

# 예산정책연구

Journal of Budget and Policy

# 32

제12권 제4호  
2023년 12월

- 정부 이전지출의 소득재분배 효과 분석  
홍우형·이상엽
- 중소기업에 대한 정부 R&D 지원 정책 효과 분석  
이은철·김병근
- 미시자료를 활용한 주택 양도소득세 추계 방법 연구  
김지연·박상인·최현태



국회예산정책처  
National Assembly Budget Office

제12권 제4호 2023년 12월

# 예산정책연구

Journal of Budget and Policy

이 학술지에 수록된 논문의 내용은 집필자의 개인적 견해이며  
국회예산정책처의 공식적인 의견을 반영하는 것이 아님을 밝힙니다.

## 편집위원회

위원장	하연섭	연세대 행정학과 교수	
위원	김영록	강원대 행정학과 교수	
	류덕현	중앙대 경제학부 교수	
	류철	KDI 국제정책대학원 교수	
	박훈	서울시립대 세무학과/세무전문대학원 교수	
	성태윤	연세대 경제학부 교수	
	오영민	동국대 행정학과 교수	
	오종현	한국조세재정연구원 연구위원	
	유승원	경찰대 행정학과 교수	
	윤현석	원광대 법학전문대학원 교수	
	이동규	동아대 기업재난관리학과 교수	
	이은미	국민대 교양대학 조교수	
	임상수	조선대 경제학과 교수	
	전승훈	대구대 경제금융학부 교수	
	최영준	연세대 행정학과 교수	
	편집간사	심혜정	국회예산정책처 조세분석심의관
	실무간사	채효정	국회예산정책처 기획예산담당관실 주무관

「예산정책연구」는 한국연구재단의 등재 학술지입니다.

이 학술지에 수록된 논문은 국회예산정책처 홈페이지([www.nabo.go.kr](http://www.nabo.go.kr))를 통하여  
보실 수 있습니다.

## 예산정책연구

본 학술지에 게재된 논문은 저자의 개인적인 견해이며, 국회예산정책처의 공식적인 견해가 아니므로 보도와 인용에 주의해 주시기 바랍니다.



# 예산정책연구

Journal of Budget and Policy

제12권 제4호 2023년 12월



**국회예산정책처**  
National Assembly Budget Office



# 차 례

- 1 ..... 정부 이전지출의 소득재분배 효과 분석  
홍우형·이상엽
- 27 ..... 중소기업에 대한 정부 R&D 지원 정책 효과 분석  
이은철·김병근
- 61 ..... 미시자료를 활용한 주택 양도소득세 추계 방법 연구  
김지연·박상인·최현태



## 정부 이전지출의 소득재분배 효과 분석\*

홍우형\*\* 이상엽\*\*\*

### 국문초록

본 연구는 가계·금융·복지조사 최근 5년(2017~2021년) 자료를 활용하여 정부 이전지출이 가계의 소득재분배 개선에 미친 효과를 분석하고, 소득재분배 측면에서 재정사업의 효율성을 평가하였다. 먼저 공적이전소득 현황을 살펴보면, 최근 가계의 정부지원 공적이전소득이 크게 증가하고 있으며, 특히 상대적으로 고소득·고자산 가구에 집중하여 증가하고 있는 것으로 나타났다. 다음으로 소득재분배 분석 결과, 소득재분배 개선율이 매년 증가하는 현상은 긍정적으로 평가할 수 있으나, 이와 동시에 소득재분배 개선비용 또한 증가하고 있어 정부 지출의 비효율성이 증대되고 있는 것으로 나타났다. 또한 정부의 주요 이전지출 사업별 소득재분배 효과를 비교 분석한 결과, 기초생활보장제도에 비해 기초연금과 근로·자녀장려세제의 소득재분배 개선비용이 더욱 크게 증가한 것을 확인할 수 있었다. 이는 주요 재정사업의 소득재분배 비효율성은 수급대상의 무리한 확대에 기인하였음을 의미하여, 효율적인 재정운용을 위해 주요 이전지출 사업의 제도적인 재설계가 필요함을 시사한다.

□ 주제어: 정부 이전지출, 공적이전소득, 소득재분배, 재정효율성

투고일: 2023. 9. 21. 수정일: 2023. 11. 22. 게재확정일: 2023. 12. 4.

\* 본 연구의 진행과정에서 자료정리를 위해 수고한 동국대학교 경제학과 박동규 학생에게 심심한 감사를 표합니다. 또한 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자 세 분에게 감사의 말씀을 전합니다.

\*\* 제1저자: 동국대학교 경제학과 조교수 (whhong@dgu.ac.kr)

\*\*\* 교신저자: 경상국립대학교 경제학부 부교수 (syeeblee@gnu.ac.kr)

## I. 서론

정부의 재정지출은 다양한 정책 목적으로 운용되고 있으며, 이러한 정부의 중요한 역할 중 하나로 소득재분배 개선을 들 수 있다. 실제로 최근까지 우리나라 정부는 분배정의 실현을 위한 확장적 재정정책을 펴면서 소득재분배 개선을 정부의 당면과제로 삼은 바 있다. 이러한 가운데 우리나라는 선진국에 접어들면서 중복지 국가를 목표로 소득재분배 및 소득보전을 위한 복지정책을 여전히 고수하고 있으며, 이에 대한 반대급부로 정부지출이 지속적으로 증가하는 경향이 나타나고 있다. 실제로 정부의 총지출은 2017년 423.1조원에서 2023년에는 638.7조원으로 매우 가파르게 증가하는 추세에 있다. 특히 부문별로 살펴보면, 사회복지 분야의 지출 비중이 2017년 29.8%에서 2022년 32.1%로 지속적으로 증가하는 추세<sup>1)</sup>에 있으며, 단일 분야 중 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 이와 같은 최근 재정지출 경향은 소득재분배에 대한 정부의 역할이 점점 강화하고 있음을 여실히 보여준다.

이처럼 소득재분배 등 다양한 정책목적을 위해서 정부지출이 가파르게 증가하고 있지만 세수 등의 총수입은 정부지출의 증가속도를 따라가지 못해 재정수지적자가 지속되고 있으며, 이에 따라 국가부채가 매우 빠르게 증가하고 있는 실정이다. 일반적으로 정부지원금 등의 이전지출을 증가시키면 소득재분배 개선효과는 어느 정도 달성이 가능하다. 하지만 무분별한 소득재분배 정책은 소득재분배 개선의 비효율성을 초래하며, 궁극적으로 조세부담 및 부채부담을 과증시키는 결과를 낳을 우려가 존재한다. 특히 국가부채 문제가 가시화된 현재 우리나라 재정여건을 고려할 때, 소득재분배를 포함하여 정부의 정책목표를 달성하기 위해서 더욱 효율적인 예산 분배가 절실한 시점이다. 이러한 배경 하에서 본 연구는 정부 이전지출로 인한 소득재분배 개선 효과를 비교 분석하고, 재정사업의 비용 효율성을 점검하여 소득재분배 목표를 보다 효율적으로 달성할 수 있는 개선방안을 고찰해 보고자 한다.

본 연구에서는 정부 이전지출의 소득재분배 효과를 분석하기 위해서 간접적으로 가구가 정부로부터 지급 받은 공적이전소득으로 인한 소득재분배 효과를 살펴본다. 정부의 이전지출은 현물과 현금급여의 형태로 기관, 기업, 가계 등에 지급하는데, 직접적인

1) 한국재정정보원, 「2022 주요재정통계」, 2022

소득재분배 효과는 정부로부터 가계로 이전된 공적이전소득을 통해 나타나게 된다. 따라서 본고에서는 정부로부터 직접 가계로 이전된 공적이전소득<sup>2)</sup>이 소득재분배에 미친 영향을 분석하여 정부 이전지출의 소득재분배 효과를 평가한다. 이를 위해 본 연구에서는 통계청에서 제공하는 가계·금융·복지조사 최근 5년(2017~2021년) 자료를 활용하여 공적이전소득 유무에 따른 불평등도 지수를 추정하고, 이를 바탕으로 소득재분배 개선율과 개선비용을 산출하여 가계의 공적이전소득이 소득재분배에 미친 영향과 소득재분배 개선의 효율성을 분석하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 먼저 정부지원 공적이전소득의 현황을 살펴보면, 공적이전소득(즉 정부 이전지출)이 최근에 매우 급격하게 증가하는 추세에 있으나, 공적이전소득의 증가폭은 상대적으로 고소득·고자산 가구에서 더욱 높은 것으로 나타났다. 이는 최근의 정부 이전지출이 소득재분배를 효율적으로 개선하지 못하는 형태로 변화하였음을 시사한다. 둘째, 정부지원 공적이전소득의 소득재분배 효과를 분석한 결과, 소득재분배 개선율뿐만 아니라 소득재분배 개선비용이 매년 크게 증가하고 있는 것으로 나타났다. 이를 통해 최근 들어 소득재분배 개선의 측면에서 정부 이전지출의 비효율성이 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 마지막으로 기초생활보장제도, 기초연금, 근로·자녀장려세제 세 가지 주요 사업의 소득재분배 개선효과를 비교 분석한 결과, 기초생활보장제도에 비해 나머지 두 사업에서 비효율적인 소득재분배가 나타나고 있음을 확인하였다. 이와 같은 소득재분배의 비효율성은 주로 이전지출 사업의 수혜대상 범위가 확대되는 과정에서 기인한 것으로 추론할 수 있다.

기존문헌을 살펴보면, 소득재분배는 정부의 중요한 역할 중 하나이기 때문에 다양한 관점에서 일련의 수많은 연구가 수행되었다. 먼저, 최정균·최재성(2002), 김진욱(2004) 등의 연구에서는 공적이전소득과 사적이전소득 중 어떤 소득이 더 소득재분배와 빈곤감소에 효과적인지에 대한 의문을 제기하였다. 이들 연구에 따르면 공적이전소득보다는 사적이전소득이 빈곤감소와 소득재분배에 더욱 효과적이라는 공통된 결론을 제시하고 있다. 한편 임병인(2003), 박찬용(2006), 여유진(2009) 등은 우리나라 조

2) 보다 엄밀한 분석을 위해서는 현금급여뿐만 아니라 정부에서 가계로 이전된 현물급여 또한 포함하여 소득재분배 효과를 분석하는 것이 타당할 것이다. 하지만 본 연구의 분석자료에는 정부에서 가계로 지급된 현금급여만을 포함하고 있기 때문에 자료의 한계로 인해 현물급여의 영향을 본고의 분석에 포함하지 못하였다.

세와 재정의 재분배효과를 OECD 국가들과 비교하였는데, 서구국가들에 비해 우리나라 조세와 재정의 재분배 효과가 상대적으로 낮다는 점을 공통적으로 지적하고 있다.

보다 최근의 연구에서는 조세와 재정 전반의 역할보다는 미시적으로 개별 감면제도, 공제제도 등 개별 사업의 소득재분배 효과를 분석하는 데 집중하고 있다. 정운오·전병욱(2010)은 연금저축공제와 교육비공제의 절세효과 및 소득재분배 효과를, 김우철(2013)은 근로소득세 감면제도가 누진도와 재분배에 미친 영향을, 송헌재·성명재(2012)는 신용카드 소득공제제도의 소득재분배 및 소득세 경감효과를, 임주영·박기백·김우철(2014)은 다양한 소득세 감면제도의 소득재분배 효과를 비교하였다. 최근에 홍우형(2019)은 2019년 근로장려세제 확대개편으로 인한 소득재분배 개선효과를 분석하였다.

정부 이전지출의 소득재분배 효과를 분석한다는 점에서는 성명재·박기백(2008), 박승준·윤용중(2013), 국회예산정책처(2014)의 연구가 본 연구와 유사한 면이 있다. 성명재·박기백(2008)은 가계조사원시자료를 활용하여 간접세 및 현물급여를 포함한 조세 및 재정지출의 소득재분배 효과를 분석하였으며, 박승준·윤용중(2013)은 VAR 모형을 이용하여 분야별 재정지출이 경제성장 및 소득재분배에 미치는 영향을 실증분석하였다. 국회예산정책처(2014)는 이론적 모형을 적용한 연산가능 일반균형(CGE) 모형을 이용하여 지니계수 및 십분위분배율을 기준으로 분야별 재정지출의 소득재분배 효과를 분석하였다. 본 연구에서는 보다 최신의 자료를 활용하여 정부로부터 직접적으로 이전된 가계의 공적이전소득의 소득재분배 효과를 추정함으로써 정부 이전지출 정책의 소득재분배 측면에서의 효과성을 평가한다는 점에서 차별점이 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 분석자료를 설명하고, 소득재분배 효과를 분석하기 위한 방법론을 소개한다. 제Ⅲ장에서는 공적이전소득 현황을 살펴보고, 공적이전소득이 소득재분배에 미친 영향을 살펴봄으로써 소득재분배 측면에서 정부 이전지출의 효율성을 평가한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 추정된 결과를 바탕으로 정책적 시사점을 도출하고 연구의 한계를 명시하며 결론을 맺는다.

## II. 분석자료 및 방법

본 연구에서는 정부의 이전지출이 가구소득을 통해 소득재분배에 미친 효과를 분석하기 위해 통계청에서 수집하고 있는 가계·금융·복지조사(마이크로데이터) 자료를 사용하였다. 통계청에서 매년 조사하고 있는 가계·금융·복지조사 자료는 전국 약 2만여 표본가구를 대상으로 가구의 소득, 자산, 부채 등에 대한 정보를 수집하고 있다. 이와 같은 가계·금융·복지조사 자료의 가장 큰 장점은 국세청, 보건복지부 등의 행정자료와 연계한다는 점에 있으며, 이에 따라 자료(특히 소득정보)의 정확성을 확보할 수 있다. 가계의 공적이전소득의 소득재분배효과를 분석하고자 하는 본고의 목적에 따라, 소득자료가 정확하며 풍부한 표본수를 확보하고 있는 가계·금융·복지조사 자료가 가장 적합한 자료라고 판단하였다. 이에 본 연구의 분석자료로 가계·금융·복지조사 자료를 선택하였으며, 분석기간은 최근 5년(2017~2021년)으로 설정하였다.

소득재분배 효과를 분석하기 위해서는 소득불평등도를 측정할 수 있는 기준이 되는 소득을 정의할 필요가 있다. 통계청의 정의에 따르면, 소득은 시장소득, 경상소득, 가처분소득으로 구분<sup>3)</sup>할 수 있다. 먼저 시장소득(세전소득)은 시장(노동시장, 금융시장, 서비스 시장 등)에서 벌어들이는 소득의 합계로 근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적이전소득<sup>4)</sup>에서 사적이전지출<sup>5)</sup>을 제외한 금액으로 계산할 수 있다. 둘째, 경상소득은 시장소득에서 정부가 지원하고 있는 각종 연금과 정부지원금을 의미하는 공적이전소득을 합한 금액으로 정의된다. 이때 공적이전소득에는 공적연금(국민연금, 공무원연금 등), 기초연금, 장애인연금, 양육수당, 장애수당 등이 포함된다. 마지막으로 가처분소득(disposal income)은 경상소득에서 세금, 공적연금 기여금, 사회보험료 등을 포함하는 공적이전지출을 제외한 소득으로 정의된다. 이 같은 다양한 기준소득 중에서 소득재분배 효과를 분석하기 위해서는 최종적으로 개별 가구가 얻는 순소득을 기준으로 하는 것이 타당할 것으로 판단되며, 이에 본고의 소득재분배 효과 분석에서는 가처분소득을 기준소득으로 설정한다.

이와 같은 소득의 정의에 따라 가구소득을 산출한다고 하여도, 해당 소득은 가구원

3) 통계청, 「가계금융복지조사」, 2021

4) 가구 간 이전소득, 사적(개인)연금, 비영리단체 이전소득 등으로 구성된다.

5) 가구 간 이전지출, 비영리단체 이전지출 등으로 구성된다.

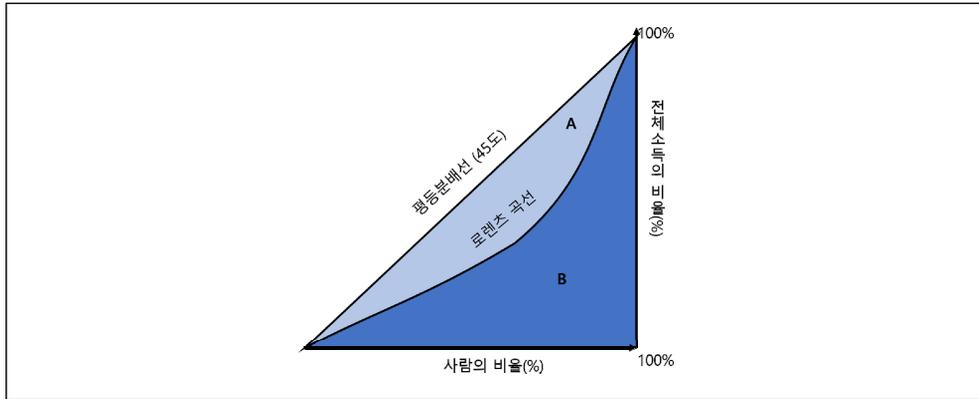
소득의 합으로 정의된 가구소득이기 때문에 소득재분배 분석을 위한 가구 간 소득 비교에는 적합하지 않다. 즉 가구소득은 가구원의 수, 가구원 내의 근로자 수 등에 따라 매우 이질적이기 때문에 소득분배의 정도를 측정하기 적합하지 않으며, 따라서 이를 비교 가능하도록 가구소득을 균등화 처리하여 개인소득 기준으로 환산할 필요가 있다. 본 연구에서는 우리나라 분배지표 공식통계 작성에 활용되고 있는 OECD 제곱근지수 방법을 적용하여 균등화 소득을 산출하였다. 즉 OECD 제곱근지수 방법에 따라 가구소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 환산하였다.

소득재분배 효과를 평가하기 위해서는 소득분배(혹은 불평등도)의 정도를 측정할 수 있는 지표를 선정할 필요가 있다. 본고에서는 소득재분배 분석에서 가장 대표적으로 활용되고 있는 상위 20% 소득집중도, 5분위 배수, 지니계수 3가지의 불평등도 지수를 활용하여 소득재분배 개선 정도를 분석한다. 상위 20% 소득집중도는 전체 가처분소득 중 소득 상위 20% 가처분소득이 차지하는 비중(%)으로, 5분위 배수는 소득 상위 20% 가처분소득과 소득 하위 20% 가처분소득의 비율로 산출한다. 가장 대표적인 소득불평등도 지표인 지니계수는 로렌츠(Lorenz curve) 곡선을 통해 도출한다. 로렌츠 곡선의 x축은 개인의 소득 크기를 기준으로 정렬한 사람의 비율을 의미하며, y축은 해당 개인 소득의 누적합을 의미한다. 지니계수(G)는 [그림 1]의 로렌츠 곡선에서  $G = \frac{A}{A+B}$ 로 정의되며, 0과 1사이의 값을 갖고 계수값이 클수록 불평등도는 증가한다. 이와 같은 개념을 실제 소득자료에 적용하면 지니계수는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$G = \frac{1}{n} \left( n+1 - 2 \left( \frac{\sum_{i=1}^n (n+1-i)y_i}{\sum_{i=1}^n y_i} \right) \right) \quad (1)$$

여기서  $n$ 은 총인구를,  $y_i$ 는 개인  $i$ 의 소득을 의미하며, 개인 소득( $y_i$ )은  $i$ 가 증가함에 따라 감소하지 않는다(즉 모든  $i$ 에 대해  $y_i \leq y_{i+1}$ 를 만족한다). 본 연구에서는 상기 세 가지 불평등도 지표 모두에 개인 가중치(가구 가중치×가구원 수)를 적용하여 산출하였다.

[그림 1] 로렌츠 곡선



자료: 이준구·조명환(2021)을 참고하여 저자 작성

마지막으로 정부이전지출(즉 공적이전소득)이 가계의 소득재분배 개선에 미친 효과는 공적이전소득 유무에 따른 정태분석을 통해 도출한다. 이를 위해 먼저 가처분소득에서 공적이전소득을 제외한 가계 소득(본고에서는 이를 “가상 가처분소득”이라고 정의한다)을 구하고, 가처분소득과 가상 가처분소득 하의 두 가지 경제상태에서 불평등도 지수를 추정한다. 그 후 공적이전소득 유무에 따른 불평등도 지수의 변화율로 정의된 소득재분배 개선율을 통해, 소득재분배 개선효과를 평가한다(즉 가상가처분소득과 가처분소득의 불평등도 지수가 각각 A, B라면, 소득재분배 개선율(%)은  $\frac{A-B}{A} \times 100$ 로 정의한다). 이에 더하여 본 연구에서는 정부 이전지출 사업의 비용효율성을 평가하기 위해 소득재분배 개선비용 또한 산출한다.<sup>6)</sup> 소득재분배 개선비용은 가계의 정부이전 공적이전소득 규모를 각각의 소득불평등도에 따른 개선율로 나누어 산출한다. 이는 즉 소득재분배 지표 1%를 개선하기 위해 투입한 정부의 평균비용을 의미한다. 따라서 소득재분배 개선비용이 낮을수록 동일한 소득재분배 개선 수준을 달성하기 위해 적은 비용을 투입한 것으로 볼 수 있다. 이러한 관점에서 본고에서는 소득재분배 개선비용이 낮을수록 비용효율성이 높다고 평가한다.<sup>7)</sup>

6) 기존 선행연구들에서는 소득불평등도의 개선율을 통해 소득재분배 개선의 정도를 보이는 데 집중하고 있다. 하지만 본 연구에서는 소득재분배 개선을 위해 투입한 정부지출의 비용효율성을 평가하는 데 그 목적이 있으므로, 소득재분배 개선율 단위 당 평균 비용 투입의 규모로 소득재분배 개선비용을 산출하였다.

7) 일반적으로 경제학에서 효율성은 사회적 최적을 달성한 상태를 의미하나, 본고에서는 동일한 정책 목적을 달성하는 데 지출한 비용을 기준으로 효율성을 평가하므로, 비용효과성의 개념으로 이해할 수 있다.

### Ⅲ. 분석결과

#### 1. 가계 공적이전소득 현황

공적이전소득이 소득재분배에 미친 영향을 분석하기에 앞서, 공적이전소득의 수혜규모와 수혜분포를 살펴보고 현재 재정지출의 현황을 파악할 필요가 있다. 가계·금융·복지조사의 정의에 따르면, 공적이전소득은 연금과 정부지원금의 합으로 구성된다. 여기서 직접적으로 가계로 이전된 정부 이전지출은 연금을 제외한 정부지원금으로 볼 수 있으며, 본고에서는 이를 “정부지원 공적이전소득”이라고 정의하겠다.<sup>8)</sup> 따라서 정부지원 공적이전소득의 소득재분배 효과는 정부가 가계에 지급한 이전지출의 소득재분배 효과로 간주할 수 있다.

[표 1]에는 본 연구의 분석자료를 통해 추정한 가계의 공적이전소득의 추이를 제시하였다. 이를 보면 가계의 공적이전소득(공적연금 포함)은 2017년 69.2조원에서 2021년 129.1조원으로 약 1.87배 증가한 것으로 추정되었으며, 2019년부터 매우 빠른 증가세에 있음을 알 수 있다. 실질적인 정부 이전지출을 의미하는 정부지원 공적이전소득은 2017년 27.6조원에서 2021년 76.6조원으로 약 2.78배 증가한 것으로 추정되었으며, 마찬가지로 2019년부터 가파르게 상승한 것을 알 수 있다. 부록의 [표 5]에는 정부 이전지출 사업별 공적이전소득 추이를 제시하였는데, 이를 보면 소득재분배를 주요 사업 목적으로 하는 기초연금과 근로·자녀장려금의 지출규모가 2019년부터 크게 증가한 것을 알 수 있으며, 2020년과 2021년에는 코로나19 지원금으로 인해 기타보조금의 규모가 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 반면에 가계의 총 가처분소득은 2017년 921.9조원에서 2021년 1,125.5조원으로 상대적으로 적게 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 최근 가계 공적이전소득의 급격한 증가가 정부의 의지로 수행된 확장적 재정정책으로 인한 정부의 이전지출 증가에서 대부분 기인하였음을 시사한다.

