

경제불황('08-'09)하의 기업에 대한 정부 R&D 지원 효과 실증 분석 연구[†]

Empirical Analysis of Governmental R&D Support to Firms
during Economic Crisis (2008-2009)

최대승(Dae Seung Choi)*, 김치용(Chee Yong Kim)**

목 차

- | | |
|--------------|------------------|
| I. 서론 | III. 실증분석 |
| II. 선행 연구 동향 | IV. 결론 및 정책적 시사점 |

국문 요약

본 연구는 정부의 기업 R&D 투자에 대한 재정지원인 R&D 직접 보조금과 R&D 조세감면이 경제 불황의 시기에 기업의 R&D 투자를 견인하는 보완효과를 보이는지에 대한 실증 분석 연구이다. 이를 위하여 2007~2009년 간의 정부 보조금 지원과 조세 감면을 동시에 받은 2,751개 기업의 7,038개 실적 데이터를 기초로 기업 미시 패널데이터를 구성하고 기업 규모(대기업/중소기업/벤처기업)별 효과를 분석하였다. 내생성을 통제한 2SLS 방법과 패널확률효과(RE) 모형을 적용한 결과, 경제불황 기간(2008~2009년) 동안 대기업에 대한 보조금 지원에서는 구축효과가 나타났으며, 중소·벤처기업에 대한 직접보조금 지원의 효과는 유의한 양(+)의 부호를 보였다. 조세지원에 대한 효과는 대기업, 중소·벤처기업 모두에서 경제 불황기간에 유의한 양(+)의 계수값이 도출되었다. 특히, 경제불황 이전과 비교하여, 불황 중에는 대기업의 경우 조세지원에, 중소·벤처기업은 직접 보조금 지원에 대하여 상대적으로 더 높은 탄력성 증가가 나타났다. 이러한 분석 결과는 경제가 불황에 있는 경우 여전히 정부의 정책이 효과를 발휘하고 있으며 오히려 강화되는 부분이 있어, R&D 투자가 경기역행적이라는 스펀데리언의 주장을 지지하고 있다.

핵심어 : 정부의 보조금 지원, 정부의 R&D 조세지원, 경제 불황, 정부 지원의 효과, 실증분석

※ 논문접수일: 2015.2.25, 1차수정일: 2015.4.1, 2차수정일: 2015.4.21, 게재확정일: 2015.6.4

* 한국과학기술기획평가원 연구위원, cdsmn@kistep.re.kr, 02-589-2995, 교신저자

** 한국과학기술기획평가원 선임연구위원, cykim@kistep.re.kr, 02-589-2814

† 본 연구는 「한국과학기술기획평가원」의 일반사업 과제 수행결과에 기초함을 밝힙니다.

ABSTRACT

This research is to empirically analyze the effects of governmental policy including R&D subsidiary and tax reduction, which are both direct and indirect financial supports, during the examination period (2007~2009). The analysis was based on 2,751 firms that received governmental support via both R&D subsidiary and tax reduction with 7,038 panel events during the economic recession (2008~2009) and found that governmental support drives R&D investment of firms during the recession. The contribution of this research is that investigation of policy effectiveness categorized by firm sizes, particularly during the economic crisis. The result of the study is that during the recession, large firms had more elasticity increase towards tax reduction whereas smaller firms and ventures had it towards direct financial subsidiary. The elasticity increase of both large and small firms was in positive association with firms' R&D investment. The result indicates that government support obviously has positive influence on R&D investment of firms during the crisis, even enforcing the investment.

Key Words : Governmental subsidiary, Governmental tax reduction, Economic crisis, Effect of governmental support, Empirical analysis

I. 서 론

연구개발(R&D)에 대한 투자는 그 성과가 공공재적 성격을 가지고 있으며, 전유될 수 없는(non-appropriability) 외부효과를 발생시킨다. 이로 인해, 시장에서의 R&D 투자는 사회적 최적보다 낮은 수준을 보이게 된다(Arrow, 1962). 따라서, 정부는 시장실패의 보완적 측면에서 민간부문의 투자를 견인·제고하고자 하며, 이러한 목적은 R&D에 투자하는 기업에 대한 정부의 직·간접적인 재정지원 정책을 통해 이루어진다.

정부의 기업에 대한 R&D 재정지원은 보조금을 통한 직접지원과 조세감면을 통한 간접지원 방식이 있다. 직접지원은 정부의 R&D 프로그램을 통해 기업의 R&D 자금을 지원하는 방식인데, 기술료 납부제도와 병행 추진되거나 사업에 따라 R&D 내용에 있어 하향식(Top-down) 및 상향식(Bottom-up) 방식이 사용되고 있다. 하지만 일부 기업만이 선별되어 혜택을 누리기 때문에 시장의 왜곡 가능성이 지적되기도 한다. 조세를 통한 간접지원은 기업이 행하는 R&D 지출에 대하여 일정 부분 조세를 감면해 주는 제도로, 이 경우는 시장의 왜곡이 없으며 R&D의 주체에 상관이 없고 기업의 R&D 비용을 줄여주는 효과가 있다. 하지만 조세감면은 법인세에서 차감해 주는 형태이므로, 아직 수익을 창출하지 못하고 있는 초기 기업의 경우는 당장 혜택을 누릴 수 없는 문제가 있다. 또한 수익이 불안정적인 기업의 경우 R&D 투자 시에 조세 감면을 고려하지 못할 가능성도 있다. 우리나라는 이 두 가지 방식의 지원 체계를 모두 갖추고 있으며, 적절한 정책 조합(mixed-policy)을 통한 제도의 효과성 극대화가 지속적으로 요구되고 있다. 이를 위해서는 이 두 재정지원 정책을 모두 고려한 효과성 실증 분석 연구가 필요하다.

직·간접적인 정부 재정지원 정책의 '마중물 효과(보완효과)' 유무에 대해서는 그동안 지속적인 연구가 다양한 분야에서 있어왔다. 정부의 직접 보조금의 경우는 그동안 많은 선행연구가 있었으나 여전히 그 효과의 방향성에 대해서는 완전한 합의를 이루지 못했으며, 견인(보완: crowding in)효과를 보고하는 선행연구와 구축(crowding out)효과를 보고하는 연구결과가 혼재되어 있다. 연구의 대상과 시기 등에 따라 다른 결과들이 도출되고 있는 것이다. R&D에 투자하는 기업에 지원되는 조세감면의 경우는 R&D 투자의 비용을 줄여준다는 측면에서 일반적으로 투자 견인 또는 효과의 불분명을 보고하는 연구가 다수를 이루고 있으며, 구축효과에 대한 연구결과는 많지 않다.

한편, 선행 연구들은 주로 경제학, 경영학 등의 분야에서 이루어져 왔는데, 이들 연구에서 그 데이터가 시계열인 경우 IMF 위기나 2008년 금융위기와 같은 극심한 불황의 기간은 분석에서 제외하거나 정상적인 상태가 아닌 것으로 분류해 왔다. 이는 극심한 경제 불황시기의 경제주체의 활동이 평상시와 다를 것으로 예상되며, 적절한 데이터의 확보·처리가 어렵기 때문으로

생각해 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 경제 불황 하에서 정부 정책의 효과성에 대한 분석은 정책을 수립하고 평가하기 원하는 정책당국자와 정책 기획자의 입장에서 매우 필요한 연구이다. 케인지안(Keynesian)의 입장에서 보면, 일반적인 정부의 지출확대 정책들은 불황기에 새로운 수요를 창출하고 국민소득을 증가시켜 위기를 극복하는 데 기여하는 것으로 여겨진다. 하지만 R&D와 같이 장기적인 목적의 투자인 경우는 곧바로 수요창출이나 총산출 증가로 이어진다고 보기 어려우므로 정부 재정정책의 효과성은 의심될 수 있는 부분이다. 반면, 경기역행적인 R&D 투자 행태를 주장하는 슈페테리안의 입장에서는 불황기에 R&D 투자가 더 활발해 질 수도 있는 것이다. 따라서 경제 불황 시기의 R&D 투자에 대한 정부 지원의 효과는 실증분석을 통해 그 현상을 파악할 필요가 있다.

본 연구의 목적은 극심한 경제불황 하에서, 정부의 기업에 대한 R&D 재정지원 (직접 보조금, 조세 감면)이 기업의 R&D 투자에 미치는 영향과 이것이 평상시에 비하여 어떻게 변화하는지를 실증분석을 통해 밝히는 것이다. 어느 정도가 기업이 전반적으로 처한 '경제불황' 기간으로 볼 수 있느냐에 대한 논의는 일단 차치하고, 최근의 대표적인 경제불황으로 큰 이견이 없을 것으로 보이는 2008~2009년 금융위기를 분석 기간으로 선택하였다. 또한 경제불황 직전인 2007년과 금융위기의 영향 하에 있는 2008~2009년 간 기업에 대한 정부의 직접 보조금 및 조세감면 정책의 효과를 분석·비교하였다.¹⁾ 정부 직접 보조금과 조세감면 지원의 효과성 유무 및 경제 위기 하에서의 효과성이 어떻게 변화하는지, 그리고 그러한 변화는 기업의 특성(규모)에 따라 어떻게 나타나는 지에 대하여 기업 미시 데이터를 활용하여 실증분석을 실시하였다.

II. 선행 연구 동향

1. 경기 불황시의 R&D 투자와 정책 효과

R&D 투자와 경기순환의 연관관계를 이론적으로 언급한 연구는 슈페테리안 가설이다. 이 이론의 핵심은 장기 생산성 증가에 중요한 혁신활동이 경제 불황기에 더욱 촉진된다는 것이다. 즉 R&D 투자는 경기 역행적이라고 주장한 슈페터주의자들은 불황기에는 제품생산이 가져오는 수익성이 악화되기 때문에 직접적인 생산투자보다 장기적으로 생산성 및 수익성을 증대시킬 수 있는 R&D 투자를 확대해야 된다고 생각했다. 불황에는 제조업에서 자산의 수요가 낮아지므

1) 경제위기의 효과와 평상시의 효과 비교를 위해서는 더 긴 시계열이 포함된 패널 데이터가 바람직하나, 정부의 직접 보조금과 조세감면 데이터를 모두 확보할 수 있는 기간의 한계로 인하여, 분석은 2007~2009년의 미시 패널 데이터로 한정하였다.

로 연구개발로 자산을 재분배하면 기회비용이 적어짐(Stiglitz, 1993; Aghion & Saint-Paul, 1998)에 따라 연구개발에 투자를 늘리는 것이 유리하다는 것이다. 이는 투자의 기회비용에 대한 시점 간 대체 이론으로도 설명할 수 있는데, 기업의 중장기 생산성을 증가시키는 동일한 자원의 투자는 호황기보다 불황기에 수행하는 것이 기업의 이윤 극대화에 더욱 부합한다는 것이다. 이러한 설명에 따르면 R&D 투자는 가장 경기 역행적이다.

