 한국표준산업분류(KSIC) 5자리 산업수준에서 다음의 허쉬만-

12) 본 연구의 모형은 Griliches(1979)가 제시한 R&D 자본스톡모형의 변형된 형태이다. 기업의 생산기술 지식 혹은 지식자본스톡은 그 자체로 하나의 생산요소로 간주되며 지식자본의 진부화율(depreciation rate)이 무시될 정도로 작다면 총요소생산성 증가율은 R&D 비용의 변화율 혹은 R&D 집중도의 함수로 표현될 수 있다는 모형이다. 이 R&D 자본스톡 모형은 연구개발투자와 생산성 간의 관계를 분석할 때 흔히 사용되는 모형이다. 대표적으로 Link(1981a, 1981b) Griliches(1986), Hanel(2000), Wakelin(2001), Wang and Tsai(2003), 그리고 이정동·김태유(2000) 등을 들 수 있다. R&D 집중도 대신 R&D 변화율을 사용한 연구로 조승형·배영수(2000)를 들 수 있다.

13) 이 자본생산성의 정의는 신동령(2007)을 따르기로 한다.

허핀달지수(HHI)를 계산하여 활용하였다.

$$HHI_j = \sum_i s_{i,j}^2.$$

여기서, s_i : i 기업이 j 산업에서 차지하고 있는 매출액 비중
 J : 동일산업 내 기업수

중소기업 R&D의 생산성 효과를 분석하기 위해 식 (8)을 단순히 OLS로 추정할 때, 개별 기업 고유의 이질성을 나타내는 η_i 와의 상관관계로 발생하는 내생성 문제로 인한 편의문제이다. 이 R&D 투자의 내생성 문제를 완화하기 위해 1 단계에서 R&D 투자와 정부의 R&D 지원금을 도구변수로 회귀하여 그 예측값을 (3)의 생산성 식에 포함하여 활용하기로 한다. 하지만 문제는 대부분의 R&D 지출이 0의 값에서 단절되는 분포를 갖고 있다. R&D 지출의 분포가 0의 값에서 단절될 경우 R&D 지출이 0인 값을 제외하지 않는다면 모형이 비선형이 되어 OLS에 의한 추정결과는 편의(bias)가 발생하게 된다. 이른바 이분변수(dichotomy variable)에 대한 선형확률(linear probability)모형의 문제가 발생하는 것이다. R&D 투자와 같이 종속변수의 값이 부분적으로 연속적인 값을 갖지만 부분적으로 하나 혹은 복수의 점에 표본이 집중되어 있을 때 나타나는 문제이다. 이 문제를 완화하기 위해 이 논문은 Tobit 임의효과모형을 적용할 것이다.¹⁴⁾

IV. 자료 및 실증결과

연구개발투자의 생산성 효과를 분석하기 위해 한국신용평가정보(주)사 발행 2000년에서 2007년까지 상장, 등록기업 및 비상장기업의 재무제표 자료로 결합(pooling)자료를 구축하였다.¹⁵⁾ 이 표본기간을 선택한 이유는 외환위기 이후 기간을 대상으로 분석하기 위한 것일 뿐만 아니라 1998년 12월 기업회계기준이 개정되어 일부 회계자료가 이전의 회계자료와 일관성이 결여될 수 있기 때문이다. 예를 들면, 연구개발비를 회계법 개정 이후 연구비와 개발비로 구분하여 회

14) Tobit 임의효과모형에 대하여 자세한 것은 Wooldridge(2002), 신범철·이의영(2009), 이의영·신범철·김경환(2009) 참조.

15) 이 논문이 표본기간 동안 일관되게 생존하는 기업만을 대상으로 한 균형 패널자료보다는 불균형 결합자료를 사용한 것은 균형 패널자료가 다루기 쉽다는 장점에도 불구하고 표본기간 내에 퇴출되거나 새로이 진입하는 기업이 제거되어 중요한 기업정보를 잃을 수 있기 때문이다.

〈표 1〉 사용변수 및 산출방식

변 수	산출방식
부가가치(VA)	경상이익+인건비(판매관리)+노무비(제조)+이자수입-이자지급+임차료(판매)+임차료(제조)세금과공과(관리)+세금과공과(제조)+감가상각비(관리)+감가상각비(제조)
노동생산성	종업원 1인당 생산량= $\log(VA/\text{종업원수})$
자본생산성	$\log(VA/(\text{부채}+\text{자본}))$
기업규모(Size)	자산규모= $\log(\text{자산총계, 천 원})$
업력(age)	기업 업력= $\log(2007-\text{설립연도}+1)$
종업원 1인당 교육훈련비(edu)	(교육훈련비(관리)+교육훈련비(제조))/종업원수
연구개발비	경상개발비+경상연구개발비+연구개발비상각+연구개발비 증감
연구개발집중도(rd)	$\log(\text{연구개발비}/VA)$

계처리하도록 하였다. 이는 기업의 연구활동과 관련하여 발생된 비용은 미래 예상되는 경제적 이익이 불확실하기 때문에 자산으로 처리하기보다는 발생시점에서 비용으로 인식하여 연구비의 항목으로 판매비와 관리비로 처리하도록 하였다.