8) 가계·금융·복지조사에서는 공적연금을 제외한 공적이전소득, 즉 정부지원 공적이전소득을 기초생활보장금, 기초연금, 근로자녀장려금, 양육수당, 장애수당, 기타정부지원금으로 분류하고 있다. 이에 더하여 2020년 소득부터는 고용 및 산재보험급여와 코로나19 지원금이 추가되어 수집되고 있는데, 본고에서는 이를 기타정부지원금으로 분류하였다.

[표 1] 공적이전소득 연도별 추이

(단위: 조원, %)

구분	2017	2018	2019	2020	2021
공적이전소득	69.16 (7.50)	76.98 (8.16)	92.80 (9.48)	123.57 (12.03)	129.07 (11.47)
정부지원 공적이전소득	27.60 (2.99)	32.13 (3.41)	43.61 (4.45)	72.88 (7.09)	76.64 (6.81)
총 가치분소득	921.92	943.37	979.23	1027.56	1125.51

주: 괄호 안의 숫자는 가치분소득 대비 공적이전소득의 비중을 의미함

자료: 통계청 가계·금융·복지조사를 활용하여 저자 작성

[그림 2]에는 소득분위별 정부지원 공적이전소득 연도별 분포를 도식화하였다.<sup>9)</sup> 정부의 가계 이전지출이 소득재분배 개선을 목표로 수행되었다면, 소득분위가 증가할수록 가계의 정부지원 공적이전소득액이 감소하여 공적이전소득과 소득분위가 음(-)의 관계(기울기)에 있을 것으로 예상할 수 있다. 또한 공적이전소득의 기울기가 가파를수록 소득재분배 개선을 더욱 효율적으로 달성하고 있다고 평가할 수 있다.

한편 [그림 2]를 통해 가구 소득분위별 정부지원 공적이전소득의 분포를 살펴보면 다음의 두 가지 특징을 확인할 수 있다. 첫째, 가계의 정부지원 공적이전소득 수준이 해가 갈수록 모든 소득분위에서 전반적으로 증가하고 있는 가운데, 특히 2020년부터 상위 소득 분위(3~5분위)에서 그 증가폭이 더욱 크다는 것을 알 수 있다. 예를 들어 시장소득 기준으로 살펴보면 1분위의 정부지원 공적이전소득은 14.13조원에서 2021년 25.41조원으로 약 1.8배 증가하였지만, 5분위에서는 동기간에 1.65조원에서 10.33조원으로 약 6.3배 증가하였다.<sup>10)</sup> 이 같은 결과는 최근 정부 이전지출이 상대적으로 고소득자에게 더욱 많이 지급되었다는 것을 의미하며, 그 결과 정부의 이전지출 형태가 최근 들어 소득재분배 개선에 있어 상당히 비효율적으로 변화하였음을 시사한다.

둘째, 소득형태별로 시장소득→경상소득→가치분소득 기준으로 갈수록, 정부지원 공적이전소득과 소득분위의 기울기가 점점 낮아지고 있는 것을 확인할 수 있다. 이는 하위 소득분위의 사람의 일부가 공적이전소득(공적연금과 정부지원금)으로 인해 소득

9) 지면 관계상 소득분위별 정부지원 공적이전소득의 연도별 분포에 대한 개별 수치는 부록의 [표 6]에 제시하였다.

10) 소득분위별 정부지원 공적이전소득의 연도별 변화율에 대한 자세한 내용은 부록의 [표 6]을 참조하겠다.

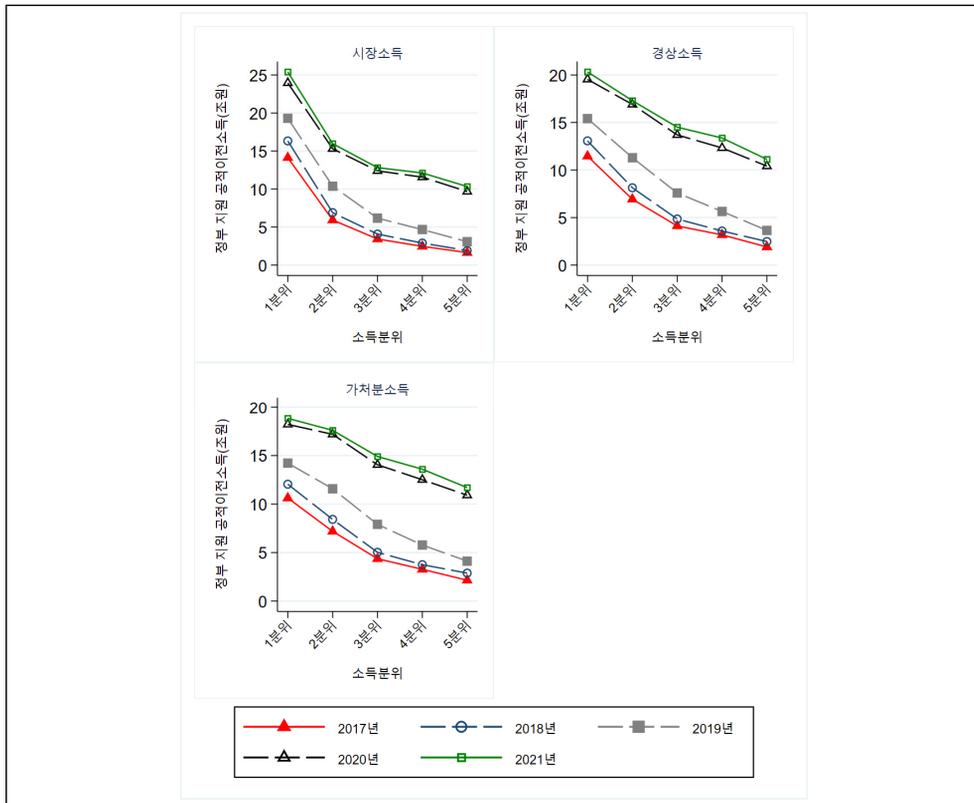
이 상대적으로 증가하여 상위의 분위로 이동하였고 그와 동시에 하위 분위의 누군가는 공적이전소득이 적거나 없어서 더욱 낮은 소득분위로 이동하는 순위역전이 발생하였음을 의미한다. 이러한 현상은 정부의 이전지출이 하위소득자 전반에 집중하여 지원을 하지 못하는 경우에 나타나게 되며, 결과적으로 소득재분배 개선의 효율성을 감소시키게 된다. 일반적으로 정부는 소득재분배를 실현하기 위한 수단으로 재정정책과 조세정책을 활용하며, 재정정책의 결과로 나타난 소득분포는 경상소득, 조세정책의 결과로 나타난 소득분포는 가처분소득으로 볼 수 있다. 이를 고려할 때, 재정정책을 통해 지출되는 정부 이전지출이 소득재분배를 효과적으로 달성하고 있지 않음을 알 수 있다. 특히 경상소득 산정에 공적연금이 포함되면서 상당수의 노인인구가 상위 소득분위로 이동한 것으로 예상할 수 있는데, 이때 시장소득이 매우 낮은 노인인구에게 상당한 정부 이전지출이 지급되어 상대적으로 상위 소득분위의 공적이전소득이 증가한 것으로 추론해볼 수 있다.<sup>11)</sup> 따라서 이러한 결과는 정부의 이전지출을 결정하는 기준으로 시장소득에 전적으로 의존하는 것이 소득재분배 개선에 효율적이지 않음을 시사한다.

마지막으로 [그림 3]에는 가구 총자산분위별 정부이전 공적이전소득의 분포를 제시<sup>12)</sup>하였는데, 여기서도 [그림 2]와 동일한 패턴을 확인할 수 있다. 해가 갈수록 모든 자산분위에서 가계의 정부이전 공적이전소득의 규모가 증가한 것을 확인할 수 있으며, 특히 2020년부터 상위 자산분위 가계의 공적이전소득이 더욱 빠르게 증가한 것을 알 수 있다. 이는 최근의 정부지출이 상대적으로 자산이 높은 가구에게 집중되었음을 의미하고 있어, 정부 지원금의 결정과정에 자산 또한 충분히 고려할 필요가 있음을 시사한다.

11) 노인들의 경우 시장소득이 낮아 정부지원금을 받을 가능성이 높으며, 이와 동시에 공적연금의 수혜자가 된다. 이와 같이 노인들처럼 공적연금과 정부지원금을 동시에 이중으로 수령하는 경우에 소득분위의 역전과 동시에 정부지원금 수혜 규모가 상대적으로 높은 현상이 나타나게 된다.

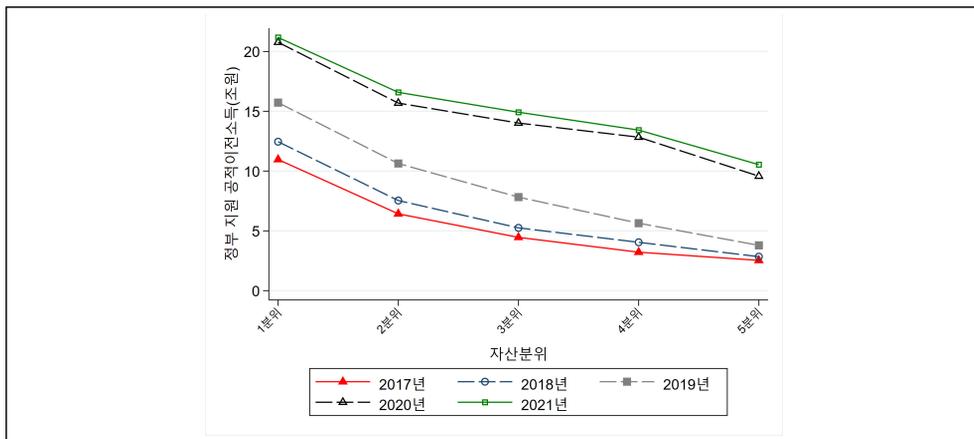
12) 마찬가지로 지면 관계상 자산분위별 정부이전 공적이전소득의 연도별 분포에 대한 개별 수치는 부록의 [표 7]에 제시하였다.

[그림 2] 소득분위별 정부지원 공적이전소득 분포



자료: 통계청 가계·금융·복지조사를 활용하여 저자 작성

[그림 3] 총자산분위별 정부지원 공적이전소득 분포



자료: 통계청 가계·금융·복지조사를 활용하여 저자 작성

이상의 결과를 종합하면 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 우리나라 가계로의 정부 이전지출 규모가 상당한 규모이며 최근에 매우 급격히 증가하였다. 둘째, 이러한 정부의 이전지출 증가로 인해 모든 가구의 공적이전소득이 증가하였지만, 특히 최근에 소득과 자산이 높은 가계를 중심으로 크게 증가한 것으로 나타났다. 이와 같은 현상을 통해 우리는 이전지출을 통한 정부의 재정정책이 막대한 예산을 투입하면서도 소득재분배 개선이라는 목표를 달성하기에는 비효율적으로 변모하였음을 추론해 볼 수 있다.

## 2. 공적이전소득의 재분배 개선 효과 분석

[표 2]에는 우리나라 가계의 소득불평등도의 현황을 살펴보기 위해, 소득종류별로 균등화 가구소득에 대한 소득불평등도 지수의 추이를 추정한 결과를 제시하였다. 이를 보면, 모든 불평등도 지수에서 두 가지 공통된 현상이 나타남을 확인할 수 있다. 첫째, 시장소득의 불평등도 지수에 비해 공적이전소득을 포함한 경상소득과 가처분소득의 불평등도 지수가 작다는 것을 알 수 있다. 이는 정부의 조세 및 재정정책이 우리나라 가계의 소득재분배를 개선하는 역할을 수행하고 있음을 보여준다. 둘째, 연도별 추이를 살펴보면, 흥미롭게도 시장소득 불평등도 지수는 연도별로 큰 변화가 없는 반면에 경상소득과 가처분소득 불평등도 지수는 연도별로 소폭 하락하고 있음을 확인할 수 있다.

이와 같은 결과로부터 우리는 우리나라 경제에 중요한 다음의 정책적 함의를 도출할 수 있다. 먼저, 시장소득이 가계가 노동시장에서 벌어들인 세전소득임을 감안할 때, 시장소득의 불평등도가 개선되지 않았다는 것은 우리나라 노동시장에서 소득불평등이 자생적으로 개선되지 않음을 의미한다. 더불어 오직 경상소득과 가처분소득의 불평등도만 연도별로 개선되고 있다는 것은 최근에 나타난 소득재분배의 개선은 오로지 정부의 조세 및 재정정책을 통해서만 나타났음을 의미한다. 결국 정부의 노력 없이는 우리 사회의 소득재분배 개선을 기대할 수 없기 때문에, 한정된 예산을 더욱 효율적으로 운용하여 소득재분배를 달성할 수 있는 정부의 역할이 요구되고 있다.

[표 2] 소득 불평등도 지수 연도별 추이

(단위: %)

구분		2017	2018	2019	2020	2021
지니계수	시장소득	0.3989	0.3953	0.3965	0.3971	0.3965
	경상소득	0.3689	0.3626	0.3576	0.3509	0.3524
	가처분소득	0.3563	0.3461	0.3408	0.3352	0.3350
20% 소득 집중도	시장소득	44.84	44.52	44.51	44.60	44.60
	경상소득	42.89	42.43	42.09	41.72	41.81
	가처분소득	41.80	40.97	40.67	40.34	40.36
5분위 배수	시장소득	11.35	11.25	11.75	11.45	11.64
	경상소득	7.40	7.06	6.83	6.41	6.55
	가처분소득	7.27	6.78	6.50	6.09	6.16

자료: 통계청 가계·금융·복지조사를 활용하여 저자 작성

이제 정부 이전지출로 인한 가계의 공적이전소득이 소득재분배 개선에 미친 효과를 살펴보자. [표 3]에는 정부이전 공적이전소득으로 인한 소득불평등도의 개선율(즉 소득재분배 개선율)과 소득재분배 개선비용을 정리하여 제시하였다. 앞서 정의한 바와 같이, 소득재분배 개선율은 가처분소득에서 정부이전 공적이전소득을 뺀 가상가처분소득의 불평등도 지수와 가처분소득의 불평등도 지수를 비교하여 산출하였다. 소득재분배 개선비용은 가계의 총 정부이전 공적이전소득을 소득재분배 개선율로 나누어 산출하였으며, 이는 소득재분배 개선율을 1% 달성하기 위해서 지출한 정부 이전지출 규모로 해석할 수 있다.

이를 살펴보면 모든 불평등도 지수에서 정부이전 공적이전소득으로 인한 소득재분배 개선율이 매년 증가하는 추세에 있으며, 특히 2020년부터 소득재분배 개선율이 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 지니계수의 예를 들면, 2017년 소득재분배 개선율이 4.08%였으나 2021년에는 8.36%로 약 2.05배 증가한 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 해당 기간에 정부가 이전지출을 통해 가계의 소득을 보전하여 가계의 소득재분배를 더욱 개선하는 역할을 하였다는 명확한 근거를 제시한다.

하지만 비용 효율성의 측면에서 살펴보면 소득재분배 개선이라는 긍정적인 성과에 비해 지출한 비용이 매우 크다는 것을 알 수 있다. [표 3]에서 각 불평등도 지수의 개선비용을 살펴보면, 2019년까지는 소득재분배 개선비용이 소폭 상승하거나 유사하였으

나, 2020년부터는 개선비용이 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 구체적으로 소득재분배 1% 개선을 위한 평균 비용이 지니계수의 경우 2017년 6.76조원에서 2021년에는 9.17조원으로 약 1.36배 증가하였으며, 20% 소득집중도와 5분위 배수도 동 기간 각각 1.31배, 1.90배 증가한 것을 알 수 있다. 특히 2020년부터 정부의 이전지출 규모가 크게 증가한 것을 고려한다면, 최근에 와서 비용 대비 소득재분배 개선이 더욱 기대에 미치지 못한 성과를 보인 것으로 평가할 수 있다. 즉 최근 정부의 이전지출이 소득재분배 개선 측면에서 더욱 비효율적으로 지출된 것으로 평가할 수 있다. 이는 결국 앞서 살펴본 바와 같이 현재의 정부 이전지출이 저소득·저자산 가구에 비해 상대적으로 소득 및 자산이 높은 가계에게 집중되었기 때문에<sup>13)</sup> 최근에 소득재분배 개선효과가 비효율적으로 나타난 것으로 추론해 볼 수 있다.

[표 3] 정부지원 공적이전소득의 소득재분배 개선 효과

(단위: %, 조원)

구분		2017	2018	2019	2020	2021
지니계수	가상 가치분소득	0.3715	0.3633	0.3645	0.3667	0.3656
	가치분소득	0.3563	0.3461	0.3408	0.3352	0.3350
	개선율	4.08	4.74	6.51	8.60	8.36
	개선비용	6.76	6.78	6.69	8.47	9.17
20% 소득 집중도	가상 가치분소득	42.71	42.01	42.05	42.31	42.28
	가치분소득	41.80	40.97	40.67	40.34	40.36
	개선율	2.14	2.49	3.29	4.64	4.55
	개선비용	12.88	12.90	13.24	15.69	16.85
5분위 배수	가상 가치분소득	9.35	8.91	9.10	9.12	9.12
	가치분소득	7.27	6.78	6.50	6.09	6.16
	개선율	22.34	23.91	28.59	33.23	32.48
	개선비용	1.24	1.34	1.53	2.19	2.36

자료: 통계청 가계·금융·복지조사를 활용하여 저자 작성

그렇다면 정부의 이전지출 사업 중에 어떠한 사업에서 비효율적인 소득재분배 개선이 나타나고 있는가? 비효율적인 소득재분배 효과가 나타나고 있는 사업을 살펴보는 것은 해당 사업의 특징을 검토하여 소득재분배 개선이 비효율적으로 나타나는 주요 원

13) [표 6]과 [표 7]에 제시된 소득 및 자산 분위별 정부지원 공적이전소득의 연도별 분포를 참조하겠다.

인을 분석하고 현재 정부 이전지출 사업 방식을 개선하기 위한 시사점을 도출할 수 있다는 점에서 중요한 의미를 가진다.

이를 위해 본 연구에서는 가계·금융·복지 조사에서 수집하는 정부지원 공적이전소득 중 가장 큰 비중을 차지하는 기초연금, 기초생활보장금, 근로·자녀장려금<sup>14)</sup>의 3가지 주요 사업에 대해서 동일한 분석을 시행하였으며, 그 결과를 [표 4]에 제시하였다. Panel A에서는 주요 사업으로 인한 공적이전소득 유무에 따른 소득재분배 개선율을 제시하였으며, Panel C에는 주요 사업을 통해 가계에 지급된 공적이전소득 규모에 대한 추정치를 제시<sup>15)</sup>하였으며, Panel B에는 각 사업의 공적이전소득 규모를 소득재분배 개선율로 나누어 산출한 소득재분배 개선비용을 정리하여 제시하였다.<sup>16)</sup>

먼저 주요 사업의 소득재분배 개선율을 살펴보면, 모든 불평등도 지수에서 기초연금, 기초생활보장금, 근로 및 자녀장려금의 순으로 소득재분배 개선율이 높음을 알 수 있다. 또한 최근에 개별 사업들의 지출규모가 증가하는 추세에 맞춰서 소득재분배 개선율도 동시에 증가하는 것을 볼 수 있다. 즉 각 사업들의 이전지출 증가에 따라 가계에 소득재분배도 개선되었음을 알 수 있다.

반면 소득재분배 개선비용을 살펴보면, 모든 불평등도 지수에서 기초생활보장금이 가장 낮고, 기초연금, 근로 및 자녀장려금 순인 것으로 나타났다. 이는 기초연금, 근로 및 자녀장려금에 비해 기초생활보장금이 소득재분배를 가장 효율적으로 달성하고 있다는 근거를 보여준다. 한편 연도별 추이를 살펴보면, 지니계수에서 기초생활보장금을 제외하고 개선비용이 유사한 속도로 증가하고 있는 것을 알 수 있다. 즉 최근 들어 정부의 이전지출을 통한 소득재분배 개선이 더욱 비효율적으로 시행되었음을 보여준다. 예외적으로 기초생활보장금만이 지니계수에서 소득재분배 개선비용이 감소하는 것으로

14) 근로·자녀장려세제는 엄밀한 의미에서는 재정사업이 아니라 조세제도의 하나로 분류가 가능하나, 실질적으로 정부로부터 지원받는 이전지출의 행태를 띠며 그 지출규모도 상당하므로 분석대상 사업으로 포함하였다.

15) 이는 가계로 이전된 각 사업 지급액에 대한 추정치이므로 실제 해당 사업의 예산 혹은 지급액과 차이가 나타날 수 있음에 주의를 요한다.

16) 소득재분배 개선비용을 산출할 때 개별 사업의 지출규모에 대한 추정치가 아니라 공공통계를 통해 수집할 수 있는 실제 예산 혹은 지급액을 사용하는 것도 방안이 될 수 있다. 하지만 이 경우 가계·금융·복지 조사의 조사대상 가구가 실제로 지급 받은 공적이전소득이 아니기 때문에, 분석자료를 활용하여 산출한 소득재분배 개선율과 일치하지 않는다. 즉 본 연구에서는 분석자료의 공적이전소득으로 인한 소득재분배 개선율을 산출하고 있으므로, 소득재분배 개선비용을 산출할 때 인과관계에 따라 분석자료의 공적이전소득 추정치를 사용하는 것이 더욱 타당한 것으로 판단된다.

나타나고 있으며, 이는 기초생활보장금만이 더욱 효율적으로 운용되었음을 보여준다. 결론적으로, 기초생활보장제도를 제외한 정부의 주요 이전지출 사업은 소득재분배 개선이라는 측면에서 최근 들어 더욱 비효율적인 방식으로 운영되어 왔음을 확인할 수 있다.