하지만, 현실에서는 이와 반대의 일들이 일어남을 알 수 있다. 즉, 재고 조정으로 균형을 찾아가는 전통적 경기 순환이론에 따르면, 불황기(recession) 및 경기 저점에 직면한 기업의 합리적 투자의사 결정은 현금 자산 보유를 극대화하는 것이다. 경제 환경의 불확실성이 충분히 크기 때문에 기업은 자산을 유동성 높은 현금 자산으로 보유하려고 하며, 설비 투자 또는 R&D 투자와 같이 미래 성장을 위한 투자활동은 최소화하는 것이 기업의 합리적 의사결정이라 여기는 것이다. 이는 경기역행적인 혁신활동을 주장한 슈페테리안과는 상반된 견해로서, 이들은 혁신활동이 경기순행적(Schmookler, 1966; Shleifer, 1986)이며, 혁신은 시장 수요를 기반으로 발생된다고 주장하였다. 새로운 제품에 대한 시장 수요의 불확실성이 극대화된 상황에서 혁신의 인센티브는 낮을 수밖에 없다는 것이다. 또한 연구개발은 주로 기업의 잉여현금흐름(free cash flow)에 의존하므로, 경제하락세 동안에는 연구개발 투자가 줄어들 가능성이 높다(Hall, 1992; Harhoff, 1998; Rafferty & Funk, 2008).

지난 2008년의 글로벌 경제 불황에 관한 거시경제적 수치는 OECD 국가 전반적으로 혁신활동의 감소를 보여주었다. 또한 경제위기 동안 높은 혁신 성과를 지속한 소수의 기업들을 제외하면 기업의 혁신 활동도 감소하는 것이 일반적으로 관찰되고 있다. 하지만 독일을 비롯한 일부 국가에서는 정부의 R&D는 물론 기업의 R&D 투자도 전반적으로 상승하는 경향을 나타냈다. 독일정부는 2007년 대비 2009년의 연구개발 지출을 9% 증가시켰고 기업의 연구개발도 2007년 대비 2009년에 3% 증가를 보여주었다. 최근의 연구인 Hud & Hussinger(2014)는 독일의 사례를 사용하여 경제위기 기간에도 여전히 정부의 R&D 보조금이 견인효과가 있음을 보여주었다. 이들은 이 기간 동안에 정부 보조금의 견인효과가 평상시보다는 약하게 나타남을 발견하였다. 이들의 연구를 제외하면 경제 위기 시기의 정부 지원 정책이 가지는 효과성을 실증 분석하는 연구는 매우 희귀하다. 국내에서는 이 시기에 대한 여러 분석 자료는 나오고 있으나 아직 정부지원의 효과성에 대한 연구는 없는 실정이다.

2. 정부 보조금의 기업 R&D 투자 견인 효과에 관한 선행연구

정부 R&D 사업에서 기업의 R&D 활동에 최종적으로 직접 지원되는 예산을 R&D 보조금이라 정의할 때, 이러한 정부 R&D 보조금의 정책 효과를 분석하는 것은 매우 중요한 연구 분야로

인식되고 있다. 특히, 정부의 정책 목표인 민간의 R&D 투자 제고와 관련하여 민간 기업에 대한 직접적인 보조금 지원이 민간의 R&D 투자를 증가(견인 또는 보완효과, crowding-in effect)시키는 지 아니면 오히려 민간이 투자할 기회를 빼앗아 민간 투자를 위축(대체 또는 구축효과, crowding-out effect)시키는 지에 대한 실증 분석 연구가 국내·외의 학자들에 의하여 다양하게 시도되었다. 연구의 결과는 구축효과와 보완효과가 모두 나타나고 있으며, 국가별, 시대별, 분석모형 별로 상이한 결과가 나타나고 있어 아직도 합의를 이루지 못하고 있는 연구 주제로 알려져 있다. 이 주제에 관하여 2000년대 이전에 발표된 다양한 논문의 결과를 정리한 David et al.(2000)은 총 33개 논문의 결과를 비교 정리하였다. 이중 22개의 논문에서 정부의 R&D 투자가 민간의 R&D 투자를 촉진하는 보완효과가 있음을, 나머지 11개의 논문은 민간의 R&D 투자와 순 대체적 관계에 있는 것으로 보고하여 보완효과가 대체적으로 더 많은 연구결과에서 나타나고 있음을 보였다. 이 후에도, R&D 보조금 효과를 분석한 Lach(2002)는 1990~1995년도 이스라엘의 R&D 수행 기업을 대상으로 DID 추정법을 활용하여 정부 보조금의 효과를 분석하여, 중소기업은 보완관계, 대기업은 대체관계에 있는 것으로 보고하였다.

1992~2000년 기간 동안의 제조업 3,779개 기업을 대상으로 실증연구를 실시하여 비교적 풍성한 데이터를 활용한 것으로 평가되는 Czarnitzki & Hussinger(2004)의 연구에서도 기업이 보조금을 지급받은 경우, 보조금 외 추가적인 연구개발 투자를 수행하는 것으로 나타나 정부 보조금의 견인효과를 지지하였다. Czarnitzki & Toole(2007)은 1998~2000년 사이의 독일 제조업 기업 데이터(1,059개 혁신형기업)에 대하여 정부 보조금 지원이 기업의 R&D 투자에 미치는 영향을 토빗 모형을 통해 분석하였다. 그 결과 보조금 지원을 받은 기업들은 추가적으로 R&D를 약 39% 증가시키는 것으로 나타났다. 특히 이들은 정부의 보조금이 기업이 직면하는 상품 시장의 불확실성을 감소시킴으로써 기업의 투자를 견인해 낸다는 시사점을 통해 정부 보조금 지원과 기업이 처한 불확실성 문제를 연계시켰다. Cerulli & Poti(2012)는 1998~2004년 동안의 이탈리아 기업을 대상으로 DID 기법, Matching 기법, Heckit 모형 등 여러 가지 분석 방법을 활용하여 기업 R&D 투자에 대한 정부 R&D 투자의 구축효과를 검증하였다. 또한 종속 변수로 R&D 집약도, R&D 투자액, 종사자 1인당 R&D 투자액을 사용하여 정부 R&D 투자의 구축효과를 다각적으로 분석하려는 모습을 보여주었다. 하지만 다각적인 접근에도 불구하고 대부분의 분석에서 구축효과가 존재하지 않는 것으로 확인되었다. 더욱 최근의 분석으로는 Czarnitzki & Lopes-Bento(2013)의 연구를 들 수 있다. 이들은 CIS(Community Innovation Survey) 데이터를 활용하여 2002~2008년 기간 동안 벨기에 정부 보조금이 1,948개 기업의 R&D 투자에 미친 효과를 분석하였다. 특이한 점은 이 연구의 종속변수가 프라스카티 매뉴얼(Frascati Manual)의 자체조달 R&D로 본 연구의 종속변수와 같은 개념이라는 점이다. 연구 결과, 구축효과는 발생하지 않았으며 지역경제에 미치는 경제적 파급효과도 긍정적이었다.

국내 데이터를 활용한 연구는 2000년대 중반부터 매우 활발히 진행되었는데, 신태영(2004)은 20년간의 시계열자료를 바탕으로 한 거시 계량모형 분석에서 정부직접보조금 1원 증가에 대해 민간연구개발투자가 2.27원 증가한다고 주장하여 상당히 큰 보완효과를 보고하였다.²⁾ 최석준·김상신(2007)은 2000~2002년 활동조사 데이터를 활용하고, DID 기법을 이용하여 정부의 연구개발보조금 수혜 여부에 따라 평균적으로 13.9% 기업의 총 연구개발투자가 증가하는 것으로 분석하였다. 특히, 대기업의 경우 확실한 보완효과가 있었으며 중소기업 및 벤처기업은 보완효과의 증거를 찾지 못했다. 이 후, 김기완(2008)은 2003~2005년의 연구개발활동조사 데이터와 DID 기법을 사용한 분석에서는 대기업과 중소기업에는 보조금의 효과가 유의하게 나타나지 않았고, 벤처기업에서만 보조금 지원 후 2년 이후부터 시차를 두고 자체 조달 연구개발투자를 증가시키는 것으로 보고하였다.

구축효과를 보고하는 연구결과도 다수 존재한다. 1995~1998년 4년간의 연구개발활동조사 데이터를 활용하고, 내생성 통제를 위하여 DID 기법을 적용한 권남훈·고상원(2004)은 정부 보조금이 기업의 자체 R&D 투자를 평균적으로 약 22.6% 감소시킨다는 구축효과를 보고하였다. 김학수(2007)는 2002~2004년 3개년도 연구개발활동조사 데이터를 활용하고, 내생성 문제를 해결하기 위해 GMM 추정기법을 사용하여 조세지원과 보조금에 대한 효과를 분석하였다. 그 결과, 정부 직접보조금의 1% 증가는 중소기업에서는 0.06~0.1%의 기업 자체부담 연구개발투자 감소(구축효과)를 초래하는 것으로 나타났다. 대기업에서는 유의한 결과를 얻지 못하였다.

한편, 구축효과와 보완효과를 모두 보고하는 연구결과도 제시되었다. 오준병·장원창(2008)은 2000~2003년 4개년도 활동 조사 데이터, 2단계 프로빗 모형을 적용하여 분석하였다. 연구 결과, 정부의 직접보조금 지급은 평균적으로 민간 기업의 자체 연구개발 지출을 촉진하는 보완효과를 가지는 것으로 나타났다. 하지만 정부 직접보조금 사용 내역 중 경상비나 인건비의 비중이 높거나, 전체 연구개발비에서 정부보조금이 차지하는 비중이 클수록 직접보조금의 대체효과가 발생하는 것으로 나타났다. 송종국·김혁준(2009)은 2002~2005년의 4개년도 활동조사 데이터에 기초하여 패널데이터 고정효과를 분석하였다. 연구 결과, 정부의 직접 보조금 지원이 대기업의 경우 R&D를 늘리는 유인효과(crowding-in effect)를 보인 반면, 중소기업은 R&D 투자를 줄이는 구축효과(crowding-out effect)를 나타냈다. 그런데, 대기업과 중소기업 모두 정부 보조금 지원정책에 대해 매우 비탄력적으로 추정되었기 때문에 R&D 보조금 지원 정책이 기업의 R&D 투자에 미치는 영향은 사실상 매우 낮은 것으로 보고되고 있다. 홍필기·선환주(2011)는 2003~2007년 연구개발활동조사 데이터를 활용하여 1계 차분 자기회귀분석 모형을 통해 분석한 결과 대기업의 경우는 보조금에 대하여 구축효과가 발생하며 중소·벤처기업은 구

2) 개별 기업 수준이 아닌 거시경제수준의 분석에서 나타난 보완효과에서는 R&D 투자의 일출(spillover)효과가 모두 포함된 효과로 볼 수 있으며, 개별 기업이 각각 해당 투자만큼을 증가시키는 것으로 해석하기는 어렵다.

축효과는 발생하지 않으나 보완효과가 유의하게 나타나지는 않은 것으로 보고하였다.