이 논문에서 사용된 변수는 〈표 1〉에 제시한 것처럼, 첫째 교육훈련비는 원칙적으로 생산직 종업원의 교육훈련비는 제조원가에, 그 외의 종업원들의 교육훈련에 지출되는 비용은 손익계산서의 교육훈련비 항목에 기입되기 때문에, 이 두 항목을 모두 합산하여 사용하였다. 인건비도 같은 맥락에서 판매관리 항목과 손익계산서상의 노무비를 합산하여 사용하였다. 둘째, 기업규모는 기업의 총자산의 로그값을 사용하였다. 셋째, 연구개발비는 판매비와 관리비의 경상개발비 및 경상연구개발비와 제조원가의 연구개발비 그리고 영업외비용의 연구개발비상각과 대차대조표상 기말 연구개발비와 기초의 연구개발비를 차감한 금액의 합계액으로 하였다.¹⁶⁾ 넷째, 종업원수를 제외한 투입자료와 산출자료는 경사가

16) 연구개발비는 1998년 기업회계기준이 개정되어 연구비와 개발비로 구분하여 회계처리하도록 하고 있다. 기업의 연구활동비는 경제적 이익이 불확실하여 자산으로 간주하기 어려워 발생기간 동안의 비용으로 간주하여 연구비 과목의 판매비와 관리비로 처리하도록 하였다. 또한 일정한 요건이 충족할 경우 경상개발비의 항목으로 제조원가 혹은 판매비와 관리비로 처리하도록 하였다. 따라서 이 연구의 연구개발비는 이 개정된 회계기준에 따라 계산하였다. 이러한 연구비 계산방식에 관해 자세한 것은 이대락·김명환(2002)을

격으로 나타나 있기 때문에 통계청의 산업별 가격지수를 활용하여 모두 불변가격으로 환산하였다.¹⁷⁾ 이 논문에서 사용된 표본기업은 모든 상장기업을 포함하고 있었으나 표본기간 내에 기업의 결산일 변경으로 인해 발생될 수 있는 문제점을 최소화하기 위해 매년 12월 말 결산일로 하는 기업만을 포함하였다.¹⁸⁾ 다음으로 기업 업력은 (2007년-기업설립연도+1)의 로그값을 사용하였다. 마지막으로 생산성은 산출량과 투입요소 간의 비율로 생산요소에 따라 노동생산성, 자본생산성, 그리고 총요소생산성으로 나누어 볼 수 있다. 본 연구에서는 노동생산성을 한국은행 정의에 따라 경상이익, 인건비, 순금융비용, 임차료, 조세공과, 그리고 감가상각비를 합산하여 산출된 부가가치금액을 종업원수로 나눈 종업원 1인당 부가가치(VA)로 사용하였다.¹⁹⁾ 자본생산성은 부가가치를 부채와 자본의 합으로 나눈 값을 사용하였다. 그리고 총요소생산성은 앞에서 설명한 Olley and Pakes(1996) 추정방식에 의해 계산된 총요소생산성(이하 OP TFP)을 사용한다.

생산함수 접근방식에 따라 총요소생산성의 크기를 측정하기 위해 식 (2)의 Cobb-Douglas 생산함수를 세 가지 방법, 즉 OLS에 의한 생산함수모형, GLS에 의한 임의효과모형, 그리고 Olley and Pakes모형 등에 대한 추정결과가 <표 2>에 제시되어 있다.

전체 기업을 대상으로 한 추정결과를 보면 OLS에 의한 자본과 노동의 추정계수가 임의효과(RE-GLS)모형에서의 추정계수보다 크게 나타나 기업의 특이성(heterogeneity)을 무시할 경우 편의가 발생할 수 있음을 보이고 있다.²⁰⁾ 또한 노동과 자본의 내생성을 감안한 Olley and Pakes모형에 의한 추정계수가 가장 작게 나타나, OLS에 의한 추정은 내생성 문제로 인한 편의가 발생할 수 있음을 간접적으로 시사하고 있다. 대기업과 중소기업의 추정결과를 비교해 보면 자본의 추정계수, 즉 자본탄력성이 대기업에서 크게 나타나 자본의 증가가 생산에 미치는 효과를 살펴볼 때 중소기업보다 대기업에서 상대적으로 크게 나타난다는 것을 시사하고 있다. 이 결과는 중소기업보다 대기업에서 자본이 생산

참조.

17) 불변가격으로 환산하기 위해 통계청의 중분류에 의한 생산자물가지수(2005년도 기준)가 사용되었다.

18) 이 방법을 택한 연구로 신범철(2003)을 들 수 있다.

19) 부가가치에 관한 정의와 산식은 한국은행(1995), p. 120 참조.

20) Breush and Pagan 통계치를 보면 3개 모형 모두에서 임의효과가 없다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각되고 있다. 따라서 기업의 임의효과를 무시하면 편의가 발생할 수 있음을 알 수 있다.

〈표 2〉 생산함수 추정결과

	전체 기업			대 기업		중소기업	
	Pooled OLS	RE-GLS	OP REG	Pooled OLS	RE-GLS	Pooled OLS	RE-GLS
$\ln(K)_{i,t}$	0.20** (60.31)	0.19** (53.09)	0.17** (12.38)	0.36** (32.97)	0.32** (22.04)	0.15** (44.15)	0.16** (41.69)
$\ln(L)_{i,t}$	0.70** (169.59)	0.66** (131.07)	0.64** (69.69)	0.59** (28.60)	0.63** (23.50)	0.66** (137.07)	0.62** (109.51)
시간가변수	99.19**	933.38**	192.95**	4.58**	62.90**	134.13**	1,263**
산업가변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
R^2	0.671	0.671	NA	0.600	0.600	0.507	0.506
BP LM	NA	21,186**	NA	NA	2,482**	NA	18,028**
표본수	44,014	44,014	44,014	4,530	4,530	39,484	39,484

주: 1) **, *는 각각 1%, 5% 유의수준을 나타낸다.

