

중소기업 R&D 조세지원의 효과성 분석 및 개선방안[†]

Effectiveness of R&D Tax Credit for SMEs

노민선(Meansun Noh)*, 조호수(Hosoo Cho)**, 백철우(Chulwoo Baek)***

목 차

I. 서론	IV. 분석결과
II. 선행연구	V. 결론
III. 분석방법 및 자료	

국문 요약

본 연구는 우리나라 중소기업 R&D 조세지원의 효과성을 분석하고, 중소기업 R&D 활성화를 촉진할 수 있는 조세지원제도 개선방안을 도출하고자 하였다. 이를 위하여 최근 3년간 기업별 조세감면액 자료에 고정효과 모형(Fixed Effect Model)과 확률효과 모형(Random Effect Model), 그리고 패널 음이항모형(Panel Negative Binomial Model)을 적용하여 분석을 수행하였다. 분석 결과, 동일 규모의 재정을 투입하는 경우 R&D 조세감면이 R&D 직접지원에 비해 R&D 투자 제고효과는 5.3배, 연구원 수 증가효과는 4.3배 높은 것으로 나타났다. 지역별로는 비수도권 소재 기업에서 조세감면의 효과가 직접 지원보다 높게 나타났다. 이를 바탕으로 중소기업 R&D 활성화를 위해 창업 중소기업의 미사용 R&D 세액공제액의 세금 포인트 전환, 중소기업의 R&D설비투자 비용에 대한 최저한세 적용 배제, R&D 세액공제 제도의 통합 운영 등의 개선방안을 제시하였다.

핵심어 : 조세지원, 보조금, 중소기업, 효과성분석, 패널모형분석

※ 논문접수일: 2018.3.10, 1차수정일: 2018.4.16, 게재확정일: 2018.5.3

* 중소기업연구원 연구위원, msnoh@kosbi.re.kr, 02-707-9843

** 서울대학교 기술경영경제정책대학원 박사과정, lakecho@snu.ac.kr

*** 덕성여자대학교 국제통상학과 부교수, chulwoo100@duksung.ac.kr, 02-901-8747, 교신저자

† 본 연구는 중소기업기술정보진흥원으로부터 위탁받은 연구결과의 주요 내용을 보완 및 발전시킨 것임.

ABSTRACT

This study aims to analyze the effectiveness of R&D tax credit for SMEs. We surveyed to collect the information on firm's financial statements and R&D tax credit during 2014-2016, and implemented fixed effect model, random effect model and panel negative binomial model.

The results show that the effect of R&D tax credit is 5.3 times larger in terms of R&D expenditure and 4.3 times bigger in terms of number of researchers than that of R&D subsidy. In addition, the effect of tax credit on non-metropolitan area companies is higher than that in the metropolitan area. Based on these results, we suggests three ways to improve the R&D tax incentive system for SMEs; To convert unused R&D tax credit of the start-ups to tax points, to exempt the minimum tax rate on R&D expenditure in equipment, and to unify the operation of various R&D tax credit institution.

Key Words : Tax Credit, Subsidy, Small and Medium-sized Enterprises, Effectiveness Analysis, Panel Data Analysis

I. 서 론

우리나라의 R&D 조세지원제도는 14개로 다른 국가에 비하여 그 수가 많지만, 제도의 인지도와 활용도는 상대적으로 낮게 나타난다. 노민선 외(2017)에 따르면 중소기업의 R&D 조세지원제도에 대한 인지도는 보통 이하 수준으로 나타났다. 또한 중소·중견기업의 74.6%는 R&D 조세지원제도를 활용하는데 어려움을 호소하고 있으며, 그 이유로는 ‘R&D 조세지원제도의 종류가 너무 많아 세부적인 내용의 파악이 어렵다’는 응답이 가장 높게 나타났다.

정부와 국회는 지속적으로 비과세 감면제도를 정비하고 있으며, 최근 들어 단일항목 감면금액이 가장 큰 R&D 분야 조세지원제도의 폐지 또는 축소를 추진하고 있다. 2013년 말에는 연구·인력개발 준비금 손금산입 제도가 일몰기한 도래에 따라 폐지되었으며, 2015년부터는 기업부설연구소용 부동산에 대한 지방세 감면비율이, 2016년에는 연구 및 인력개발 설비투자 세액공제율이 축소되었다. 이로 인해 R&D 조세감면율(국세감면액 대비 R&D 조세감면액 비중)은 2013년 9.4%에서 2017년 6.4%로 꾸준히 감소하고 있다(기획재정부, 각연도; 노민선, 2017).

하지만 불경기가 계속되고 중소기업 R&D 투자 또한 정체되면서, R&D 조세지원제도의 축소를 반대하는 의견 또한 제기되고 있다. 2018년 중소기업 경기전망지수는 92.7점으로 전년(83.1점)대비 다소 개선되었으나 여전히 부정적이며(중소기업중앙회, 2017), 중소기업 R&D투자 전망은 2014년 114.3점에서 2017년 95.1점으로 감소하였다(한국산업기술진흥협회, 2016). 한국산업기술진흥협회(2015)의 조사결과 응답 기업의 90.5%가 R&D조세감면 축소에 반대하였으며, 기업연구소 보유기업 1,159개사를 대상으로 한 조사 결과, 응답 기업의 85.7%가 R&D조세지원 축소 시 연구원 신규채용을 축소할 것이라고 대답하였다(한국산업기술진흥협회, 2017).

R&D 조세지원제도의 향후 방향을 논의하기 위해서는 먼저 제도의 효과성에 대해서 살펴볼 필요가 있다. 하지만 이에 대한 연구는 적절한 데이터 확보의 어려움으로 인해 아직까지 활발하게 이루어지지 못하고 있다. 때문에 대부분의 연구에서 R&D 조세지원제도의 효과를 대리변수를 통해 간접적으로 추정하고 있는 것이 현실이다. 하지만 이는 파라미터의 설정에 따라 결과가 민감하게 변할 수 있다는 한계가 존재한다.

이러한 문제를 해결하기 위해서 기업의 실제 조세감면액을 직접적으로 분석한 연구들도 일부 존재한다(김상현·손원익, 2006; 원종학·김진수, 2006; 최대승, 2015). 하지만 이들은 2010년 이전 자료를 대상으로 분석하여 최근의 R&D 변화 추이를 제대로 반영하지 못하는 한계가 존재하며, 일부 연구는 내생성 문제를 해결하지 못하고 있다. 송종국·김혁준(2009), 신태영(2004) 등 일부 연구에서만 R&D 조세감면과 R&D 직접지원의 영향을 비교하여 분석하고 있으며, 분석 대상 또한 R&D투자액에 한정하고 있다.

본 연구에서는 내생성을 고려하였으며, 기존 연구의 한계점을 극복하기 위한 변수와 방법론을 선정하였다. 최근 3년간 기업별 조세감면액 자료를 활용하여 R&D 조세지원제도와 정부 R&D 지원의 영향을 직접적으로 비교 분석하고, R&D투자액에 대한 영향 뿐만 아니라 연구원수에 미치는 영향과 기업의 소재지별 특성을 함께 분석하고자 한다.