[표 4] 정부지원 공적이전소득 소득재분배 개선 효과

(단위: %, 조원)

구분		2017	2018	2019	2020	2021
<b>Panel A. 개선율</b>						
지니계수	개선율: 기초생보	1.04	1.26	1.29	1.64	1.76
	개선율: 기초연금	2.08	2.55	3.19	3.24	3.27
	개선율: 근로·자녀장려금	0.49	0.41	1.16	0.98	0.89
20% 소득 집중도	개선율: 기초생보	0.44	0.45	0.49	0.49	0.57
	개선율: 기초연금	0.82	0.99	1.26	1.20	1.31
	개선율: 근로·자녀장려금	0.20	0.23	0.53	0.40	0.40
5분위 배수	개선율: 기초생보	6.81	6.79	6.49	6.59	7.04
	개선율: 기초연금	9.08	10.20	12.30	11.67	11.49
	개선율: 근로·자녀장려금	1.67	1.64	3.49	2.68	2.59
<b>Panel B. 개선비용</b>						
지니계수	개선비용: 기초생보	4.92	4.37	4.51	3.93	4.33
	개선비용: 기초연금	5.41	5.25	5.33	5.59	6.06
	개선비용: 근로·자녀장려금	4.15	5.02	5.10	5.21	5.75
20% 소득 집중도	개선비용: 기초생보	11.69	12.15	11.96	13.06	13.39
	개선비용: 기초연금	13.64	13.51	13.49	15.06	15.19
	개선비용: 근로·자녀장려금	10.16	8.84	11.25	12.75	12.62
5분위 배수	개선비용: 기초생보	0.75	0.81	0.90	0.98	1.08
	개선비용: 기초연금	1.24	1.31	1.38	1.55	1.73
	개선비용: 근로·자녀장려금	1.22	1.26	1.70	1.91	1.97
<b>Panel C. 주요 공적이전소득 추정치</b>						
기초생활보장지원금		5.1	5.5	5.8	6.4	7.6
기초연금		11.2	13.4	17.0	18.1	19.8
근로·자녀장려금		2.0	2.1	5.9	5.1	5.1

자료: 통계청 가계·금융·복지조사를 활용하여 저자 작성

그렇다면 왜 이처럼 정부의 이전지출이 소득재분배 개선에 있어 더욱 비효율적으로 운영되고 있는가? 이는 기초생활보장제도와 타 이전지출 사업의 특징을 비교함으로써

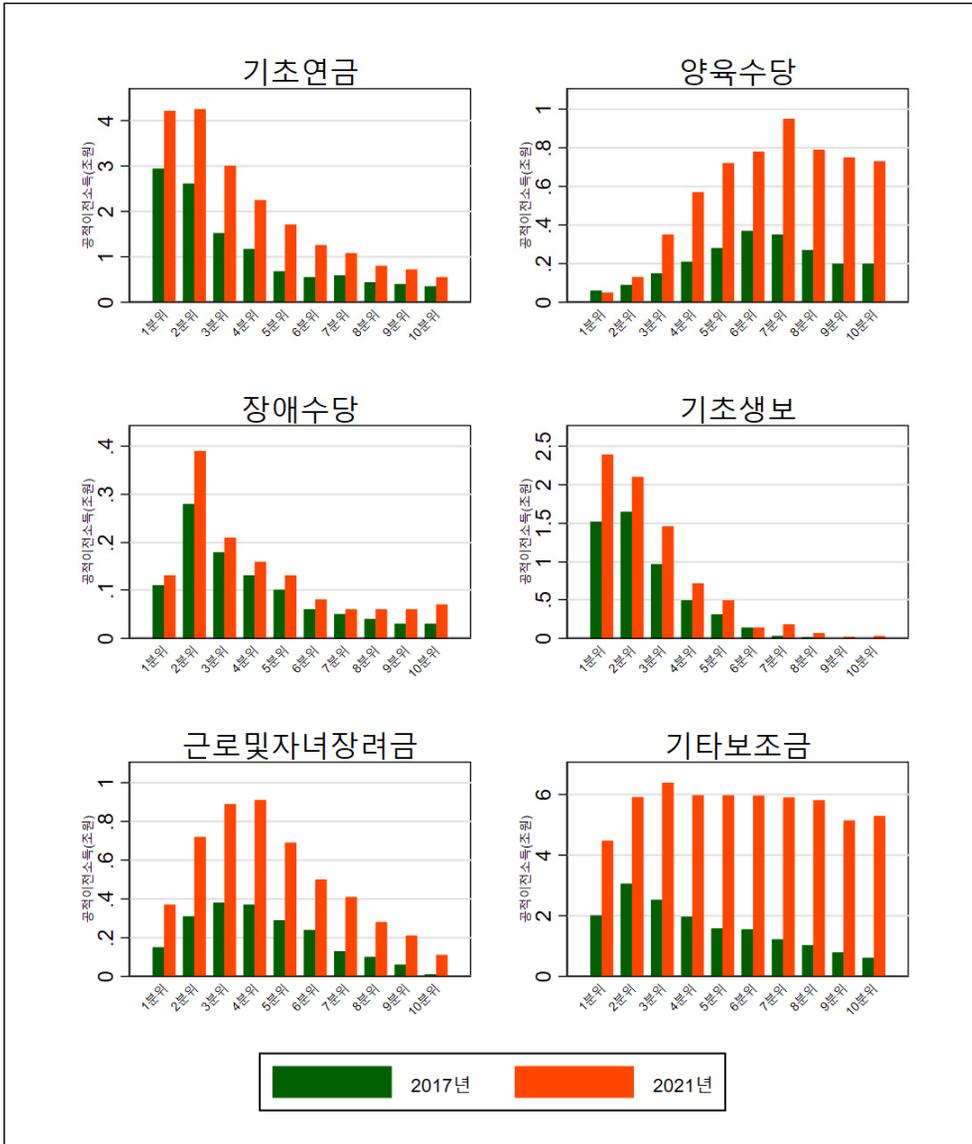
그 원인을 추론해 볼 수 있다. 기초생활보장제도는 정부가 매년 발표하는 기준중위소득의 50% 미만에 해당하는 가구에 생계·의료·교육·주거급여를 지급하는 제도이다. 동 제도에서는 수급기준을 판단할 때, 자산 또한 소득으로 환산하는 과정을 거쳐 명시적으로 자산규모를 포함하여 수급여부를 판단한다. 따라서 기초생활보장제도는 저소득·저자산의 최극빈 가구에 집중적으로 소득을 지원하기 때문에 효율적으로 소득재분배를 개선할 수 있는 것으로 판단된다.

반면 기초연금만 65세 이상 노인 가구<sup>17)</sup> 중 소득하위 70%에 해당하는 모든 가구에 동일한 금액의 기초연금액을 지급한다. 따라서 우리 사회가 고령화 사회가 접어들면서 수급대상의 범위가 매우 넓어지는 반면 저소득층에 집중하여 지원하지 않기 때문에 기초연금 지급규모가 매우 빠르게 증가함에도 불구하고 소득재분배 개선 효과는 그다지 크지 않게 된다. 또한 근로·자녀장려세제의 경우 경제활동에 참가하여 소득이 있는 저소득 가구에 지급하기 때문에, 소득이 없는 최극빈 가구에 근로·자녀장려금이 지급되지 않는 제도적 특성이 있어 본질적으로 효율적인 소득재분배 개선을 기대하기가 어렵다. 이러한 특성에도 불구하고 동 제도는 2019년에 수급대상범위를 대폭 확대하였으며, 그 결과 2018년에 비해 2019년 수급가구는 약 2배, 지급액은 약 3배 증가하였다. 이에 따라 소득재분배의 효율성은 더욱 저하되는 결과를 야기하게 되었다.

이상의 논의에 대한 이해를 돕기 위해 [그림 4]에는 본 연구의 분석자료로부터 2017년과 2021년 개별 사업의 가치분 소득분위별 공적이전소득 분포를 추정하고, 이를 비교하여 제시하였다. 이를 보면, 기초생활보장금과 장애수당의 경우 2017년에 비해 2021년에 하위 소득분위에서 공적이전소득이 크게 증가한 것을 확인할 수 있지만, 다른 사업들에서는 동기간 상위 소득분위의 공적이전소득이 상대적으로 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 이는 기초생활보장금과 장애수당 외 다른 이전지출 사업에서 수급대상이 확대되면서 상대적으로 상위 소득분위의 공적이전소득이 증가하였다는 것을 보여주고 있다. 물론 양육수당과 코로나19 지원금을 포함한 기타보조금은 소득재분배가 주목적이지 않지만, 이와 같은 분포의 변화는 분명 정부 이전지출사업이 소득재분배 개선을 달성하는 데 비효율적으로 만드는 주요한 역할을 했음을 시사한다.

17) 기초연금은 본인과 배우자가 수급단위이므로 일반적인 가구와는 개념이 다르다.

[그림 4] 가처분소득 분위별 공적이전소득의 비교: 2017년 vs 2021년



자료: 통계청 가계·금융·복지조사를 활용하여 저자 작성

이상의 논의를 통해 종합하면, 최근에 나타난 정부 이전지출의 소득재분배 비효율성은 주요 이전지출 사업의 수급대상 확대에서 기인한 것으로 추론해 볼 수 있다. 이처럼 수급대상을 확대하면서 보편적 지원을 확대하는 것은 분명 이전지출 규모를 증가시키지만 소득재분배 측면에서 실익을 얻기 어려움을 보여주고 있다.

## IV. 결론

본 연구는 가계의 정부지원 공적이전소득의 소득재분배 효과를 분석하여, 소득재분배 측면에서 정부 이전지출의 재정효율성을 평가하였다. 이를 위해 통계청 가계·금융·복지조사 최근 5년 자료를 활용하여, 정부지원 공적이전소득 유무에 따른 지니계수를 포함한 다양한 불평등도 지수를 추정하였으며, 이를 바탕으로 소득재분배 개선율 및 개선 비용을 산출하여 가계의 공적이전소득이 소득재분배에 미친 영향과 소득재분배 개선 효율성을 분석하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 먼저 정부지원 공적이전소득의 현황을 살펴본 결과, 가계의 공적이전소득이 최근 급격히 증가하고 있으며, 이러한 경향은 상대적 고소득·고자산 가구에서 더욱 뚜렷하게 나타났다. 둘째, 정부지원 공적이전소득은 소득재분배 개선율을 증가시켰지만, 그와 동시에 소득재분배 개선비용도 증가한 것으로 나타나 소득재분배 개선의 비효율성이 나타남을 확인하였다. 셋째, 주요 이전지출 사업별 소득재분배 개선효과를 비교한 결과, 기초생활보장제도에 비해 기초연금과 근로·자녀장려세제에서 비효율성이 더욱 높은 것으로 나타났다. 이는 소득재분배 비효율성이 주로 이전지출 사업의 수혜대상 범위를 확대하는 과정에서 기인한 것임을 시사하고 있다.

종합컨대 본 연구의 결과는 정부의 확장적 재정정책의 결과로써 이전지출 증가가 가계의 소득재분배를 개선하였다는 분명한 근거를 보여주고 있다. 하지만 이와 동시에 소득재분배를 개선하는 방식에 있어서 효율성이 최근에 더욱 악화하였음을 확인할 수 있었다. 물론 정부의 이전지출 정책이 소득재분배만을 목적으로 하는 것이 아니기 때문에, 소득재분배 지표만을 가지고 모든 정책을 단편적으로 평가하긴 어렵다. 그럼에도 국가부채가 미래 주요 위협으로 부각하고 있는 현 시점을 고려할 때, 기초연금, 근로장려세제 등 주요 이전지출사업에 대한 정책을 추진함에 있어서 정책의 목표 중 하나인 소득재분배 관점을 고려하여 제도를 개선하는 것을 더욱 적극적으로 검토할 필요가 있는 것으로 판단된다.

## 참고문헌

- 국회예산정책처, 「분야별 재정지출의 소득재분배효과 분석」, 국회예산정책처, 2014.
- 김우철, “소득세 비과세·감면이 소득재분배에 미치는 영향,” 「한국재정학회 학술대회 논문집」, 한국재정학회, 2013, 1~33쪽.
- 김진욱, “한국소득이전 제도의 소득불평등 및 빈곤감소 효과에 관한 연구,” 「사회복지정책」 제20권, 한국사회복지정책학회, 2004, 171~195쪽.
- 박승준·윤용중, “분야별 재정지출의 경제성장 및 소득재분배 효과,” 「예산정책연구」 제2권 제1호, 국회예산정책처, 2013, 71~95쪽.
- 박찬용, “이전소득의 빈곤 축소효과 국제비교 분석,” 「응용경제」 제8권 제3호, 한국응용경제학회, 2006, 127~156쪽.
- 성명재·박기백, “조세·재정지출의 소득재분배 효과: 소비세 및 현물급여 포함,” 「재정학연구」 제5권 제2호, 한국재정학회, 2008, 63~94쪽.
- 송헌재·성명재, “신용카드 사용액 소득공제 제도의 효과 분석,” 「재정학연구」 제1권 제1호, 한국재정학회, 2012, 157~194쪽.
- 여유진, “공적이전 및 조세의 소득재분배효과,” 「사회보장연구」 제25권 제1호, 한국사회보장학회, 2009, 45~68쪽.
- 이준구·조명환, 「재정학」 6<sup>th</sup> ed., 문우사, 2021.
- 임병인, “소득세 및 사회복지정책의 소득재분배효과: 한국과 미국의 비교,” 「공공경제」 제8권 제3호, 한국재정학회, 2003, 99~126쪽.
- 임주영·박기백·김우철, “소득세 감면제도의 재분배효과,” 「세무와회계저널」 제15권 제2호, 한국세무학회, 2014, 207~226쪽.
- 정운오·전병욱, “소득공제의 소득재분배 및 조세부담의 수직적 공평성 측면에서의 문제점과 개선방안: 연금저축 등에 대한 공제와 교육비공제를 중심으로,” 「통계연구」 제15권 제2호, 통계청, 2010, 24~49쪽.
- 최정균·최재성, “사회보장이전의 빈곤감소 효과성과 표적 효율성 분석: 1992년부터 1988년까지의 기간을 중심으로,” 「정책분석평가학회보」 제12권 제1호, 한국정책분석평가학회, 2002, 25~45쪽.
- 통계청, 「가계금융복지조사」, 2021.
- \_\_\_\_\_, 가계·금융·복지조사(마이크로데이터), 각연도.

한국재정정보원, 「2022 주요재정통계」, 2022.

홍우형, “2019년 근로장려세제 확대 개편의 세수귀착효과 및 소득재분배효과 분석,” 「재정정책논집」 제21권 제3호, 한국재정정책학회, 2019, 3~33쪽.

## 부록

[표 5] 이인지출 사업별 공적이전소득 추이

(단위: 조원)

구분	정부지원 공적이전소득				
	2017	2018	2019	2020	2021
기초생보	5.13	5.49	5.81	6.45	7.60
기초연금	11.24	13.36	17.03	18.12	19.83
근로·자녀장려금	2.03	2.06	5.93	5.12	5.10
양육수당	2.19	2.78	5.05	5.51	5.83
장애수당	1.00	1.01	1.16	1.28	1.35
기타보조금	16.36	18.77	26.57	54.76	56.82

주: 통계청 가계·금융·복지조사에서 2020년 소득부터는 고용 및 산재보험급여와 코로나19 지원금을 추가적으로 조사하였는데, 이를 기타보조금에 포함함  
 자료: 통계청 가계·금융·복지조사를 활용하여 저자 작성

[표 6] 소득 분위별 정부지원 공적이전소득 분포

(단위: 조원, %)

구분	정부지원 공적이전소득				
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
<b>Panel. A. 시장소득 분위별</b>					
2017	14.13 (51.18)	5.93 (21.48)	3.43 (12.43)	2.47 (8.95)	1.65 (5.96)
2018	16.33 (50.81)	6.90 (21.48)	4.09 (12.71)	2.90 (9.03)	1.91 (5.96)
2019	19.30 (44.26)	10.38 (23.80)	6.17 (14.16)	4.67 (10.71)	3.08 (7.06)
2020	23.95 (32.86)	15.30 (20.99)	12.39 (17.00)	11.57 (15.87)	9.68 (13.28)
2021	25.41 (33.15)	15.97 (20.84)	12.82 (16.72)	12.12 (15.81)	10.33 (13.48)
<b>Panel. B. 경상소득 분위별</b>					
2017	11.46 (41.51)	6.93 (25.10)	4.12 (14.93)	3.18 (11.53)	1.91 (6.92)
2018	13.07 (40.67)	8.14 (25.32)	4.85 (15.09)	3.59 (11.18)	2.48 (7.73)
2019	15.41 (35.35)	11.30 (25.92)	7.59 (17.41)	5.65 (12.95)	3.65 (8.38)
2020	19.54 (26.81)	16.90 (23.19)	13.70 (18.79)	12.33 (16.92)	10.41 (14.29)
2021	20.33 (26.52)	17.30 (22.57)	14.51 (18.94)	13.37 (17.45)	11.13 (14.52)
<b>Panel. C. 가처분소득 분위별</b>					
2017	10.62 (38.49)	7.19 (26.04)	4.37 (15.82)	3.27 (11.86)	2.15 (7.79)
2018	12.05 (37.50)	8.42 (26.21)	5.03 (15.64)	3.75 (11.67)	2.88 (8.98)
2019	14.22 (32.61)	11.58 (26.56)	7.91 (18.13)	5.78 (13.25)	4.12 (9.45)
2020	18.22 (24.99)	17.19 (23.59)	14.05 (19.28)	12.51 (17.16)	10.91 (14.98)
2021	18.84 (24.58)	17.60 (22.97)	14.91 (19.45)	13.59 (17.74)	11.70 (15.26)

주: 정부지원 공적이전소득은 공적연금을 제외한 가구의 공적이전소득을 의미하며, 괄호 안의 값은 연도별 비중을 의미함

자료: 통계청 가계·금융·복지조사를 활용하여 저자 작성

[표 7] 자산 분위별 정부지원 공적이전소득 분포

(단위: 조원, %)

구분	정부이전 공적이전소득				
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
2017	10.97 (39.74)	6.43 (23.28)	4.46 (16.15)	3.22 (11.66)	2.53 (9.18)
2018	12.46 (38.76)	7.54 (23.45)	5.25 (16.35)	4.04 (12.58)	2.84 (8.85)
2019	15.72 (36.05)	10.63 (24.38)	7.82 (17.94)	5.64 (12.94)	3.79 (8.69)
2020	20.77 (28.50)	15.68 (21.52)	14.02 (19.23)	12.83 (17.61)	9.57 (13.14)
2021	21.17 (27.63)	16.58 (21.64)	14.92 (19.47)	13.43 (17.52)	10.54 (13.75)

주: 정부지원 공적이전소득은 공적연금을 제외한 가구의 공적이전소득을 의미하며, 괄호 안의 값은 연도별 비중을 의미함

자료: 통계청 가계·금융·복지조사를 활용하여 저자 작성

## Analyzing the Effects of Public Transfer Expenditure for Income Redistribution

Woo-Hyung Hong\* Sang-Yeob Lee\*\*

### Abstract

By exploiting the Survey of Household Finances and Living Conditions over the past 5 years (2017-2021), we investigate the effect of public transfer expenditure on income redistribution and evaluate its cost efficiency. First, descriptive statistics on public transfer income show that public transfer incomes of households have recently increased significantly, particularly among households whose incomes and assets are relatively high. Second, we found that income redistribution have been improved recently; however, at the same time, the cost of income redistribution has also increased, indicating cost inefficiency in public transfer program. Furthermore, a comparative analysis of major government transfer program showed that basic livelihood act was more cost efficient than basic pension, earned income tax incentives, and child birth grant in terms of the cost for redistribution improvement. This can be inferred that this is due to the excessive expansion of the program recipients. In conclusion, our results suggest that the current Korean transfer programs for redistribution should be redesigned to be more fiscally efficient.

□ Keywords: Public Transfer, Public Transfer Income, Income Redistribution, Fiscal Efficiency

---

\* First Author, Assistant Professor, Department of Economics, Dongguk University

\*\* Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Gyeongsang National University



## 중소기업에 대한 정부 R&D 지원 정책의 효과\*

이은철\*\* 김병근\*\*\*

### 국문초록

본 연구는 중소기업기술통계조사를 이용하여 정부의 중소기업에 대한 R&D 지원 정책의 효과를 분석하였다. 정부 지원을 직접적인 R&D 자금지원과 간접적 지원(세제, 판로, 인력, 정보)으로 구분하고, 이 두 가지 지원의 조합별로 정책 시행 전후 성과를 비교 분석하였다. 정책 효과를 측정하기 위해 PSM-DID를 사용하였으며, R&D 투입, 특허, 지식재산권, 매출, 고용을 성과변수로 하였다. 실증분석 결과 정부의 중소기업 지원 정책은 R&D 투입, 특허, 지식재산권에 긍정적인 영향을 미쳤다. 직접적 R&D 자금지원만을 받은 경우는 R&D 투입, 특허, 지식재산권에 긍정적인 영향이 나타났고, 간접적 지원만 받은 경우는 어떠한 성과변수에도 유의한 영향이 나타나지 않았다. 직접적 R&D 자금지원과 간접적 지원을 동시에 받은 경우는 모든 성과변수에 긍정적인 영향이 나타났으며 증가율 또한 비교적 컸다. 기업의 최종 성과인 매출과 사회적인 성과인 고용은 직접적 R&D 자금지원과 간접적 지원을 동시에 받은 경우에만 유의한 긍정적 영향이 나타났다.

□ 주제어: 정부 R&D 지원, R&D 보조금, 지원 유형별 효과, 중소기업, PSM-DID

투고일: 2023. 8. 21. 수정일: 2023. 10. 18. 게재확정일: 2023. 10. 26.

\* 이 논문은 2023학년도 한국기술교육대학교 연구연간(학기)제 연구비 지원에 의하여 연구되었음

\*\* 제1저자: 한국기술교육대학교 대학원 산업경영학과 박사과정 (ecllee@koreatech.ac.kr)

\*\*\* 교신저자: 한국기술교육대학교 산업경영학부 교수 (b.kim@koreatech.ac.kr)

## I. 서론

정부의 민간 부문에 대한 R&D 자금지원을 정당화하는 경제학적 근거는 시장 실패라는 개념이다(Nelson 1959; Arrow 1962). R&D의 공공재적 특성과 자본시장의 불완전성은 모두 시장실패를 유발할 수 있으며, 이는 정부의 시장에 대한 개입의 이론적 근거를 제공한다. 즉 정부의 R&D 지원이 공공재의 비배재성과 비경합성으로 기인한 과소공급의 문제를 보완하며, 연구개발 투자에 대한 불확실성을 감소시켜 적극적인 투자를 도모하고 경제적 성과를 창출한다는 논리이다.

이러한 논리에 근거하여 정부는 경제적 성과를 달성하기 위한 수단으로 기업의 혁신을 지원하는 다양한 정책을 시행하고 있다. 이러한 기업 R&D에 대한 정부의 지원은 기업의 위험을 공공 부문이 대신 감수하는 효과와 동시에 기업의 혁신성을 제고하는 유인 효과(crowding in)를 발생시킬 수 있다.

그러나 이와 반대로 정부의 지원과 상관없이 연구개발에 투입하려고 하였던 기업의 자원이 정부의 지원으로 대체되어 민간의 R&D 투자가 오히려 줄어들게 되는 구축효과(crowding out)로 이어질 수도 있다. 또한 정책담당자가 정책시행과정에서 성공 가능성이 높거나 단기적 효과를 얻을 수 있는 R&D 프로젝트를 지원함으로써 정부의 역할을 정당화하는 도구로 악용할 소지도 있다(Lach 2002).

2021년 연구개발활동조사 결과에 따르면 한국의 총 연구개발비는 규모면에서 102조원으로 국내 총생산(GDP) 대비 약 5%를 차지하여 이스라엘에 이어 세계 2위를 차지하고 있다. 또한 정부 R&D의 경우 2019년 20.5조원을 지출하였고 2020년은 전년 대비 18.0%가 늘어난 24.2조원, 2021년은 27.4조원으로 13.2%의 증가세를 보이고 있다(한국과학기술기획평가원 2021). 이처럼 정부는 미래 성장동력분야에서 기술 확보와 국가 주력 산업의 기술경쟁력을 강화하기 위해 민간 R&D를 지원하고 있다.

정부의 R&D 지원의 효과에 관한 연구들은 대체로 유인 효과가 있다는 결과가 많으나 부정적 효과를 제시하는 연구도 있다(김호·김병근 2011; 안준모 2022; Quevedo 2004; Cunningham et al. 2013; Zuniga-Vicente et al. 2014). 또한 정부 R&D 보조금과 같은 재정지원 효과는 즉각적이지 않고 지연되어 나타나는 경향이 있다는 연구들(Klette et al. 2012; Lach 2002; Levy and Terleckyj 1983; Mansfield et al.

1984)이 있는 반면, Bentzen and Smith(1999)는 정부 R&D 보조금 지원은 장기간에 걸쳐 민간 R&D에 긍정적인 영향을 미치지만, 지연효과는 확인할 수 없다고 주장하기도 하였다. 이처럼 정부 R&D 지원이 기업의 R&D에 미치는 영향에 대하여 이론이나 광범위한 실증적 분석 모두 명확한 결론을 내리지 못하고 있는 것이다(Dimos and Pugh 2016).

본 연구는 2019년부터 2022년 중소기업기술통계조사의 합동(Pooled)데이터를 이용하여 정부의 중소기업 R&D 지원의 효과를 분석한다. 정부의 기술개발 지원을 크게 직접적 자금지원과 간접적(세제, 판로, 인력, 정보) 지원 두 가지로 구분하였다. 중소기업기술통계조사에서는 자금지원을 기획단계, 개발단계, 사업화단계로 나누어 조사하였지만 본 연구에서는 이처럼 세분화하지 않고 모두 직접적 자금지원으로 보았다. 간접적 지원도 세제지원, 판로지원, 인력지원, 정보지원으로 나누어 조사되었지만 본 연구에서는 모두 간접적 지원으로 구분하였다. 이 두 가지 종류의 조합에 따라 총 네 가지 정책 유형을 설정하였다. 첫 번째는 직접적 자금지원과 간접적 지원 중 하나 이상을 받은 유형(gvs), 두 번째는 직접적 지원과 간접적 지원을 동시에 받은 유형(gvsB), 세 번째는 오직 직접적 자금지원만 활용한 유형(gvsMonly), 네 번째는 오직 간접적 지원만 활용한 유형(gvsNMonly)이다.