2) 괄호 안의 값은 이분산성을 감안한 t -통계값을 나타낸다(Windmeijer, 2005 참조).

3) 시간가변수는 모든 시간가변수가 동시에 0이라는 귀무가설하에서의 F 값을 나타낸다.

4) BP LM은 각각 모형이 임의효과가 없다는 귀무가설하에서의 Breush Pagan 통계치를 나타낸다.

5) OP REG의 표준오차는 bootstrapping 방법에 의하여 구하였다.

에 기여하는 비중이 크다는 의미이기도 하다.

분석모형의 추정결과를 논의하기 전에 〈표 3〉에 요약되어 있는 생산성(TFP) 값을 비교해 보면 5개의 생산성 값 중에서 노동생산성의 평균값이 가장 크게 나타나고, 다음으로 OP TFP, Solow TFP, 자본생산성 순으로 나타나고 있다. 전체적으로 보면 생산성 평균값은 측정방식과 기업규모에 따라 차이를 보이고 있다. 특히, 노동생산성의 평균과 자본생산성의 평균은 크게 차이를 보이고 있다.

기업규모별, 즉 중소기업과 대기업 간의 생산성 차이를 보면 4개의 평균생산성 값 모두 대기업이 상대적으로 크게 나타났다. 그러나 생산성 증가율은 자본생산성을 제외하고는 모두 중소기업이 큰 것으로 나타나 생산성 수준은 대기업이 크지만 증가율은 중소기업이 큰 것으로 나타났다. 부가가치 대비 R&D 지출(R&D 집중도)은 수준변수 로그증가율 모두 대기업이 중소기업보다 크고 통계적으로 유의하게 나타났다. 이 결과는 부가가치율을 비교해 대기업이 중소기업보다 크게 나타난다는 신동령(2007)의 결과와 유사하다.

기업의 R&D 투자가 기업의 생산성에 미치는 효과를 분석하기 위해 식 (8)을 각각 다른 생산성 척도를 종속변수로 전체 제조업체를 대상으로 OLS와 2단계

〈표 3〉 중소기업과 대기업의 생산성 비교

	전체 기업	중소기업(A)	대기업(B)	평균차이(A-B)	t 값
노동생산성(VA/L)	17.24	17.23	17.28	-0.05**	-3.88
자본생산성	0.15	0.15	0.16	-0.01**	-4.47
OP TFP	14.84	14.80	15.06	-0.26**	-22.20
Solow TFP	13.84	13.81	14.06	-0.25**	-20.94
R&D 집중도	0.06	0.05	0.06	-0.01**	-3.40
Δ(노동생산성)	0.059	0.067	-0.006	0.072**	6.70
Δ(자본생산성)	-0.005	-0.005	-0.001	-0.004*	-2.28
Δ(OP TFP)	0.030	0.038	-0.030	0.068**	6.62
Δ(Solow TFP)	0.018	0.023	-0.022	0.018**	4.37
Δ(R&D 집중도)	0.005	0.005	0.009	-0.004*	-2.25

주: 1) **, *는 각각 1%, 5% 유의수준을 나타낸다.

2) 평균차이는 중소기업과 대기업 간의 각 변수에 대한 평균의 차이를 나타내고, t 값은 이 평균의 차이가 없다는 귀무가설에서 통계량 값이다.

Tobit-GLS에 의해 추정된 결과가 〈표 4〉에 정리되어 있다.²¹⁾ 이 결과의 중요한 부분만 살펴보면, 우선 전체 제조업을 대상으로 할 경우 Hausman 외생성 검정통계치를 보면 R&D 투자지출이 외생변수라는 귀무가설이 모두 1% 유의수준에서 기각되었다.²²⁾ 이 결과는 R&D 지출의 내생성 문제를 무시할 경우 편익적 결과를 초래할 수 있음을 의미한다.²³⁾

둘째, 전기의 생산성($f_{i,t-1}$)의 추정계수는 모두 음(-)의 부호로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉, 前期의 생산성 수준(또는 기술수준)이 높을수록 今期의 생산성 증가율이 낮아진다는 것을 의미하며, 기업 간 총요소생산성 격차의 수렴효과가 존재한다는 것으로 해석할 수 있다. 이는 Lawrence

21) Tobit모형에서는 매출액, 종업원수, 종업원 1인당 교육훈련비 등의 로그값을 취한 변수들의 시차변수를 활용하였다. 이 Tobit 추정결과는 내생성을 제거하기 위한 1단계 추정결과이고 핵심적인 분석대상이 아니기 때문에 보고하지 않았다. 하지만 그 결과를 요구하면 제시할 것이다.

22) Huasman 모형설정 검정방법은 1단계에서 내생변수를 도구변수에 회귀하여 얻은 내생변수의 예측값을, 2단계에서 독립변수로 포함하여 추정한 다음, 그 유의성 여부에 따라 내생성 여부가 결정된다. 만약 2단계에서 내생변수에 대한 예측변수의 계수가 모두 유의하지 못하다는 귀무가설이 기각되면 이 변수들은 내생변수로 보는 것이다. 자세한 것은 Hausman(1976), 신범철(2003) 참조.