이를 통하여 정책적 시사점을 도출하고 중소기업 R&D 활성화를 촉진할 수 있는 조세지원제도 개선방안을 모색하는 것이 본 연구의 목표이다. 본 연구는 향후 중소기업 R&D 조세지원제도의 효율적 운영을 위한 기초자료로 제공될 수 있으며, 궁극적으로 중소기업의 R&D활동 촉진과 기술경쟁력 제고에 기여할 수 있을 것으로 기대한다.

II. 선행연구

R&D 조세지원의 효과성을 분석한 선행연구는 변수의 설정에 따라 대리변수로 '사용자 비용(user cost)'을 활용한 연구, 'B-지수'를 활용한 연구와 조세감면액을 직접 활용하여 분석한 연구로 구분하여 정리할 수 있다.

사용자 비용은 기업의 세후 실제 R&D 투자비용을 측정하는 것으로, R&D 세제지원의 효과를 간접적으로 분석하는 대표적인 방법이다. Hall(1993)은 1980~1991년의 조세지원액을 통해 사용자 비용을 계산하고 같은 시기의 미국 제조업 회사들의 R&D 투자액에 미치는 영향을 일반적률추정법(GMM, Generalized Method of Moments)을 적용하여 정부의 직접보조금의 효과를 추정하였다. 그 결과 R&D 투자액의 조세지원액 탄력성은 1에 가까워서 장기적인 투자증대 효과를 단언할 수는 없지만 강력한 상관관계가 있음을 실증하였다.

사용자 비용을 활용한 연구 중에는 내생성을 제거하기 위하여 도구변수를 활용한 연구도 존재한다. 도구변수는 설명변수에만 영향을 끼치고 종속변수에는 영향을 끼치지 않는 변수로 설정하여 설명변수와 오차항 사이의 상관관계를 제거할 수 있다. 이를 통해 1979~1997년의 기간 동안 9개 OECD 국가들(미국, 일본, 영국, 호주, 캐나다, 프랑스, 독일, 이탈리아, 스페인)에서는 사용자 비용이 10% 감소할 때마다 단기적으로는 1.24~3.54%, 장기적으로는 8.78~10.88%의 R&D 투자증대 효과가 있는 것으로 나타났다(Bloom et al., 2002). 한편 Koga(2003)에 따르면 1989~1998년 동안 일본 제조업의 R&D 투자액의 사용자 비용 탄력성은 0.68로 1보다 낮았으나, 대기업은 1.09로 탄력성이 비교적 높게 나타났다. 이후에는 조세지원액과 제조업 기업의 R&D 투자 자료를 활용하여 사용자 비용을 계산하고 OLS와 GMM을 통해 추정된 연구들도 이루어졌는데, Baghana and Mohnen(2009)는 1997~2003년 캐나다 퀘벡 지역의

기업규모별 조세지원 효과를 추정한 결과, 중소기업이 대기업에 비해 R&D 조세지원의 효과가 탄력적인 것으로 나타났다. 동일한 방법론을 통해 2000~2003년의 일본의 기업규모별 조세지원 효과를 추정한 연구에서는 조세지원에 따른 기업 R&D투자의 가격탄력성이 2.3으로 나타났으며, 조세지원의 효과는 기업의 채무가 많은 중소기업에서 보다 크게 나타났다(Kasahara et al., 2014).

국내에서도 사용자 비용을 활용한 연구가 수행되었다. 김학수(2007)는 2002~2004년의 기업 패널데이터에 일반적률추정법(GMM)을 적용하여 정부 직접보조금의 효과를 추정하였는데, 사용자 비용이 1% 감소할 때 대기업은 0.37~0.80%, 중소기업은 0.47~1.41%만큼 자체부담 R&D 투자를 추가적으로 증가시킨 것으로 분석되었다. 2002~2005년의 기업 패널데이터에 고정효과모형(FEM, Fixed Effect Model)을 적용하여 분석한 연구에서는 대기업의 경우 사용자 비용 1% 감소 시 자체부담 R&D 투자를 0.99% 증가시키고, 중소기업은 0.054% 증가시키는 것으로 나타났다(송종국·김혁준, 2009).

대리변수를 통해 간접적으로 조세지원효과를 파악하는 또다른 방법으로 B-지수를 활용한 연구가 존재한다. B-지수는 R&D 투자에 대한 세후 비용(사용자비용)에서 감가상각을 제외한 조세부문의 효과만을 산정하는 지수이다. Lokshin and Mohnen(2012)은 1996~2004년의 네덜란드 R&D 조세감면 제도의 적용을 받은 제조업과 서비스 분야 기업들의 R&D 투자 자료를 통해 B-지수와 사용자 비용을 산출하였다. OLS와 도구변수를 사용하여 효과를 분석하였으며, 그 결과 R&D 조세감면 제도의 가격 탄력성이 단기적으로는 0.2~0.5, 장기적으로는 0.54~0.79로 나타나 제도의 활용이 실제 기업 R&D 투자를 증가시킨다는 점을 실증하였다.

국내에서는 손원익(2002)이 B-지수와 자본 비용을 계산하여 R&D 조세지원의 효과를 분석하여 조세지원에 대한 민간연구개발의 탄력성(-0.364)을 도출하였으며, 신태영(2004)은 연구개발투자에 대한 실효세율이 1% 감소할 때, 민간 연구개발투자가 약 1,688원 증가한다고 밝혔다.

이후 국내에서는 대리변수를 통해 간접적으로 제도의 효과성을 추정할 때 분석결과가 모수에 대한 가정에 따라 민감하게 변화하는 한계점을 극복하기 위하여 실제 조세감면액 자료를 활용한 연구가 수행되었다. 최대승(2013)은 2006~2008년간 연구개발활동조사의 '연구 및 인력개발비 세액공제액'을 통해 B-지수를 도출하고 '연구 및 인력개발을 위한 설비투자' 자료를 활용하여 2,102개(대기업 156개, 벤처기업 891개, 중소기업 1,055개) 기업의 실제 조세감면액을 설명변수로 패널데이터 분석(2SLS)을 실시하였다. 그 결과 R&D 조세감면이 기업의 자체 R&D 투자를 증가시키는 효과가 존재했으며 중소기업, 벤처기업, 대기업의 순으로 탄력성이 높게 나타났다.

김상현·손원익(2006)은 2001년도의 조세감면액이 포함된 기업 횡단면 데이터를 활용하여

세액공제액에 대한 연구개발비의 탄력성이 0.7739~0.7792로 세액공제 규모 증가가 R&D 투자를 촉진한다고 분석하였다. 2002~2003년 기업의 조세감면액 자료를 사용하여 연구 및 인력 개발비 세액공제제도가 연구 및 인력개발투자에 미치는 영향을 기업규모별로 분석한 연구에서는 세액공제가 연구개발투자에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 탄력성은 대기업(0.306)이 중소기업(0.135)에 비해 2배 이상 높은 것으로 나타났다(원종학·김진수, 2006).