네 가지 정책 유형별로 PSM-DID(Propensity Score Matching Difference-in-Differences) 방법을 활용하여 정부의 중소기업 지원 정책의 효과성을 검증한다. 이를 위해 본 연구에서는 정부 R&D 지원의 영향을 투입 부가성, 기술적 성과, 재무적 성과, 사회적 성과 등 4가지 성과 관점으로 구분하여 분석한다. 정책효과를 측정하기 위해 투입 부가성 관점에서 R&D 투입을 성과지표로, 기술적 성과로는 특허 수와 지식재산권 수를, 재무적 성과로는 매출액을, 사회적 성과로는 종업원 수를 각각의 성과지표로 사용하였다. 마지막으로 분석 결과들을 정책변수 간 비교하여 종합적인 결론을 도출한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 정부 R&D 지원의 정책적 근거와 지원 효과에 관한 다양한 선행연구를 살펴본다. 제Ⅲ장은 연구 방법론과 변수에 대하여 설명한다. 제Ⅳ장은 PSM-DID를 통한 정책 효과 분석 결과를 제시하고 제Ⅴ장은 본 연구에 대한 결론을 제시한다.

## II. 선행연구

기업의 R&D 투자에 대한 정부지원은 이론적으로 R&D 투자로 인해 발생하는 효과를 기업이 완전히 전유할 수 없으므로 과소 투자가 유발하게 되고 이로 인한 시장실패를 막기 위한 것이다. 이때 공공정책의 역할은 사회적 최적 수준까지 민간 R&D 투자를 끌어올리는 것이다.

그런데 정부의 민간 R&D 지원 정책효과에 관한 선행연구들을 살펴보면 명확한 결론이 도출되지 못하고 있다(Dimos and Pugh 2016). 많은 연구 결과가 정부 R&D 지원이 기업의 기술혁신에 긍정적인 것으로 보고하였다(Aerts and Schmidt 2008; Jin et al. 2018; Meuleman and Maeseneire 2012; Bianchia et al. 2019; Liu et al. 2019; Pegkas et al 2019). 정부의 기술개발 지원 정책이 기업의 추가 연구개발비 지출이나 기업성과 개선에 기여하거나 혁신에 긍정적인 영향을 미친다는 것이다. R&D 투자의 외부성과 불확실성으로 기업의 투자를 망설이는 가운데 정부의 R&D 보조금 등의 지원이 유인효과(crowding in)를 발생시킬 수 있다는 것이다(Temple 2003).

이에 반해 정부의 기술개발 지원의 부정적인 효과에 관한 연구도 보고되고 있다. 기업의 R&D와 혁신활동에 대한 정부 보조금의 영향이 효율적이지 못하다는 것이다(Kauko 1996). 수혜기업의 도덕적 해이로 정부보조금의 성과가 감소하거나(Arslan-Ayaydin et al. 1996) 기업의 규모, 지원의 정도, 기간 등의 요인을 고려했을 때 부정적인 효과를 제시하는 연구들도 있다(Instefjord 2016; Marino et al. 2016; Wu et al. 2020; Lanahan. et al. 2021). 정부의 R&D 지원이 기업 R&D 지출을 추가로 발생시키지 못하는 대체효과 또는 구축효과(crowding out)가 발생한다는 것이다(Marino et al. 2016; Gonzalez and Pazo 2008).

정책효과가 혼재된 연구결과도 제시되고 있다. 정부 R&D 보조금이 기업의 R&D 투자의 구축효과를 발생시키지는 않지만, 기업 R&D 투자를 증가시키지도 않는다는 연구(Klette and Møen 2012), 기업의 규모가 작거나 R&D 집중도가 높은 경우에는 자체 R&D 지출을 증가시킬 수 있지만 대기업의 경우에는 유인효과가 나타나지 않는다는 결과도 제시되고 있다(Szucs 2020).

정부 지원 정책 효과의 시차를 고려한 연구들도 존재한다. 일반적으로 R&D 투자는

사업화까지 시간이 걸리기 때문에 정책의 효과가 바로 나타나지 않고 몇 년에 걸쳐 분산되어 나타날 수 있다는 연구들도 보고되었다(Zuniga-Vicente et al. 2014). 기업 R&D에 대한 정부 보조금 지원이 새로운 지식과 혁신 능력을 향상시키며 장기적 영향을 미친다고 보거나(David 2000; Koga 2005), 정책의 효과가 나타나기까지는 2~3년의 시차가 필요하다는 연구들(Levy and Terleckyj 1983; Mansfield and Switzer 1984; Guellec et al. 2003)이 있다. 그런데 정부의 R&D 보조금 지원이 완료된 후 1년 후부터 2년까지만 효과가 발생하고 2년 후부터는 발생하지 않는다는 연구도 있다(Lach 2002).

정부의 R&D 지원 정책의 효과에 관한 선행연구들은 정부 지원을 주로 직접적인 R&D 보조금이나 조세 혜택과 같은 재무적 지원에 초점을 맞추었다. 하지만 재무적 지원만으로 정부 R&D 지원의 효과를 설명하는 것은 제한적이기 때문에 정부 R&D 지원의 다양한 유형을 고려하여 이러한 부분을 보완하기 위한 연구들이 제시되었다.

박성민·김현(2008)은 IT 중소기업 대상의 정부자금지원 유형을 크게 직접 지원(출연, 투자, 용자) 및 간접 지원(기술지원, 인력·창업지원, 판로·수출·정보화 지원)으로 구분하여 이에 따른 성과를 분석하였고, 신진교·최영애(2008)는 정부 R&D 지원 유형을 자금, 기술, 인력 등 3가지로 구분하였다. 신현우(2009)는 기술개발 활동 및 사업화의 지원, 정부 연구개발사업에 참여, 기술지원과 지도, 기술정보의 제공, 기술인력 및 교육연수 지원, 정부 및 공공부문의 구매, 마케팅 지원 등으로 구분하여 연구하였다. 이후성 외(2015)는 중소기업을 대상으로 정부의 R&D 지원을 금융 및 조세지원을 재무적 전략으로, 정보, 인력, 교육, 구매, 마케팅, 사업화 지원 등은 비재무적 전략으로 유형화하여 기술혁신에 대한 성과를 분석하였다. 전승표 외(2016)는 정부의 중소기업 R&D 기획지원과 기술정보제공 등과 같은 비재무적 정보지원이 성과에 미치는 영향을 연구하였다. 윤효진 외(2018)는 기술혁신 지원제도를 자금지원, 세제지원, 판로지원, 인력지원, 정보지원으로 분류하여 기업성과에 미치는 영향을 분석하였다. 김주일(2019)은 중소기업의 R&D 투자 지원을 직접지원(보조금)과 간접지원(조세지원)으로 구분하여 국내 32개 유관 연구를 체계적 문헌 고찰과 메타분석을 실시하였다.

마지막으로 정부의 R&D 지원의 효과성 평가와 관련하여 부가성(additionality)이란 이론적 개념이 제시되었다(Polt and Streicher 2005; 김호·김병근 2011). 부가성은 정부의 지원이 없는 경우와 지원되었을 때의 차이로 이해할 수 있으며 투입 부가성,

산출 부가성, 행동 부가성으로 구분된다(곽민수·김병근 2018). 투입 부가성에 대한 선행연구들은 정부 지원이 기업내부의 연구개발(internal R&D) 투자를 증대시켰는지 실증적으로 검증하였고, 많은 연구에서 긍정적인 효과를 보고하였다(곽민수·김병근 2018; Shin et al. 2019; 안준모 2022). 그러나 기업 R&D 지출에 대한 정부 R&D 보조금의 투입부가성 효과나 대체효과가 없는 연구들도 제시되었다(Dimos and Pugh 2016; Marino et al. 2016).

산출 부가성(output additionality)은 정부의 정책지원이 어떠한 혁신 산출물을 창출하였는지에 관한 것이다. 정부 R&D 보조금이 산출 부가성에 긍정적인 영향을 미친다는 연구가 제시되고 있지만 산출물인 논문이나, 특허와 같은 지식재산권의 경우에는 매출과 직접 관련 있는 최종 성과물이 아니며, 또한 매출의 경우에는 정부 R&D 보조금의 기여도를 정확하게 측정하기는 힘들다는 한계도 존재한다.

행동 부가성(behavioural additionality)은 정부 정책 지원이 기업의 혁신활동에서 의도한 행동 변화를 유발하는지와 관련된 개념이다. 정부의 R&D 지원이 기업의 프로젝트 규모와 속도의 변화와 관련된 부분 또는 학습이나 협력과 관련한 부분의 부가성 효과가 있다는 연구들이 존재한다(Simachev et al. 2017; Neicu et al. 2016; Clarysse et al. 2009). 하지만 기술혁신의 내부 프로세스를 관찰하는 것 자체에 어려움이 있기에 많은 연구가 진행되지는 못한다.

### Ⅲ. 연구방법

정부보조금의 효과 분석에서는 최소제곱법, ANOVA, 2단계 최소제곱법(2SLS), 패널 회귀분석, 구조형 벡터자기회귀 등 다양한 연구방법을 활용할 수 있다(김호·김병근 2011). 그러나 연구대상의 관찰할 수 없는 특성으로 인한 내생성(endogeneity)의 문제는 정책 효과를 왜곡할 수 있다. 이를 보정하기 위해 도구변수를 활용한 회귀모형으로 정책수혜 여부에 따른 성과를 분석할 수 있다(김호·김병근 2012). 하지만 잔차항과 독립이라는 조건과 동시에 독립변수(정부보조금)와 상관관계가 있는 변수를 찾아야 한다는 어려움이 있고, 관측 불가능한 특성은 회귀식에서 통제할 수 없다는 점도 문제이다(손호성·이재훈 2018).

이러한 문제를 해결하기 위해 성향점수매칭(propensity score matching; PSM)과 이중차분법(difference in differences; DID)을 동시에 활용한 PSM-DID를 적용할 수 있다. 먼저 성향점수매칭으로 정부 지원 정책의 수혜집단과 비교집단을 가능한 비슷하게 선정하여 오염된 요인을 통제한다(김호·김병근 2012). 그 후에 이중차분법(difference in differences; DID)으로 정책 시행 전 정책 수혜집단과 비교집단의 성과 차이를 계산하고 이것을 다시 정책 시행 후 정책 수혜집단과 비교집단의 성과 차이에서 차감한다. 이를 통하여 시간에 대해 고정적인 관측 불가능한 영향에 대한 통제가 가능하다(손호성·이재훈 2018).

#### 1. 성향점수매칭(propensity score matching)

실험연구에서 중요한 부분은 처치집단의 처치 전 특성과 균형을 이루는 통제집단을 구성하는 것이다. 처치집단과 통제집단의 특성 차이가 큰 경우 이로 인한 선택편의(selection bias) 문제가 발생하여 편향된 효과추정이 발생할 수 있다.

이러한 문제의 교정 방법으로 Rosenbaum and Rubin(1983)은 성향점수매칭(propensity score matching) 기법을 제시하였는데, 이는 조건부 독립 가정(conditional interdependence assumption)과 공통지지 영역 조건(common support condition) 가정에 기반한다.

조건부 독립 가정의 관점에서 개별 표본이 처치집단 또는 통제집단에 배정되는 것과

결과가 독립적이라고 가정하면 처치 후의 집단 간 실험결과의 차이가 처치로 인한 효과임을 주장할 수 있다. 공통영역 조건(common support condition) 또는 중첩조건(overlap condition)은 처치집단과 통제집단의 처치집단에 배정될 확률은 반드시 공통의 영역이 있어야 한다는 가정이다(Rosenbaum and Rubin 1983).

성향점수의 도출은 일반적으로 처치그룹 배정에 영향을 미칠 수 있는 공변량을 투입하여 프로빗 또는 로짓 모형을 활용하여 구한다. 이렇게 도출된 처치그룹 배정 확률(성향점수)을 토대로 최대한 유사한 성향점수를 가진 처치집단과 통제집단의 표본을 매칭한다. 이는 처치집단 또는 통제집단 배정될 확률이 유사한 무작위 배정의 상황을 설정하는 것이다.

매칭 기법으로는 Nearest Neighbor, Caliper and Radius, Stratification and Interval, Kernel and Local Linear 등이 있는데(Caliendo and Kopeinig 2008) 본 연구에서는 가장 일반적으로 활용되는 Nearest neighbor 알고리즘을 적용하였다.

## 2. 이중차분법(difference in differences)

Heckman et al.(1997)가 처음 제시한 이중차분법은 처치집단과 통제집단의 차이를 처치시점에 따라 이중으로 차분하여 시점 변화에 따른 처치의 효과를 도출하는 기법이다. 이 방법은 준 자연 실험(quasi-natural experiment)을 연구하거나 경제 위기, 정치적 혼란 또는 정책 시행과 같은 외부 충격의 영향을 평가하는 데 가장 적합한 방법으로 널리 인정받고 있다(Li et al. 2018).

DID로 일반적인 평행 추세 가정하에 통제집단과 처치집단의 두 시점 간 대상에 대한 처치효과를 추정할 수 있는데(Goodman-Bacon 2021) 만약 이중차분법에서 요구하는 평행 추세(parallel trend)를 충족하지 못한다면 처치효과는 편향된 추정이 될 수 있다(Meyer 1995). 전술한 성향점수매칭으로 평행 추세 가정을 일부 충족할 수 있다.

다음에 제시된 수식 (1)은 본 연구에서 정책 효과를 분석하기 위한 회귀식이다. 정부의 R&D 지원 정책의 효과인 이중차분(DID)값은 처치집단 더미(P)와 처치 후 시점 더미(T)의 상호작용항의 추정 계수  $\beta_3$ 와 같다.  $y$ 는 성과변수이며 로그를 취한 이유는 계수 값의 해석에 있어서 비율 또는 변화율로 측정할 수 있는 장점이 있기 때문이다.

$$\ln(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 P_{it} + \beta_2 T_t + \beta_3 P_{it} \times T_t + \delta \sum X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

여기서  $i$ 는 집단을,  $t$ 는 해당 연도를 의미하며  $P$ 와  $T$ 는 각각 정책 시행 및 정책 전후 더미를 의미하고  $y$ 는 성과변수,  $X$ 는 통제변수  $\epsilon$ 는 오차항을 의미한다.

다음 [표 1]에 나타난 바와 같이 정부의 R&D 지원 정책의 수혜대상 기업을 처치집단 (Treated)으로, 그 외 기업을 통제집단(Control)으로 구분한다. 그리고 정책 시행 전후를 비교하여 집단별 성과변수들의 차이를 계산한다. 이 차이는  $\beta_3$ 로 나타나며, 정책의 성과변수에 대한 순효과를 나타낸다.

[표 1] 이중차분법

구분	T = 0	T = 1	차분
Treated (P = 1)	$\beta_0 + \beta_1$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	$\Delta \ln(y) = \beta_2 + \beta_3$
Control (P = 0)	$\beta_0$	$\beta_0 + \beta_2$	$\Delta \ln(y) = \beta_2$
차분	$\Delta \ln(y) = \beta_1$	$\Delta \ln(y) = \beta_1 + \beta_3$	$\Delta \Delta \ln(y) = \beta_3$

자료: 저자 작성

한편 로그 차분은 변화율과 유사하기 때문에 상호작용항의 추정 계수  $\beta_3$ 를 정책에 의한 성과의 변화율로 해석할 수 있다(Mulier and Samarin 2021; Benoit 2011).

### 3. 연구대상 및 자료수집

본 연구에 활용된 자료는 2019년도 '제12차 중소기업 기술통계조사(3,800개 기업)', 2020년도 '제13차 중소기업 기술통계조사(4,000개 기업)', 2021년도 '제14차 중소기업 기술통계조사(4,000개 기업)', 2022년도 '제15차 중소기업 기술통계조사(4,000개 기업)'이다. 이 조사의 모집단은 각 년도 매출액 5억원 초과 제조업 및 제조업 외 기술개발수행 중소기업들이며 「중소기업 기술혁신 촉진법」 제8조에 근거하여 중소기업벤처부와 중소기업 중앙회에서 공동으로 매년 실시하고 있다. 분석 도구는 R 4.3.0과 Jamovi 2.3.26을 활용하였다.

중소기업 기술통계조사의 대상 기업들은 해마다 일치하지 않는다. 같은 기업이 연속으로 조사대상에 포함되는 경우가 있으나 그 수가 분석에 적합할 만큼 충분하지 않으며 해가 거듭될수록 큰 폭으로 줄어든다. 이러한 데이터의 특성상 정책 시행의 효과를 분석하기 위한 패널분석은 적합하지 않다. 또한 PSM-DID 분석을 위해서는 동일한 기업의 정책 시행 전 시점( $t=0$ )과 정책 시행 후 시점( $t=1$ )의 목표변수의 차이를 분석해야 한다. 하지만 위와 같은 이유로 분석에 적합할 만한 표본 수를 확보하기 어렵다.

이를 해결하기 위하여 다음 [표 2]와 같이 2년 연속 중소기업 기술통계조사대상에 선정된 기업들을 기간별로 선별한 후 병합하여 분석을 위한 합동 데이터(Pooled-data)를 구성하였다. 2019과 2020년에 연속으로 표본에 선정된 기업의 수는 611개, 2020년과 2021년에 연속으로 표본에 선정된 기업은 749개, 2021년과 2022년 연속으로 표본에 선정된 기업의 수는 917개이다. 이들을 병합한 2,327개의 표본을 대상으로 PSM-DID 분석을 시행하여 정부의 기술개발 지원 정책 전후 1년간의 목표변수의 변화를 살펴보았다([표 3]).

[표 2] 중소기업기술통계조사 기간별 동일기업

(단위: 개 사)

조사연도		2019	2020	2021	2022
전체 조사대상 기업		3,800	4,000	4,000	4,000
2019~2020	Time	t=0	t=1		
	동일 ID	661	661		
2020~2021	Time		t=0	t=1	
	동일 ID		749	749	
2021~2022	Time			t=0	t=1
	동일 ID			917	917

자료: 저자 작성

[표 3] PSM-DID를 위한 합동 데이터 표본

(단위: 개 사)

전체기간 합동 데이터(pooled) 표본	Time	t=0	t=1
	동일 ID	2,327	2,327

자료: 저자 작성

#### 4. 변수

본 연구는 다음 [표 4]와 같이 업력, 매출액(백만원), 종업원 수, R&D인력, 수도권(서울, 경기, 인천)여부, 기술기업군(고기술, 중간기술, 범용기술), 기업성장단계(시장진입기, 성장기, 성숙기, 쇠퇴기), 혁신형기업(기술혁신형기업, 벤처기업, 경영혁신형기업)여부 등의 기업 정보를 성향점수매칭(PSM)을 위한 공변량(covariate) 변수로 활용하였다. 공변량은 정책 시행 직전 시점의 정보를 활용하였다. 업력, 매출액, 종업원 수, R&D 인력은 자연로그로 변환하여 활용하였다. 이들 공변량은 기업들이 처지집단으로 배정 되는데 영향을 미치거나 목표변수(성과변수)와 연관성이 있을 것으로 예상되는 변수들이다. 이는 처치효과 추정의 효율성을 증가시킨다(Brookhart et al. 2006).

[표 4] 변수 및 설명

변수		설명
공변량	업력(Ln)	보고연도에서 설립연도를 차감, 자연로그 변환
	매출액(Ln)	연 매출액, 자연로그 변환
	종업원 수(Ln)	전체 종사자 수, 자연로그 변환
	R&D 인력(Ln)	R&D 관련 인력, 자연로그 변환
	수도권 여부	서울, 경기, 인천=1, 그 외 지역=0
	기술기업군	고 기술=1, 중간기술=2, 범용기술=3
	성장단계	진입기=1, 성장기=2, 성숙기=3, 쇠퇴기=4
통제변수	혁신형기업 여부	기술혁신형, 벤처, 경영혁신형 중소기업=1, 일반 중소기업=0
	종업원당 매출	기업의 생산성을 의미함
	매출액 대비 R&D	기업의 R&D 집중도를 의미함
독립변수	R&D 팀 보유 여부	R&D 관련 조직보유 여부, 예=1, 아니요=0
	Time	정책 시행 전=0, 정책 시행 후=1
	gvs	정부 지원 정책 경험 여부, 예=1, 아니요=0
	gvsB	직접적 R&D 자금 지원과 간접적 지원 동시에 수혜 경험, 예=1, 아니요=0
	gvsMonly	직접적 R&D 자금 지원만 수혜 경험, 예=1, 아니요=0
종속변수	gvsNMonly	간접적 지원만 수혜 경험, 예=1, 아니요=0
	매출액(Ln)	연 매출액, 자연로그 변환
	종업원수(Ln)	전체 종사자 수, 자연로그 변환
	R&D 투자(Ln)	R&D 투자비용, 자연로그 변환
	보유 특허(Ln)	보유 특허 수, 자연로그 변환
	총 지식재산권(Ln)	전체 지식재산권 수, 자연로그 변환

자료: 저자 작성

성향점수 매칭(PSM) 이후 이중차분(DID)분석을 위한 OLS를 실시한다. 이를 위한 독립변수 중 정책 전후의 시점을 나타내는 시간 더미변수는 정책 전 시점을  $t=0$ , 정책 후 시점을  $t=1$ 로 설정하였다.

본 연구에서 정부의 R&D 지원 정책수단을 직접적 지원과 간접적 지원 두 가지 유형으로 나누었다. R&D 자금지원(기획단계, 개발단계, 사업화단계)은 직접적 지원으로 분류하였으며, 세제지원, 판로지원, 인력지원, 정보지원은 간접적 지원으로 분류하였다. 이는 정부의 R&D 지원을 직접지원(출연, 투자, 용자) 및 간접지원(기술지원, 인력·창업지원, 판로·수출·정보화지원)으로 구분하여 분석한 박성민·김현(2008)과 직접지원(보조금)과 간접지원(조세지원)으로 구분한 김주일(2019)을 토대로 한 것이다.

이 두 유형의 조합으로 총 4개의 정책변수를 설정하였다. 두 유형의 조합으로 이루어진 4개의 정책 변수들은 각각 정부지원(Government Support)을 의미하는  $gvs$ 를 사용하여 표기하였다.  $gvs$ 는 직접적 자금지원 또는 간접적 지원을 받은 경우이며,  $gvsB$ 는 두 가지 지원을 동시에 받은 경우이다.  $gvsMonly$ 는 오직 직접적 자금지원만 받은 경우이며,  $gvsNMonly$ 는 간접적 지원만 받은 경우이다.

통제변수로는 개별 기업의 생산성을 알 수 있는 지표인 종업원당 매출액, 기업의 기술개발 집중도를 알 수 있는 매출액 대비 R&D 비중, 기업부설연구소나 상시 혹은 임시적 R&D 전담 조직의 보유 여부에 대한 더미변수를 사용하였다. 이 통제변수들은 기업의 R&D 성과에 영향을 미칠 수 있는 변수들이며, PSM 공변량에는 사용되지 않은 변수들이다.

정부 R&D 지원의 효과 분석을 위한 DID 종속변수로는 매출액(백만원), 종업원 수, R&D 비용(백만원), 보유 특허 수, 보유 지식재산권 수를 선정하였는데 모두 자연로그로 변환하여 활용하였다.

## IV. 연구결과

### 1. 기초통계 분석

[표 5]는 연구대상 기업들의 정부의 R&D 지원 정책 활용 경험과 내용을 나타낸다. 자금지원의 경우 최대 40억원이며 평균 4,150만원의 지원을 받은 것으로 나타났다. 단계별로는 기획 단계에서 자금지원 정책을 활용한 기업의 수가 가장 많이 나타났다. 간접적 지원의 경우는 세제지원의 활용 경험이 압도적으로 많았다.

[표 5] 연구대상의 정책 활용 경험(n=2327)

(단위: 개 사, 백만원)

R&D 지원 정책		내용	활용 경험	
직접적 지원 (자금지원)	기획단계	R&D 기획역량 제고 지원 등	209	평균 금액: 41.5 최소 금액: 1 (0 제외) 최대 금액: 4,000
	개발단계	기술혁신개발사업 지원, 산학연협력 기술개발사업 지원 등	141	
	사업화단계	사업화 자금지원, 제품공정기술개발사업 지원 등	79	
간접적 지원	세제	연구인력개발비 세액공제 등	391	
	판로	기술개발제품 우선구매 등	71	
	인력	초중급 기술개발인력 등	87	
	정보	기술유출방지 및 핵심기술보호 등	62	

주: 지원 정책의 중복수혜 있음

자료: 저자 작성

[표 6]은 변수들의 기술적 통계를 나타낸다. R&D 비용, 지식재산권 수(IP), 종업원당 매출액, 매출액 대비 R&D 비용 등은 정책 시행 전과 비교해 정책 시행 후에 평균값이 증가한 것으로 나타났다. 그러나 매출액은 거의 일정하며, 종업원 수, R&D 종업원 수, 보유 특허 수는 오히려 줄어들었다.