이들의 연구를 종합해보면, 정부 보조금은 보완효과와 구축효과를 동시에 나타내고 있다. 특히 종속변수가 기업의 총 R&D 투자인 경우에 보완효과를 나타내는 결과가 많았으며, 기업의 자체 R&D 투자액을 종속변수로 할 경우에는 구축효과가 여러 차례 보고되었다. 이들 대다수의 연구는 매우 비슷한 시기의 데이터를 활용했음에도 서로 상반된 연구결과를 보여주기도 하였다. 중소기업의 경우에도 보완효과와 구축효과가 동시에 보고되고 있으며, 특히 김기완(2008)은 시차를 둔 보완효과를 제시하고 있다. 다소 보완효과의 보고가 더 많은 것으로 보이나, “아직 이 분야의 연구는 합의가 도출된 단계는 아니며 계속되는 논쟁과 실증 분석이 진행되고 있다.”³⁾ 데이터의 한계를 극복하고 다양한 실증분석을 통해 정부 보조금 지원이 기업 R&D 투자에 미치는 효과를 밝히는 연구는 지속될 필요가 있다.

3. 조세지원의 효과 분석에 대한 선행연구

R&D 조세지원제도는 정부의 국가연구개발사업에 의한 직접적인 보조금과 함께 민간의 R&D 투자를 활성화하기 위한 중요한 정책도로 인식되고 있다. 조세지원효과에 대한 분석의 기본 개념은 Hall & Jorgenson(1967)을 통해 확인할 수 있다. 그들은 세율인하(투자세액공제)를 통해서 자본비용이 감소하면 자본에 대한 투지지출이 증가된다는 주장을 증명하였다. 이들의 연구는 연구개발비에 대한 것은 아니었으며, 이들의 분석을 응용하여 R&D 투자에 대한 조세감면이 기업의 R&D 투자에 미치는 효과에 대한 분석은 1980년대 이후에 본격적으로 이루어졌다.

기업의 조세관련 자료는 어느 나라이든 일반적으로 활용이 용이하지 않다. 따라서 대부분의 선행연구에서는 조세의 효과를 대변하는 ‘사용자 비용(user cost)⁴⁾’을 추정하여 조세감면액 대신 분석에 활용하고 있다. 대표적인 연구인 Hall(1993)은 세액공제뿐 아니라 감가상각까지 포함하는 연구개발투자의 세후가격(the after tax price of R&D) 개념을 도입한 사용자 비용을 추정하여 조세지원의 효과를 분석하였다. 그는 1980~1991년간 미국 제조업체 1,000여 곳을 대상으로 분석하여 연간 10억 달러의 조세지출이 장기적으로 20억 달러 규모의 추가적인 연구개발투자를 유발시켰다는 연구결과를 도출하였다. 그의 연구는 단기에 R&D의 가격탄력성이 -1, 장기에 -2에 이르는 상당히 큰 수치를 보고하였다.⁵⁾ Bloom et al.(2002)은 주요 9개 나라

3) 김민정 외(2011)에서 조가원 외(2009)의 언급을 재인용.

4) 사용자 비용은 R&D 투자를 위해 사용되는 사용자(기업)의 실제 비용을 의미하는 것으로 R&D 투자액의 이론적인 가격역할을 대변한다. 조세감면이 확대되면 사용자 비용은 낮아지게 되므로, 사용자 비용을 활용한 조세효과 분석에서는 계수가 음(-)으로 나와야 조세감면이 R&D 투자를 견인(crowd in)하는 것으로 해석된다.

5) 송중국·김혁준(2009)은 이들의 연구가 유사한 연구인 Bailey & Lawrence(1992), GAO(1989) 등의 연구보다 Hall(1993)이 사용한 데이터의 신뢰성이 떨어지기 때문인 것으로 의문을 제기하였다.

의 기업 패널 자료를 이용하여 사용자 비용을 추정하였다. 이들은 민간의 연구개발투자의 재원이 사내유보에 의해 조달된다는 가정 하에 연구개발투자의 사용자비용에 대한 연구개발 투자의 탄력성을 도출하였다. 분석결과, 단기적으로는 비탄력적인 $-0.354 \sim -0.124$, 장기적으로는 다소 탄력적인 $-1.088 \sim -0.878$ 의 탄력성을 보이는 것으로 나타났다. 비슷한 시기의 Koga(2003)는 일본기업의 자료를 통해 사용자 비용을 산출하고 민간 기업의 연구개발투자에 미치는 영향을 기업의 규모별로 나누어 분석하였다. 분석결과, -0.68 의 조세가격탄력성을 도출하였다. 이는 서방의 연구들⁶⁾ 보다는 상당히 작은 탄력성으로, Koga(2003)는 일본의 R&D 세액공제가 서구의 나라들에 비하여 더 효과적이지 못한 것으로 결론지었다. 특히 기업 규모별로는 중형기업에서 사용자 비용이 기업 R&D 투자에 유의한 영향을 미치지 못했으나, 대기업에서는 거의 1에 가까운 조세가격 탄력도를 보여 조세감면 지원이 대기업에 효과가 있음을 제시하였다. Baghana & Mohnen(2009)은 1997년부터 2003년까지의 캐나다 퀘벡 지역의 제조업체를 대상으로 R&D 조세 관련 혜택 정책의 효과성을 분석하였다. 분석 결과, 대기업보다는 중소기업이 R&D를 촉진 정책으로부터 발생하는 R&D 비용 변화에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 이로부터 R&D 조세감면 정책을 제공함에 있어서 중소기업과 대기업 사이에 차별을 뒤야 함을 제시하였고, 특히 중소기업이 R&D 촉진형 정책에 더 민감하게 반응하기 때문에 이들 집단에게 좀 더 많은 감면 혜택이 돌아가야 한다는 점을 정책적 시사점으로 제시하였다. 좀 더 최근의 연구인 Kasahara et al.(2011)는 일본 기업을 대상으로 R&D 관련 조세 공제가 기업의 R&D 활동에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 시기는 일본이 R&D 관련 조세 정책을 대폭 수정한 2003년을 기준으로, 2002년과 2003년 사이의 공제 세율 변화가 기업의 R&D 지출에 어떠한 영향을 미치는가를 OLS 추정법과 GMM 추정법으로 분석하였다. 분석 결과, 공제 세율과 기업의 R&D 지출은 양(+)의 상관 관계를 가지는 것으로 확인되었고, 이러한 관계는 부채 규모가 상대적으로 큰 기업 집단에게서 더 크게 나타나는 것으로 분석되었다.

국내의 R&D 조세지원에 대한 효과 연구는 2000년대 들어 본격화되었다. 손원익(2002)은 B-지수⁷⁾와 자본 비용을 계산하여 R&D 조세지원의 효과를 분석하여 조세지원에 대한 민간연구개발의 탄력성 -0.364 를 도출하였다. 하지만 데이터의 한계와 자본비용의 변화가 크지 않아 이 연구에서 수행된 여러 분석 모형들로부터 통계적으로 유의한 결과를 얻지는 못하였다. 이후 신태영(2004)에서 동일한 B-지수를 활용하여 B-지수의 추정계수를 $-1,688.48$ 로 추정하였고, 이로부터 연구개발투자에 대한 실효세율이 1% 감소할 때 민간 연구개발투자는 1,688원 정도 증가한다는 분석을 도출하였다. 하지만 이들 B-지수를 활용한 분석에서는 대기업과 중소기업

6) 미국기업을 대상으로 분석한 Hall(1993), Hines(1993; 1994), Mamuneas & Nadri(1996)등의 연구에서는 R&D의 가격탄력성이 최소한 단위탄력(1)적인 것으로 나타났다(Koga, T.(2003)에서 재인용).

7) 사용자 비용과 유사한 개념으로 Warda(2001) 참조.

나누어 분석하지는 못하였다. 김학수(2007)는 사용자 비용을 계산하고 2002~2004년의 기업 패널자료를 GMM 기법으로 추정된 결과, 조세지원 제도에 의하여 사용자 비용이 1% 감소할 때 대기업은 0.37~0.80%, 중소기업은 0.47~1.41% 자체부담 R&D 투자를 추가적으로 증가시키는 것으로 나타났다. 장기에 걸친 R&D 투자의 조세가격탄력성도 중소기업이 0.73~2.06, 대기업이 0.52~0.92에 걸쳐서 나타났다. 송중국·김혁준(2009)도 동일하게 사용자 비용을 추정하고 2002~2005년의 기업 패널자료를 고정효과모형에 적용하여 분석하였다. 분석결과, 대기업은 사용자비용 1% 감소에 자체부담 R&D 투자를 0.99% 증가시켜 거의 단위탄력적인 탄력성을 가지고 중소기업은 0.054% 증가로 비탄력적인 탄력성을 보여 대기업에서 조세지원의 효과성이 더 높은 것으로 나타났다.

이상의 선행 연구들은 모두 조세지원의 효과를 대변할 수 있는 개념 또는 조세지원을 통한 투자비용의 감소라는 측면에서 사용자 비용의 추정을 통해 조세지원의 효과를 추정한 것이다. 사용자 비용을 활용한 여러 선행연구에서는 유사한 모형을 적용한 분석에서도 상반된 결과를 보이는 경우가 있는데, 이러한 연구결과의 차이 중 일부는 사용자 비용에 활용되는 경상비의 경제적 감가상각률 등 외생적 파라미터의 영향에 원인이 있다. 이를 근본적으로 해결하기 위해서는 개별기업의 상황이 고려된 실제 세액공제자료를 활용한 분석을 고려해 볼 수 있을 것이다.⁸⁾ 그러나 실제 기업의 조세 감면액을 활용한 미시 데이터 분석은 국내외에도 사례를 찾기가 쉽지 않다. 같은 시기에 나온 국내의 두 연구 사례가 유일한 경우이다. 먼저, 김상헌·손원익(2006)은 2001년도의 조세감면액이 포함된 기업 횡단면 자료를 활용하여 세액공제액에 대한 연구개발비의 탄력성이 0.7739~0.7792로 세액공제액 증가가 연구개발비 지출을 촉진시킨다는 결과를 얻었다. 원종학·김진수(2006)은 2002~2003년의 기업의 조세감면액 자료를 사용하여 인력개발비 세액공제제도가 연구 및 인력개발투자에 미치는 영향을 기업별(대기업·중소기업)로 분석한 결과 세액공제가 연구개발투자에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며 그 탄력성은 중소기업(0.135)에 비해 대기업(0.306)이 2배 이상 높은 것으로 나타났다.⁹⁾ 이들 연구는 그 희소성으로 인해 가치가 있으나, 좀 더 긴 시계열 자료를 포함하고 내생성을 고려하는 패널 데이터 분석 등 추가 연구가 필요한 상황이다.

다음의 <표 1>은 지금까지 논의된 주요 선행연구에 대하여 간략히 정리한 것이며, 마지막 행에는 본 연구의 결과를 추가하였다.

8) 이 경우에는 종속변수와 설명변수에 로그를 취해 추정한 계수가 사용자 비용의 경우와는 다르게, 엄밀한 의미에서 경제학적 개념의 '가격 탄력성'이라 보기 어렵게 된다.

9) 한편, 이 연구에서 중소기업을 분석한 모형의 조정 결정계수가 0.2316으로 낮고, 분석에 단순 Pooled OLS를 적용하여 내생성에 대한 적절한 처리가 이루어지지 못했을 가능성이 제기된다.