최대승(2015)은 2007~2009년 한국신용평가와 연구개발활동조사의 자료를 활용하여 조세감면이 경제 불황 이전(2007년)에는 자체 R&D투자와 보완효과를 보이다가 경제불황 시기(2008~2009년)에는 확실한 구축효과로 전환된 것으로 분석하였다.

앞서 서술한 선행연구의 방법론과 내용은 <표 1>과 같다.

<표 1> R&D 조세지원의 효과성 분석 관련 선행연구

저자	변수	방법론	주요결과
Hall(1993)	사용자 비용	GMM	R&D투자 증대 효과 발생
Bloom et al. (2002)		OLS, IV 추정법	단기 : R&D투자에 비탄력적 장기 : 다소 탄력적
Koga(2003)		IV 추정법	대기업의 R&D투자 증대 효과
Baghana and Mohnen(2009)		OLS, GMM	조세지원 효과 : 대기업 < 중소기업
Kasahara et al. (2014)		OLS, GMM	R&D투자 증대 효과 발생
김학수(2007)		GMM, FE모형	보조금 효과 : 대·중소기업 모두 R&D투자 증대
송종국·김혁준 (2009)		FE모형	보조금 효과 : 대·중소기업 모두 비탄력적 조세지원 효과 : 대기업 > 중소기업
Lokshina and Mohnen(2012)	사용자비용, B-지수	OLS, IV 회귀	조세지원 효과 : 단기 < 장기
손원익(2002)	B-지수	2SLS	R&D투자 증대 효과, 정부 R&D 투자→민간 R&D투자
신태영(2004)		GMM, OLS	보조금 : 상당한 보완효과 조세지원 : 민간 R&D투자 보완
최대승(2013)	B-지수, 조세감면액	2SLS	조세지원 효과 : 중소기업 > 벤처기업 > 대기업
김상현·손원익 (2006)	조세 감면액	3SLS	R&D투자 촉진 효과
원종학·김진수 (2006)		OLS	대기업의 탄력성이 중소기업에 비하여 2배 이상 높음
최대승(2015)		2SLS	경제불황 이전('07년) 보완효과, 경제불황기('08-'09년) 구축효과

하지만 앞에서 제시한 선행연구들의 경우 다음과 같은 한계점을 지닌다.

첫째, 대리변수를 사용한 간접추정의 문제이다. 실제 조세감면액 자료가 아닌 대리변수를 활용한 선행연구(Hall, 1993; Bloom et al., 2002; Koga, 2003; Baghana and Mohnen, 2009; Lokshin and Mohnen, 2012; Kasahara et al., 2014; 손원익, 2002; 신태영, 2004; 김학수, 2007; 송종국·김혁준, 2009; 최대승, 2013)들은 유사한 모형을 적용하여도 상반된 결과를 보이는 경우가 있다. 이러한 연구결과의 차이 중 일부는 분석을 수행할 때 외생적 파라미터를 어떻게 가정하느냐에 따라 결과가 민감하게 변하기 때문에 발생한다. 따라서 간접추정의 문제를 근본적으로 해결하기 위해서는 개별 기업의 상황이 고려된 실제 조세감면 자료를 활용할 필요가 있다.

둘째, 활용 데이터의 시점에 대한 문제이다. 실제 조세감면액 자료를 활용하여 간접추정의 문제를 해결한 3건의 선행연구는 모두 2010년 이전의 자료를 대상으로 분석하고 있다(김상현·손원익, 2006; 원종학·김진수, 2006; 최대승, 2015). 하지만 2010년 이전과 2018년 현재의 경제·기술적 상황이 매우 다르기 때문에 선행연구들은 최근 기업의 R&D 투자추이를 제대로 반영하기 어렵다는 한계가 존재한다. 따라서 분석을 수행할 때 최신 데이터를 사용하여 현재의 기업 환경을 적절히 반영할 필요가 있다.

셋째, 설명변수와 종속변수 설정의 한계이다. R&D 효율성 제고를 위한 정부의 지원 형태로는 조세감면 이외에 직접적인 지원도 존재한다. 하지만 송종국·김혁준(2009), 신태영(2004)을 제외한 대부분의 연구에서는 조세지원제도의 효과성만을 분석하고 있다. 이는 실제 조세감면액 자료를 활용한 최근 연구에서도 드러나는 문제이다. R&D 투자 뿐만 아니라 연구원의 수 또한 기업 R&D 성과에 직접적인 영향을 미치는 요인으로 알려져 있지만, 선행연구들에서는 제도가 연구원의 수에 미치는 영향을 고려하고 있지 않다. 중소기업의 R&D 효율성을 제고하기 위해서는 정부 R&D 지원과 R&D 조세지원제도를 비교하여 분석하고, 이 제도들이 기업의 R&D 투자와 연구원 수에 미치는 영향을 확인할 필요가 있다.

마지막으로, 내생성(endogeneity) 문제이다. 내생성 존재 여부는 통계 검정에서 가장 중요한 이슈 중 하나이다. 내생성이 존재함에도 불구하고 이를 고려하지 않고 추정하면 결과에 대한 설명력을 잃게 된다. 앞서 살펴본 선행연구들 중 일부는 설명변수인 조세감면액과 종속변수인 R&D지출액 사이의 상관관계가 존재함에도 불구하고 이를 고려하지 않아 내생성 문제를 적절히 해결하지 못하고 있다. 따라서 효과성 분석을 수행할 때 내생성을 고려한 방법론과 변수를 설정할 필요가 있다.

III. 분석방법 및 자료

본 연구에서는 이전 연구의 한계를 극복하기 위하여 가장 최근인 2014~2016년의 자료를 활용하고 R&D 조세지원제도와 국가연구개발사업을 비교 분석함으로써 선행연구들과의 차별화를 모색하였다. 효과적인 연구개발 촉진을 위해 서로 다른 형태의 연구개발 지원책을 비교할 필요가 있으며, R&D 투자액뿐만 아니라 연구원 수 증가효과를 함께 확인하여 R&D 조세지원 제도가 연구개발 활동에 미치는 영향을 더욱 폭넓게 검증하였으며, 분석 툴로는 STATA를 활용하였다.

1. 분석방법

(1) 설명변수(조세지원액)의 내생성 문제

앞서 설명한 바와 같이 본 연구에서는 결과에 대한 설명력을 확보하기 위해서 회귀분석 상의 내생성(endogeneity) 문제를 해결할 필요가 있다. 회귀모형에서는 설명변수가 종속변수에 영향을 미치는 인과관계를 가정한다. 이와 반대로 종속변수가 설명변수에 영향을 미치는 역인과성이 존재하면 내생성이 존재하게 되며, 이 경우 설명변수의 추정계수는 신뢰성을 잃게 된다. R&D 조세감면액(설명변수)이 R&D 투자규모(종속변수)에 영향을 줄 수도 있지만 반대로 R&D 투자규모가 R&D 조세감면액에 영향을 미치는 역인과성이 존재할 가능성이 높기 때문에 내생성에 대한 검정과 통제가 반드시 필요하다.