[표 7]은 연구대상 변수들의 빈도분석표이다. 정부지원 활용 여부 외의 변수들은 정책 시행 직전의 정보들이다. 먼저, 정부의 R&D 직접적 지원 또는 간접적 지원을 받은 기업을 의미하는 gvs의 경우는 총 578개 기업으로 전체 조사대상 기업 2,327개 중 24.8%를 차지하였다. 이중 직접적 지원과 간접적 지원을 모두 받은 gvsB는 169개로

전체 조사대상 업체 2,327개 중 7.3%를 차지하였다. 오직 직접적 지원만 받은 gvsMonly와 오직 간접적 지원만 받은 gvsNMonly의 경우 각각 155개(6.7%) 업체와 254개(10.9%) 업체로 구성되었다.

[표 6] 연구대상의 시점별 기술통계 분석

구분	표본		평균		중앙값		표준편차		최솟값		최댓값	
	0	1	0	1	0	1	0	1	0	1	0	1
Time												
업력 (Ln)	2,327	2,327	2.74	2.77	2.83	2.83	.608	0.566	1.1	1.39	4.37	4.39
매출액 (Ln)	2,327	2,327	8.83	8.83	8.68	8.68	1.39	1.41	6.22	6.22	11.9	12.4
종업원 수 (Ln)	2,327	2,327	3.35	3.31	3.26	3.22	1.08	1.09	0	0.693	6.63	6.53
R&D (Ln)	2,327	2,327	4.66	4.7	4.76	4.76	1.62	1.55	0	0	9.43	9.06
R&D 인력(Ln)	2,327	2,327	1.14	1.11	1.1	1.1	0.936	0.936	0	0	5.3	5.3
특허 수 (Ln)	2,327	2,327	1.01	1	0.693	0.693	1.07	1.08	0	0	4.61	4.72
총 지식재산권 (Ln)	2,327	2,327	1.09	1.19	0.693	1.1	1.16	1.22	0	0	4.62	5.06
종업원 당 매출	2,327	2,327	325	349	230	235	433	379	36	8.98	16,029	6,655
매출액 대비 R&D	2,327	2,327	0.042	0.044	0.02	0.02	0.077	0.092	0	0	1.03	2.88

자료: 저자 작성

[표 7] 연구대상의 빈도분석

(단위: 개 사, %)

구분	표본	빈도
정부지원 활용 여부	2,327	gvs = 578(24.8)
		gvsB = 169(7.3)
		gvsMonly = 155(6.7)
		gvsNMonly = 254(10.8)
		Not supported = 1,749(75.2)
수도권여부	2,327	1 = 497(21.4), 0 = 1,830(78.6)
기술기업군	2,327	1 = 223(9.6), 2 = 1,260(54.1), 3 = 844(36.3)
성장단계	2,327	1 = 239(10.3), 2 = 728(31.3), 3 = 1,289(55.4), 4 = 71(3.1)
혁신형 여부	2,327	1 = 996(42.8), 2 = 1,331(57.2)
R&D팀 여부	2,327	1 = 1,988(86.0), 2 = 324(14.0)

자료: 저자 작성

조사대상 업체 중 서울, 경기, 인천의 수도권에 위치한 업체 수는 497개(21.4%)로 비 수도권에 위치한 업체 수에 비해 적었다. 업체의 기술 수준별 분포를 살펴보면 고기술 기업에 해당하는 업체는 223개(9.6%)이며 중간기술 기업은 1,260개(54.1%), 범용기술 기업은 844개(36.3%)로 중간기술 기업이 반 이상이었고 고기술 기업 업체의 수가 상대적으로 적었다. 성장단계별로 시장 진입기의 기업은 239개(10.3%), 성장기 기업은 728개(31.3%), 성숙기는 1,289개(55.4%), 쇠퇴기에 해당하는 기업은 71개(3.1%)를 차지하였다. 또한 기술혁신형기업, 벤처기업, 경영혁신형기업을 포괄하는 혁신형기업의 수는 996개(42.8%)로 일반중소기업의 수보다는 다소 적었다. 기업부설연구소를 보유하거나 상시 또는 임시적 기술개발 전담부서를 보유한 기업은 1,988개로 조사대상 기업 2,327개 중 86.0%를 차지하였다.

## 2. 성향점수매칭(PSM)

### 가. 성향점수 추정을 위한 로짓분석

정책변수별로 성향점수매칭(PSM)을 위하여 중소기업들이 정부의 기술개발지원을 받을 확률을 로짓분석을 통하여 성향점수를 추정하였다(표 8). 공변량 변수를 활용하여 성향점수를 추정하는 것은 통제집단과 처치집단을 최대한 유사한 기업으로 짝짓기 위함이다. 그러므로 다양한 공변량을 사용하는 것은 처치집단의 배정에 통계적인 유의성을 나타내는 변수를 찾는 것보다 중요하다(Caliendo and S. Kopeinig 2008).

어떠한 R&D 정책수혜도 받지 않은 대조군 1,749개 기업과 4가지 정책변수별 처치군을 각각 합하여 총 4개의 샘플을 구성하였다. 이후 4번의 로짓분석을 실시하여 각 정책변수별 성향 점수를 도출하였다.

### 나. 매칭 균형성 점검

로짓분석으로 추정된 성향점수를 바탕으로 최근접 이웃(nearest neighbor) 알고리즘으로 성향점수 매칭(PSM)을 수행하였다. 최대 허용범위(Caliper)는 성향점수 표준편차의 0.25배로 설정하였다. 정책변수별로 통제집단과 처치집단의 매칭 결과는 다음 [표 9]와 같다. 처치집단의 모든 기업이 통제집단의 기업과 1:1로 매칭되었다.

[표 8] 정책 유형별 로짓분석 결과

구분	gvs			gvsB			gvsMonly			gvsNMonly		
	n=2,327			n=1,918			n=1,904			n=2,003		
	B	SE	p	B	SE	p	B	SE	p	B	SE	p
(Intercept)	-2.540	.468	.000***	-3.764	.784	.000***	-4.287	0.825	.000***	-3.145	0.642	.000***
수도권(D)	-.578	.133	.000***	-1.048	.264	.000***	-0.924	0.268	.000***	-0.185	0.168	0.272
업력(Ln)	.240	.116	.039*	.149	.200	.456	0.470	0.202	.002**	0.186	0.159	0.243
성장단계 2	.095	.193	.622	-.139	.330	.673	0.116	0.336	.730	0.222	0.275	0.421
성장단계 3	-.138	.213	.519	-.100	.356	.779	-0.306	0.370	.408	-0.034	0.302	0.910
성장단계 4	-.866	.404	.032*	-1.266	.805	.116	-1.340	0.808	.097†	-0.405	0.521	0.437
기술기업군 2	-.144	.168	.392	-.140	.270	.606	-0.008	0.308	.979	-0.182	0.220	0.407
기술기업군 3	-.032	.182	.861	.066	.294	.824	0.262	0.325	.420	-0.278	0.244	0.255
매출액(Ln)	-.009	.068	.899	-.063	.116	.585	0.015	0.117	.894	0.011	0.092	0.903
종업원 수(Ln)	.084	.095	.379	.296	.160	.065†	0.015	0.163	.925	0.012	0.129	0.927
R&D 인력(Ln)	.476	.085	.000***	.509	.128	.000***	0.288	0.146	.048*	0.459	0.110	.000***
혁신형 여부(D)	.194	.102	.056†	.147	.170	.389	.348	.174	.046*	.103	.142	.467
R <sup>2</sup> N	.0721			.0944			.0481			.0422		
Log- Likelihood	-1246.439 (df=12)			-530.306 (df=12)			-517.326 (df=12)			-738.9541 (df=12)		
z (p)	116(.000 )			83.1(.000 )			39.9(.000 )			45.5(.000 )		

주: † <0.1, \* <0.05, \*\* <0.01, \*\*\* <0.001, (D) = 더미변수

자료: 저자 작성

[표 9] PSM 결과

(단위: 개 사)

구분		전체	매칭 기업	비 매칭 기업	제외된 기업
gvs	통제집단	1,749	578	1,171	0
	처치집단	578	578	0	0
gvsB	통제집단	1,749	169	1,580	0
	처치집단	169	169	0	0
gvsMonly	통제집단	1,749	155	1,594	0
	처치집단	155	155	0	0
gvsNMonly	통제집단	1,749	254	1,495	0
	처치집단	254	254	0	0

주: 매칭기법=Nearest Neighbor, 허용오차(Caliper) = 0.25 × 성향점수표준편차

자료: 저자 작성

매칭의 균형성을 판단하는 지표로 표준화된 평균 차이(standard mean difference)와 분산비(variance ratio)가 있다. 표준화된 평균 차이는 0에 가깝고 분산비는

1에 가까울수록 매칭의 질이 우수한 것이며, 보통 표준화된 평균 차이는 0.2 미만, 분산비는 0.5~2.0으로 나타났을 때 매칭 결과가 균형을 이룬 것으로 평가한다(Austin 2009).

다음 [표 10]에서 보는 바와 같이 표준화된 평균 차이는 모두 0.1 미만으로 나타났고 분산비 또한 0.5~2 사이의 값을 나타냈으므로 4번의 성향점수 매칭은 각각 균형이 달성된 것으로 평가할 수 있다.

[표 10] 표준화 평균차이와 분산비

공변량	gvs		gvsB		gvsMonly		gvsNMonly		
	Std. Mean Diff.	Var. Ratio							
업력(Ln)	.0397	1.1257	.0132	1.1352	.0800	.9430	.0021	1.1872	
매출액(Ln)	.0176	.9566	.0126	.8998	.0257	1.0558	.0074	1.0076	
종업원(Ln)	.0200	1.0312	.0519	.9632	.0835	.9634	.0369	1.0541	
R&D 인력(Ln)	.0565	.9679	.1006	.9304	.0945	.8060	.0039	.8992	
수도권 여부	.0208	-	.0575	-	.0000	-	.0570	-	
기술기업군	H	.0157	-	.0345	-	.0218	-	.0347	-
	M	.0035	-	.0000	-	.0129	-	.0318	-
	L	.0147	-	.0250	-	.0000	-	.0258	-
성장단계	1	.0125	-	.0208	-	.0698	-	.0146	-
	2	.0413	-	.0137	-	.0680	-	.0168	-
	3	.0599	-	.0124	-	.0260	-	.0602	-
	4	.0531	-	.0547	-	.0000	-	.0518	-
혁신형기업 여부	.0208	-	.0592	-	.0129	-	.0631	-	

자료: 저자 작성

#### 다. 정책별 매칭 전/후 공변량 차이 분석

본 연구에서 사용한 4가지 정책변수별로 정책 시행 전 통제집단과 처치집단 간 공변량의 평균과 분포의 차이를 비교하기 위하여 매칭 전/후 t-test와 chi-square test를 실시하였다.

매칭 전 분석에서는 일부 변수를<sup>1)</sup> 제외한 모든 변수에서 통제집단과 처치집단 간의

1) 매칭 전 gvsMonly정책의 기술기업군, 성장단계와 gvsNMonly정책의 수도권 여부, 성장단계변수를 제외한 모든 변수에서 처치집단과 대조집단 간 통계적으로 유의한 차이를 나타냈다.

통계적으로 유의한 차이를 보였다. 매칭 후에는 [표 11]에 나타난 바와 같이 통제집단과 처치집단의 평균이나 분포가 모든 공변량에서 통계적으로 유의한 차이가 없으므로 나타났다. 이는 정책 수혜집단과 최대한 유사한 대조군이 서로 매칭이 되어 정책 효과 분석을 위한 평행 추세 가정을 일부 충족하였음을 의미한다.

[표 11] 정책별 매칭 후 통제집단과 처치집단의 공변량 차이 분석

공변량	gvs			gvsB			gvsMonly			gvsNMonly			
	통제 집단 n=578	처치집단 n=578	P	통제집단 n=169	처치 집단 n=169	P	통제 집단 n=155	처치 집단 n=155	P	통제 집단 n=254	처치 집단 n=254	P	
	M(SD) /N(%)	M(SD) /N(%)		M(SD) /N(%)	M(SD) /N(%)		M(SD) /N(%)	M(SD) /N(%)		M(SD) /N(%)	M(SD) /N(%)		
업력 (Ln)	2.86 (.585)	2.83 (.621)	.488	2.88 (.598)	2.87 (.637)	.900	2.87 (.547)	2.83 (.531)	.488	2.81 (.607)	2.81 (.661)	.980	
매출액 (Ln)	9.09 (1.44)	9.11 (1.41)	.767	9.32 (1.49)	9.30 (1.41)	.911	9.00 (1.37)	8.96 (1.408)	.819	9.08 (1.39)	9.07 (1.40)	.934	
종업원 (Ln)	3.6 (1.085)	3.62 (1.10)	.732	3.88 (1.09)	3.83 (1.07)	.637	3.56 (1.06)	3.47 (1.041)	.467	3.62 (1.12)	3.57 (1.14)	.673	
R&D 인력(Ln)	1.68 (.784)	1.72 (.771)	.341	1.77 (.820)	1.84 (.791)	.365	1.52 (.681)	1.58 (.612)	.433	1.73 (.876)	1.73 (.831)	.966	
수도권	Y	77 (13.3%)	91 (15.7%)	.243	15 (8.9%)	18 (10.7%)	.582	17 (11.0%)	17 (11.0%)	1.00	50 (19.7%)	56 (22.0%)	.512
	N	501 (86.7%)	487 (84.3%)		154 (91.1%)	151 (89.3%)		138 (89.0%)	138 (89.0%)		204 (80.3%)	198 (78.0%)	
기술기업군	H	69 (11.9%)	72 (12.5%)	.948	21 (12.4%)	23 (13.6%)	.939	16 (10.3%)	15 (9.7%)	.981	31 (12.2%)	34 (13.4%)	.778
	M	311 (53.8%)	312 (54%)		89 (52.7%)	89 (52.7%)		78 (50.3%)	79 (51.0%)		140 (55.1%)	144 (56.7%)	
	L	198 (34.3%)	194 (33.6%)		169 (34.9%)	57 (33.7%)		61 (39.4%)	61 (39.3%)		83 (32.7%)	76 (29.9%)	
성장단계	1	46 (8.0%)	48 (8.3%)	.614	14 (8.3%)	15 (8.9%)	.944	16 (10.3%)	13 (8.4%)	.901	21 (8.3%)	20 (7.9%)	.953
	2	166 (28.7%)	177 (30.6%)		43 (25.4%)	42 (24.9%)		48 (21.0%)	53 (34.2%)		80 (31.5%)	82 (32.3%)	
	3	360 (62.3%)	343 (59.4%)		111 (65.7%)	110 (65.1%)		89 (57.4%)	87 (56.1%)		145 (57.1%)	146 (57.5%)	
	4	6 (1.0%)	10 (1.7%)		1 (0.6%)	2 (1.1%)		2 (1.3%)	2 (1.3%)		8 (3.1%)	6 (2.3%)	
혁신형	Y	278 (48.1%)	284 (49.1%)	.724	79 (46.7%)	84 (49.7%)	.586	74 (47.7%)	75 (48.4%)	.909	128 (50.4%)	120 (47.2%)	.478
	N	300 (51.9%)	294 (50.9%)		90 (53.3%)	85 (50.3%)		81 (52.3%)	80 (51.6%)		126 (49.6%)	134 (52.8%)	

주: t-test for continuous, chi-square test for nominal, † <0.1, \* <0.05, \*\* <0.01, \*\*\* <0.001

라. 정책별 매칭 전/후 DID 주요 변수 통계량

다음 [표 12]는 매칭 전의 통제집단과 처치집단 간 시점에 따른 통제변수와 종속변수들의 주요 통계량이다.

[표 12] 정책별 매칭 전 DID 주요 변수 통계량

변수	Time / dummy	통제집단 n <sub>0</sub> =n <sub>1</sub> =1,749	처치집단				
			gvs n <sub>0</sub> =n <sub>1</sub> =578	gvsB n <sub>0</sub> =n <sub>1</sub> =169	gvsMonly n <sub>0</sub> =n <sub>1</sub> =155	gvsNMonly n <sub>0</sub> =n <sub>1</sub> =254	
		M(SD) /N(%)	M(SD) /N(%)	M(SD) /N(%)	M(SD) /N(%)	M(SD) /N(%)	
통제 변수	종업원당 매출	t=0	328.8 (480.4)	311.8 (238.4)	297.5 (195.7)	311.9 (231.6)	321.3 (266.9)
		t=1	349.9 (378.2)	347.5 (381.9)	325.0 (280.5)	395.9 (566.4)	333.0 (288.2)
	매출액 대비 R&D	t=0	.040 (.075)	.049 (.083)	.050 (.083)	.051 (.082)	.046 (.085)
		t=1	.0362 (.0574)	.0692 (.153)	.0793 (.106)	.103 (.260)	.0422 (.0588)
	R&D팀 여부	0	860 (24.6%)	128 (11.1%)	30 (8.9%)	36 (17.1%)	62 (12.2%)
		1	2636 (75.4%)	1028 (88.9%)	308 (91.1%)	174 (82.9%)	446 (87.8%)
종속 변수	매출액(Ln)	t=0	8.73 (1.366)	9.11 (1.408)	9.30 (1.408)	8.96 (1.408)	9.07 (1.399)
		t=1	8.73 (1.39)	9.11 (1.44)	9.34 (1.43)	9.00 (1.52)	9.03 (1.37)
	종업원(Ln)	t=0	3.20 (1.053)	3.62 (1.102)	3.83 (1.065)	3.47 (1.041)	3.57 (1.144)
		t=1	3.22 (1.07)	3.59 (1.11)	3.83 (1.09)	3.45 (1.06)	3.50 (1.12)
	R&D 투자 (Ln)	t=0	4.52 (1.54)	5.26 (1.51)	5.48 (1.62)	5.17 (1.28)	5.16 (1.55)
		t=1	4.46 (1.46)	5.54 (1.32)	6.10 (1.06)	5.76 (1.09)	5.02 (1.41)
	특허 수 (Ln)	t=0	.91 (1.03)	1.29 (1.15)	1.44 (1.18)	1.26 (1.09)	1.22 (1.15)
		t=1	.873 (1.01)	1.39 (1.16)	1.85 (1.19)	1.45 (1.09)	1.05 (1.07)
	전체 지재권 (Ln)	t=0	1.04 (1.14)	1.22 (1.23)	1.24 (1.32)	1.05 (1.10)	1.31 (1.24)
		t=1	1.035 (1.15)	1.66 (1.30)	2.20 (1.30)	1.59 (1.28)	1.35 (1.20)

주: n<sub>0</sub>=t<sub>0</sub>기 샘플 수, n<sub>1</sub>=t<sub>1</sub>기 샘플 수

자료: 저자 작성

통제집단은 정책 시행 시점의 변화에 따라 종업원당 매출액, 종업원 수의 평균값은 증가했지만, 매출액 대비 연구개발비, 연구개발비, 특허 수, 지식재산권 수는 감소한 것으로 나타났다. 그리고 매출액은 정책 시행 전후 시점 변화에 따라 평균값에 큰 변동이 없었다. 그리고 통제집단 전체 24.6%에서 R&D 전담팀을 보유하지 않았고 75.4%가 보유한 것으로 나타났다.

gvs 정책의 처치집단 매출액은 정책 전후 시점 간 큰 차이를 보이지 않으며, 종업원 수의 경우에는 다소 감소한 것으로 나타났다. 종업원당 매출액, 매출액 대비 연구개발비, R&D와 특허, 지재권은 증가한 것으로 나타났다. gvsB 정책의 처치집단에서는 종업원 수만 큰 변화가 없었고 모든 변수에서 평균값이 증가한 것으로 나타났다. gvsMonly의 경우에도 비슷하게 소폭 하락한 종업원 수를 제외하고 모든 변수에서 평균값이 증가한 것으로 나타났다. gvsNMonly의 경우에는 종업원당 매출액과 지재권 수를 제외하고 모든 변수에서 정책 시행 시점 전후 평균값이 감소한 것으로 나타났다. R&D 전담팀을 보유한 기업의 비율은 통제집단에 비해 모든 정책변수의 처치집단에서 7.5%p에서 15.7%p 정도 높게 나타났다.

성향점수매칭 후 시점에 따른 주요 변수들의 통계량을 살펴보면 [표 13]과 같다. gvs의 경우 매출액은 통제집단에서 감소하였지만 처치집단에서는 큰 변화가 없으며, 종업원 수의 경우에는 통제집단과 처치집단 모두 감소한 것으로 나타났다. R&D와 특허, 지재권의 경우에는 통제집단에서는 정책 전보다 후에 감소하였지만 처치집단에서는 모두 증가한 것으로 나타났다.

gvsB의 경우 매출액이 통제집단에서는 감소하였고 처치집단에서는 증가한 것으로 나타났다. 종업원 수는 통제집단에서는 감소하였으나 처치집단에서는 큰 변화가 없었다. R&D와 특허, 지재권 수는 통제집단에서 모두 감소하였지만 처치집단에서는 모두 증가한 것으로 나타났다.

gvsMonly의 매출액은 통제집단에서 감소하였지만 처치집단에서는 증가한 것으로 나타났다. 종업원 수는 통제집단, 처치집단 모두 감소하였으며, R&D와 특허는 통제집단에서는 감소, 처치집단에서는 증한 것으로 나타났다. 지재권수는 통제집단과 처치집단 모두 증가한 것으로 나타났다.

gvsNMonly의 경우 매출액은 통제집단에서 증가, 처치집단에서 감소하였고, 종업원 수는 통제집단과 처치집단 모두에서 감소한 것으로 나타났다. R&D는 통제집단에

서 증가하였지만 처치집단에서는 감소하였고 특허의 경우 통제집단에서는 증가하였지만 처치집단에서는 감소하였고, 지재권의 경우 두 집단 모두 증가하였다.

R&D 전담팀을 보유한 기업의 비율은 통제집단에 비하여 모든 정책변수의 처치집단에서 6%p에서 9%p 정도로 나타났으나 그 차이는 매칭 전에 비해 줄어들었다.