〈표 1〉 주요 선행연구 결과 정리

저자	주요결과	방법론	변수	분석
Lach(2002)	- 중소기업에는 보완관계 - 대기업에는 구축효과	DID추정	정부보조금, 자체R&D투자	보조금
Czarnitzki & Hussinger(2004)	공공 R&D 보조금이 기업 R&D 투자와 생산성 향상에 긍정적	Treatment effect 분석	보조금수혜여부, R&D투자, 특허활동	보조금
Czarnitzki & Toole (2007)	기업 자체 R&D 투자 건인	토빗모형	보조금수혜여부, 자체R&D투자	보조금
Cerulli & Poti(2012)	정부 보조금 지원의 구축효과는 나타나지 않음	DID, 매칭기법, Heckit 모형 등	보조금 수혜, R&D집약도	보조금
Czarnitzki & Lopes-Bento, (2013)	구축효과는 나타나지 않으며, 지역경제 파급효과도 긍정적	OLS, 프로빗	공공R&D참여, 자체조달 R&D	보조금
신태영(2004)	- 보조금: 상당한 보완효과 - 조세지원: 민간R&D투자 보완	GMM, OLS	정부보조금, B-지수, 민간R&D투자	보조금, 조세
최석준·김상신(2007)	- 대기업: 강한 보완효과 - 벤처·중소기업은 효과 없음	DID추정	정부보조금, 자체R&D투자	보조금
권남훈·고상원(2004)	기업 자체 R&D에 대한 구축효과	DID추정, FE모형	정부보조금, 자체부담R&D	보조금
김기완(2008)	- 벤처기업: 2년 후부터 보완효과 - 대기업, 중소기업은 효과없음	DID추정	보조금 수혜 여부, 자체R&D투자	보조금
김학수(2007)	- 민간기업 R&D투자 구축 - 중소기업의 구축효과가 두드러짐	GMM, FE모형	정부보조금, 자체R&D투자	보조금
오준병·장원창(2008)	- 보완효과, 보조금의 사용내역에 따라 대체효과 일부 발생	프로빗	정부보조금비중, 대체효과 유무	보조금
송종국·김혁준(2009)	- 보조금: 대·중소기업 모두 비탄력적 - 조세지원: 대기업의 조세지원 탄력성이 중소기업보다 높음	FE모형	정부보조금, 조세지원, R&D지출	보조금, 조세
홍필기·서환주(2011)	기술수준이 높은 산업에서 보완효과	1계차분 AR모형	정부R&D보조금, 기업R&D투자	보조금
Hall(1993)	R&D투자 증대 효과 발생	GMM	조세지원(사용자비용), R&D투자	조세
Bloom et al.(2002)	- 단기에는 R&D투자에 비탄력적 - 장기에는 다소 탄력적	OLS, IV 회귀	사용자비용, 산업R&D투자	조세
Koga(2003)	- 중형기업에서는 유의하지 않음 - 대기업에서 조세감면 효과	IV 추정법	사용자비용, 자체R&D투자	조세
Baghana & Mohnen(2009)	대기업보다는 중소기업이 R&D 조세지원에 더 민감하게 반응	OLS, GMM	R&D 조세혜택, R&D 투자	조세
Kasahara et al. (2011)	기업 R&D지출과 양(+)의 상관관계	OLS, GMM	R&D조세지원, 자체R&D투자	조세
김학수(2007)	중소기업·대기업 모두 조세지원에 따른 R&D 투자 증가	GMM, FE모형	조세지원, 자체R&D투자	조세
원종학·김진수(2006)	대기업의 탄력성이 중소기업에 비하여 2배 이상 높음	OLS	세액공제액, 자체R&D투자액	조세
손원익(2002)	- 조세지원 강화 시 R&D투자 증가 - 정부 R&D 투자는 민간 R&D 투자를 구축	2SLS	B-index, 자본비용, 민간R&D 투자, 정부 R&D투자	조세
김상헌·손원익(2006)	세액공제가 R&D투자를 촉진	3SLS	조세지원액, 연구개발투자	조세
본 연구	- 경제 불황 하에서도 정부 보조금, 조세지원의 보완효과가 나타남	2SLS, RE모형	정부보조금, 세지원액, 자체조달R&D투자액	보조금, 조세효과 동시추정

III. 실증분석

1. 분석 모형 및 자료

1) 분석 모형과 가설

본 연구에서 기업 R&D 투자는 기본적으로 Bloom et al.(2002)와 같이 민간의 연구개발투자 재원이 사내유보에 의해 조달된다는 가정을 기초로 한다. 전년도에 조세감면을 통해 증가된 사내유보가 당기의 R&D 투자에 영향을 미친다는 가정 하에, 조세감면액이 R&D 투자액에 미치는 효과와 정부 보조금이 자체 조달 R&D 투자액에 미치는 영향을 기업 유형(대기업, 중소기업, 벤처기업)별로 분석하였다. 또한 2008년 세계적인 금융위기를 고려하여 2007년 이전과 2008년 이후의 직접 보조금 및 조세지원 효과를 나누어 회귀분석하고 비교하였다.

본 분석에서 사용될 실증 분석 모형은 Bloom et al.(2002), Koga(2003), 손원익(2002) 등 상당수의 선행 연구에서 조세지원 및 정부지원과 연구개발투자의 관계를 파악하기 위해 사용된 모형을 적용하여 다음의 식 (1)과 같은 연구개발투자의 회귀 분석 모형으로 표현된다.

$$\ln R_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Ar_t + \beta_2 \ln Taxr_{t-1} + \beta_3 \ln Gr_t + \beta_4 M_t + \beta_5 FARatio_t + \beta_6 ResearcherR_t + Type + \beta_6 D_t + \epsilon_t \quad (1)$$

$\ln R_t$: ln(기업의 자체 조달 R&D 투자액/매출액)

$\ln Ar_t$: ln(해당 기업의 총 자산 규모/매출액)

$\ln Gr_t$: ln(해당 기업의 정부 연구개발 보조금/매출액)

$\ln Taxr(t-1)$: ln(조세 감면액(전기)/매출액(전기))

$FARatio_t$: 자산 중 유동 자산의 비중(유동자산/자산)

$ResearcherR_t$: 총 고용인력 중 연구인력의 비중

$Type$: 기업 유형 더미변수(1 대기업, 2 벤처기업, 3 중소기업)

M_t : 업력(월단위로 환산), D_t : 기타 통제변수(연도, 산업더미)

t기의 조세감면액은 전기(t-1)의 R&D 지출과 직접적으로 상관관계가 매우 높다. R&D 지출의 크기에 따라 일정부분을 법인세에서 차감해 주는 형태이므로 당기(t)에 감면받은 조세감면액은 바로 전기(t-1)의 R&D 투자의 결과라 볼 수 있다. 따라서 조세감면액을 모형의 독립변수에 사용하는 것은 사실상 자기상관회귀(autoregression)모형이 되고, 나아가 독립변수가 전기

의 종속변수의 영향을 받게 되는 심각한 내생성 문제가 발생할 수 있다. 따라서 내생성 해결을 위해 도구변수를 활용한 2SLS(Two-Stage Least Squares)¹⁰⁾ 회귀분석 방법을 사용하였다. 대기업과 중소·벤처 기업군은 서로 규모와 투자 행태가 매우 상이하므로 기업 규모별 샘플을 별도로 분리한 회귀분석을 추가적으로 실시하였다.

이에 따라 본 연구에서 검정하고자 하는 가설은 다음의 두 가지이다.

〈가설 1〉 경제 불황 하에서 기업 R&D에 대한 정부의 직·간접적인 지원에 대한 자체 R&D 투자를 견인(보완)하는 효과가 존재하며 더욱 강화될 것이다.

〈가설 2〉 경제 불황 하에서의 정부 R&D 지원의 효과는 대기업과 중소·벤처기업에서 다르게 나타날 것이다.

〈가설 1〉은 선행문헌에서 언급된 것처럼 슈페테리안 가설과 관련이 깊은 것으로, 경제 불황 시에 기업이 정부 지원에 더욱 탄력적으로 반응하여 R&D 투자를 증가시키는지에 대한 검정이다. 〈가설 2〉는 기업의 규모에 따라 정부 지원의 효과가 다르게 나타날 수 있음을 검정한다. 특히 직접지원(보조금)과 간접지원(조세감면)에 대하여 대기업과는 다르게 반응할 수 있어, 이를 검정하기 위한 것이다. 일반적으로 대기업에 비하여 중소·벤처기업은 신용 및 금융자원에 대한 접근성이 낮고, 대기업의 경우는 상대적으로 많은 유보이익을 통해 자체 R&D 계획을 지속적으로 진행할 가능성이 상대적으로 높다. 이에 따라 불황 시기에 중소·벤처기업이 정부의 재정 지원에 대기업과는 다르게 반응할 가능성이 높은 것이다.

2) 주요 변수 설명과 처리

자산액, 자체 조달 R&D 투자액, 정부 R&D 보조금 지원액, 조세감면액 등 금액 변수는 모두 해당 년도의 매출액으로 나눈 후 로그를 취하였다. 매출액으로 나눈 것은 기업의 퍼포먼스, 직면한 시장상황, 간접적인 R&D 투자여력 등을 반영하여, 이에 상대적인 크기로서의 R&D 투자액 등을 표현하기 위한 것이다. 로그를 취하여 데이터의 분포를 최대한 정규분포에 가깝게 변형하고 동시에 회귀분석의 추정계수가 탄력성의 개념과 동일하도록 하였다. 0 또는 불능의 값을 갖는 금액 데이터는 1을 더하여 로그 변환하였다. 이는 로그를 취할 때 0인 값이 무한대로 정의됨에 따라 발생하는 데이터 손실과 오류를 막기 위함이다.

종속변수로는 매출액 대비 기업의 자체 조달 R&D 금액의 로그값을 사용하였다. 기업의 자체

10) 하우스만 검정(Hausman test) 결과 귀무가설(대체되는 설명변수가 외생변수이기 때문에 IV 추정량은 OLS 추정량보다 비효율적이다.)이 기각되어 2SLS 방법이 적절한 것으로 판명되었다.

조달 R&D와 연구인력 자료는 「연구개발 활동조사」 데이터에서 정부의 R&D 보조금과 조세감면 지원을 받은 기업들의 자료를 추출하였다. 일반적으로 종속변수로 사용되는 기업의 총지출 R&D는 정부보조금 등의 외부 조달 자금을 포함하고 있는 경우가 많아서 독립변수에 정부보조금이 있는 경우 회귀분석에서 과장된 결과가 나오는 문제가 발생한다. 본 데이터에서의 종속변수는 이러한 문제를 피하기 위하여 기업 자체 조달 R&D 투자액만을 사용하였다.