23) R&D 지출이 내생성 변수라는 결과는 Crepon *et al.*(1998), Klomp and Leeuwen(2000)의 결과와 유사하다.

〈표 4〉 R&D 투자의 생산성 효과: 전체 제조업체

	Pooled OLS		Tobit-RE			
	노동생산성	OP TFP	노동생산성	자본생산성	Solow TFP	OP TFP
$f_{i,t-1}$	-0.36** (-54.77)	-0.35** (-56.06)	-0.34** (-45.80)	-0.28** (-18.63)	-0.34** (-46.21)	-0.33** (-45.97)
$\Delta edu_{i,t}$	0.01** (14.26)	0.01** (17.63)	0.01** (13.19)	0.00** (14.12)	0.01** (15.97)	0.01** (16.57)
$\Delta size_{i,t}$	0.05** (5.63)	0.04** (5.17)	0.05** (4.94)	-0.04** (-21.25)	0.03* (2.37)	0.05** (5.15)
$\Delta rd_{i,t}$	-0.64** (-15.24)	-0.61** (-14.92)	NA	NA	NA	NA
$\Delta \widehat{rd}_{i,t}$	NA	NA	1.38** (8.53)	0.15** (6.68)	1.53** (10.28)	1.59** (10.74)
$Age_{i,t}$	-0.04** (-6.24)	-0.02** (-4.16)	-0.02** (-3.46)	-0.005** (-5.91)	-0.02** (-2.96)	-0.01 (-1.71)
$HHI_{i,t}$	0.03* (0.71)	-0.01 (-0.23)	0.02 (0.46)	0.001 (0.14)	-0.01 (-0.18)	-0.007 (-0.14)
$HHP_{i,t}$	-0.01 (0.17)	0.02 (0.51)	-0.001 (-0.02)	-0.002 (-0.31)	0.03 (0.50)	0.03 (0.53)
시간가변수	57.54**	46.23**	63.49**	286.43**	26.78**	4.11
산업가변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함
R^2	0.19	0.19	0.15	0.20	0.16	0.16
기업수	34,782	34,782	26,936	27,843	26,936	26,936
Hausman Test	NA	NA	8.74**	6.78**	13.28**	10.96**

주: 1) **, *는 각각 1%, 5% 유의수준을 나타낸다.

2) 괄호 안의 값은 이분산성을 감안한 t -통계값을 나타낸다.

3) $\Delta \widehat{rd}_{i,t}$ 는 Tobit 임의효과모형에서 추정된 R&D 지출의 예측값을 사용한 결과이다.

4) 시간가변수는 모든 시간가변수가 동시에 0이라는 귀무가설하에서의 F 값을 나타낸다.

5) Hausman Test는 R&D 지출이 외생적이라는 귀무가설하에서 통계값이다.

and Weinstein(1999), 이원기·김봉기(2003), 남종현·이재호(2005), 안상훈·김기호(2005) 등과 부합하는 결과로 산업 간 중요소생산성 격차의 수렴효과가 발생한 것처럼 기업 간의 생산성 격차의 추격(catch-up)효과가 발생한 것으로 해석할 수 있다.

셋째, 종업원 1인당 교육훈련비용 증가율의 변수(edu)는 모두가 양(+의 부

호로 유의하게 나타났다. 기업의 생산성 증가율에 소속 근로자의 교육훈련이 중요한 역할을 한다는 주장을 재확인해 주는 결과이다.²⁴⁾

넷째, 기업규모를 나타내는 총자산의 추정계수는 자본생산성을 제외하고는 양(+)²⁵⁾의 부호로 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 자산규모가 클수록 총요소생산성 증가율이 높아지는 것을 의미한다. 이는 자산규모가 클수록 생산성 증가율이 낮아진다는 신동령(2007)의 결과와 배치되는 것으로 보인다. 하지만 신동령(2007)은 생산성 변수로 매출액 대비 부가가치인 부가가치율을 사용한 반면, 이 연구는 종업원 1인당 부가가치 혹은 총요소생산성을 생산성 척도로 사용하기 때문에 직접적으로 비교하기 어렵다. 또한 본 연구결과는 자산규모 변화율이 생산성 증가율에 긍정적인 영향을 미치기 때문에 이 결과를 기업의 새로운 투자로 인한 자산증가가 생산성 증가율을 높일 수 있다고 해석할 수도 있다.

다섯째, 대부분의 모형에서 기업 연령(Age)의 계수가 음(-)의 부호로 유의하게 나타났다. 이는 기업 연령은 클수록 총요소생산성 증가율이 감소한다는 것을 의미하고 설립된 지 오래된 기업보다 신생기업이 오히려 생산성 증가율 변화가 크다고 해석할 수 있다.