본 연구에서는 핵심 설명변수인 R&D 조세감면액과 정부로부터의 R&D 지원금, 투자 여력을 나타내는 당기순이익률 등은 시차를 가지고(t-1년도) 그 다음 해(t년도)에 R&D 투자액과 연구원 고용 창출에 영향을 미친다고 가정하여 1년도 전기(lag) 변수를 사용하며, 이 변수들을 식 (1)에서 $x_{2i(t-1)}$ 로 표기하였다.

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2i(t-1)} + u_i + e_{it} \quad (1)$$

미래의 사건은 과거에 영향을 미칠 수 없으므로 R&D 조세감면액의 시간적 선행을 설정하여 시스템의 동시적 작동에 의한 내생성을 제거할 수 있지만, 분석의 엄밀성을 위해 추가적인 통계적 검정을 수행할 필요가 있다고 판단하였다. 본 연구에서는 Hausman Test를 통하여 이 문제를 해결하였다(Hausman and Taylor, 1981).

(2) 패널모형 : Random effect(확률효과) vs. Fixed effect(고정효과)

패널모형은 패널개체의 특성변수(u_i)가 설명변수(x_{it})와 어떤 관계인가에 따라 fixed effect model(고정효과 모형)과 random effect model(확률효과 모형)로 구분할 수 있다(Cameron and Trivedi, 2005). 패널모형에서 설명변수로 설정하지 않은 잔차(특성변수)의 효과가 설명변수와 상관관계에 있는 경우 Fixed effect를, 상관되어 있지 않은 경우 Random effect를 나타낸다.

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + e_{it} \quad (2)$$

이를 모형으로 표현하자면 Fixed effect model에서는 위 식 (2)의 특성변수 u_i 를 추정해야 할 모수(parameter)로 간주하는 반면, Random effect model에서는 이를 확률변수(random variable)로 가정한다. 식 (2)는 아래의 식 (3)과 같이 쓸 수도 있으며, Fixed effect는 $(\alpha + u_i)$ 를 패널 개체별 상수항으로 고정된 모수(fixed parameter)로 간주하여 개별 효과에 대한 오차항을 별도로 추정할 필요가 있다.

$$y_{it} = (\alpha + u_i) + \beta x_{it} + e_{it} \quad (3)$$

따라서 상수항($\alpha + u_i$)을 모두 개별적으로 더미변수화 하여 추정할 수 있으며, OLS에 의한 추정량이 모든 선형불편추정량 가운데서 분산 또한 최소가 되는 선형불편추정량(Best linear unbiased estimator, BLUE)이 된다.

Random effect model에서는 $(\alpha + u_i)$ 를 확률변수로 가정, 즉 전체적인 오차항과 개별 효과에 대한 오차항을 모두 포함한다. 만약 random effect가 존재하는 경우에 식 (3)을 일반적인 OLS로 추정하면 시간에 따른 전체 오차항과 개별 효과의 오차항간의 상관관계(1계 자기상관(first-order autocorrelation))로 인해 적절한 추정량을 제시하지 못한다. 따라서 자료들 간의 이분산성과 상관관계를 가정한 일반최소자승법(Generalized least square, GLS)을 적용할 필요가 있다.

Fixed effect model(고정효과 모형)과 Random effect model(확률효과 모형)은 각각의 장단점이 있어 선택적으로 사용해야 한다. 고정효과 모형을 적용하는 경우 측정해야 할 파라미터의 수가 너무 많아져 패널 개체 수만큼의 모형 자유도가 손실된다. 자유도가 손실된다는 것은 현상을 설명할 때 보다 많은 데이터가 필요하게 된다는 사실을 의미한다. 개별 효과가 시간의 흐름에 따라 변화하지 않는 파라미터들은 모두 별도의 고정된 절편으로 포함하여 그 영향에

대해서 추정하지는 않는다.

반대로 오차항과 설명변수 간의 상관관계가 존재하는데 확률효과 모형을 적용하는 경우 추정량이 편이(bias)될 수 있으며, 일치하지도 않는다. 따라서 Random effect model을 사용하기 위해서는 오차항이 설명변수와 상관관계가 없다는 가정이 매우 중요하다.

Random effect와 Fixed effect간의 모형 적합도를 검정하는 방법은 Fixed effect model과 Random effect model을 각각 추정 후에 Hausman test를 실시하여 $Cov(X, u) = 0$ 의 귀무가설이 기각되면 Fixed effect model이 적합하고, 귀무가설이 기각되지 못하면 Random effect model이 적합한 것으로 판단할 수 있다.

(3) 종속변수가 가산자료인 경우의 패널모형(패널 음이항모형)

본 분석에서는 정부 R&D 지원제도의 기업 R&D 투자 증대 효과 뿐 아니라 기업의 연구원 수에 미치는 영향 또한 검증하고자 한다. 이처럼 사용하는 종속변수가 가산자료(count data)인 경우, 포아송(Poisson) 또는 음이항(negative binomial) 모형을 활용하여 추정한다. 이 두 모형은 종속변수가 횟수나 시간 등을 나타내는 이산적인(discrete) 정수의 형태로 표현되는 경우에 일반적으로 널리 사용된다.

가산자료에 대해 일반적인 선형회귀모형을 사용할 때 발생할 수 있는 문제점들에 대해서는 Gardner et al.(1995)에서 언급하고 있다. 본 연구에서 다루는 기업 내 연구원 수는 기본적으로 0 이하의 수를 나타내지 않는 이산적인 수치이지만 선형회귀 분석에서의 오차항은 종속변수에 대해 정규분포를 가정하여 추정하기 때문에 기본적인 가정에 위배된다. 또한, 이러한 가정에 의해 추정되는 결과값이 음수 형태로 나타날 수 있으며 설명변수의 증감에 따라 과대 또는 과소 측정될 가능성이 존재한다.

포아송 모형은 특정 시간 또는 공간 내에서 어떠한 사건이 무작위로 발생하는 경우 사건의 발생 횟수와 확률분포를 나타낸다. 포아송 모형을 사용하기 위해서는 평균과 분산이 같다는 가정이 필요하지만, 실제 분석 시 자료가 특수한 경우를 제외하고는 대부분 분산이 평균보다 큰 과산포(overdispersion)가 발생한다. 가정이 충족되지 않는 경우 포아송 모형을 사용할 수 없으며(Cameron and Trivedi, 1986), 평균과 분산에 대한 가정이 완화된 음이항 모형을 사용한다. 본 연구의 분석자료의 경우에도 과산포가 발생하기 때문에 포아송 모형보다는 음이항 모형이 적합하다. 음이항 모형의 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$\Pr(Y = y|x) = \frac{\Gamma(y+1/\alpha)}{\Gamma(y+1)\Gamma(1/\alpha)} (\alpha\lambda)^y (1+\alpha\lambda)^{-(y+1/\alpha)}, \quad y = 0, 1, 2, \dots \quad (4)$$

여기서 α 를 과산포 모수라고 하며, 이 값이 0인 경우 포아송 모형을 사용할 수 있지만 0보다 크면 음이항 모형을 사용해야 한다. 실제 추정을 할 때는 로그우도 함수를 도출하여 이를 최우 추정법을 활용하여 모수벡터 β 와 α 를 추정한다.

$$\ln L = \sum [y \ln(\exp(x'\beta)\alpha) - (y + \alpha) \ln(1 + \exp(x'\beta)\alpha) + \ln \Gamma(y + 1/\alpha) - \ln(y!) - \ln \Gamma(1/\alpha)] \quad (5)$$

음이항 모형을 통해 추정된 β 값을 해석할 때는 $\exp(\beta)$ 로 전환해서 발생률(incidence rate)로 해석해야 한다. 예를 들어 $\exp(\beta)=1.2$ 이라면 설명변수(x)를 한 단위 증가시킬 때 종속변수는 이전대비 1.2배가 되어 0.2배 만큼 증가함을 의미한다.