주요 정책 변수인 기업의 조세감면액 자료는 ‘한국산업기술진흥협회’에서 조사한 2006년~2008년 3개년 동안 기업의 조세감면액 중 조세특례제한법(이하 조특법)에서 정한 주요 7개¹¹⁾ 항목의 감면액을 합한 금액을 사용하였다. 동기간 동안 빠짐없이 조사에 응한 2,911개 기업의 데이터가 실증분석에 활용되었다. 이는 기존 연구가 주로 사용자 비용 추정, B-지수 및 거시경제 자료를 활용한 간접적인 조세 감면의 변수를 활용한 분석에 대하여 차별화되는 부분이다. 기업의 세액 공제액 자료의 활용은 사용자 비용의 추정 등의 방법보다 조세지원의 순수한 효과를 직접적으로 볼 수 있게 해줄 것으로 기대된다. 단, 사용자 비용의 추정을 통한 추정계수는 기업의 R&D 투자의 가격탄력성의 개념과 일치하지만, 직접적인 조세감면액의 경우는 엄밀히 말해 이론적인 ‘가격탄력성’은 아님을 유념할 필요가 있다.

그 외의 또 다른 주요 정책변수인 정부 보조금은 기업이 정부로부터 기업 지원 R&D 프로그램을 통해 지원받은 금액을 사용하였다. 자산총액, 유동자산, 매출액, 업력, 기업규모, 소속 산업군 등은 한신평의 ‘KIS 기업 데이터’에서 추출하였으며 해당 기업으로 매칭하였다. 모든 금액 변수들은 100만 원을 기본단위로 하고, GDP 디플레이터¹²⁾를 사용하여 실질가치로 변환하였다. 산업 분류는 표준산업분류를 사용하여 각 기업이 속한 산업을 더미변수로 포함하여 통제하였다. 업력변수(Mt)는 각 기업의 창립 월을 기준으로 해당 연도의 12월까지의 업력을 개월 수로 만든 변수이다. 따라서 2005년 6월 창립된 기업은 2007년 12월에 업력이 30(24+6)으로 표시된다. 기대 계수 부호는 음(-)수인데, 이는 보통 신생기업일수록 초기 R&D 투자가 많을 것으로 예상할 수 있기 때문이다. Type 변수는 대기업, 중소기업, 그리고 벤처기업으로 이루어진 더미변수인데, 기업의 규모적 특성을 통제하기 위하여 추가하였다. 그 외에도 기업의 R&D 투자에 영향을 주는 통제변수들로 유동자산의 비중과 연도 더미 등을 추가하였다.

11) ‘연구 및 인력개발비 세액공제액’, ‘연구 및 인력개발을 위한 설비투자에 대한 세액공제액’, ‘학술연구용품에 대한 관세 감면액’, ‘기업부설연구소용 부동산에 대한 지방세 감면액’, ‘기술이전소득에 대한 세액 감면액’, ‘외국인기술자에 대한 소득세 면제액’, ‘기술도입대가에 대한 조세 면제액’ 등 7개 항목으로, 이들 중 ‘연구 및 인력개발비 세액 공제액’과 ‘연구 및 인력개발을 위한 설비투자에 대한 세액 공제액’ 두 개 항목의 세액감면액 합계는 2012년 기준 약 93% 정도를 차지한다.

12) 사용된 GDP 디플레이터는 한국은행에서 발표되는 2005년을 기준 GDP 디플레이터를 사용하였다. 각 연도별 GDP 디플레이터는 2005년 (100(기준)), 2006년(99.9), 2007년(101.9), 2008년(104.9), 2009년(108.5)이다.

〈표 2〉 주요 변수와 기대부호

주요 변수	내용	기대 계수 부호
$\ln Ar_t$	매출액 대비 기업 자산규모의 로그값	+
$\ln Gr_t$	매출액 대비 정보보조금의 로그값	+
$\ln Taxr(t-1)$	매출액 대비 조세감면액의 로그값	+
$FARatio_t$	자산 대비 유동자산의 비율	+
$ResearcherRt$	고용근로자 중 연구개발 인력의 비중	+
M_t	기업의 업력	-

3) 각 변수의 기초 통계량

각 변수들의 기초 통계량(statistics)은 다음의 〈표 3〉에 제시되어 있다. 여기서 몇 가지 눈에 띄는 점은 업력 변수를 제외한 나머지 변수들은 평균에 비해 큰 표준편차 값을 가지고, 최대값이 중앙값보다 매우 크기 때문에 이들 변수의 분포는 오른쪽으로 긴 꼬리를 가지는 왜도(positive skewness)를 가진다는 점이다.

〈표 3〉 각 변수의 기초 통계량

(단위: 백만원)

변수	평균	표준편차	중앙값	최대값	최소값	관측치 수
자산	260,926.1	2,086,525.4	20,379.2	64,502,720	9.5	7,038
매출액	203,065.9	1,161,353.2	19,992.3	32,816,221.2	1	7,038
업력	255.4	144.3	215	1,347	14	7,038
유동자산	102,983.6	92,760.9	10,542	47,032,928	2	7,038
정보보조금	256.9	1,983.5	0	103,717.8	0	7,038
자체조달RD	2,538.2	7,856.9	604.4	126,853.2	0	7,038
조세감면액	206.8	876.5	55.9	36,261.2	0	7,038

관측치들이 평균에 대하여 넓게 분포하는 이러한 특징은 변동계수(coefficient of variation)를 산출함으로써도 확인할 수 있다. 변동계수는 표준편차를 산술 평균으로 나눈 값으로서, 이 변동계수가 크면 클수록 관측치들이 상대적으로 더 넓게 분포하고 있다고 볼 수 있다. 〈표 4〉는 변수들의 변동계수를 나타내는 표로서, 자산과 유동자산이 다른 변수들보다 상대적으로 큰 산포도를 가지고 대기업이 다른 유형의 기업보다 더 큰 산포도를 가지는 것을 확인할 수 있다. 앞서 언급한 바와 같이 업력 변수를 제외한 나머지 변수들의 분포형태는 오른쪽으로 긴 꼬리를 가지는 왜도를 가지는데, 이러한 특징은 회귀분석을 실시할 경우 변수들에 로그를 취하여 변수들의 분포를 최대한 정규분포에 가까운 형태로 만들어야 한다는 점을 시사한다.

〈표 4〉 각 변수의 변동계수

변수	대기업	중소기업	벤처기업	전체
자산	3.7	1.5	1.4	8.0
매출액	2.7	1.6	1.5	5.7
업력	0.5	0.5	0.5	0.6
유동자산	4.4	1.7	1.5	9.0
정부보조금	5.2	4.3	3.5	7.7
자체조달RD	1.7	2.0	1.7	3.1
조세감면액	3.4	4.9	2.5	4.3

다음의 〈표 5〉는 각 연도별 데이터에서 회귀분석에 사용된 기업의 수를 제시하고 있다. 2007~2009년간의 정부 보조금 지원과 조세 감면을 동시에 받은 2,751개 기업의 7,038개 실측 데이터를 기초로 패널데이터를 구성하였다.¹³⁾ 평균적으로 2008년에 포함된 기업 수가 가장 많고 2007년과 2009년은 비슷한 수준의 기업 샘플이 포함되었다. 전체 관측치 수는 대기업이 1,338개, 벤처기업이 1,940개, 중소기업이 3,760개로서, 중소기업이 다른 유형의 기업들보다 더 작은 통계량을 가지지만 전체 관측치 7,038개에서 절반을 넘는 관측치를 차지하는 것을 볼 수 있다. 아울러 기업 규모별 변수 통계량은 〈표 6〉에 정리하였다.

〈표 5〉 회귀분석에 사용된 기업 수

구 분	2007년	2008년	2009년	합계
대기업	436	456	446	1,338
벤처기업	616	684	640	1,940
중소기업	1,200	1,341	1,219	3,760
합 계	2,252	2,481	2,305	7,038

13) 기업 수 2,751개는 3년 동안 매년 관측된 기업의 수를 의미하는 것이 아니라 3년 중 한 개 연도 이상이라도 관측된 기업의 수를 의미한다. 본 연구에서 개체 수는 $I=2,751$ 이고, 시점은 $T=3$ 이다. 그리고 모든 기업이 3년 동안 관측되는 경우, 전체 관측치는 $2,751 \times 3 = 8,253$ 개가 되어야 한다. 이러한 경우의 데이터를 균형(balanced) 패널 데이터라 한다. 그러나 본 논문에서 사용된 관측치는 7,038개로 2,751개의 기업 중 일부는 1개년도 또는 2개년도만 관측되었다. 이처럼 모든 i 가 시점 T 를 갖지 않고 각각의 T_i 를 갖는 경우의 패널 자료를 불균형(unbalanced) 패널이라 한다. 일반적으로 i 의 일부 결측에 대한 원인이 체계적인 것에 있다고 한다면 불균형 패널에서 얻어진 추정치는 편의(bias)를 갖고 효율성을 잃게 된다(Wooldrige : 2012, 491). 그러나 본 연구에서 사용된 패널자료의 불균형이 어떤 체계적인 원인으로부터 비롯된다고 볼 수 없으며, 불균형 패널 모형으로부터 비롯되는 문제점은 발생하지 않는다고 보아야 할 것이다.

〈표 6〉 기업규모별 변수 통계량

변 수		평균	표준편차	중앙값	최대값	최소값	관측치 수
자산	대기업	1,235,370	4,661,527	64,502,720	243,376	2,457.5	1,338
	중소기업	37,700	58,018	697,922	16,260	9.5	3,760
	벤처기업	21,507	29,670	316,231	8,879	187	1,940
매출액	대기업	929,414	2,536,669	47,032,928	109,260	5,487.8	1,338
	중소기업	39,330	61,525	769,633	16,853	38	3,760
	벤처기업	19,454	28,465	251,008	8,776	1	1,940
업력	대기업	381	177	1,347	384	39	1,338
	중소기업	253	123	769	228	26	3,760
	벤처기업	174	85	649	146	14	1,940
유동자산	대기업	469,474	2,087,850	47,032,928	109,260	4,199	1,338
	중소기업	19,937	34,087	535,118	8,241	2	3,760
	벤처기업	11,176	16,697	153,919	4,693	10	1,940
정부보조금	대기업	834	4,388	103,718	0	0	1,338
	중소기업	84	360	8685	0	0	3,760
	벤처기업	195	678	24,751	0	0	1,940
자체조달 R&D	대기업	9,096	16,025	126,853	3,401	0	1,338
	중소기업	944	1,875	52528	441	0	3,760
	벤처기업	1,105	1867	38,052	508	0	1,940
조세감면	대기업	369	1,255	17,928	90	0	1,338
	중소기업	186	902	36,261	53	0	3,760
	벤처기업	141	349	5509	48	0	1,940

3. 실증 분석 결과

먼저, 전체 기간 및 표본을 대상으로 2007~2009년에 대한 패널 데이터 2SLS 확률효과모형(random effect model)의 결과를 다음 〈표 7〉에 정리하였다. 자산규모와 유동자산 비율은 모든 모형에서 기업의 자체 R&D 투자액과 양(+)의 관계를 보여주고 있으며, 업력의 경우는 음(-)의 관계를 보여 신생기업일수록 자체 조달 R&D 투자가 상대적으로 높아진다는 가설을 지지하고 있다.¹⁴⁾

14) 물론 각 금액 변수는 매출액에 대한 비중을 로그를 취한 것이므로 매출액 대비 해당 변수의 비중이 1% 변화할 때, 매출액 대비 자체 조달 R&D 투자의 비중이 변화하는 %로 해석하는 것이 정확하나 편의상 부호의 방향성을 중심으로 변수의 보완효과의 여부를 판단하였다.