다음으로 대부분의 모형에서 시장집중도를 나타내는 허쉬만-허핀달(HHI)지수의 추정계수가 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타났다. 이는 애로우가설을 지지하는 결과이다. 애로우는 스페터와 달리 독점기업보다 경쟁기업에게 기술혁신의 인센티브가 더욱 많이 부여된다고 설명하고 있다. 애로우가설에 따르면, 동일한 수효와 비용조건에서 독점기업보다 경쟁기업에게 더 많은 기술혁신의 인센티브가 주어진다는 것이다. 또한 본 연구결과는 Horowitz, Philips, Cormannor의 연구결과와도 일치한다.²⁵⁾ 시장집중도와 R&D 간의 관계에 대한 이들의 실증적 분석결과도 시장집중도가 높은 산업이 연구개발 성과가 크다는 관계를 보여 주지 못하였다. 산업조직이론에서는 대체적으로 독점적인 시장보다는 경쟁적인 시장에서 R&D 노력이 더 크게 나타나며, 집중도가 매우 높은 시장이나 매우 낮은 시장보다는 과점적인 시장에서 R&D 노력이 크고 성과도 크게 나타난다는 주장이 우세한 것으로 받아들여지고 있다. 이는 시장의 집중도가 높아지면 기업이 시장을 안정적으로 지배할 수 있고 R&D 투자를 급격하게 증가시키지 않기 때문에 절대적인 생산성 수준이 높은 수준에 이미 도달해

24) 이 결과에 관해서는 신범철(2003) 참조.

25) 자세한 것은 이의영 외(2003) 참조.

있다고 하더라도 생산성 증가율은 높아지지 않을 수 있다.

마지막으로 R&D 지출증가율($rd_{i,t}$)에 대한 추정계수는 OLS 추정결과에서는 모두 음의 부호로 유의하게 나타났지만, 2단계 Tobit-LS 추정결과($\widehat{rd}_{i,t}$)는 오히려 양의 부호로 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이는 R&D 지출증가율을 단순히 외생변수를 취급할 경우 편의가 발생할 수 있고 이를 바탕으로 한 정책적 제안이 서로 달라질 수 있음을 보이고 있다. 결국 Tobit-RE모형의 결과에 따르면 정부의 기업 R&D 촉진정책이 생산성 증가율을 확대시킬 수 있음을 시사하고 있다. 이처럼 R&D 지출증가율이 생산성 증가율에 긍정적인 영향을 미친다는 결과는 조승형·배영수(2000)와 일치한다.

그러나 R&D 지출의 생산성 증가 촉진효과에 대한 이 결과는 종업원 300인을 기준으로 대기업과 중소기업으로 구분하여 추정할 경우 그 결과가 사뭇 달리 나타난다. 서로 다른 생산성 증가율을 종속변수로 대기를 대상으로 추정한 결과가 <표 5>에, 중소기업을 대상으로 추정한 결과가 <표 6>에 정리되어 있다.

우선 대기업의 추정결과를 보면 R&D 지출증가율의 계수는 Tobit-RE모형 모두에서 음(-)의 부호이지만 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. Hausman의 통계결과 역시 R&D 지출이 외생적이라는 귀무가설을 모두 기각하지 못하고 있다. 따라서 2단계 Tobit-RE모형이 OLS모형보다 반드시 효율적이 못하다는 것을 시사한다. 한편, OLS 결과의 추정계수를 보면 2개의 모형 모두 음(-)의 부호로 유의하게 나타났다. 결국 대기업의 경우는 전체 기업의 결과와는 달리 R&D 지출증가율의 확대가 생산성 증가율에 긍정적인 영향을 주지 못하고 있다는 것이다.

이 결과는 대기업의 연구개발이 더 효과적이라는 갈브레이스 가설과는 서로 상반되지만 Mansfield(1980), Scherer(1982, 1983b) 등의 연구결과와 유사하다.²⁶⁾ 이들은 갈브레이스 가설에 대하여 실증과 이론 양면에서 모두 반론을 제기하였다. 이들에 의하면 1960년대 미국을 대상으로 실증분석을 한 결과 일정 규모까지는 연구개발 노력이 규모의 확대를 따라 비례적으로 또는 그 이상으로 증대

26) Scherer(1983b)는 장기(1968년에서 1978년까지 10년 동안) 생산성 증가율 모형에서 시장 집중도(CR4)의 계수는 양(+)의 부호로 유의하지만, 단기(1973년에서 1978년까지 5년 동안)에서는 유의하지 않게 나타났다고 보고한다. 특히, 이 모형에 R&D를 포함할 경우 시장 집중도가 노동생산성 증가율에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 본 연구는 연간 생산성 증가율이므로 Scherer의 연구보다 더 짧은 기간으로 보아야 할 것이고 그렇다면 두 연구결과에서 시장 집중도가 통계적으로 유의하지 않다는 점에서 비슷하다고 할 수 있다.

〈표 5〉 R&D의 생산성 효과: 대기업

	Pooled OLS		Tobit-RE			
	노동생산성	OP TFP	노동생산성	자본생산성	Solow TFP	OP TFP
$f_{i,t-1}$	-0.21** (-12.61)	-0.23** (-13.01)	-0.21** (-10.15)	-0.24** (-5.41)	-0.23** (-10.07)	-0.22** (-10.27)
$\Delta edu_{i,t}$	0.03** (5.35)	0.032** (5.57)	0.03** (5.01)	0.004** (5.75)	0.04** (5.35)	0.03** (5.26)
$\Delta size_{i,t}$	0.14** (5.43)	0.14** (5.74)	0.14** (4.64)	-0.03** (-7.14)	-0.03 (-1.28)	0.13** (4.88)
$\Delta rd_{i,t}$	-1.61** (10.54)	-1.59** (-10.44)	NA	NA	NA	NA
$\Delta \widehat{rd}_{i,t}$	NA	NA	-0.56 (-0.56)	-0.08 (-1.11)	-0.74 (-0.76)	-0.37 (-0.38)
$Age_{i,t}$	-0.01 (-1.17)	-0.02 (-1.93)	-0.004 (-0.26)	-0.008* (-3.28)	-0.02 (-1.40)	-0.01 (-0.70)
$HHI_{i,t}$	0.12 (0.80)	0.09 (0.66)	0.02 (0.16)	-0.05* (-2.03)	-0.13 (-0.70)	-0.009 (-0.05)
$HHF_{i,t}$	-0.03 (-0.19)	0.01 (0.10)	0.03 (0.22)	0.05 (1.87)	0.15 (0.84)	0.11 (0.65)
시간가변수	57.53**	56.68**	25.94**	26.65**	4.89	12.20**
산업가변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함
R^2	0.21	0.22	0.13	0.16	0.14	0.13
기업수	3,270	3,270	2,268	2,268	2,268	2,268
Hausman Test	NA	NA	0.31	0.90	0.51	0.15