2. 분석자료 및 변수

본 연구에서는 중소기업부와 중소기업기술정보진흥원의 협조를 통해 R&D 활동을 수행하고 있는 중소기업 246개사를 대상으로 설문조사를 실시하였다. 설문 대상 기업은 2016년도 기준 국내 중소기업의 업종, 업력, 규모의 비율과 대표성 등을 고려하여 선정되었다. 설문조사는 2017년 10월 23일부터 11월 8일까지 이메일 및 팩스 전송을 통해 이루어졌다. 이를 통해 2014~2016년간의 R&D 조세지원규모, 정부로부터의 R&D지원규모, 연구원 수 등의 자료를 확보하였으며, 중소기업기술정보진흥원으로부터 확보한 기업별 재무제표를 함께 분석에 활용하였다. 분석의 정밀성을 위하여 결측치가 존재하는 기업은 분석에서 제외하였다.

설명변수는 동 기간에 영향을 주는 변수와 1년의 시차를 가지는 변수로 구분하였다. 당기순이익률은 매출액 대비 당기순이익의 비율로 기업의 수익이 다음 해에 R&D 투자로 사용된다는 가정 하에 1년 전기 값을 적용하였다. 기업의 규모를 통제하기 위하여 매출액에 로그를 취한 $\ln(\text{매출액})$ 을 활용하여 R&D 투자액과 연구원 수에 대하여 동 기간에 영향을 주는 변수로 설정하였다.

연구원 수는 종속변수이기도 하므로, 이를 종업원 수로 나눈 연구원 비율은 R&D 투자액에 대해서만 동 기간에 영향을 미치는 변수로 설정하였다. 핵심 설명변수인 R&D 조세감면액과 정부로부터의 R&D 지원금은 1년의 시차를 가지고 그 다음 해에 R&D 투자액과 연구원 고용 창출에 영향을 미친다고 가정하였다. 기업의 특성에 따른 R&D 지원제도의 영향을 파악하기 위하여 창업기업(업력 7년 미만), 혁신형 기업(벤처기업, 기술혁신형 중소기업, 경영혁신형 중소기업), 제조업, 수도권 여부를 더미변수화 하여 분석 모형에 포함하였다.

〈표 2〉 변수정의 및 기초통계

변수		정의	관측치 수*	평균	표준편차
종속변수	R&D 투자액	기업의 R&D투자액(백만원)	738	780	1,280
	연구원 수	연구원 수(명)	738	11	15
설명변수	R&D 조세지원	R&D 조세감면액(백만원)	738	86	148
	정부 R&D 직접지원	정부로부터 받은 R&D지원액(백만원)	738	223	356
	당기순이익률	당기순이익/매출액	738	0.042	0.272
	매출액	매출액(백만원)	738	19,100	26,300
	연구원비율	연구원/종업원 수	738	0.289	0.738
	창업기업 더미	업력 7년 미만이면 1, 아니면 0	738	0.305	0.461
	혁신기업 더미	혁신형기업이면 1, 아니면 0	738	0.789	0.409
	제조업 더미	제조업이면 1, 아니면 0	738	0.854	0.354
	수도권 더미	서울, 경기, 인천이면 1, 아니면 0	738	0.427	0.495

*주 : 246개사×3년

IV. 분석결과

1. R&D 조세감면이 기업 R&D 투자액에 미치는 효과

R&D 투자액은 R&D 조세감면액에 영향을 미칠 수 있으므로 내생성 검정을 실시하였다. 앞선 방법론에서의 단계대로 t-1기의 R&D 조세감면액을 내생적이라고 가정하고 generalized 2SLS 모형으로 추정한 후, 내생성이 없다고 가정하고 Random effect panel data model로 추정하고 이에 대해서 Hausman test를 실시하였다.

그 결과, $\text{Chi}2(9)=11.26$ 으로 $\text{Prob} > \text{chi}2=0.259$ 이며, 따라서 식 (1)의 원 추정 함수에서 오차항이 원 추정함수와 상관관계가 없다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서 t-1기의 R&D 조세감면액은 종속변수인 t기의 R&D 투자액과 내생성을 가지지 않는다고 할 수 있기 때문에, 일반적인 panel data 모형을 적용하였다.

다음으로는, Fixed effect model과 Random effect model을 각각 추정하여 Hausman test를 실시한 결과, $\text{chi}2(6)=9.11$ 로 $\text{Prob} > \text{chi}2=0.167$ 로 나타났다. 패널의 개체특성과 설명변수간의 상관관계가 0이라는 귀무가설을 기각하지 못하였고, 따라서 random effect model을 적용하였다.

R&D 조세감면액과 R&D 직접지원으로 인한 R&D 투자액의 증가효과를 Random effect data 모형으로 추정한 결과는 〈표 3〉과 같다.

〈표 3〉 기업 R&D 투자액의 결정요인 추정 결과(Random effect model)

종속변수 : ln(R&D 투자액)	model 1 b/t	model 2 b/t	model 3 b/t
ln(조세감면액(t-1))	0.059 *** (2.605)	0.053 ** (2.327)	0.053 ** (2.344)
ln(정부 R&D 직접지원(t-1))	0.026 ** (2.011)	0.027 ** (2.070)	0.026 ** (1.976)
당기순이익/매출액(t-1)	-0.008 (-0.032)	-0.01 (-0.040)	-0.005 (-0.018)
ln(매출액)	0.512 *** (7.390)	0.573 *** (7.406)	0.570 *** (7.368)
연구원수/종업원수	0.083 (0.811)	0.049 (0.470)	0.048 (0.457)
창업기업 더미		0.285 (1.404)	0.282 (1.385)
혁신기업 더미		0.138 (0.657)	0.139 (0.660)
제조업 더미		-0.42 * (-1.733)	-0.42 * (-1.731)
연도더미(2016년)			0.09 (0.741)
constant	3.751 *** (3.474)	3.003 ** (2.367)	2.998 ** (2.361)
Chi-squared	88.644	94.272	94.667
no of obs	492	492	492

* p<.1, ** p<.05, *** p<.01

R&D 조세감면이 기업 R&D 투자액에 미치는 효과를 model 3을 기준으로 해석하면 R&D 조세감면액에 대한 R&D 투자액의 탄력성은 0.053으로 R&D 조세감면을 10% 늘리면 그 다음 해의 R&D 투자액이 0.53% 늘어나는 것으로 분석되었다. 이는 현재 R&D 조세감면 평균액 86백만원, R&D 투자액 평균 781백만원에 상기 탄력성을 적용하면 R&D 조세지원액을 100% (86백만원) 증가시킬 경우 기업의 R&D 투자액은 5.3%(41.4백만원) 늘어나는 효과가 있다는 사실을 의미한다. 따라서 R&D 조세지원 100만원 당 R&D 투자액이 48.3만원 증가하는 것으로 분석되었다.