〈표 7〉 2007~2009년 정부 지원의 R&D 투자 견인 효과 분석(2SLS, RE)

독립변수	종속변수 : 기업 자체조달 R&D 투자(lnRt)			
	모형1	모형2	모형3	모형4
lnAr _t (자산)	0.1100*** (0.0040)	0.1111*** (0.0040)	0.1243*** (0.0041)	0.1232*** (0.0041)
lnTaxr _(t-1) (조세감면액)	0.2887*** (0.0216)	0.2781*** (0.0213)	0.2269*** (0.0775)	0.2221*** (0.0773)
lnGr _t (정부보조금)	0.6479*** (0.0112)	-0.5781* (0.3331)	0.5232*** (0.0107)	-0.7784** (0.3285)
FARatio _t (유동자산비율)	0.0033** (0.0016)	0.0034** (0.0016)	0.0047*** (0.0017)	0.0047*** (0.0017)
ResrR _t (연구인력비율)	0.0939*** (0.0067)	0.0964*** (0.0067)	0.0914*** (0.0069)	0.0897*** (0.0069)
M(압력)	-0.0001*** (0.000)	-0.0001*** (0.000)	-0.0001*** (0.000)	-0.0001*** (0.000)
D2(벤처기업)	0.0026 (0.0048)	-0.0014 (0.0048)	0.0037 (0.0059)	0.0017 (0.0059)
D3(중소기업)	0.0003 (0.0039)	-0.002 (0.0040)	0.0033 (0.0048)	0.0001 (0.0049)
D2(벤처)*lnGr _t	-	1.241*** (0.3332)	-	1.2894*** (0.3286)
D3(중소)*lnGr _t	-	1.1479*** (0.3347)	-	1.4340*** (0.3300)
D2(벤처)*lnTaxr _(t-1)	-	-	0.0599 (0.0794)	0.0768 (0.0792)
D3(중소)*lnTaxr _(t-1)	-	-	-0.1239 (0.0794)	-0.1297 (0.0801)
Constant	-0.0041 (0.0386)	-0.0035 (0.0381)	-0.0146 (0.0482)	-0.0114 (0.0483)
통제 가변수	산업, 연도	산업, 연도	산업, 연도	산업, 연도
R-sq(overall)	0.7257	0.7280	0.7240	0.7225
관측치수	7,038	7,038	7,038	7,038
관측기업수	2,751	2,751	2,751	2,751

※ 괄호 안의 수치는 표준오차(standard error)를 나타냄, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

정부의 직접적인 R&D 보조금 지원과 조세지원도 기업 자체 R&D 투자를 유의하게 증가시키는 것으로 나타나, 구축효과가 나타나지 않는다는 Czarnitzki & Lopes-Bento(2013), Cerulli & Poti(2012)의 연구결과와 더불어 유의한 보완효과를 제시하는 Czarnitzki & Toole(2007)의 결과를 지지하고 있다.

하지만 교차항 분석인 [모형2]~[모형4]에서와 같이 기업의 규모에 따라 그 효과는 다르게 나타나고 있다. [모형2]에서는 기업의 규모 더미변수에 정부 보조금 변수를 곱한 상호작용변수를 추가하였다. 상호작용변수의 계수에 대한 해석은 제외된(omitted) 범주(대기업)가 기준이 된다. 즉, $\ln Gr_t$ 의 계수인 -0.5781이 대기업의 탄력성이 되며, 여기에 벤처기업은 1.241을, 중소기업은 1.1478을 더한 값으로 그 탄력성의 크기가 결정된다. 따라서 대기업의 경우 정부 직접 보조금의 자체 R&D 투자 견인 효과는 유의한 음(-)의 부호를 가지며, 벤처와 중소기업은 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 볼 수 있다. 이러한 결과는 대기업에 대한 직접지원은 구축효과를 보인 홍필기·선환주(2011)의 연구결과와 일치하나 중소·벤처기업에 대해서 보완효과를 확인하지 못한데 비하여 본 연구에서는 유의한 보완효과를 확인하였다.

[모형3]에서는 조세지원에 대하여 각 기업의 규모 더미를 곱한 상호작용 변수를 추가하였다.

〈표 8〉 기업규모별 회귀방정식 추정결과(2SLS, RE)

독립변수	종속변수 : 기업 자체조달 R&D 투자($\ln Rt$)			
	모형1	모형5(대기업)	모형6(중소기업)	모형7(벤처기업)
$\ln Ar_t$ (자산)	0.1100*** (0.0040)	0.0224*** (0.0029)	0.0681*** (0.0041)	0.2480*** (0.0108)
$\ln Taxr_{(t-1)}$ (조세감면액)	0.2887*** (0.0216)	0.4876*** (0.0296)	0.1328*** (0.0283)	0.2702*** (0.0361)
$\ln Gr_t$ (정부보조금)	0.6479*** (0.0112)	-0.4324*** (0.0828)	0.7159*** (0.0279)	0.5870*** (0.0192)
$FARatio_t$ (유동자산비율)	0.0033** (0.0016)	0.0067*** (0.0016)	0.0016 (0.0013)	0.0409*** (0.0132)
$ResrR_t$ (연구인력비율)	0.0939*** (0.0067)	0.0900*** (0.0072)	0.0822*** (0.0068)	0.0980*** (0.0160)
M(업력)	-0.0001*** (0.000)	-0.0000*** (0.000)	-0.0001*** (0.000)	-0.0001 (0.0001)
D2(벤처기업)	0.0026 (0.0048)	-	-	-
D3(중소기업)	0.0003 (0.0039)	-	-	-
Constant	-0.0041 (0.0386)	0.0980*** (0.0191)	0.0251 (0.0358)	-0.1494* (0.0847)
통계 가변수	산업, 연도	산업, 연도	산업, 연도	연도
R-sq(overall)	0.7257	0.5664	0.4083	0.8090
관측치수	7,038	1,338	3,760	1,940
관측기업수	2,751	489	1,500	762

※ 괄호 안의 수치는 표준오차(standard error)를 나타냄, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

동일한 해석 방법에 의해 대기업의 탄력성 부호가 유의한 양(+)의 부호를 가지며, 중소·벤처기업의 경우는 대기업과 유의한 차이를 보이지 않았다. 직접보조금과 조세감면 두 정책변수의 기업규모 더미와의 교차항을 모두 포함한 [모형4]의 결과도 [모형1]~[모형3]의 결과와 다르지 않아 분석결과의 일관성을 보여주고 있다. 이러한 결과는 다음의 <표 8>¹⁵⁾에서 더욱 쉽게 이해될 수 있다. <표 8>은 분석 샘플을 기업 규모별로 나누어 회귀분석을 실시한 결과를 정리한 것이다.

분석 결과를 종합해 보면, 대기업의 경우는 조세지원에 대하여, 중소·벤처기업의 경우는 두 지원 방식 모두 양(+)의 계수값을 보이며, 대기업에 대한 직접보조금의 경우는 음(-)의 계수값을 보였다. 특히 중소·벤처기업의 경우 조세감면보다 직접보조금 지원의 탄력성이 더 크게 나와 정책의 효과성이 더 강한 것으로 해석할 수 있다. 즉, 대기업에는 조세감면이 효과적이며, 중소·벤처기업에는 보조금 지원과 조세감면 중 보조금 지원의 효과가 더 큰 것으로 나타난 것이다. 이는 대기업에 대한 조세지원의 효과가 더 높다는 Koga(2003), Kasahara et al.(2011), 송종국·김혁준(2009), 원종학·김진수(2006) 등의 선행연구 결과를 지지하고 있다. 한편, 대기업보다는 중소기업이 R&D 조세정책에서 발생하는 비용변화에 더 민감하다는 Baghana & Mohnen(2009)의 결과와는 반대의 결과를 보여주었다. 이러한 현상은 조세감면의 효과가 해당 국가와 산업 구조 및 시장 환경에 영향을 받기 때문인 것으로 추측해 볼 수 있다.

이제, 2008년에 발생한 국제적인 금융위기를 중심으로 기업 규모별 정부 재정지원의 효과를 구분하여 살펴본다. 사용가능한 데이터가 3개년이므로 경제 불황 전인 2007년의 데이터와 불황기간인 2008~2009년의 데이터로 구분하고 각각 기업 규모별로 따로 나누어 내생성을 통제 한 2SLS 모형을 적용·분석하였다. 그 결과는 다음의 <표 9>, <표 10>에 정리되었다.

전체기업 샘플을 불황 전과 불황기간 중으로 나눈 분석에서, 전반적인 부호와 계수의 크기는 앞의 [모형1]과 크게 다르지 않아 분석결과의 일관성을 보여준다. 그런데 특이한 점은 불황 중에 정부 보조금지원 및 조세지원의 탄력도가 상대적으로 불황 전보다 모두 커졌다(조세: 0.1369 → 0.3815, 보조금: 0.5331 → 0.7477)는 점이다. 이는 정부 지원의 기업 R&D 투자 견인(보완)효과가 평상시보다 불황의 기간 중에 더 상승했음을 의미하는 것으로 [가설 1]을 지지하는 결과이다.

이러한 변화는 기업 규모별로 다르게 나타났다. <표 9>에서 대기업의 경우 불황 전에는 정부 지원에 대하여 두 경우(보조금, 조세) 모두 유의하지 않게 나타났다.¹⁶⁾ 불황 중에는 조세지원에 대한 탄력도가 양(+)으로 유의하게 나타난 반면, 정부 직접지원에 대한 탄력도는 유의한 음(-)

15) <표 8>은 <표 7>의 결과를 기업규모별로 보여주기 위한 것으로 내용은 <표 7>과 동일하다.

16) 이러한 결과는 대기업에 대한 지원이 평상시에는 효과가 없는 것으로 해석될 수 있으나, 적어도 투자를 유의하게 구축(crowding out)하지는 않는 것으로 해석할 수 있다.

으로 나타났다. 이는 불황기에 대기업에 대한 정부 직접보조금 지원은 구축효과를 유발함을 의미한다.