주: 〈표 4〉의 주석 참조.

하고 연구개발 성과도 비례적으로 증대한다는 것이다. 또 그 규모의 크기는 산업에 따라 다르지만 산출액 7,500억 달러부터 2억 달러 사이에 위치하고, 그 크기를 넘어서면 연구개발 노력은 규모에 비례하지도 않고 연구개발효과는 오히려 떨어진다는 결과를 얻음으로써 대기업의 우위성을 주장하는 갈브레이스의 가설이 부정적이라는 것이다.²⁷⁾

대기업의 추정결과와는 달리 〈표 6〉에 제시되어 있는 중소기업의 경우 R&D

27) 이의영 외(2003) 참조.

〈표 6〉 R&D의 생산성 효과: 중소기업

	Pooled OLS		Tobit-RE			
	노동생산성	OP TFP	노동생산성	자본생산성	Solow TFP	OP TFP
$f_{ij,t-1}$	-0.38** (-54.10)	-0.39** (-55.06)	-0.37** (-44.33)	-0.28** (-16.96)	-0.36** (-44.24)	-0.35** (-44.23)
$\Delta edu_{ij,t}$	0.01** (13.45)	0.012** (16.37)	0.01** (12.96)	0.001** (12.44)	0.01** (15.63)	0.01** (15.70)
$\Delta size_{ij,t}$	0.05** (4.95)	0.03** (3.53)	0.04** (3.27)	-0.06** (-23.29)	0.04** (3.20)	0.03** (2.70)
$\Delta rd_{ij,t}$	-0.54** (-12.92)	-0.51** (-12.59)	NA	NA	NA	NA
$\Delta \widehat{rd}_{ij,t}$	NA	NA	1.52** (9.54)	0.14** (7.18)	1.63** (11.41)	1.63** (11.45)
$Age_{ij,t}$	-0.05** (-7.30)	-0.03** (-5.50)	-0.03** (-4.09)	-0.005** (-5.55)	-0.02** (-2.98)	-0.02** (-3.07)
$HHI_{j,t}$	0.02 (0.44)	-0.02 (-0.47)	0.02 (0.35)	0.004 (0.99)	-0.01 (-0.16)	-0.01** (-0.20)
$HHF_{j,t}$	-0.01 (-0.29)	0.003 (0.06)	-0.01 (-0.22)	-0.01 (-1.15)	0.00 (0.06)	0.005 (0.09)
시간가변수	45.36**	26.08**	49.26**	271.22**	37.33**	5.02
산업가변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함
R^2	0.19	0.20	0.16	0.23	0.18	0.16
기업수	30,507	30,507	23,050	23,912	23,050	23,050
Hausman Test	NA	NA	9.77**	7.31**	11.65**	11.69**

주: 〈표 4〉의 주석 참조.

지출증가율의 추정계수가 단순 OLS에 의한 추정결과에서는 2개 모두 음의 부호로 유의하지만 2단계 Tobit-RE모형의 결과에서는 모두 양(+)의 부호로 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이 결과의 차이가 R&D 투자의 내생성 문제를 고려하느냐의 여부에 따라 나타난 것인지를 Hausman의 외생성 검정방법에 의해 통계적으로 검증하였다. 이 결과 모든 모형에서 R&D 지출이 외생적 변수라는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되었다.

V. 요약 및 결론

이 논문은 외환위기 이후인 2000~2007년 기간 동안 제조업체의 R&D 투자 증가가 생산성 증가율에 미치는 효과를 분석하였다. 이 분석을 위해 생산요소의 내생성 문제를 완화하기 위해 관측되지 않는 기업의 이질적 생산성을 투자 변수로 대신하여 추정하는 Olley and Pakes(1996)의 생산함수 추정방법을 활용하여 총요소생산성을 계측하고 다른 생산성과 비교하였으며, 생산성 모형에서 R&D 지출의 내생성 문제와 분포문제를 완화하기 위해 2단계 Tobit 임의효과모형을 활용하여 추정한 결과를 분석하였다.

핵심적인 추정결과를 요약하면, 우선 4개의 생산성 측정방법을 구분하여 계산한 결과 생산성 간 상당한 차이를 보이고 있다. 특히, 자본생산성은 노동생산성, Solow 생산성, 그리고 Olley and Pakes의 총요소생산성과 상당한 차이를 보이고 있다. 이러한 차이는 자본생산성을 계측함에 있어서 자본에 대한 개념 정의의 상이성과 척도 오류에서 발생한 것으로 추측해 볼 수 있다.