model 3을 기준으로 해석하면 정부 R&D 직접지원에 대한 R&D 투자액 탄력성은 0.026으로 t-1년도 정부 R&D 지원액을 10% 늘리면 t년도 R&D 투자액이 0.26% 늘어나는 것으로 분석되었다. 이는 현재 R&D 직접지원의 평균액 223백만원, R&D 투자액 평균 781백만원에 상기 탄력

성을 적용하면 R&D직접지원을 100%(223백만원) 증가시킬 경우, 기업의 R&D 투자액은 2.6% (20.3백만원) 늘어나는 것을 의미한다. 따라서 R&D 직접지원 100만원 당 R&D투자액은 9.1만원 증가하는 것으로 분석되었다.

기업의 규모를 통제하기 위해 사용한 ln(매출액)은 모든 모형에서 유의하게 양의 계수를 나타냈다. model 3을 기준으로 계수값(탄력성)이 0.570으로, 기업의 매출액이 전년 대비 10% 늘어나면 기업의 R&D 투자는 5.7% 증가하는 것으로 분석되었다. 이는 또한 기업의 규모가 클수록 기업의 R&D 투자가 활발히 일어났다는 의미로 해석할 수 있다.

상기 결과를 <표 4>에 정리하였다. R&D 조세감면과 정부의 R&D 직접지원을 재정투자 관점에서 비교해 보면 동일한 재원을 투입하였을 때 조세감면이 R&D 직접지원 대비 R&D투자 제고 효과가 5.3배 높은 것으로 분석되었다. 조세감면에 100만원을 투입한다고 하면 기업의 R&D 투자는 48.3만원 증가하는 반면 동일한 100만원을 R&D 직접지원에 사용하면 기업의 R&D 투자는 9.1만원만 증가하는 것으로 나타났다.

<표 4> R&D 조세감면과 정부 R&D 지원의 기업 R&D 투자 제고효과 분석

	R&D 조세지원	정부 R&D 지원	비고
기업당 지원액 평균 (백만원)	86	223	(A)
기업 R&D의 탄력성	0.053	0.026	(B)
지원규모를 100% 증가 시 기업R&D 투자 증가규모 (백만원)	41	20	(C)=780.6×(B) (기업당 평균 R&D 투자액=780.6백만원)
재정소요 백만원당 기업R&D 투자 증가규모 (백만원)	0.483	0.091	(D)=(C)/(A)
R&D 조세지원 효과/정부 R&D 지원효과	5.3		R&D 조세지원효과(D) / 정부 R&D지원효과(D)

2. R&D 조세감면이 기업 연구원 고용에 미치는 효과

R&D 투자액과 달리 연구원 고용은 R&D 조세감면액에 직접적인 영향을 미치지 않기 때문에 내생성 검정을 별도로 실시할 필요가 없다. 대신 앞서 설명한 바와 같이, 연구원 수가 가산 변수이고 과산포가 발생하고 있기 때문에 통상적인 패널모형이 아닌 패널 음이항 모형을 사용하였다.

패널 음이항 모형 중에서도 Hausman test를 통해 Fixed effect model과 Random effect model중에서 선택해야 하지만, 분석에 사용된 데이터의 특성으로 인해 Fixed effect model이

수렴하지 않기 때문에 Random effect model을 적용하였으며 패널 음이항 모형을 통해 추정된 결과를 <표 5>에 제시하였다.

<표 5> 연구인력 고용의 결정요인 추정 결과(Random effect negative binomial model)

종속변수 : ln(연구원 수)	model 4 b/t	model 5 b/t
ln(조세감면액(t-1))	0.018 ** (2.167)	0.018 ** (2.202)
ln(정부 R&D 직접지원(t-1))	0.011 ** (2.166)	0.011 ** (2.139)
당기순이익/매출액(t-1)	0.031 (0.430)	0.046 (0.663)
ln(매출액)	0.296 *** (8.127)	0.322 *** (8.454)
창업기업 더미		0.049 (0.431)
혁신기업 더미		-0.094 (-0.808)
제조업 더미		-0.861 *** (-6.180)
연도더미(2016년)		0.085 *** (2.852)
constant	-1.123 * (-1.723)	-0.01 (-0.011)
Chi-squared	85.117	146.423
no of obs	492	492

* p<.1, ** p<.05, *** p<.01

조세감면액의 추정계수는 model 4, model 5 모두에서 0.018로 나타났으며, 유의수준 5% 내에서 통계적으로 유의한 값을 가진다. 이는 이전 대비 조세감면액을 2배로 증가시키는 경우, 발생확률은 $2^{0.018}$ (=1.013)으로 이전의 연구원 수보다 0.013배 만큼 증가한다는 것을 의미한다.

정부 R&D 직접지원의 추정계수는 model 4, model 5 모두에서 0.011로 나타났으며, 유의수준 5% 내에서 통계적으로 유의한 값을 나타내었다. 이는 이전 대비 정부 R&D 직접지원액을 2배로 증가시키는 경우, 발생확률이 $2^{0.011}$ (=1.008)으로 이전의 연구원 수보다 0.008배 만큼 증가한다는 것을 의미한다.

기업의 규모를 통제하기 위해 사용한 ln(매출액)은 모든 모형에서 유의수준 1% 내에서 유의

하게 양의 계수를 가지는 것으로 나타났다. model 5를 기준으로 계수값이 0.322으로 매출액이 2배 증가하는 경우, 발생확률은 $2^{0.322}=1.250$ 으로 이전의 연구원 수보다 0.250배 만큼 증가하였다. 이는 기업의 규모가 클수록 연구원 수가 많다는 의미로도 해석할 수 있다.

상기 결과를 <표 6>에 정리하였다. R&D 조세감면과 정부의 R&D 직접지원을 재정투자 관점에서 비교해 보면 동일한 재원을 투입하였을 때 R&D 조세지원이 R&D 직접지원보다 2.6배 높은 것으로 분석되었다. 1억원을 조세감면에 투입한다고 하면 기업의 연구원 수는 0.158명 증가하는 반면 동일한 1억원을 R&D 직접지원에 사용하면 기업의 연구원 수는 0.037명만 증가하여 동일한 재정소요당 R&D 조세감면이 R&D 직접지원보다 4.3배 높은 효과를 나타내었다.