[표 13] 정책별 매칭 후 DID 주요 변수 통계량

변수	Time / dummy	gvs		gvsB		gvsMonly		gvsNMonly		
		통제 집단 n <sub>0</sub> =578 n <sub>1</sub> =578	처치 집단 n <sub>0</sub> =578 n <sub>1</sub> =578	통제 집단 n <sub>0</sub> =169 n <sub>1</sub> =169	처치 집단 n <sub>0</sub> =169 n <sub>1</sub> =169	통제 집단 n <sub>0</sub> =155 n <sub>1</sub> =155	처치 집단 n <sub>0</sub> =155 n <sub>1</sub> =155	통제 집단 n <sub>0</sub> =254 n <sub>1</sub> =254	처치 집단 n <sub>0</sub> =254 n <sub>1</sub> =254	
		M(SD) /N(%)								
통제 변수	종업원당 매출	t=0	318 (260)	312 (238)	295 (222)	297 (196)	305 (247)	312 (232)	310 (241)	321 (267)
		t=1	345 (337)	348 (382)	304 (196)	325 (9281)	316 (255)	396 (566)	368 (414)	333 (288)
	매출액 대비 R&D	t=0	.039 (.076)	.049 (.083)	.042 (.083)	.05 (.081)	.044 (.085)	.051 (.082)	.040 (.075)	.046 (.085)
		t=1	.037 (.064)	.069 (.153)	.042 (.080)	.079 (.106)	.040 (.071)	.103 (.26)	.039 (.073)	.042 (.059)
	R&D팀 여부	0	196 (17%)	128 (11%)	60 (17.8%)	30 (8.8%)	64 (20.6%)	36 (11.6%)	82 (16.2%)	62 (12.2%)
		1	960 (83%)	1028 (89%)	278 (82.2%)	308 (91.2%)	246 (79.4%)	274 (88.4%)	426 (83.8%)	446 (87.8%)
종속 변수	매출액 (Ln)	t=0	9.09 (1.44)	9.11 (1.41)	9.32 (1.48)	9.30 (1.41)	9.00 (1.37)	8.96 (1.41)	9.08 (1.39)	9.07 (1.4)
		t=1	9.01 (1.48)	9.11 (1.44)	9.04 (1.54)	9.34 (1.43)	8.99 (1.44)	9.0 (1.52)	9.05 (1.42)	9.03 (1.37)
	종업원 (Ln)	t=0	3.6 (1.08)	3.88 (1.08)	3.78 (1.10)	3.83 (1.06)	3.56 (1.06)	3.47 (1.04)	3.62 (1.11)	3.57 (1.14)
		t=1	3.49 (1.11)	3.60 (1.16)	3.41 (1.17)	3.83 (1.09)	3.53 (1.12)	3.45 (1.06)	3.51 (1.12)	3.5 (1.12)
	R&D 투자 (Ln)	t=0	4.87 (1.57)	5.26 (1.51)	5.09 (1.69)	5.48 (1.62)	4.82 (1.42)	5.17 (1.28)	4.92 (1.56)	5.16 (1.55)
		t=1	4.73 (1.49)	5.54 (1.32)	4.88 (1.47)	6.10 (1.06)	4.71 (1.55)	5.76 (1.09)	4.68 (1.64)	5.02 (1.41)
	특허 수 (Ln)	t=0	1.14 (1.13)	1.29 (1.15)	1.18 (1.13)	1.44 (1.18)	1.21 (1.10)	1.26 (1.09)	1.07 (1.11)	1.22 (1.15)
		t=1	.99 (1.09)	1.39 (1.16)	0.89 (1.03)	1.85 (1.19)	.901 (1.01)	1.45 (1.09)	1.06 (1.16)	1.05 (1.07)
	전체 지재권 (Ln)	t=0	1.16 (1.19)	1.22 (1.23)	1.12 (1.21)	1.24 (1.32)	1.03 (1.09)	1.05 (1.1)	1.24 (1.19)	1.31 (1.24)
		t=1	1.1 (1.19)	1.66 (1.30)	1.01 (1.15)	2.2 (1.3)	1.09 (1.19)	1.59 (1.28)	1.21 (1.18)	1.35 (1.2)

주: n<sub>0</sub>=t<sub>0</sub>기 샘플 수, n<sub>1</sub>=t<sub>1</sub>기 샘플 수  
 자료: 저자 작성

### 3. 정부 R&D 지원 정책의 효과 분석

정책 유형별 정책의 효과를 알아보기 위해 정책 더미변수와 정책 전후 시간 더미변수의 상호작용항을 투입한 이중차분법(DID)을 실시하였다. 상호작용항은 정부의 기술개발 지원 정책이 대상 기업들의 성과변수에 미치는 영향을 나타낸다.

개별 기업의 기술개발 집중도와 생산성의 수준을 통제하기 위하여 매출액 대비 R&D와 종업원당 매출액을 통제변수로 투입하였다. R&D팀의 보유 여부 또한 기업의 연구개발과 전반적인 성과에 영향을 줄 수 있으므로 통제변수로 투입하여 그 영향을 통제하였다. 이 통제변수들은 PSM 공변량에 사용되지는 않았지만 연구개발과 기업성장에 영향을 미칠 수 있는 변수들이다.

[표 14] gvs 정책의 DID 분석 결과

	매출액(Ln)		종업원(Ln)		R&D 투자(Ln)		특허 수(Ln)		전체 지재권(Ln)		VIF
	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	
Cons.	7.903 (.080)	.000***	3.037 (.073)	.000***	3.555 (.094)	.000***	0.64 (.077)	.000***	.858 (.084)	.000***	-
매출액 대비 R&D	-3.574 (.247)	.000***	-2.194 (.224)	.000***	3.876 (.290)	.000***	0.988 (.237)	.000***	.848 (.260)	.001***	1.07
종업원당 매출	.002 (.000)	.000***	.0002 (.0001)	.027*	.001 (.0001)	.000***	.00001 (.000)	.960	.0000 (.0000)	.603	1.05
R&D팀 여부	.777 (.070)	.000***	.718 (.063)	.000***	1.117 (.082)	.000***	0.554 (.067)	.000***	.342 (.073)	.000***	1.01
gvs	.025 (.068)	.706	.000 (.062)	.984	.286 (.080)	.000***	.112 (.066)	.087 <sup>†</sup>	.030 (.072)	.681	2.01
Time	-.145 (.068)	.033*	-.115 (.062)	.063 <sup>†</sup>	-.156 (.080)	.052 <sup>†</sup>	-.146 (.065)	.026*	-.062 (.072)	.389	2.00
gvs x Time	.141 (.097)	0.146	.120 (.084)	.171	.323 (.118)	.006**	0.223 (.093)	.016*	.489	.000***	3.01
R <sup>2</sup>	.355		.094		.189		.055		.047		-
F	211	.000***	40.0	.000***	89.6	.000***	22.3	.000***	18.7	.000***	-
N	2,312										

주: <sup>†</sup><0.1, \*<0.05, \*\*<0.01, \*\*\*<0.001

첫 번째 정책 유형인 gvs의 효과를 살펴보기 위해 정책수혜집단 578개 기업과 대조군 578개 기업의 정책 시행 전후의 변수 정보를 이용하여 총 2,312개의 샘플로 회귀분

석을 실시하였다. 자연로그로 변환한 매출액, 종업원 수, R&D, 특허, 지재권의 성과변수들을 종속변수로 하여 각각 분석하였다. [표 14]에 나타난 바와 같이 5변의 회귀분석 모형은 모두 통계적으로 유의하게 나타났다(모든 모형의 F통계량 유의확률 <.001). 독립변수들의 VIF 값도 모두 3.01 이하로 다중공선성 문제도 없는 것으로 나타났다.

gvs의 경우 정책 시행 전과 비교하여 시행 후 매출액과 종업원 수는 통계적으로 유의한 영향이 없는 것으로 나타났지만, R&D와 보유 특허, 보유 지재권은 통계적으로 유의하게 증가한 것으로 나타났다.

[표 15]는 직접적 지원과 간접적 지원을 동시에 받은 경우인 gvsB의 다중 회귀분석을 실시한 결과이다. 정책수혜집단 169개 기업과 대조군 169개 기업의 정책 전후의 총 676개의 샘플이 분석에 사용되었다. 마찬가지로 자연로그로 변환한 매출액, 종업원 수, R&D, 특허, 지재권의 성과변수들을 종속변수로 하여 각각 분석하였으며, 5변의 회귀분석 모형은 모두 통계적으로 유의하게 나타났다(모든 모형의 F통계량 유의확률 <.001). 독립변수들의 VIF 값도 모두 3.03 이하로 다중공선성 문제도 없는 것으로 나타났다. gvsB의 경우 정책 시행 후 매출액과 종업원 수, R&D, 보유 특허, 보유 지재권 등 모든 종속변수가 통계적으로 유의하게 증가한 것으로 나타났다.

[표 15] gvsB 정책의 DID 분석 결과

	매출액(Ln)		종업원(Ln)		R&D 투자(Ln)		특허 수(Ln)		전체 지재권(Ln)		VIF
	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	
Cons.	7.932 (.140)	.000***	3.311 (.131)	.000***	3.240 (.172)	.000***	.598 (.146)	.000***	.792 (.162)	.000***	-
매출액 대비 R&D	-5.581 (.491)	.000***	-4.352 (.458)	.000***	4.414 (.601)	.000***	.816 (.512)	.111	-.242 (.568)	.671	1.15
종업원 당 매출	.003 (.000)	.000***	.0003 (.0002)	.088 <sup>†</sup>	.002 (.0002)	.000***	.000 (.0002)	.798	-.0004 (.0002)	.042*	1.11
R&D 투입여부	.928 (.122)	.000***	.813 (.114)	.000***	1.441 (.150)	.000***	.651 (.128)	.000***	.570 (.142)	.000***	1.03
gvsB	-.061 (.116)	.603	-.091 (.109)	.401	.221 (.143)	.122	.192 (.121)	.114	.065 (.135)	.630	2.02
Time	-.303 (.111)	.009**	-.282 (.108)	.009**	-.226 (.142)	.111	-.295 (.121)	.015*	-.110 (.134)	.414	2.00
gvsB x Time	.418 (.165)	.011*	.406 (.154)	.008**	.669 (.202)	.000***	.681 (.172)	.000***	1.092 (.191)	.000***	3.03
R <sup>2</sup>	.478		.196		.296		.129		.151		-
F	102	.000***	27.2	.000***	46.8	.000***	16.5	.000***	19.8	.000***	-
N	676										

주: <sup>†</sup><.01, \*<.05, \*\*<.01, \*\*\*<.001

[표 16]은 직접적 자금지원만을 받은 유형인 gvsMonly의 DID 분석 결과이다. 정책 수혜집단 155개 기업과 대조군 155개 기업의 정책 전후 총 620개의 샘플로 다중 회귀 분석을 실시하였다. 마찬가지로 자연로그로 변환한 매출액, 종업원 수, R&D, 특허, 지재권의 성과변수들을 종속변수로 하여 각각 분석하였으며, 5번의 회귀분석 모형은 모두 통계적으로 유의하게 나타났다(모든 모형의 F통계량 유의확률 <.05). 독립변수들의 VIF 값도 모두 3.04 이하로 다중공선성 문제도 없는 것으로 나타났다. gvsMonly 정책의 경우 매출액과 종업원 수, 보유 특허에는 유의한 영향이 없으며, R&D와 보유 지재권만이 통계적으로 유의하게 증가한 것으로 나타났다.

[표 16] gvsMonly 정책의 DID 분석 결과

	매출액(Ln)		종업원(Ln)		R&D 투자(Ln)		특허 수(Ln)		전체 지재권(Ln)		VIF
	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	
Cons.	8.083 (.144)	.000***	3.138 (.128)	.000***	3.874 (.157)	.000***	.817 (.130)	.000***	.837 (.144)	.000***	-
매출액 대비 R&D	-2.609 (.326)	.000***	-1.260 (.291)	.000***	1.839 (.356)	.000***	.742 (.294)	.012*	.595 (.326)	.069 <sup>†</sup>	1.08
종업원 당 매출	.002 (.0001)	.000***	.0002 (.0001)	.116	.0004 (.0002)	.005**	-.0002 (.0001)	.115	-.0000 (.0001)	.718	1.06
R&D 팀여부	.593 (.128)	.000***	.523 (.114)	.000***	.925 (.140)	.000***	.533 (.115)	.000***	.234 (.128)	.068 <sup>†</sup>	1.02
gvsMonly	-.083 (.132)	.532	-.126 (.118)	.286	.254 (.145)	.080 <sup>†</sup>	-.004 (.119)	.974	-.010 (.132)	.939	2.02
Time	-.042 (.132)	.752	-.031 (.118)	.793	-.108 (.144)	.453	-.308 (.119)	.010*	.062 (.132)	.639	2.00
gvsMonly x Time	.055 (.188)	.769	.065 (.168)	.700	.571 (.205)	.006**	.477 (.169)	.005**	.452 (.188)	.016*	3.04
R <sup>2</sup>	.350		.070		.190		.083		.050		-
F	55.1	.000***	7.67	.000***	23.9	.000***	9.22	.000***	5.34***	.000***	-
N	620										

주: <sup>†</sup><0.1, \*<0.05, \*\*<0.01, \*\*\*<0.001

마지막으로 간접적 지원만을 의미하는 정책 유형인 gvsNMonly의 DID분석 결과는 [표 17]에 제시되었다. 정책수혜집단 254개 기업과 대조군 254개 기업의 정책 전후 총 1,016개의 샘플로 분석하였고 마찬가지로 자연로그로 변환한 매출액, 종업원 수, R&D, 특허, 지재권의 성과변수들을 종속변수로 하여 각각 분석하였다. 5번의 회귀분

석 모형은 모두 통계적으로 유의하게 나타났으며(모든 모형의 F통계량 유의확률 <.05), 독립변수들의 VIF 값도 모두 3.01 이하로 다중공선성 문제도 없었다. gvsNMonly 정책의 경우 모든 성과변수에서 상호작용항의 회귀 계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

[표 17] gvsNMonly 정책의 DID 분석 결과

	매출액(Ln)		종업원(Ln)		R&D 투자(Ln)		특허 수(Ln)		전체 지적권(Ln)		VIF
	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	Coef. (SE)	p	
Cons.	8.011 (.119)	.000***	3.112 (.112)	.000***	3.621 (.143)	.000***	.588 (.116)	.000***	.940 (.125)	.000***	-
매출액 대비 R&D	-4.852 (.505)	.000***	-3.346 (.474)	.000***	7.103 (.604)	.000***	.425 (.499)	.386	.682 (.529)	.198	1.07
종업원 당 매출	.002 (.0001)	.000***	-.0001 (.0001)	.271	.0005 (.0001)	.000***	.0000 (.0001)	.782	.0000 (.0001)	.843	1.07
R&D팀 여부	.808 (.103)	.000***	.809 (.097)	.000***	1.021 (.000)	.000***	.548 (.100)	.000***	.334 (.108)	.002**	1.01
gvsNM only	-.038 (.102)	.711	-.054 (.095)	.570	.153 (.121)	.207	.118 (.098)	.230	.566 (.106)	.595	2.01
Time	-.156 (.102)	.124	-.107 (.095)	.261	-.259 (.122)	.034*	-.018 (.098)	.856	-.027 (.106)	.799	2.01
gvsNM only x Time	.069 (.102)	.629	.022 (.135)	.869	-.142 (.172)	.410	-.150 (.139)	.282	.067 (.150)	.656	3.01
R <sup>2</sup>	.331		.100		.195		.034		0.014		-
F	83.3	.000***	18.6	.000***	40.7	.000***	5.98	.000***	2.41	.025*	-
N	1,016										

주: †<.0.1, \*<.0.05, \*\*<.0.01, \*\*\*<.0.001

#### 4. 정책별 DID 결과의 종합분석

[표 18]은 정부의 R&D지원 정책의 효과성을 분석하기 위해 실시한 DID의 계수 값을 정책 유형별로 요약한 표이다. 성과변수들의 로그 차분은 계수 값을 증가율로 해석할 수 있는 장점이 있지만, 그 값이 커질수록 오차가 커진다는 단점이 존재한다. 이를 보완하기 위하여 식 (2)와 같이 Log-level Coefficient 변환을 통해 더욱 정확하게 나타낼 수 있다(Mulier and Samarin 2020; Benoit 2011).

$$\text{Log-level Coef.(\%)} = (e^{\text{Coef.}} - 1) \times 100 \tag{2}$$

[표 18] 정책별 DID 분석 종합

DID		매출액(Ln)	종업원(Ln)	R&D 투자(Ln)	특허 수(Ln)	전체 지재권(Ln)
gvs × Time	Coef.	.141	.120	<b>.323**</b>	<b>.223*</b>	<b>.489***</b>
	Log-level Coef.	15.1%	12.7%	<b>38.1%</b>	<b>25.0%</b>	<b>63.1%</b>
gvsB × Time	Coef.	<b>.418*</b>	<b>.406**</b>	<b>.669***</b>	<b>.681***</b>	<b>1.092***</b>
	Log-level Coef.	<b>51.9%</b>	<b>50.1%</b>	<b>95.2%</b>	<b>97.6%</b>	<b>198.0%</b>
gvsMonly × Time	Coef.	.055	.065	<b>.571**</b>	<b>.477**</b>	<b>.452*</b>
	Log-level Coef.	5.7%	6.7%	<b>77.0%</b>	<b>61.1%</b>	<b>57.1%</b>
gvsNMonly × Time	Coef.	.069	.022	-.142	-.150	.067
	Log-level Coef.	7.1%	2.2%	-13.2%	-13.9%	6.9%

주: 볼드체는 통계적으로 유의함을 나타냄, \* <0.05, \*\* <0.01, \*\*\* <0.001

자료: 저자 작성

직접적 지원 또는 간접적 지원을 받은 집단(gvs)에서는 매출액과 종업원 수의 증가가 통계적으로 유의하지는 않았다. 하지만 R&D, 특허 수, 총 지식재산권 수는 통계적으로 유의하게 나타났으며 그 증가율이 각각 38%, 25%, 63% 정도로 정부의 R&D 지원 정책의 효과가 있었다.

직접적 및 간접적 지원 모두 받은 gvsB는 모든 종속변수에서 정책의 효과가 나타났다. 매출액은 약 60%, 종업원 수는 약 57% 증가하였고 R&D와 특허 수, 총 지식재산권 수에서는 100%가 넘는 큰 증가율을 보였다.

직접적 지원만 받은 집단은 R&D와 지재권에서 각각 86%와 53% 정도의 증가율을 보였지만 매출과 고용에서는 통계적으로 유의한 정책 효과가 나타나지 않았다. 마지막으로 간접적 지원만을 받은 집단은 모든 성과변수에서 유의미한 정책 효과가 나타나지 않았다.

결과적으로 직접인 자금지원이 간접적 지원보다 더 효과적이라는 것과 직접 및 간접적 정책을 종합적으로 시행한 경우 더욱 큰 정책적 효과를 발휘했다는 것을 알 수 있다. 특히 매출액과 고용의 증가는 두 가지 정책의 종합적 시행에만 통계적으로 유의하다는 사실은 주목할 만하다.

## V. 결론

본 연구는 중소기업을 대상으로 한 정부 중소기업 R&D 지원이 기업의 R&D 투입과 재무적(매출액), 사회적(고용), 기술적 성과(특허, 지식재산권)에 미치는 영향 및 차이를 분석한 것이다. 보조금 지급과 세제 혜택과 같은 재무적 지원의 효과를 주로 살펴본 여러 선행연구들과 달리 본 논문은 정부의 중소기업 R&D 지원의 범주를 확장하여 직접적 지원(자금지원)과 간접적 지원(세제, 판로, 인력, 정보) 모두를 포괄하였으며, 이 두 가지의 조합별로 정부 지원 정책의 성과를 분석하였다. 다시 말해, 정부의 중소기업 R&D 지원 정책을 크게 직접적 지원과 간접적 지원으로 나누고 이 두 지원 형태의 조합에 따라 직접적 지원 또는 간접적 지원의 혜택을 받은 경우(gvs), 직접적 지원 및 간접적 지원을 동시에 받은 경우(gvsB), 오직 직접적인 자금지원만 받은 경우(gvsMonly), 오직 간접적 지원만을 받은 경우(gvsNMonly)로 나누었다. 그리고 이 네 가지 조합의 정책효과를 각각 PSM-DID 분석 방법으로 검증하고 비교 분석하였다.

분석 결과 정부의 직접적 또는 간접적 R&D 지원(gvs)은 R&D 투입, 특허, 총 지식재산권에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고, 증가율로 살펴보면 R&D는 38.1%, 특허는 25%, 그리고 총 지식재산권은 63.1% 증가한 것으로 나타났다.

직접적인 자금지원만 받은 기업들은 R&D, 특허, 총 지식재산권에서 긍정적인 영향을 나타냈고, 그 증가율도 각각 77%, 61.1%, 57.1%로 약 1.5배 이상 증가한 것으로 나타났다. 간접적 지원만을 받은 집단에서는 모든 성과변수에서 유의미한 영향이 나타나지 않았다. 직접적 자금지원만을 받은 경우와 첫 번째 정책 조합인 gvs의 경우를 비교했을 때, R&D와 특허의 증가율이 두 배 정도 차이가 난다. 이것은 직접적 자금이 간접적인 지원보다 효과가 강력하고 중요하다는 것을 시사한다.

직접적 및 간접적 지원을 동시에 받은 경우(gvsB)는 모든 성과변수(매출, 고용, R&D, 특허, 총 지식재산권)에 긍정적인 효과를 나타냈다. 증가율도 매출과 고용은 각각 51.9%, 50.1%로 1.5배 이상 나타났고, R&D와 특허는 각각 95.2%, 97.6%로 두 배 가까이 증가했다. 그리고 총 지식재산권은 증가율이 198%로 약 3배 증가한 것으로 나타나 그 효과가 매우 강력함을 보여준다. 흥미로운 점은 기업의 최종 성과인 매출과 사회적인 성과인 고용은 오직 직접적 및 간접적 지원을 동시에 받은 경우에만 통계적으로

유의한 증가 효과를 나타낸다는 것이다.

본 연구의 기여는 첫째, PSM-DID 방법을 활용하여 정책 시행 전후의 효과를 준 실험적 방법으로 검증하였다는 것이다. 이는 정책 수혜집단의 적절한 대조군을 설정하여 선택편의(selection bias)를 교정함으로써 정책의 효과를 좀 더 정교하게 비교 분석하여 검증하였다는 의미이다. 둘째, 정부 R&D 지원을 자금지원 측면뿐 아니라 세제지원, 판로지원, 인력지원, 정보지원 등 간접적 측면까지 확대하여 다양한 성과변수를 사용하여 투입과 산출의 관점에서 분석했다는 것이다. 현실적으로 정부의 중소기업 R&D 지원 정책의 양태는 다양하며 앞으로 더욱 개발될 수도 있기에 다양한 측면의 효과를 살펴보는 것은 중요하다고 판단된다. 마지막으로 자금지원과 간접적 지원 정책의 조합에 따라 성과변수에 미치는 영향을 종합적으로 비교 분석했다는 점이다. 이는 공공 자원을 효율적으로 활용해야 하는 정부 입장에서 공공 지원의 목적과 효과를 고려한 정책 설계의 중요성을 재조명한다.

본 연구에서는 데이터의 한계로 정책 시행 전후 1년간의 효과만을 분석하여 지연 현상을 검증하지 못했다. 투입에서 산출로 이어지는 일련의 과정은 빠르게 일어나기도 하지만 수개월 혹은 수년에 걸쳐 나타나므로 좀 더 정확한 정책의 인과 분석을 위해서는 추적조사와 같은 정교한 데이터 수집이 필요하다. 후속 연구에서는 이를 보완하여 중소기업 기술개발 지원의 효과를 더욱 면밀하게 분석하여야 할 것이다.

## 참고문헌

- 곽민수·김병근, “투입부가성과 행동부가성이 산출부가성에 미치는 영향: 연구개발특구 입주기업의 정부 R&D 보조금 조절효과를 중심으로,” 「기술혁신학회지」 제21권 제4호, 한국기술혁신학회, 2018, 1313~1344쪽.
- 김주일, “직접지원 vs 간접지원: 중소기업 R&D 투자 촉진을 위한 정책조합 모색,” 「기술혁신연구」 제27권 제1호, 기술경영경제학회, 2019, 1~43쪽.
- 김호·김병근, “정부보조금의 민간 R&D 투자에 대한 관계: 계량경제학적 문헌에 대한 메타회귀분석,” 「기술혁신연구」 제19권 제3호, 기술경영경제학회, 2011, 141~174쪽.
- \_\_\_\_\_, “정부보조금의 민간연구개발투자에 대한 효과분석,” 「기술혁신학회지」 제15권 제3호, 한국기술혁신학회, 2012, 649~674쪽.
- 박성민·김현, “기업역량을 고려한 외생고정변수를 갖는 IT중소기업 정부자금지원정책 성과평가를 위한 DEA모형 및 활용 절차,” 「한국통신학회논문지」 제33권 제1호, 한국통신학회, 2008, 364~378쪽.
- 손호성·이재훈, “행정학·정책학 연구에서의 이중차분 추정기법의 활용과 쟁점,” 「현대사회와 행정」 제28권 제3호, 한국국정관리학회, 2018, 1~31쪽.
- 신진교·최영애, “중소기업의 R&D와 혁신: 정부정책지원의 조절효과,” 「기업경영연구」 제15권 제1호, 한국기업경영학회, 2008, 119~132쪽.
- 신현우, “기술혁신 장애요인이 지원제도 활용에 미치는 영향에 관한 실증연구,” 「기술혁신연구」 제17권 제2호, 기술경영경제학회, 2009, 81~107쪽.
- 안준모, “정부의 기술혁신 재정지원 정책효과에 대한 체계적 문헌연구,” 「기술혁신연구」 제30권 제1호, 기술경영경제학회, 2022, 57~88쪽.
- 윤효진·홍아름·정성도, “중소기업의 연구개발 및 기술혁신 역량과 기술혁신 지원제도가 기업성장에 미치는 영향,” 「한국혁신학회지」 제13권 제2호, 한국혁신학회, 2018, 209~238쪽.
- 이후성·이정수·박재민, “정부 R&D지원 유형에 따른 중소기업 기술적 성과 분석,” 「기술혁신학회지」 제18권 제1호, 한국기술혁신학회, 2015, 73~97쪽.
- 전승표·성태용·서주환, “중소기업 R&D 정보 지원과 성과의 관계에 대한 연구: ICT 기업을 중심으로,” 「기술혁신학회지」 제19권 제1호, 한국기술혁신학회, 2016, 48~79쪽.
- 한국과학기술기획평가원, 「연구개발활동조사」, 과학기술정보통신부, 2021.