둘째, 생산성 결정요인을 분석함에 있어서 R&D 지출의 내생성과 분포의 문제를 고려하지 않을 경우 상당한 편의적 결과가 초래될 수 있음을 보이고 있다. 전체 제조업체를 대상으로 한 추정결과에서 보면 4개의 Tobit-RE모형에서 4개의 모형 모두 R&D 지출이 외생변수라는 귀무가설이 기각되었다. R&D 지출변화율의 추정계수를 보면 자본생산성 모형을 제외하고 모든 모형에서 양(+)의 부호로 통계적으로 유의하게 나타났다. 이 결과는 R&D 투자증가가 생산성 증가율에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 의미한다.

그러나 종업원 300인을 기준으로 대기업과 중소기업을 구분하여 추정한 결과, R&D 투자의 생산성 효과는 사뭇 달리 나타났다. 대기업의 경우 R&D 지출 증가율이 생산성 증가율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하거나 오히려 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 중소기업의 경우 R&D 증가율의 추정계수가 양(+)의 부호로 유의하게 나타나 R&D 증가율의 증가가 생산성 증가율을 확대하는 것으로 나타났다. 이는 정부의 R&D 지원이 중소기업 중심으로 이루어질 때 생산성 효과를 극대화할 수 있음을 시사한다.

셋째, 종업원 1인당 교육훈련비용 증가율의 추정변수가 모두가 양(+)의 부호로 유의하게 나타났다. 기업의 생산성 증가에 소속 근로자의 교육훈련이 중요한 역할을 한다는 인적자본이론의 주장을 재확인해 주는 결과이다. 이는 향후

우리 제조업체의 국제경쟁력을 제고하기 위해서라도 종업원의 질적 수준을 높이기 위한 직업훈련과 교육이 확대, 강화되어야 하며 선진기술 습득을 위한 해외교육 등이 확대되어야 함을 시사한다.

넷째, 대부분의 모형에서 기업 업력의 추정계수가 음의 부호로 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 기업의 업력이 클수록 총요소생산성은 감소한다는 것을 의미하고 설립된 지 오래된 기업보다 신생기업이 오히려 생산성 증가율 변화가 크다는 것을 의미한다. 이는 정부지원이 필요하다면 중소기업 중 신생기업에 집중될 때 그 정책적 효과가 극대화될 수 있음을 시사한다.

마지막으로, 대부분의 모형에서 시장집중도를 나타내는 허쉬만-허핀달지수의 추정계수가 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타났다. 이 결과는 애로우가설을 지지하는 결과로 해석될 수 있으며 시장집중도와 R&D 간의 관계에 대한 선행연구도 부합한다.

참 고 문 헌

- 강석훈, 「중소기업 패널 데이터 구축의 필요성에 관한 연구」, 뉴브릿지자료 06-02, 중소기업연구원, 2006.
- 김성수, 「IT 산업의 성장과 전략산업의 구축방안—I-O 분석을 중심으로」, 『생산성논집』 제15권 제3호, 2001.
- 김원규, 「시장개방과 생산성」, 『e-kiet 산업경제정보』 제310호, 2006.
- 김적교·조병탁, 「연구개발과 시장구조 및 생산성」, 한국개발연구원, 1989.
- 김태기·장선미, 「무역이 한국경제의 성장에 미친 영향」, 『경제학연구』 제50집 제1호, 2002, 173~207.
- 남종현·이재호, 「무역과 생산성 증가: 한국 제조업의 경우」, 『국제경제연구』 제11권 제1호, 2005, 49~72.
- 남준우, 「한국 제조산업체에 있어서 자본과 연구개발비의 적정규모와 수익분석」, 『경제학연구』 제41집 제3호, 1993, 51~71.
- 서중해, 「중소기업의 R&D투자 분석 및 정책적 시사점」, 김주훈 편, 『혁신주도형 경제로의 전환에 있어서 중소기업의 역할』, 한국개발연구원 연구보고서 2005-05, 2005, 257~311.
- 송준기, 「R&D자본 생산성 관계에 관한 실증분석」, 『산업조직연구』 제3집, 1994,

- 37~56.
- 신동령, 「한국제조기업의 생산성의 변화와 결정요인에 관한 연구—부가가치 생산성 지표를 중심으로」, 『생산성논집』 제21권 제2호, 2007, 65~88.
- 신범철, 「근로자주식소유참여와 노동생산성」, 『경제학연구』 제51집 제3호, 한국경제학회, 2003, 117~152.
- 신범철 · 이의영, 「정부 R&D 지원이 민간기업의 R&D투자에 미치는 효과 분석」, 『생산성논집』 제23권 제1호, 한국생산성학회, 2009, 5~28.
- 신태영, 「연구개발투자의 경제성장에 대한 기여도」, 정책자료 2004-03, 과학기술정책연구원, 2004.
- 안상훈 · 김기호, 「시장구조와 생산성: 한국제조업 미시자료의 분석을 중심으로」, 『금융경제연구』, 한국은행 금융연구원, 2005.
- 양현봉, 「한국 중소기업과 총요소생산성 변동에 관한 실증연구」, 『경제학연구』 제44집 제1호, 한국경제학회, 1996, 37~56.
- 이대락 · 김명환, 「연구개발비의 증가율이 기업의 성장에 미치는 영향—코스닥을 중심으로」, 『세무와회계저널』 제3권 제1호, 2002, 5~31.
- 이원기 · 김봉기, 「연구개발투자의 생산성 파급효과 분석」, 『조사통계월보』 5월호, 한국은행, 2003, 24~53.
- 이의영 · 김안호, 『산업조직론』, 두남출판사, 2003.
- 이의영 · 신범철 · 김경환, 「중소기업의 R&D 지출에 정부의 R&D 지원 효과 분석」, 한국산업기술평가원 중소기업혁신단, 연구보고서. 2009.
- 이재식, 「중소기업의 생산성 결정요인에 관한 연구」, 『생산성논집』 제13권 제4호, 2000, 113~134.
- 이정동, 「제조업 총요소생산성 측정의 제 과제」, 『생산성논집』 제16권 제2호, 2002, 117~140.
- 이정동 · 김태유, 「제조업 생산성과 R&D, 정보통신의 상관관계에 대한 분석」, 『생산성논집』 제14권 제3호, 2000, 11~31.
- 정균오 · 이영수 · 신철오, 「한국 중소기업의 생산성 격차 분석—Malmquist 분석을 중심으로」, 한국중소기업학회 하계학술대회, 2005, 1~18.
- 정규언 · 김선구, 「기업의 연구개발비 투자가 경영성과에 미치는 영향: 코스닥 등록기업을 중심으로」, 『세무와회계저널』 제2권 제1호, 2001, 93~117.
- 조승형 · 배영수, 「우리나라 산업의 생산성 변동요인 분석」, 『조사통계월보』 2월호, 한국은행, 2000, 1~19.