<표 6> R&D 조세감면과 정부 R&D 지원의 기업 연구원 수 증가효과 분석

	R&D 조세지원	정부 R&D 지원	비고
기업당 지원액 평균 (백만원)	86	223	(A)
지원규모를 100% 증가시 이전 대비 연구원 수 비율(발생확률)	1.013	1.008	(B)= 2^{β}
지원규모를 100% 증가시 연구원 증가 규모 (명)	0.135	0.082	(C)=(B)-1*10.76 (기업당 평균 연구원 수 : 10.76명)
재정소요 1억원 당 연구원 수 증가규모 (명/억원)	0.158	0.037	(D)=(C)/(A)*100
R&D 조세지원 효과/정부 R&D 지원효과	4.3		R&D 조세지원효과(D) / 정부 R&D지원효과(D)

3. 기업 소재 지역에 따른 R&D 조세감면 효과

수도권과 비수도권 간 지원제도 효과의 차이가 발생하는지를 확인하기 위하여 기업의 특성을 수도권(서울/경기/인천)과 비수도권으로 구분하여 동일한 분석을 실시하였으며, 분석결과를 <표 7>에 제시하였다.

수도권은 통계적으로 유의한 영향을 확인하지 못한 반면, 비수도권의 경우 model 8을 기준으로 보면 조세감면에 대한 R&D 투자의 탄력성은 0.048, 정부 R&D 직접지원에 대한 R&D 투자의 탄력성은 0.045로 조세감면의 탄력성이 근소하게 큰 것으로 나타났다. 하지만 정부 R&D 직접지원의 평균액(223백만원)이 조세감면액(86백만원)에 비해 2.6배 큰 점을 감안하면 탄력성은 둘 다 비슷하지만 재정측면에서 조세감면의 효과가 우수하다고 할 수 있다. 상기 결과들은 연구개발 여건이 열악한 비수도권 소재의 중소기업에 있어서 조세지원제도와 정부 R&D

직접지원이 혁신활동을 촉진하는 중요한 역할을 하고 있음을 시사한다. 다만 model 9에서는 조세감면액이 유의수준 10% 이내에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정됨에 따라 기업 소재지에 따른 분석 결과는 강건성을 담보하지 못하고 있다.

〈표 7〉 수도권과 비수도권간 R&D 투자액의 결정요인 비교(Random effect model)

종속변수 : ln(R&D 투자액)	model 6 (수도권) b/t	model 7 (수도권) b/t	model 8 (비수도권) b/t	model 9 (비수도권)
ln(조세감면액(t-1))	0,059 (1,511)	0,054 (1,342)	0,048 * (1,690)	0,044 (1,533)
ln(정부 R&D 직접지원(t-1))	-0,008 (-0,401)	-0,01 (-0,515)	0,045 ** (2,530)	0,044 ** (2,434)
당기순이익/매출액(t-1)	0,014 (0,050)	0,037 (0,129)	0,109 (0,196)	-0,019 (-0,034)
ln(매출액)	0,639 *** (6,313)	0,633 *** (5,584)	0,511 *** (4,796)	0,6 *** (5,121)
연구원수/종업원수	0,069 (0,714)	0,058 (0,554)	0,955 * (1,666)	0,822 (1,387)
창업기업 더미		-0,088 (-0,306)		0,512 * (1,805)
혁신기업 더미		0,03 (0,094)		0,211 (0,759)
제조업 더미		-0,278 (-0,876)		-0,421 (-1,118)
연도더미(2016년)		0,045 (0,259)		0,112 (0,667)
constant	2,127 (1,374)	2,513 (1,355)	3,406 ** (1,970)	2,075 (1,045)
Chi-squared	57,466	57,284	46,029	51,334
no of obs	210	210	282	282

* p<.1, ** p<.05, *** p<.01

V. 결 론

본 연구에서는 우리나라의 중소기업 R&D 조세지원제도의 효과성을 분석하고, 이를 바탕으로 중소기업 R&D 활성화를 촉진할 수 있는 세제 개편방안을 도출하고자 하였다. R&D 활동을 수행하고 있는 중소기업 246개사를 대상으로 실시한 설문조사 결과와 최신 패널자료를 활용하

였으며, Fixed Effect Model(고정효과 모형)과 Random Effect Model(확률효과 모형)을 통해 분석을 실시하였다. 회귀분석 상의 내생성(endogeneity)을 해소하는 모형과 가산자료인 종속 변수를 분석하기 위한 패널 음이항모형(Panel Negative Binomial Model)을 함께 활용하였다.

R&D 조세감면과 R&D 직접지원(국가연구개발사업)으로 인한 기업 R&D 투자액의 증가효과를 비교분석하였다. 분석결과, R&D 조세감면액을 100만원 늘리면 R&D 투자액이 48.3만원 늘어난 반면 R&D 직접지원액을 100만원 늘리면 R&D 투자액이 9.1만원 늘어나는 것으로 분석되었다. 따라서 동일 재원 투입 시 조세감면이 직접지원보다 5.3배 높은 효과를 보인다고 할 수 있다. 정부의 R&D 지원에 따른 R&D 투자액의 증가효과는 2000년대 중후반의 연구결과(김상훈손원익, 2006; 원종학김진수, 2006; 최대승, 2015)에 비해 다소 보수적으로 나타났으나, 이는 감면비율의 감소 등 R&D 지원제도 자체의 변화와 경기의 어려움 등으로 인한 복합적인 영향으로 추정할 수 있다.

R&D 조세감면이 기업 연구원 고용에 미치는 효과로는 R&D 조세감면액 1억원 당 연구원 수가 0.158명 증가하는 반면, R&D 직접지원액 1억원 당 연구원 수는 0.037명만큼 증가하는 것으로 나타났다. 이는 동일 재원 투입 시 조세지원이 직접지원보다 4.3배 높은 효과를 보인다는 것을 의미한다.

마지막으로 기업 소재 지역에 따른 R&D 조세감면 효과를 비교 분석하였다. 그 결과, 비수도권 소재 중소기업의 경우 조세감면에 대한 R&D 투자가 R&D 직접지원에 대한 R&D 투자보다 효과가 큰 것으로 나타났다. 이는 정부의 R&D 조세지원과 R&D 직접지원이 만성적인 연구개발 투자 부족과 인력부족 등 연구개발 여건이 열악한 비수도권 소재 중소기업의 혁신활동을 촉진하는 중요한 역할을 하고 있다고 해석할 수 있다.

분석결과에 따르면 중소기업 R&D 활성화를 위해서는 정부가 R&D 조세지원을 보다 적극적으로 활용할 필요가 있으며, 다음과 같은 조세지원제도의 개선방안을 고려할 수 있다.

첫째, 창업 중소기업의 미사용 R&D 세액공제 금액을 세금 포인트로 전환하는 방안을 검토할 필요가 있다. ‘연구인력개발비 세액공제’는 기업의 이익 존재 시 활용 가능하고, 창업 초기에는 수익 대비 투자가 많아 이익이 발생하지 않는 경우가 많다. 우리나라 기업은 창업 3년 후 생존율이 41.0%로 매우 낮으며, OECD 주요 국가 대비 생계형 창업 비중은 가장 높지만 R&D에 기반한 기회형 창업 비중은 가장 낮은 수준이다(OECD, 2013). 따라서 창업 초기 혁신형 R&D 기업이 지출한 R&D 비용에 대한 세금 포인트 부여를 고려할 필요가 있다. 공제 한도에 대해서는 비수도권 소재 중소기업을 수도권에 비해 높게 책정할 수 있을 것이다.