- Aerts, K., and Schmidt, T., "Two for the price of one?: Additionality effects of R&D subsidies: A comparison between Flanders and Germany," *Research Policy*, vol.37 no.5, 2008, pp.806-822.
- Arrow, K. J., *Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention, The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*, Princeton University Press, 1962, pp.609-626.
- Arslan-Ayaydin, O., Barnum, D. T., Karan, M. B., and Ozdemir, A., "How is Moral Hazard Related to Financing R&D and Innovations?," *European Research Studies Journal*, vol.17, 1996, pp.111-131.
- Austin, P. C., "Balance diagnostics for comparing the distribution of baseline covariates between treatment groups in propensity-score matched samples," *Statistics in medicine*, vol.28 no.25, 2009, pp.3083-3107.
- Benoit K., "Linear regression models with logarithmic transformations," *London School of Economics*, vol.22 no.1, 2011, pp.23-36.
- Bentzen, J., and Smith, V., *An empirical analysis of R&D expenditure in the Nordic countries*, Analyseinstitut for Forskning, 1999.
- Bianchi, M., Murtinu, S., and Scalera, V. G., "R&D subsidies as dual signals in technological collaborations," *Research Policy*, vol.48 no.9, 2019.
- Brookhart, M. A. et al., "Variable selection for propensity score models," *American journal of epidemiology*, vol.163 no.12, 2006, pp.1149-1156.
- Caliendo, M., and Kopeinig, S., "Some practical guidance for the implementation of propensity score matching," *Journal of economic surveys*, vol.22 no.1, 2008, pp.31-72.
- Clarysse, B., Wright, M., and Mustar, P., "Behavioural additionality of R&D subsidies: A learning perspective," *Research policy*, vol.38 no.10, 2009, pp.1517-1533.
- Cunningham, P., Gok, A., and Laredo, P., "The impact of direct support to R&D and innovation in firms," *Handbook of innovation policy impact*, vol.54, 2013.
- David, P. A., Hall, B. H., and Toole, A. A., "Is public R&D a complement or substitute for private R&D? A review of the econometric evidence," *Research policy*, vol.29 no.4-5, 2000, pp.497-529.
- Dimos, Christos, and Geoff Pugh, "The effectiveness of R&D subsidies: A meta-regression analysis of the evaluation literature," *Research Policy*, vol.45 no.4, 2016, pp.797-815.
- García-Quevedo, J., "Do public subsidies complement business R&D? A meta analysis of the econometric evidence," *Kyklos*, vol.57 no.1, 2004, pp.87-102.

- Gonzalez, X., and Pazo, C., "Do public subsidies stimulate private R&D spending?," *Research Policy*, vol.37 no.3, 2008, pp.371-389.
- Goodman-Bacon, A., "Difference-in-differences with variation in treatment timing," *Journal of Econometrics*, vol.225 no.2, 2021, pp.254-277.
- Guellec, D., and Van Pottelsberghe De La Potterie, B., "The impact of public R&D expenditure on business R&D," *Economics of innovation and new technology*, vol.12 no.3, 2003, pp.225-243.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., and Todd, P. E., "Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme," *The review of economic studies*, vol.64 no.4, 1997, pp.605-654.
- Instefjord, N., "Investment management," *Undergraduate study in Economics, Management, Finance and the Social Sciences, London, University of London*, 2016, p.126.
- Jin, Z., Shang, Y., and Xu, J., "The Impact of Government Subsidies on Private R&D and Firm Performance: Does Ownership Matter in China's Manufacturing Industry?," *Sustainability*, vol.10 no.7, 2018, p.2205.
- Kauko, K., "Effectiveness of R&D subsidies - a sceptical note on the empirical literature," *Research Policy*, vol.25 no.3, 1996, pp.321-323.
- Klette, T. J., and Møen, J., "R&D investment responses to R&D subsidies: A theoretical analysis and a microeconomic study," *World Review of Science, Technology and Sustainable Development*, vol.9 no.2-4, 2012, pp.169-203.
- Koga, T., "R&D subsidy and self-financed R&D: the case of Japanese high-technology start-ups," *Small Business Economics*, vol.24 no.1, 2005, pp.53-62.
- Lach, S., "Do R&D subsidies stimulate or displace private R&D? Evidence from Israel," *The journal of industrial economics*, vol.50 no.4, 2002, pp.369-390.
- Lanahan, L., Joshi, A. M., and Johnson, E., "Do public R&D subsidies produce jobs? Evidence from the SBIR/STTR program," *Research Policy*, vol.50 no.7, 2021.
- Levy, D. M., and Terleckyj, N. E., "Effects of government R&D on private R&D investment and productivity: a macroeconomic analysis," *Bell Journal of Economics*, vol.14 no.2, 1983, pp.551-561.
- Li, G. et al., "Environmental non-governmental organizations and urban environmental governance: Evidence from China," *Journal of environmental management*, vol.206, 2018, pp.1296-1307.

- Liu, M. et al., "The influences of government subsidies on performance of new energy firms: A firm heterogeneity perspective," *Sustainability*, vol.11 no.17, 2019.
- Mansfield, E., Romeo, A., and Switzer, L., "Effects of federal support on company-financed R and D: the case of energy," *Management Science*, vol.30 no.5, 1984, pp.562-571.
- Marino, M. et al., "Additionality or crowding-out? An overall evaluation of public R&D subsidy on private R&D expenditure," *Research Policy*, vol.45 no.9, 2016, pp.1715-1730.
- Meuleman, M., and De Maeseineire, W., "Do R&D subsidies affect SMEs' access to external financing?," *Research Policy*, vol.41 no.3, 2012, pp.580-591.
- Meyer, B. D., "Natural and quasi-experiments in economics," *Journal of business & economic statistics*, vol.13 no.2, 1995, pp.151-161.
- Mulier, K., and Samarin, I., "Sector heterogeneity and dynamic effects of innovation subsidies: Evidence from Horizon 2020," *Research Policy*, vol.50 no.10, 2021.
- Neicu, D., Teirlinck, P., and Kelchtermans, S., "Dipping in the Policy Mix: Do R&D Subsidies Foster Behavioral Additionality Effects of R&D Tax Credits?," *Economics of Innovation and New Technology*, vol.25 no.3, 2016, pp.218-239.
- Nelson, R. R., "The simple economics of basic scientific research," *Journal of political economy*, vol.67 no.3, 1959, pp.297-306.
- Pegkas, P., Staikouras, C., and Tsamadias, C., "Does research and development expenditure impact innovation? Evidence from the European Union countries," *Journal of Policy Modeling*, vol.41 no.5, 2019, pp.1005-1025.
- Rosenbaum, P. R., and Rubin, D. B., "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects," *Biometrika*, vol.70 no.1, 1983, pp.41-55.
- Polt, W., and Streicher, G., "Trying to capture additionality in Framework Programme 5—main finding," *Science and Public Policy*, vol.32 no.5, 2005, pp.367-373.
- Shin, K. et al., "Government R&D Subsidy and Additionality of Biotechnology Firms: The Case of the South Korean Biotechnology Industry," *Sustainability*, vol.15, 2019, pp.1582-1583.
- Simachev, Y., Kuzyk, M., and Zudin, N., "Assessing the Impact of Public Funding and Tax Incentives in Russia: Recipient Analysis and Additionality Effects Evaluation," *Fteval Journal*, vol.44, 2017, pp.17-34.
- Szucs, F., "Do research subsidies crowd out private R&D of large firms? Evidence from European Framework Programmes," *Research Policy*, vol.49 no.3, 2020.

- Temple, J., "The long-run implications of growth theories," *Journal of Economic Survey*, vol.17 no.3, 2003, pp.497-510.
- Wu, R. et al., "Effect of government R&D subsidies on firms' innovation in China," *Asian Journal of Technology Innovation*, vol.28 no.1, 2020, pp.42-59.
- Zuniga-Vicente, J. A. et al., "Assessing the effect of public subsidies on firm R&D investment: a survey," *Journal of Economic Surveys*, vol.28 no.1, 2014, pp.36-67.

## The Effects of Government R&D Supports on the Performance of Korean SMEs

Eun Cheol Lee\* Byung-Keun Kim\*\*

### Abstract

This study analyzed the effects of the government's R&D support policy instruments for SMEs using the Korean SME technical statistics survey. Government R&D support was categorized as direct funding and indirect support (tax, sales channels, human resources, information), and performance before and after policy implementation was compared and analyzed by a combination of these two supports. The PSM-DID method was used to measure the effects of Government Policy. R&D input, patent, intellectual property rights, sales, and employment were used as dependent variables. Empirical results show the government policy to support SMEs had a positive effect on R&D input, patents, and intellectual property rights. In the case of receiving only direct funding, there was a positive effect on R&D input, patents, and intellectual property rights, and in the case of receiving only indirect support, there was no significant effect on any performance variables. Receiving direct and indirect support at the same time had a positive effect on all performance variables, and the rate of increase was also relatively large. Sales, which are the final performance of the company, and employment, which is a social performance, had a significant positive effect only when direct funding and indirect support were received at the same time.

□ Keywords: Government R&D Support, R&D Subsidy, Type of Support, SMEs, PSM-DID

---

\* First Author, Ph. D. Student, Department of Industrial Management, Korea University of Technology and Education

\*\* Corresponding Author, Professor, School of Industrial Management, Korea University of Technology and Education

# 미시자료를 활용한 주택 양도소득세 추계 방법 연구\*

김지연\*\* 박상인\*\*\* 최현태\*\*\*\*

## 국문초록

본 연구는 주택 양도소득세수에 대한 미시적 추정 및 예측 방법의 개발을 목적으로 하며, 이는 크게 두 단계로 구성된다. 먼저, 개별 주택 및 지역 단위로 공변량의 계수를 추정하는 이산 선택 모형(discrete choice model)을 설계하고, 시뮬레이션을 통해 주택 매도 확률을 산출한다. 이 때 이번 기(t)의 주택 매도 확률을 예측하기 위해 직전 기(t-1)까지의 자료를 이용하였다. 다음으로 이 확률들을 이용하여 각 주택에 대한 기대양도세액을 산출하고 지역별로 집계한다. 자료의 대표성 문제를 보완하기 위해 팽창계수(sampling weights)를 가중치로 하여 추정된 양도소득세를 실제 규모에 부합하도록 조정하였다. 마지막으로 모형의 정확도를 확인하기 위해 추정된 양도소득세와 실제 양도소득세를 비교하였다. 그 결과 주택 양도소득세의 오차율은 2019년을 제외한 나머지 기간 동안 10% 미만으로 나타났으며, 부동산 양도소득세의 오차율 또한 최대 약 12% 수준이었다.

□ 주제어: 주택 양도소득세, 미시자료 기반 세수예측, 주택 매도 확률, 팽창계수, 주택 시장 전망

투고일: 2023. 9. 7. 수정일: 2023. 11. 17. 게재확정일: 2023. 12. 1.

\* 본 연구는 2022년도 국회예산정책처 정책연구 용역사업인 「양도소득세 세수추계 모형 설계에 관한 연구」의 결과보고서를 수정·보완한 것이다.

\*\* 제1저자: 서울대학교 행정대학원 박사수료 (kim.jiyeon0207@snu.ac.kr)

\*\*\* 공동저자: 서울대학교 행정대학원 교수 (sanpark@snu.ac.kr)

\*\*\*\* 교신저자: 서울대학교 행정대학원 박사수료 (chti0265@snu.ac.kr)

## I. 서론

2021회계연도의 초과세수가 61조원<sup>1)</sup>에 달하면서 세수추계 오차 문제가 재조명되었다. 특히 본예산이 16.9조원이었던 양도소득세(이하 양도세)는 실제 36.7조원이 걸리면서 오차율이 약 54%에 달해 크게 문제가 되었다(안선영 2022). 바로 직전 해인 2020회계연도 양도세의 오차율 또한 약 30%에 달했는데, 당시의 세수 오차는 기획재정부(이하 기재부)의 세수추계 모형 개선 이후 불과 1년 만에 다시 발생했다는 점에서 비판을 피할 수 없었다.

기재부가 발표한 2022회계연도 총세입·세출 마감결과에 따르면, 2022년 8월 발표했던 국세수입 전망(397조 1,000억원)에 비해 약 1조 2,000억원 적은 395조 9,000억원이 세수로 견혔고, 세수추계 오차율은 -0.3%에 그쳤다. 그러나 기재부는 2022년 5월 추경예산 편성 과정에서 약 53조원의 초과 세수가 발생할 것으로 예상하고 역대 최대 추경 예산인 59조원을 책정하여 논란이 된 바 있다.<sup>2)</sup> 즉 2021년 하반기에 설정된 본예산과 비교하면 2022회계연도에도 50조원이 넘는 초과 세수가 발생한 셈이다(유찬 2023). 양도세수의 경우 2021회계연도에 비해 오차율이 감소했지만 여전히 약 30%<sup>3)</sup> 수준에 달했다.

세수추계 오차 문제는 일정 수준 발생할 수밖에 없으며, 우리나라뿐만 아니라 많은 선진국들도 겪는 문제이다. 특히 자산 혹은 자본이득(capital gain)과 관련된 세수에 측이 상대적으로 더 어렵다는 것이 공통적인 지적이다(Hannon et al. 2016; Tax Forecasting Methodology Review Group 2019; 심혜정 2015; 박명호 2022). 뿐만 아니라 양도세 및 취득세처럼 일회성으로 부과되는 세금의 경우에는 경기변동이나 정부 정책에 훨씬 민감하게 반응할 수 있기 때문에(Lee and Kwak 2020) 세제 개편에

- 1) 61조원은 2020년 가을경 기재부가 최초로 제시한 총 국세수입 전망치(282조 7,000억원) 대비 초과 세수액이다. 2021년 7월경 추경안 편성 과정에서 제시했던 국세수입 전망치(314조 3,000억원)와 비교해도 약 30조원에 달하는 추계오차가 발생하였다.
- 2) 기본적으로 재정당국은 세수추계에 있어서 보수적인 성향을 가지기 때문에 과소추계할 수 있다. 심혜정(2015)의 연구에 따르면, 우리나라의 경우 1970~2014년 45년간 과소추계 오류 비율이 57.8%, 과대추계 오류 비율이 42.2%인 것으로 나타났다. 그러나 많은 선행연구들이 지적하고 있듯이 정부가 세수를 의도적으로 과소 혹은 과대 추계할 유인이 존재한다는 점도 간과할 수 없다(Hannon et al. 2016; 이근재·최병호 2016).
- 3) 본예산 22.4조원, 실적치 32.2조원

따른 시장충격 및 경제위기와 같은 예상하지 못한 사건으로 세수추계 오차가 커질 수 있다. 그러나 세수추계 오차가 지속적·반복적으로 발생하고 그 오차율이 상당한 경우, 국가의 재정건전성 악화, 재정지출의 비효율 증가, 국민의 조세부담 가중, 경기대응성 악화 등 여러 측면에서 문제가 발생할 수 있다(이영환·신영임 2010; 심혜정 2015). 또한 세수 예측의 정확도는 정부의 장·단기적 정책목표를 달성하는 데에도 영향을 미칠 수 있다(Cameron et al. 2017). 그러므로 세수추계 오차에 대한 연구와 개선 노력은 반드시 필요하다.

세수추계 오차에 관한 연구들은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 먼저, 세수추계 결과를 바탕으로 추계오차의 크기를 측정·분석하고 원인별로 분해하는 연구가 있다. 이 연구들은 세수추계 오차의 원인을 거시경제적 요인, 제도적·정책적 요인, 정치적 요인, 모형 요인 등으로 구분하고 이 중 하나 혹은 다수 요인의 영향력에 대해 검토한다(이영환·신영임 2010; 심혜정 2015; 이근재·최병호 2016; 윤성만 2019; 박지현 2021; 한재명 2022).

더 나아가 세수추계의 정확성을 개선하기 위한 필요성 및 개선방안을 제시하기도 하는데(심혜정 2015; 한재명 2022; 박명호 2022), 이는 세수추계 예측모형 개발에 대한 연구로 확장된다. 이 연구들은 기존의 세수추계 모형에 대한 비교·분석 및 평가를 수행하거나(Cameron et al. 2017; 여은정·이영환 2008; 박명호 2022), 기존 모형의 한계를 보완한 다양한 계량모형의 설계 및 해당 모형의 적합도를 비교·평가한다(Cameron et al. 2017; 김재영 외 2004; 이석환 2018; 김필현·이정현 2019; 이기환 2020). 더 나아가 설계한 모형을 이용하여 세수전망을 시도하는 연구들도 있다(이현선·박태규 2007; 박대근·박명호 2015; 이태석 2015; 이선화·설운 2017).

그러나 세수추계 모형에 관한 기존 연구들은 대부분 거시모형을 중심으로 논의가 되고 있다. 우리나라 정부가 실제 국세수입 예산 추계모형에서 활용하는 주요 설명변수들을 살펴보아도 성장률, 물가, 금리, 민간소비, 실업률 등 거시경제지표에 크게 의존하고 있다. 이 외에 토지가격 및 주택가격, 거래량 등 부동산 시장 지표와 인구학적 지표를 함께 활용하기도 한다(박명호 2022). 거시모형은 방법론적으로 매우 간편하다는 장점이 있지만 갑작스러운 시장변화 및 제도변화의 효과를 적절히 반영하는 데 한계가 존재한다. 이에 세계 변화에 따른 형태변화, 미시적 시물레이션 모델의 설정 등 보다 미시적인 접근방법에 의한 세수추계 모형의 개발을 통해 기존 방식의 거시적 세수추계 모형의

한계를 보완할 필요성이 최근 제기되고 있다(심혜정 2015).

본 연구는 주택 양도세에 초점을 맞춰 미시적 세수추계 방법을 설계·제안하고자 한다. 국내 세수추계 연구들이 국세보다는 지방세를 중심으로 논의되는 경향이 있어,<sup>4)</sup> 양도세의 경우 세수추계 오차율이 크게 발생했음에도 불구하고 그동안 상대적으로 많은 관심을 받지 못하였다. 본 연구에서는 이러한 양도세를 주요 연구대상으로 한다는 점에서 기존 연구와의 차별점이 있다.

특히 주택의 양도세 추계를 목적으로 하는데, 이는 최근 발생한 양도세의 높은 오차율이 상당 부분 주택으로부터 기인한 것으로 추측할 수 있기 때문이다. 2021회계연도 초과세수 61조원 중 약 44%가 부동산 관련 세수인 것이 확인되었고, 주택 가격의 급등이 주요 원인으로 지적되었다(임초롱 2022). 또한 2022회계연도 양도세의 경우, 전년 대비 주택거래량이 50%이상 급감하면서 약 4.5조원의 세수가 감소한 것으로 확인되었다(정해훈 2023).

양도세의 미시적 세수추계는 크게 두 단계로 이루어진다. 먼저 제Ⅲ장에서는 주택 매도 여부에 대한 로짓 및 프로빗 모형 추정을 통해 주택보유 가구의 주택 매도 확률을 산출한다. 모형에는 가구특성 및 주택특성 외에도 제도변화와 시장에 대한 전망 등을 포함하여 주택 보유자의 주택 매도 의사결정에 미치는 영향에 대해 살펴본다. 두 번째 단계는 모형을 통해 산출한 주택 매도 확률을 활용하여 기대양도세액<sup>5)</sup>을 산출·집계한다. 이 과정에서 자료가 갖는 대표성 문제를 보완하기 위해 팽창계수(sampling weights)를 생성·도입한다. 이에 대해서는 본 연구의 제Ⅳ장에서 구체적으로 논의하고자 한다.

4) 지방자치단체를 대상으로 세수추계 오차 및 그 원인을 규명하거나(김재영 외 2004; 배상석 2013; 이근재·최병호 2016; 윤성만 2019; 박지현 2021; 한재명 2022), 지방세 세수추계 기법에 대한 비교·분석 및 모형 구축을 시도하는 연구들이 있다(이석환 2018; 김필현·이정현 2019; 이기환 2020). 부동산 세금 관련 세수추계 연구들도 국세에 해당하는 양도세나 종부세보다는 취득세 및 재산세와 같은 지방세에 초점이 맞춰져 있다(김재영 외 2004; 박지현 2021).

5) 기대양도세액이란, 산출된 주택 매도 확률을 기반으로 주택을 매도했을 때 납부할 것으로 기대되는 양도세액을 의미하며, 본 연구에서 추정된 값이다. 실제 양도세액과 구별하기 위해 기대양도세액이라는 표현을 사용한다.

## II. 주택 매도 의사결정에 대한 선행연구 검토

국내는 물론 해외에서도 주택의 매도를 직접적으로 다루는 연구는 부동산 관련 다른 연구들에 비해 상대적으로 많지 않다. 주택 매도를 다루는 해외선행연구들은 주로 중개시장에서의 매도가격(sale price)과 매도되기까지 걸린 시간(time-on-market; TOM)에 초점을 맞추고 있다. 주택의 매도가격을 종속변수로 하는 경우 헤도닉 모형(hedonic price model)을 이용하여 부동산 가격을 추정하고(Rosen 1974; Sirmans et al. 2005; Zhou et al. 2021), 매도되기까지의 시간을 종속변수로 하는 경우 주택이 중개시장에 매물로 등록된 이후 최종 매도되기까지의 시간에 미치는 영향요인을 OLS 혹은 위험모형(hazard model)을 활용하여 분석한다(Rutherford et al. 2007). 최근에는 주택의 매도가격과 매도되기까지의 소요시간의 관계에 초점을 맞추거나(Carrillo 2013; Bian et al. 2016), 두 변수가 주택 매도에 미치는 영향을 분석하기도 한다(Johnson et al. 2007; Benefield et al. 2012; Bian et al. 2016). 이 연구들의 특징은 부동산 중개시장에서의 매물가격(listing price)을 핵심변수로 활용한다는 점이다(Carrillo 2013; Bian et al. 2016; Bich et al. 2020).<sup>6)</sup> 그러나 우리나라의 경우 매물가격, 매도 소요기간 등 중개시장과 관련된 체계적인 정보를 얻는데 한계가 있기 때문에 이와 같은 연구는 사실상 불가능하다.

다음으로, 주택 매도와 관련된 선행연구 중 행동경제학적 관점을 취하는 연구들이 있다. 이 연구들은 주택 보유자가 손실 혹은 이익을 보았을 때 위험회피성향(risk-aversion) 혹은 위험추구성향(risk-seeking) 중 어떤 것이 작동하여 주택 매도를 결정하게 되는지, 어떤 변수들이 주택 매도에 영향을 미치는지를 살펴본다. 특히 주택 보유자가 손실을 입었다고 생각할 때 주택 매도를 미루는 처분효과(disposition effect)가 발생한다는 것을 보여주고 있다(현호상 외 2014; 정성훈·박근우 2015; 조은서·김상봉

6) 매물가격(listing price)은 주로 전략변수로서 활용된다. 일반적으로 매물가격과 실제 매도가격 간의 차이로 매물가격 변수를 측정한다. 그러나 두 변수의 동시성(simultaneity) 문제로 일부 연구들은 헤도닉 모형을 통해 추정된 예상매도가격(expected sale price)이나 예상매물가격(expected listing price)을 활용하기도 한다(Bich et al. 2020). 이렇게 정의된 매물가격 변수가 양(+의 값을 가지면 주택판매자가 매물가격을 과대하게 설정(overpricing)한 것을 의미한다. 매물가격의 과대설정 여부 혹은 그 수준을 판매자의 동기에 대한 대리변수로 측정하여 주택의 매도 여부에 미치는 영향을 분석한다(Johnson et al. 2007).