〈표 9〉 회귀방정식 추정결과(2SLS, RE) -2008년 경제 불황 전 vs 불황 중-

독립변수	종속변수 : 기업 자체조달 R&D 투자(lnRt)			
	기업 전체		대기업	
	불황전('07)	불황중('08-'09)	불황전('07)	불황중('08-'09)
lnAr _t (자산)	0.1308*** (0.0073)	0.0907*** (0.0046)	0.0121*** (0.0044)	0.0272*** (0.0033)
lnTaxr _(t-1) (조세감면액)	0.1369*** (0.0355)	0.3815*** (0.0245)	0.8288 (1.0178)	0.4886*** (0.0283)
lnGr _t (정부보조금)	0.5331*** (0.0268)	0.7477*** (0.0133)	-0.1734 (0.1246)	-0.6147*** (0.1045)
FARatio _t (유동자산비율)	0.0117 (0.0071)	0.0022 (0.0017)	0.0054** (0.0022)	0.0078*** (0.0018)
ResrR _t (연구인력비율)	0.1026*** (0.0111)	0.0879*** (0.0084)	0.1436*** (0.0132)	0.0767*** (0.0076)
M(업력)	-0.0001*** 0.0000	-0.0001*** 0.0000	-0.0000** 0.0000	-0.0000*** 0.0000
D2(벤처기업)	0.0104 (0.0078)	-0.002 (0.0056)	-	-
D3(중소기업)	0.0008 (0.0064)	-0.0002 (0.0046)	-	-
Constant	-0.066 (0.0603)	0.0359 (0.0454)	0.0939*** (0.0234)	0.0993*** (0.0218)
통제 가변수	산업, 연도	산업, 연도	산업, 연도	산업, 연도
R-sq(overall)	0.5478	0.7844	0.4215	0.6017
관측치수	2,252	4,786	436	902
관측기업수		2,751		489

※ 괄호 안의 수치는 표준오차(standard error)를 나타냄, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

대기업이 경제 불황 중에 정부 보조금에 대해서는 음(-)의 관계를, 조세 감면에 대해서는 비교적 높은 양(+)의 관계를 보인 것에 대한 이유에 대해서는 본 연구의 범위를 넘어서는 문제이다. 그럼에도 불구하고 추측해 본다면, 대기업에 대한 정부 직접 보조금의 경우는 상당수가 첨단 과학기술 개발 분야에서 정부가 주도하는 아이템인 경우가 많으며, 이에 비하여 조세감면은 기업이 원하는 분야에 원하는 만큼의 R&D 투자를 바탕으로 지원된다는 점을 생각해 볼 필요가 있다. 대기업의 경우, 스스로의 계획에 따라 원하는 R&D 투자를 추진할 능력이 있다고

보았을 때, 불황의 기간 중에 스스로 원하는 R&D에 대한 선호가 정부의 R&D 사업에 대한 참여보다 더 강하게 나타난다고 추론해 볼 수 있다.

한편, 중소·벤처기업의 경우는 <표 10>에서 직접 보조금지원에 대한 탄력성이 불황 중에 더욱 높아지는 결과(약 3배 이상)를 보였다. Hud & Hussinger(2014)의 분석에서 불황기에 정부의 지원이 보완효과를 가지나, 평소보다는 더 약화되는 결과를 보여준 것과 비교되는 결과이다. 그들의 연구에서는 투자의 규모 변화에 주목한 반면, 본 연구는 매출액 대비 상대적인 가치를 변수로 하였기 때문¹⁷⁾일 가능성이 있다. 평상시에는 그 효과가 유의하지 않게 나타나던 중소·벤처기업에 대한 조세지원의 효과 역시 불황 중에는 유의한 양(+)의 부호를 나타내어 조세감면을 통한 지원이 불황기에 민간의 투자를 견인하는 효과가 있음을 보여주었다. 극심한 경제 불황의 시기에 절대적인 R&D 투자량은 실제로 감소하였으나, 매출액 대비 상대적인 비율

<표 10> 회귀방정식 추정결과(2SLS, RE) -2008년 경제 불황 전 vs 불황 중-

독립변수	종속변수 : 기업 자체조달 R&D 투자(lnRt)			
	중소기업		벤처기업	
	불황전('07)	불황중('08-'09)	불황전('07)	불황중('08-'09)
lnAr _t (자산)	0.0486*** (0.0063)	0.0658*** (0.0044)	0.3550*** (0.0205)	0.1818*** (0.0145)
lnTaxr _(t-1) (조세감면액)	0.0339 (0.0279)	0.1106*** (0.0229)	0.1205 (0.0872)	0.4533*** (0.0556)
lnGr _t (정부보조금)	0.1855*** (0.0615)	0.7674*** (0.0329)	0.2583*** (0.0470)	0.6122*** (0.0243)
FARatio _t (유동자산비율)	-0.0272*** (0.0077)	0.0007 (0.0014)	0.1267*** (0.0328)	0.0168 (0.0133)
ResrR _t (연구인력비율)	0.0926*** (0.0092)	0.1130*** (0.0087)	0.1345*** (0.0278)	0.0886*** (0.0204)
M(업력)	-0.0001*** 0.0000	-0.0001*** 0.0000	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)
Constant	0.0082 (0.0451)	0.0443 (0.0358)	-0.2199 (0.1537)	-0.0782 (0.1189)
통제 가변수	산업, 연도	산업, 연도	산업, 연도	산업, 연도
R-sq(overall)	0.3336	0.4557	0.6534	0.8521
관측치수	1,200	2,560	616	1,324
관측기업수		1,500		762

※ 괄호 안의 수치는 표준오차(standard error)를 나타냄, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

17) 평상시 매출액 대비 1억원보다, 불황시에 매출액 대비 1억원의 상대적 가치가 높을 것으로 생각할 수 있으며, 이러한 개념이 본 분석에 반영된 것이다. 또한 본 연구에 사용된 데이터가 정부보조금과 조세감면을 동시에 받은 비교적 혁신적인 기업의 것임을 고려할 필요가 있다.

의 측면에서 평상시보다 경제 불황시의 정부 지원이 투자를 견인하는 '마중물'로서의 가치가 더 높은 것으로 해석할 수 있는 것이다.

아울러, 자금 여력이 부족한 중소·벤처 기업들에게는 경제 불황 중에 정부의 간접지원(조세 감면)보다 직접지원(보조금)이 더 효과적이어서, 직접지원의 자체 R&D 투자 견인 효과가 간접 지원보다 다소 높게 나타나는 결과를 보여주고 있다.

정리하면, 불황 중에 중소·벤처기업에서는 조세와 보조금 모두에 대한 보완효과가 발생했으며, 대기업에서는 조세감면에 대한 보완효과만이 강화되는 반면, 직접 보조금에 대해서는 구축 효과를 보여주었다. 이러한 결과는 기업의 규모적 특성에 따라 불황 중에 정부의 지원 효과가 다르게 나타날 것이라는 [가설 2]를 지지하고 있다.

IV. 결론 및 정책적 시사점

정부는 재정건정성 및 적정 조세지출 수준 유지를 위하여 정기적으로 민간에 대한 지원제도의 효과성을 점검하고 정책적 효과를 극대화하는 방향으로 정책방향을 효율화할 필요가 있다. 그러한 측면에서 본 연구는 R&D 보조금과 조세지원의 민간 R&D 투자 보완 효과를 검증하고 특히 2008년 금융위기와 같은 경제 불황 기간 중 제도의 효과성 변동을 추정하였다.

분석 기간(2007~2009년) 동안, 정부의 직·간접 재정지원 정책인 R&D 직접 보조금과 R&D 조세감면은 기업의 R&D 투자를 견인하는 데 효과가 있으며, 구축효과는 나타나지 않았다. 기업의 R&D 투자를 견인하는 측면에서 대기업의 경우는 조세감면을 통하여, 중소·벤처기업의 경우 직접적인 R&D 프로젝트를 통한 보조금 지원이 더 효과적인 것으로 보인다. 이러한 결과는 기존의 선행 문헌과 비교적 일치하는 것으로 현재 정부의 정책 방향과도 다르지 않다.

불황 중에는 대기업의 경우 조세지원에, 중소·벤처기업은 직접 보조금 지원에 대하여 평상시보다 더 높은 탄력성 증가가 나타났으며, 기업의 자체조달 R&D 투자에 대하여 모두 양(+)의 유의한 값을 보였다. 이러한 분석 결과는 경제가 불황에 있는 경우 여전히 정부의 정책은 효과를 발휘하고 있으며 오히려 커지고 있음을 지지하고 있다.

본 연구의 기여는 정책변수인 조세 감면액과 정부 보조금의 금액을 기업 단위의 실제 금액을 활용하여 사용자 비용(user cost) 등 추정치를 대신 활용한 분석보다 기업의 행태를 더 정확히 반영한 것이며, 여기에서 더 나아가 경기 불황 시에 나타나는 정부 지원의 효과성을 기업 규모 별로 추정하여 제시한 데 있다. 본 논문이 가지는 선행문헌에 대한 차별성과 학문적 및 정책수립에 대한 새로운 기여(contribution)는 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫째, 경제위기 기간 동안에 정부의 기업에 대한 R&D 지원 정책의 효과성을 분석하고 있다. 기존의 선행문헌에서는 경제위기 기간의 데이터는 특이치로 간주하여 제외하거나, 위기가 끝난 이후의 상황을 위기 전과 비교하는 등 주요 분석의 대상에서 제외되는 경향이 높았다. 그러나 본 연구에서는 민간 R&D 투자를 진작시킨다는 정부 정책의 목적을 평가한다는 측면에서, 경제 위기 기간에 정부의 정책이 효과를 가지는지에 대하여 집중하였다. 이러한 분석은 매우 회소성이 높은 연구로 향후 또 다른 글로벌 경제 위기, 또는 불황이 발생할 경우 효율적인 정부 정책의 추진 방향을 수립하는데 기여할 수 있을 것이다.

둘째, 정부의 기업 R&D 지원 정책의 핵심인 직접지원(보조금)지원과 간접지원(조세지원)을 모두 분석에 포함하였다는 점이다. 이 두 정책은 재정당국의 직·간접 정책 수단으로서 상호 보완적으로 조종될 필요가 있으므로, 모형에서 이 두 변수를 모두 포함한 분석이 필요하지만 실제로 데이터의 한계로 인하여 그러한 분석은 많지 않았다.¹⁸⁾

셋째, 직·간접적인 정부 R&D 지원의 효과성을 기업 규모별(대기업·중소기업·벤처기업)로 나누어 분석하였다. 이러한 분석은 정부의 정책 추진의 효율화에도 기여하는 바가 크다. 정부는 대기업에 대한 지원체계와 중소·벤처기업에 대한 지원체계를 다르게 이원화하여 추진하고 있다. 예컨대, 대기업의 경우 직접지원을 줄이고 중소·중견기업에 대한 직접지원을 강화하는 정부 정책¹⁹⁾이 2013년 이후 추진되고 있다. 이러한 정책방향을 설명할 수 있는 분석이 되기 위해서는 기업 규모별 정부 지원의 효과성이 구분되어 추정될 수 있어야 하는 것이다. 본 연구는 기업 규모별 정책 수단별 효과성이 경제 불황의 기간 동안에 어떻게 나타나는지에 대한 분석결과를 제공할 것이다.

넷째, 본 연구는 간접지원(조세감면)의 효과를 분석하기 위하여 기업 단위의 조세감면액 자료를 사용하였다. 기존의 조세효과 분석 논문에서 주로 사용되던 사용자 비용의 개념은 이론적 우수성은 있으나 개별 기업의 반응이 빠짐없이 반영되기에는 한계가 있으며, 사용자 비용의 추정에 사용된 가정(이자율 또는 감가상각률 등)에 의하여 영향을 받을 수 있다. 경제 불황 시기에 대한 기업의 조세감면액 자료를 활용한 미시패널 분석은 매우 회소성이 높은 연구로 본 연구의 기여부분이라 할 것이다.