둘째, 조세감면의 효과를 증대하기 위하여 중소기업이 지출하는 R&D 설비투자 비용에 대해서는 최저한세의 적용에서 배제할 필요가 있다. 중소기업은 과세표준에 상관없이 ‘최저한세’

기준에 따라 7%를 부담한다. 중소기업의 법인세 실효세율 및 부담세액은 최근 들어 상승하고 있지만, 중소기업 경쟁력의 중요한 부분을 차지하는 R&D 설비투자가 최근 들어 큰 폭으로 감소하는 추세이다. 따라서 단기적으로 중소기업의 R&D 설비투자 비용에 대한 최저한세 적용을 배제하고, 궁극적으로 중소기업에 대한 최저한세 폐지를 추진할 필요가 있다.

셋째, R&D 세액공제 제도를 통합 운영할 필요가 있다. 기업의 R&D 비용에 대해서 조문별로 각기 상이한 공제율을 기준으로 세액공제를 허용하고 있다. R&D 조세감면에 있어서 대기업 집중도가 높다. 중소기업의 경우 R&D 및 설비투자 정체 현상이 지속되고 있으며, 개방형 혁신에 관련된 R&D 조세감면의 활용도가 매우 미흡하다. 따라서 R&D 세액공제 제도 통합 운영, 연구 및 인력개발 설비투자 세액공제 및 기술취득금액에 대한 세액공제 제도 변화를 고려할 필요가 있다.

단, 상기 개선방안들은 R&D 조세지원제도의 활용도를 제고하는 데에 초점을 두고 있다. 하지만 이들의 효과성에 대해서는 이론적인 추정이 불가능하기 때문에 앞으로 실증분석을 통해 그 효과를 검증할 필요가 있다. 또한 본 연구는 분석 대상 기업 수와 설문 의 한계로 인하여 보다 세분화된 산업분류를 통한 업종별 R&D 투자규모 증가효과 및 R&D 지원제도의 이용횟수 등의 영향을 분석하지는 못하였다는 한계가 존재한다. 향후 연구에서는 앞에서 서술한 부분에 대한 추가적인 검증을 통해 더욱 효과적인 분석을 수행할 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

- 기획재정부 (각연도), 「조세지출예산서」, 세종 : 기획재정부.
- 김상헌·손원익 (2006), “기업의 연구개발에 대한 조세지원의 효과 : 기업별 세액공제 자료를 바탕으로”, 「공공경제」, 11(2): 101-122.
- 김학수 (2007), “연구개발투자에 대한 조세지원제도의 효과 분석”, 서울 : 한국경제연구원.
- 노민선 (2017), “중소기업 R&D 활성화를 위한 조세지원제도 개선방안”, 서울 : 중소기업연구원.
- 노민선·박수진·송창현 (2017), “개방형 혁신 촉진을 위한 R&D 조세지원제도 개선방안 연구”, 「한국혁신학회지」, 12(4).
- 노민선 외 (2017) 「중소기업 R&D 조세지원의 효과성 분석 및 개선방안」, 대전 : 중소기업기술정보진흥원.
- 손원익 (2002), “연구개발 투자에 대한 조세지원의 실효성 분석”, 서울 : 한국조세연구원.
- 송종국·김혁준 (2009), “R&D투자촉진을 위한 재정지원정책의 효과 분석”, 「기술혁신연구」,

- 17(1): 1-48.
- 신태영 (2004), “기업 혁신능력 확충을 위한 정부 연구개발투자 전략 : 정부의 R&D투자가 민간의 R&D투자에 미치는 영향”, 서울 : 과학기술정책연구원.
- 원종학·김진수 (2006), “연구개발투자 조세지원제도의 효과분석 : 기업별 자료를 사용한 분석”, 「산업경제연구」, 19(4): 1653-1679.
- 중소기업중앙회 (2017), “2018 경기전망 및 경제환경조사 결과보고서”, 서울 : 중소기업중앙회
- 최대승 (2013), “R&D 조세지원제도 효과분석을 통한 일몰제도 개선방안 연구”, 서울 : 한국과학기술기획평가원
- 최대승 (2015), “기업 연구개발 투자에 대한 실증연구”, 「서강대학교 박사학위 논문」.
- 한국산업기술진흥협회 (2015), “산업계 R&D 조세감면 지원정책에 대한 실태조사”, 서울 : 한국산업기술진흥협회
- 한국산업기술진흥협회 (2016), “2017년 산업계 연구개발 전망조사 보도자료”, (2016.12.14.).
- 한국산업기술진흥협회 (2017), “기업 85.7% “R&D조세지원 축소되면 연구원 신규채용 축소”, (2017.7.12.).
- Baghana, R. and Mohnen, P. (2009), “Effectiveness of R&D Tax Incentives in Small and Large Enterprises in Québec”, *Small Business Economics*, 33(1): 91-107.
- Bloom, N., Griffith, R. and Van Reenen, J. (2002), “Do R&D Tax Credits Work? Evidence from a Panel of Countries 1979-1997”, *Journal of Public Economics*, 85(1): 1-31.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (1986), “Econometric Models Based on Count data. Comparisons and Applications of Some Estimators and Tests”, *Journal of applied econometrics*, 1(1): 29-53.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge university press, 715-743.
- Gardner, W., Mulvey, E. P. and Shaw, E. C. (1995), “Regression Analyses of Counts and Rates: Poisson, Overdispersed Poisson, and Negative Binomial Models”, *Psychological bulletin*, 118(3): 392.
- Hall, B. H. (1993), “R&D Tax Policy During the Eighties: Success or Failure?”, *Tax Policy and the Economy*, 7: 1-36.
- Hausman, J. A. and Taylor, W. E. (1981), “Panel Data and Unobservable Individual Effects”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1377-1398.
- Kasahara, H., Shimotsu, K. and Suzuki, M. (2014), “Does an R&D Tax Credit Affect R&D

- Expenditure? The Japanese R&D Tax Credit Reform in 2003”, *CESifo Working Paper No. 4451*.
- Koga, T. (2003), “Firm Size and R&D Tax Incentives”, *Technovation*, 23(7): 643-648.
- Lokshin, B. and Mohnen, P. (2012), “How Effective are Level-Based R&D Tax Credits? Evidence from the Netherlands”, *Applied Economics*, 44(12): 1527-1538.
- OECD (2013), “Entrepreneurship at a Glance 2013”.

노민선

연세대학교에서 석사, 중앙대학교에서 박사학위를 취득하였으며, 현재 중소기업연구원에서 연구위원으로 재직 중이다. 주요 관심 분야는 중소기업, 인력 정책, R&D 정책 등이다.

조호수

서울대학교 기술경영경제정책 대학원에서 박사학위과정 중에 있으며, 관심 분야는 혁신성장, 지식경영, 연구개발 및 인력지원 정책 등이다.

백철우

서울대학교에서 경제학 박사 학위를 취득하였으며, 현재 덕성여자대학교 국제통상학과 부교수로 재직 중이다. 주요 관심 분야는 산업동학, 생산성과 효율성 분석, R&D 정책, 에너지 정책 등이다.