- 최영준, 「Malmquist 지수를 이용한 총요소생산성 분석」, 『금융경제연구』 제276호, 한국은행 금융연구원, 2006.
- 최용록, 「패러다임 전환에 의한 신생산성의 새로운 개념에 대한 연구」, 『생산성 논집』 제19권 제2호, 2005, 1~16.
- 표학길·이근희·하봉찬, 「한국경제의 산업별 성장요인 분석과 생산성 추계」, 『한국경제의 분석』 제11권 제1호 2006, 109~172.
- 한국은행, 『기업경영분석해설』, 1995.
- Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Erazer, “Structural Identification of Production Function,” Working Paper, Department of Economics, UCLA, 2005.
- Crepon, B., E. Duguet, and J. Mairesse, “Research, Innovation and Productivity: An Econometric Analysis at the Firm Level,” *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 7, 1998, 115~158.
- Griliches, Z., “Productivity, R&D and Basic Research at the firm level in the 1970s,” *American Economic Review*, Vol. 76, No. 1, 1986, 141~154.
- Hanel, P., “R&D, Inter-industry and International Technology Spillovers and the Total Factor Productivity Growth of Manufacturing Industries in Canada, 1974-1989,” *Economic System Research*, 12(3), 2000, 345~361.
- Hausman, J. A., “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46, 1976, 1251~1271.
- Klomp, L. and G. van Leeuwen, “Linking Innovation and Firm Performance: A New Approach,” *International Journal of Innovation and Firm Performance*, Vol. 8, No. 3, 2001, 343~364.
- Lawrence, Robert Z. and David E. Weinstein, “Trade and Growth: Import-led or Export-led?” *NBER Working Paper* No. 7264, 1999.
- Link, A., *Research and Development Activity in U.S. Manufacturing*, New York: Proger, 1981a.
- _____, “Basic Research and Productivity Increase in Manufacturing: Additional Evidence,” *American Economic Review*, Vol. 71, No. 5, 1981b, 1111~1112.
- Mansfield, E., “Basic Research and Productivity Increase in Manufacturing,” *American Economic Review*, Vol. 70, 1980, 863~873.
- Marschak, J. and W. Andrews, “Random Simultaneous Equations and the Theory of Production,” *Econometrica*, 12, 1944, 143~205.

- Olley, S. and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Industry," *Econometrica*, 64(6), 1996, 1263~1297.
- Scherer, F. M., "Inter-Industry Technology Flows and Productivity Growth," *Review of Economics and Statistics*, 1982, 627~634.
- _____, "Concentration, R&D, and Productivity Change," *Southern Economic Journal*, Vol. 50, 1983b, 221~225.
- Scherer, F. M. and D. Ross, *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Boston: Houghton Mifflin Co., 1990.
- Wakelin, K., "Productivity Growth and R&D Expenditure in UK Manufacturing Firms," *Research Policy*, 30, 2000, 1079~1090.
- Wang, J. and K. Tsai, "Productivity Growth and R&D Expenditure in Taiwan's Manufacturing Firms," *NBER Working Paper Series*, No. 9724, 2003.
- Windmeijer, F., "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimator," *Journal of Econometrics*, Vol. 126, 2005, 25~52.
- Woodridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

[Abstract]

An Empirical Analysis on Effects of R&D Expenditure on Productivity Growth in SMEs

Beom Cheol Cin · Eui Young Lee

This paper empirically examines effects of R&D expenditure on productivity growth for Korea's listed and non-listed manufacturing companies during the period 2000~2007. To do this, it controls for simultaneity and inconsistency caused by distributional problems of R&D spending by using two stage Tobit-Random Effect model based on different measures of productivity. Empirical results show that for small and medium firms(SMEs), R&D expenditure growth is positively associated with productivity growth but for large firms it could not affect productivity growth significantly. This implies that government R&D subsidy would have a stronger effect, if any, on productivity growth for small and medium firms, rather than for large firms.

Keywords: R&D, productivity growth, Tobit random effect model, endogeneity

JEL Classification: L1, L6