상시적 불황이 우려되고 있는 현 세계 경제에서 정부는 대기업에 대한 직접적인 R&D 투자 지원은 불요불급한 첨단 분야 등에 한정하여 최소화해 나가고, 적절한 조세감면 인센티브 정책을 통해 대기업의 R&D 투자를 지원하는 것이 바람직할 것이다. 또한 중소·벤처 기업에 대해서는 적절한 R&D 프로그램을 지속적으로 확대하여 기업의 혁신역량을 제고하고 R&D 투자를 견인해 나가는 정책방향이 효율적일 것이다. 일반 중소기업보다 벤처기업의 R&D 투자 견인

18) 해외 연구에서는 찾기 어려우며, 국내연구에서는 송종국·김혁준(2009) 정도이나, 여기에서도 조세감면액이 아닌 사용자비용을 추정하여 조세지원의 대리 변수로 사용하였다.

19) 2013-2017 「국가재정운용계획」 'R&D 분야' 참조

효과가 높은 만큼 벤처기업의 R&D 지원 정책에 더욱 힘을 실어야 할 것이다. 특히 불황의 시기에는 중소·벤처기업에서도 조세감면의 효과가 유의(significant)하게 나타나는 만큼 정부의 기업 R&D 지원 정책에 경기의 흐름을 반영하여 유연²⁰⁾한 정책조합(mixed policy)을 추진한다면 불황 기간에도 기업의 R&D 투자를 견인하는데 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구가 가지는 한계도 존재한다. 분석에 사용된 데이터는 개별 기업이 조세 감면 혜택과 정부 보조금의 지원을 동시에 받는 경우 중에서 자료 확보가 가능한 기업만이 포함되어 있다. 2007~2009년 당시에 정부의 직접 보조금 지원을 받은 기업의 수는 매년 약 8,000개~10,000 정도로 알려져 있으나 본 연구에서는 이들 기업 중 조세감면 지원을 받은 것으로 확인된 2,736개 기업만이 분석에 포함된 것이다. 또한, 위기기간과 평상시와의 정확한 비교를 위해서는 평시의 시계열 데이터가 최소 2~3년 정도 추가되는 것이 바람직하나, 조세감면과 보조금 자료에 대하여 가용 데이터가 2007~2009년에 한정되어 있어 부득이 분석을 3개 년도에 한정하였다. 분석에 포함된 기업들은 경제 불황 중에도 정부 R&D 사업에 참여하고, R&D 조세 감면 혜택을 동시에 누릴 수 있는 정도로 R&D 역량이 높은 혁신적인 기업일 가능성이 높다. 따라서 경제 불황 가운데도 오히려 R&D 투자를 통해 적극적으로 불황을 극복하려는 경향이 높은 기업들이 많이 포함되었다면, 본 연구의 분석 결과를 일반화하는 데는 한계가 있을 수 있다. 그럼에도 불구하고, '혁신적인 기업들은' 이라는 단서를 포함하여 경제 불황 하에서 정부의 지원에 평소보다 더 탄력적으로 자체 R&D 투자를 강화하였다는 분석 결과는 여전히 유효할 것이다.

하지만 경제 불황에서 나타나는 복잡한 시장 환경 변화가 여전히 본 분석 모형에서 충분히 반영되지 못했을 가능성은 상존하고 있다. 경제 위기 시에 기업들의 행태 변화는 그들이 처한 기술적 상황, 해당 산업 분야의 경쟁정도 등 시장의 구체적인 상황과 밀접한 관련이 있을 가능성이 매우 높다. 또한 정부의 지원을 받지 못한 기업들과의 비교 분석까지 포함하여 정부 지원의 효과성을 확인하는 작업이 추가적으로 필요할 것이다. 이러한 추가적인 분석은 후속연구를 위하여 남겨 놓으며, 불황과 같은 경제 상황을 고려한 지속적인 정책의 효과성 연구가 계속되어야 할 것이다.

참고문헌

기획재정부 (2013), 「2013~2017년 국가재정운용계획」, 세종: 기획재정부.

김기완 (2008), 「정부 R&D 보조금의 기업성과에 대한 효과 분석」, 세종: 한국개발연구원.

20) 정부 정책에 유연한 경기 변동을 반영하는 것은 쉽지 않으나, 매년 '조특법 개정안(기재부)' 수립, 'R&D 예산 투자 방향(미래부)'에 반영하는 것을 고려해 볼 수 있을 것이다.

- 김민정·문명재·장용석 (2011), “정책수단이 기업의 기술혁신에 미친 영향에 대한 연구 - 조세 지출과 보조금을 중심으로”, 「한국정책학회보」, 20(4): 1-26.
- 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.
- 권남훈·고상원 (2004), “기업의 R&D투자에 대한 정부직접보조금의 효과”, 「국제경제연구」, 10(2): 157-181.
- 손원익 (2002), 「연구개발 투자에 대한 조세지원의 실효성 분석」, 세종: 한국조세연구원.
- 송종국·김혁준 (2009), “R&D 투자 촉진을 위한 재정지원정책의 효과분석”, 기술경영경제학회, 「기술혁신연구」, 17(1): 1-48.
- 신태영 (2004), 「기업 혁신능력 확충을 위한 정부 연구개발투자 전략 : 정부의 R&D투자가 민간 R&D투자에 미치는 영향」, 세종: 과학기술정책연구원.
- 오준병·장원창 (2008), “정부 직접보조금, 기업 R&D 투자 그리고 대체 또는 보완효과의 결정 요인 분석”, 「산업조직연구」, 16(4): 1-33.
- 원종학·김진수 (2006), “연구개발투자 조세지원제도의 효과분석”, 「산업경제연구」, 19(4): 1653-1679.
- 조가원·김석현·김민정 (2009), 「연구개발 정부보조금과 기업의 혁신성과」, 교육과학기술부.
- 최석준·김상신 (2007), “정부 연구개발 보조금의 기업자체 R&D 투자에 대한 효과분석 : 2000년 이후 국내기업 사례를 중심으로”, 「기술혁신학회지」, 10(2): 706-726.
- 홍필기·선환주 (2011), “정부의 연구개발투자 보조금은 기업의 연구개발투자를 촉진하는가?”, 「재정정책논집」, 13(2): 85-111.
- Aghion, P. and Saint-Paul, G. (1998), “Virtues of Bad Times Interaction between Productivity Growth and Economic Fluctuations”, *Macroeconomic Dynamics*, 2(3): 322-344.
- Arrow, K. J. (1962), “Economic Welfare and the Allocation of Resources for Inventions”, *In The Rate and Direction of Inventive Activity : Economic and Social Factors*, 609-626, NBER (Bureau of Economic Research, US).
- 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.
- Bailey, M. N. and Lawrence, R. Z. (1992), “Tax Incentives for R&D: What Do the Data Tell Us?”, *Study commissioned by the council on Research and Technology*, Washington, D.C.
- 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.
- Cerulli, G. and Poti, B. (2012), “Evaluating the Robustness of The Effect of Public Subsidies on Firms’s R&D: An Application to Italy”, *Journal of Applied Economics*, 15(2): 287-320.
- Czarnitzki, D. and Hussinger, K. (2004), “The Link between R&D Subsidies, R&D Spending and Technological Performance”, *ZEW Discussion Paper*, No. 04-56.
- Czarnitzki, D. and Toole, A. A. (2007), “Business R&D and the Interplay of R&D Subsidies and Product Market Uncertainty”, *Review of Industrial Organization*, 31(3): 169-181.
- Czarnitzki, D. and Lopes-Bento, C. (2013), “Value for Money? New Microeconomic Evidence on Public R&D Grants in Flanders”, *LISER Working Paper Series*, No. 2012-19.
- David, P. A., Hall, B. H. and Toole, A. A. (2000), “Is Public R&D a Complement or Substitute for Private R&D? A Review of the Econometric Evidence”, *Research Policy* 29(4-5): 497-529.
- GAO (1989), “The Research Tax Credit Has Stimulated Some Additional Research Spending”, *Washington DC. Report*, GAO/GGD, 89-114.
- Hall, R. and Jorgenson, D. (1967), “Tax Policy and Investment Behavior”, *American Economic Review*, 57(3): 391-414.
- Hall, B. H. (1992), “Investment and Research and Development at the Firm Level: Does the Source of Financing Matter?”, *NBER Working Paper*, No. 4096.
- Hall, B. H. (1993), “R&D Tax Policy During the Eighties: Success or Failure?”, *Tax Policy and the Economy*, 7: 1-36.
- Harhoff, D. (1998), “Are There Financing Constraints for R&D and Investment in German Manufacturing Firms?”, *Centre for European Economic Research, Discussion Paper*, No. 96-28.
- Hines, J. R. (1993), “On the Sensitivity of R&D to Decline Tax Changes: The Behavior of US Multinationals in the 1980s”, *Studies in international Taxation*, University of Chicago Press, 149-194.
- Hines, J. R. (1994), “No Place Like Home: Tax Incentives and the Location of R&D by American Multinationals” *Tax Policy and the Economy*, 8: 65-104.

- Kasahara, H., Shimotsu, K., and Suzuki, M. (2011). "How Much Do R&D Tax Credits Affect R&D Expenditures? Japanese Tax Credit Reform in 2003", Discussion Papers 2011-03, Hitotsubashi University.
- Koga, T. (2003), "Firm Size and R&D Tax Incentives", *Technovation*, 23(7): 643-648.
- Lach, S. (2002), "Do R&D Subsidies Stimulate or Displace Private R&D? Evidence from Israel", *The Journal of industrial economics*, 50(4): 369-390.
- Mamuneas, T. P. and Nadri, M. I. (1996), "Public R&D Policies and Cost Behavior of the US Manufacturing Industries", *Journal of Public Economics*, 63(1): 57-81.
- Hud, M. and Hussinger, K. (2014), "The Impact of R&D Subsidies During the Crisis", *ZEW Discussion Paper*, No. 14-024.
- Rafferty, M. and Funk, M. (2008), "Asymmetric Effects of the Business Cycle on Firm-Financed R&D", *Economics of Innovation and New Technology*, 17(5): 497-510.
- Schmookler, J. (1966), *Invention and economic growth*, Harvard University Press.
- Shleifer, A. (1986), "Implementation Cycles", *The Journal of Political Economy*, 94(6): 1163-1190.
- Stiglitz, J. E. (1993), "Endogenous Growth and Cycles", *NBER(National Bureau of Economic Research) Working Paper*, No. 4286.
- Warda, J. (2001), "Measuring the Value of R&D Tax Treatment in OECD Countries", *STI Review*, 27: 185-211, OECD.
- Wooldridge, J. M. (2012), *Introductory Econometrics - A Modern Approach*, Cengage Learning, 5 edition.

최대승

서강대학교에서 경제학 박사과정을 수료하였고 현재 한국과학기술기획평가원 R&D예산정책실에서 연구위원으로 재직 중이다. 관심분야는 정부의 기업 R&D 지원 정책, 중소기업정책, R&D 예산 정책 등이다.

김치용

고려대학교에서 과학관리학으로 박사학위를 취득하고 현재 한국과학기술기획평가원 정책기획본부 본부장으로 근무 중이다. 관심분야는 정부의 R&D 효율화 정책, 정책의 효과성 분석, 창조 경제 및 제도 개선 등이다.