2015; 김진환·정준호 2018; 신수호 외 2022). 대표적인 국내연구로는 조은서·김상봉 (2015)의 연구가 있다. 이 연구는 1~5차 재정패널 자료를 활용하여 주택을 매도할 때 손실회피 현상이 발생하는지 여부를 확인하고자 하였다. 주택 보유자의 현재 주택가격을 과거 주택가격 중 최대가격과 비교하여 그 차이가 양(+)의 값을 가지면 이익집단, 음(-)의 값을 가지면 손실집단으로 정의하여 두 집단의 매도확률을 비교하였다. 이러한 분석을 통해 주택 보유자의 주택이 현재 손실상태에 있는지, 이익상태에 있는지에 따라 주택 매도 여부에 대한 결정이 다르게 나타난다는 것을 확인하였다. 또한 이익이 있을 때에는 주택 매도에 영향을 미친 변수들이 유의하게 나타난 반면, 손실이 있을 때에는 주택을 매도하지 않는데 영향을 미친 변수들이 유의하게 나타났다. 즉 손실회피성향이 나타나고 있음을 확인할 수 있었다.

한편 최초 구입가격 혹은 최근 주택가격, 주택의 최고가격 등을 기준으로 손실에 대한 기준점이 바뀔 가능성을 다루는 연구도 있다. Zhou et al.(2021)은 주택의 최초 취득가격의 앵커링 효과(anchoring effect)로 인해 중개시장에서 최종 협상된 매도가격이 영향을 받는다는 것을 보여주었다. 특히 부동산 시장의 호황기와 불황기를 함께 고려했다는 점에서 보다 현실적인 연구결과를 제시하였다고 평가할 수 있다.

이와 같은 행동경제학적 관점의 연구들은 주류 경제학이 설명하지 못하는 시장참여자들의 행태를 설명한다는 점에서 중요한 의의가 있다. 특히 주택시장 참여자들이 주택 가격 혹은 시장상황을 어떻게 인식하는지에 따라 거래행태가 달라질 수 있다는 점을 보여줌으로써 ‘심리적 요인’의 중요성을 강조하였다. 이에 본 연구에서도 주택 보유자의 심리를 반영하는 변수를 주요 변수로 포함하였다. 다만 행동경제학적 관점을 취하고 있는 연구들은 주택 보유자가 ‘현재’ 자신이 보유한 주택이 이익 또는 손실의 위치에 있는지에 따라 다르게 반응할 수 있음을 보여주는 데 초점을 맞추고 있다면, 본 연구에서는 보유한 주택의 가격이 ‘미래’에 상승할 것인지 혹은 하락할 것인지에 대한 전망에 초점을 맞추고 있다는 점에서 그 차이가 있다. 주택 보유자는 현재 자신이 보유한 주택이 이익의 위치에 있다 하더라도 앞으로 가격이 더 오를 것으로 예상될 경우 주택을 팔지 않을 수 있으며, 반대로 손실의 위치에 있다 하더라도 앞으로 가격이 더 하락할 것으로 예상될 경우 서둘러 팔아버릴 수도 있는 것이다.

마지막으로 주택 매도를 직접적으로 다루지는 않지만 주택의 보유기간을 종속변수로 하는 연구들이 있다(김태경 2010; 강성훈 2017; 김은미·김상봉 2019; 김은미 외

2020). 이 연구들은 주택특성, 가구특성, 거시경제변수, 정부정책 등 여러 설명변수가 주택의 보유기간에 미치는 영향을 밝히고 있다. 보유기간의 길고 짧음이 곧 주택의 매도 여부를 의미하는 것은 아니지만, 주택의 매각위험률이 낮거나 높다고 설명할 수 있다.

지금까지 주택 매도를 직접적으로 다룬 연구는 많지 않았다. 연구가 수행되었더라도 주택 보유자의 주택 매도 의사결정보다는 부동산 중개업자에게 주택 매도 전략에 대한 시사점을 제공하거나, 행동경제학의 특정 이론적 개념을 검증하는 연구들이 대부분이기 때문에 연구의 범위가 다소 제한적이었다. 또한 주택 매도에 영향을 미치는 변수들을 식별하는 것이 선행연구들의 주요 연구목적이었으며, 이를 통해 세수추계로까지 연결된 연구는 찾을 수 없었다. 본 연구는 주택 매도 의사결정 자체에 초점을 맞춰 영향을 미치는 요인들을 분석하고, 이를 기반으로 산출한 주택 매도 확률을 활용하여 양도세의 추계 결과까지 함께 제시한다는 점에서 기존 연구와의 차별성이 있다.

또한 중개자료를 활용한 일부 해외선행연구를 제외하고는 주택 매도 여부 혹은 주택 매도 확률을 모델링하는 데 있어서 개별 주택(자산)이라는 미시적 수준에서 수행된 연구들은 드물다(Johnson et al. 2007). 재정패널 자료를 활용하여 미시적 수준에서 주택 매도 확률을 추정하는 국내 연구들도 1주택자만을 대상으로 하거나 재정패널에서 제공하는 정보만을 활용하여 분석을 시도하고 있다는 점에서 한계가 있다. 본 연구는 재정패널 자료를 기초로 통계청 및 여러 출처의 자료들을 종합하여 개별 보유주택에 대한 매도 확률을 미시적인 방법으로 산출한다는 점에서 선행연구와의 차이가 있다.

### Ⅲ. 주택 매도 확률 계산을 위한 회귀모형 추정

#### 1. 연구의 설계

##### 가. 분석대상 및 분석자료

회귀모형 추정을 위해 활용하는 주요 분석자료는 재정패널 조사자료이다. 본 연구에서는 9~13차 재정패널 자료(2015~2019년)를 활용하여 회귀모형을 추정하였다.<sup>7)</sup> 추정된 모형을 토대로 14차 베타자료를 활용하여 2020년도 주택 매도 확률을 산출하고 양도세를 추계하였다.

본 연구의 분석대상은 재정패널 조사대상 가구 중 주택을 보유한 가구이다. 주택의 매도 여부가 종속변수이기 때문에 보유한 주택에 거주하는지 여부와 상관없이 주택을 1채라도 보유한 경우 분석대상 가구로 포함하였으며, 주택을 보유하지 않은 무주택 가구는 분석대상에서 제외하였다. 주택 매도 확률은 실제 매도된 주택뿐만 아니라 매도하지 않은 주택까지 포함하여 모든 개별 주택에 대해 산출하므로 분석대상 가구들이 보유한 주택 1채가 하나의 표본(sample)이 된다.

한편 주택의 취득가격을 산출할 수 없는 1986년 이전에 취득한 주택들은 표본에서 제외하였다. 재정패널 자료에서는 실제 매도가 발생한 주택 외에는 주택의 취득가격 정보를 제공하지 않는다. 이에 재정패널에서 제공하는 취득연도와 KB부동산데이터허브에서 제공하는 주택매매가격지수를 활용하여 매도하지 않은 주택들의 취득가격을 직접 산출하였다. 이 때 활용하는 주택매매가격지수가 1986년부터 제공되기 때문에 그 이전에 취득한 주택들은 취득가격을 산출할 수 없다. 또한 보유기간이 100년을 초과하는 등 응답오류의 가능성이 상당한 표본들은 배제하였다.

양도세는 주택 매도자가 보유하고 있는 총 주택 수에 따라 중과세율 등이 차등 적용되기 때문에 가구당 보유주택의 총 수를 집계할 필요가 있다. 재정패널 자료는 가구별

7) 재정패널 자료는 2008년부터 조사가 시행되었으나, 본 연구에 활용하는 통계자료들의 제공시점이 2015년 이후이므로 재정패널 자료도 2015년을 조사한 9차 자료부터 사용하였다. 즉, 본 연구의 분석기간은 2015~2019년이다. 참고로 재정패널의 조사대상 연도는 조사가 실시된 해의 전년도( $t-1$ )이다. 본 연구에서 활용하는 9~13차 자료는 2016~2020년에 조사가 실시되었으며, 2015~2019년의 내용을 담고 있다.

로 연말 기준 보유주택과 연중 매입·매도한 주택에 대한 정보를 각각 조사한다. 매입주택은 연말 기준 보유주택에 포함이 되지만 매도주택은 포함되지 않기 때문에 개별 가구의 총 보유주택 수는 '연말 기준 보유주택 수와 매도주택 수의 합계'로 집계할 수 있다. 그러나 같은 해에 주택의 매입과 매도가 동시에 발생할 경우 매입주택 수를 고려하지 않으면 가구별 보유주택 수가 과잉집계 되는 문제가 발생할 수 있다. 예를 들어, 1주택 가구가 보유하고 있던 주택을 매도하고 같은 해에 주택을 새로 매입했다면, 연말 기준 보유주택 수는 1채임에도 불구하고 '연말 기준 보유주택 수와 매도주택 수의 합계'만으로 보유주택 수를 집계하면 2주택 가구가 된다. 그러므로 개별 가구가 보유한 총 주택 수는 "연말 기준 보유주택 수 + 매도주택 수 - 매입주택 수"로 집계한다.<sup>8)</sup> 이와 같은 방법으로 분석대상 가구들이 보유한 주택 수를 집계하면 5년(9~13차) 동안의 총 보유주택 수는 20,747개이다. 이 중에서 1986년 이전에 취득한 주택 및 결측값들을 제외하면 최종 표본 수는 총 18,987개이다([표 1] 참조).<sup>9)</sup>

8) 반면 이와 같은 방식으로 보유주택 수를 집계할 경우, 연말 기준 보유주택이 1채임에도 불구하고 무주택 가구로 집계되는 경우가 발생할 수 있다. 예를 들어, 무주택 가구가 연중 주택을 1채 매입한 경우, 연말 기준 보유주택이 1채임에도 불구하고 위 산식대로라면 무주택 가구로 집계된다. 그러나 본 연구에서는 양도세 추계를 목적으로 하기 때문에 매입 정보보다 매도 정보를 더 정확하게 파악할 필요가 있다. 또한 해당 사례 가구의 경우 주택을 매입한 해에는 무주택 가구로 분류되지만 다음 해부터 주택을 보유한 것으로 분류되어 분석대상으로 포함된다. 이와 같은 자료적 한계는 불균형 패널(unbalanced panel)을 구축할 경우 일부 해소될 수 있으나, 불균형 패널 구축 과정에서 오히려 오류가 발생할 가능성이 높아 본 연구에서는 불균형 패널을 구축하지는 않았다.

9) 한편 재정패널 자료에서는 한 해의 매입·매도 주택을 각각 최대 1개까지만 조사한다. 즉 한 해 동안 2채 이상 매입 혹은 매도를 한 경우에는 1채를 제외한 나머지 주택에 대해서는 구체적인 정보를 확인할 수 없다는 자료적 한계가 존재한다.

[표 1] 재정패널 조사 가구들의 총 보유주택 수

(단위: 개)

구분	9차 (2015) <sup>1)</sup>	10차 (2016)	11차 (2017)	12차 (2018)	13차 <sup>3)</sup> (2019)
총 가구	4,864	4,839	4,816	4,765	8,792
실제 조사 가구 (하반기 분가 가구 제외) <sup>2)</sup>	4,832	4,790	4,770	4,765	8,792
1주택 가구	2,706	2,693	2,674	2,640	4,783
다주택 가구	519	495	461	489	752
무주택 가구	1,607	1,602	1,635	1,636	3,257
총 보유주택	3,680	3,648	3,586	3,610	6,223
1주택 가구의 보유주택 <sup>4)</sup>	2,853	2,784	2,772	2,716	4,861
다주택 가구의 보유주택	827	864	814	894	1,362
1986년 이후 취득 보유주택	3,311	3,305	3,271	3,317	5,805
1주택 가구의 보유주택	2,528	2,472	2,485	2,446	4,483
다주택 가구의 보유주택	783	833	786	871	1,322
결측치(제외)	0	5	0	0	17
보유주택 기준 총 관측치	3,311	3,300	3,271	3,317	5,788
1주택 가구의 보유주택	2,528	2,467	2,485	2,446	4,472
다주택 가구의 보유주택	783	833	786	871	1,316

주: 1) 괄호에 있는 연도는 조사대상 연도를 의미. 예를 들어, 9차 재정패널 자료는 2016년에 조사가 시행되었으며, 조사대상 연도는 2015년임

2) 하반기 분가가구의 경우 상반기에 분가 전 가구에 포함되어 조사가 이루어졌기 때문에 조사단계에서 추적은 하지만 실제 응답을 받지 않음. 이로 인해 총 가구수와 실제조사 가구 수 간에 차이가 발생함

3) 13차 재정패널 자료에서는 자료탈락에 의한 표본관측치 감소 문제에 대응하기 위해 표본을 추가적으로 추출·구성하여 표본 수가 증가함

4) 1주택 가구의 보유주택 수와 1주택 가구 수가 일치하지 않는 이유는 본 연구에서 사용하는 개별 가구 보유주택 수 집계방법(연말 기준 보유주택 수+매도주택 수-매입주택 수) 때문임. 예를 들어, 어떤 가구가 2015년에 주택을 매도하고 2015년 말 기준 무주택 가구가 된 경우, 이 가구는 재정패널조사에서는 무주택가구로 분류되지만 본 연구에서는 해당 가구가 매도한 주택이 1주택 가구의 보유주택으로 분류됨

1. 본 연구는 주택 보유자의 주택 매도 여부에 대한 회귀분석을 시도하기 때문에 주택을 보유하지 않은 무주택 가구는 분석대상에서 제외함. 단, 무주택자가 주택을 매입한 경우 그 다음 해부터 주택보유 가구로 포함됨

2. 1주택 가구의 보유주택 중 고가주택 보유가구의 비중은 5년 가중평균 결과, 서울지역 약 30.6%, 경기·인천지역 약 5.4%, 그 외 나머지 지역 약 1.3%임

자료: 한국조세재정연구원, 재정패널조사자료(9~13차)

## 나. 변수의 측정

본 연구의 종속변수는 주택 매도 여부이다. 재정패널 자료 중 ‘작년 주택 매각 여부’를 묻는 질문항목을 활용하였으며, 주택을 매도한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 측정하였다.

설명변수에는 개별 주택 보유자의 이질적 특성을 반영하기 위해 가구특성 변수와 주택특성 변수를 포함하였으며, 주택 매도 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 정책변수 및 전망변수를 포함하였다. 또한 부동산 시장 상황을 반영하기 위해 주택의 수요 및 공급 변수를 포함하였다. 먼저, 가구특성 변수로는 가구소득과 가구주 연령을 포함하였으며, 모두 재정패널 자료를 활용하여 측정하였다. 가구소득은 재정패널 자료에서 제공하는 가구의 ‘월평균 총 경상소득’을 디플레이터(소비자물가지수)로 나눠 실질소득으로 변환한 후 로그를 취한 값을 사용하였다. 가구주 연령은 재정패널 자료에서 제공하는 가구주의 출생연도를 활용하여 조사시점에서의 연령을 산출하였다. 본 연구에서는 주택 보유자와 가구주가 동일하다는 가정 하에 주택 보유자의 연령이 아닌 가구주의 연령을 변수로 포함하였다.<sup>10)</sup>

다음으로 주택특성 변수에는 주택가격, 보유주택 수(다주택 여부), 주택 보유기간을 포함하였으며, 모두 재정패널 자료를 활용하여 측정하였다. 먼저, 주택가격 변수는 가구소득과 마찬가지로 실질주택가격으로 변환하여 로그를 취한 값을 사용하였으며, 재정패널 자료에서 제공하는 ‘양도가격’ 및 ‘연말 기준 주택가격’으로 측정하였다.<sup>11)</sup> 보유주택 수는 개별 가구가 보유한 총 주택 수로 앞서 설명한 방법으로 집계한다. 본 연구에서는 이를 다주택자 식별 변수로 활용하였는데, 다주택자(2채 이상)인 경우 1, 그렇지 않은 경우를 0으로 측정하였다. 주택 보유기간은 취득연도 정보를 활용하여 산출하였다. 이 때 주택의 보유기간과 거주기간이 동일하다고 가정하였다. 2017년부터 조정대상지역 지정 제도가 시행되면서 주택의 보유기간뿐만 아니라 거주기간 조건을 충족해

10) 주택 보유자와 가구주가 일치하지 않더라도 양도세는 종부세와 달리 주택 보유자의 연령공제 혜택이 없고, 주택 매도와 같은 의사결정은 일반적으로 가구주의 선택을 중심으로 이루어지므로(이창무·김미경 2013) 가구주 연령을 변수로 포함하는 것이 더 적합하다고 판단하였다.

11) 재정패널 자료에서는 실제 매도한 주택의 경우 ‘양도가격’을, 보유주택에 대해서는 ‘연말 기준 주택가격’을 조사하여 보고한다. 두 가격 모두 시장가격이며, 양도가격은 실거래가격을 의미한다. 실제로 매도하지 않은 주택에 대한 양도세 및 주택별 매도확률을 산출할 때에는 ‘연말 기준 주택가격’을 양도가격으로 가정하여 산출에 활용하였다.

야만 양도세 비과세 혜택을 받을 수 있다. 또한 장기보유특별공제율도 2021년부터 보유기간과 거주기간을 구분하여 차등 적용되었기 때문에 정확한 양도세 추계를 위해서는 보유기간과 거주기간을 각각 식별해야 한다. 하지만 재정패널 자료에서는 주택의 취득연도 정보만을 제공하며, 주택보유 가구가 실제로 어느 주택에, 얼마 동안 거주하였는지 알 수 없다. 이러한 자료적 한계로 본 연구에서는 보유기간을 산출한 후, 동일한 기간 동안 거주한 것으로 가정하였다. 다주택자의 경우 제1주택에 대해서만 보유기간과 거주기간이 동일하다고 가정하였으며, 나머지 주택에 대해서는 장기보유공제 혜택을 배제하였다.

세 번째 주요 설명변수는 정책변수이다. 선행연구에서는 정책적·제도적 변화가 세수(Tax Forecasting Methodology Review Group 2019; 이영환·신영임 2010)뿐만 아니라, 주택 처분에 대한 의사결정(신수호 외 2022) 및 주택 보유기간(김태경 2010; 김은미·김상봉 2019; 김은미 외 2020), 주택거래량(김종화·유태현 2012; 허종만·이영수 2018), 주택 구매여력(최성호·송연호 2015; 문지희·정의철 2017), 주택 가격(허종만·이영수 2018; 이근영 2020; 장미진 외 2020; 이주희·유선종 2021) 등에 미치는 영향을 살펴보았다. 이처럼 정책변수는 여러 측면에서 시장과 시장참여자에게 영향을 미칠 수 있는 변수이다. 다만 양도세는 다양한 정책적 요소들이 결합된 결과이기 때문에 어떤 정책적 요소의 변화가 주택 매도 의사결정에 영향을 미치는지 확인하기 위해서는 관련 요소들을 종합적으로 고려할 필요가 있다.<sup>12)</sup> 선행연구에서는 주로 대출금리, 대출규제, 세율 및 기타 부동산 관련 규제의 강화 여부 등이 정책변수로 활용되는데, 대부분 1~2개의 요소만을 분석에 포함하고 있다. 이에 본 연구에서는 대출규제 및 대출금리는 물론 양도세제와 관련된 정책적 요인들을 세부적으로 구분하여 변수로 구성하였다.

먼저, 가장 직접적으로 양도세를 결정하는 것은 양도세율이다. 양도세율 변수는 과표구간별 한계세율(marginal tax rate)을 변수값으로 활용하였다. 분석결과의 강건성을 검증하기 위해 명목세율 대신 실효세율<sup>13)</sup>을 산출하여 분석에 포함하였으며, 해당

12) 양도세제에 대한 기본적인 설명 및 세액계산 흐름도는 국세청 홈페이지(<https://www.nts.go.kr/nts/na/nnt/selectNttList.do?mi=2307&bbsId=131041>)에서 확인 가능하다. 본 연구에서는 지면관계상 세제에 대한 구체적인 설명을 생략하였다.

13) 실효세율이란, 과세표준 대비 납세자가 실제로 부담하는 세액의 비율을 의미한다. 그러나 양도세의 과세표준은 장기보유특별공제와 같은 또 다른 정책적 요소가 적용된 결과이기 때문에 본 연구에서는

결과는 부록에 보고하였다. 한편 양도세를 산출하는 과정에서 활용하는 양도차익에는 1세대 1주택자에 한해 적용되는 비과세 혜택이 결합되어 있다. 이 제도를 통해 1세대 1주택자는 2년 이상 보유한 주택을 매도할 때 해당 주택의 양도가액이 비과세 기준 금액을 초과하지 않으면 양도세를 면제받을 수 있다. 만약 주택의 양도가액이 비과세 기준 금액을 초과할 경우(고가주택)에는 별도의 양도차익 산출식이 적용된다.<sup>14)</sup> 다주택자는 양도세 비과세 대상에서 제외된다. 본 연구에서는 비과세 기준 금액으로 9억원을 적용하였는데, 분석 기간(2015~2019년) 동안 기준금액에 변동이 없었기 때문에 별도의 정책변수로 분리하여 측정하지는 않았다.<sup>15)</sup>

다음으로 양도세 중과세율을 정책변수로 측정하였다. 양도세 중과세율은 다주택자를 대상으로 조정대상지역 여부에 따라 기본세율에 더해 초과세율이 추가적으로 적용되는 것이다. 본 연구에서는 양도세 중과세율 변수를 10%p 초과세율 적용 여부 혹은

장기보유특별공제가 적용되기 전 단계인 양도차익을 기준으로 실효세율을 산출하였다. 양도세 실효세율의 산출식은 다음과 같다. 양도차익은 '양도가액-취득가액-필요경비'로 계산되며, 취득가액 및 필요경비(=양도가액×0.03)의 경우 직접 산출한 값을 활용하였다.

$$\text{양도세실효세율} = \frac{\text{양도차익} (= \text{양도가액} - \text{취득가액} - \text{필요경비}) \times \text{양도세율}}{\text{양도차익}}$$

먼저, 취득가액의 경우 재정패널 자료에서는 실제 매도된 주택에 대해서만 취득가액 정보를 제공하기 때문에 그렇지 않은 보유주택에 대해서는 직접 산출할 필요가 있다. 취득가액을 계산하기 위해 KB부동산데이터허브에서 제공하는 주택매매가격지수를 활용하여 주택가격변동률을 직접 산출하여 활용하였다.

$$\text{취득가액} = \frac{\text{양도가액}}{(\text{주택가격변동률} + 1)}$$

주택가격변동률은 아래와 같은 산식을 통해 산출하였다. 재정패널의 주택가격 정보가 연말 기준이므로 주택가격변동률 산출 시 12월 지수를 활용하였다. 이 때, 주택매매가격지수는 주택의 유형을 고려하지 않은 종합지수이며, 전국단위 지수값을 활용하였다. 전국단위 지수값을 활용한 이유는 17개 시도별 주택매매가격지수가 2003년 이후부터 제공되기 때문에 그 이전에 취득한 주택들에 대해서는 취득가격을 산출할 수 없기 때문이다.

$$\text{주택가격변동률} = \frac{(\text{매도연도12월주택매매가격지수} - \text{취득연도12월주택매매가격지수})}{\text{취득연도12월주택매매가격지수}}$$

그런데 이렇게 산출한 취득가액은 실제 조사자료에 보고된 양도주택의 취득가액과 비교했을 때, 평균적으로 약 30% 높은 것으로 확인되었다. 이에 본 연구에서는 재정패널에서 보고된 실제 양도주택의 취득가액은 그대로 적용하고, 직접 산출한 취득가액은 30% 할인된 금액을 적용하였다.

- 14) 1세대 1주택자가 2년 이상 보유한 고가주택의 양도차익은 다음과 같은 산식을 통해 산출한다. 이 산식을 통해 산출된 양도차익은 실제 양도차익보다 할인된 금액이기 때문에 고가주택을 보유했다라도 1주택자라면 양도세를 할인받는 효과를 갖는다.

$$\text{고가주택양도차익} = \frac{\text{양도차익} \times (\text{양도가액} - 9\text{억원})}{\text{양도가액}}$$

- 15) 양도세 비과세(고가주택) 기준은 2022년부터 12억원으로 변경되었다. 향후 분석기간을 확장할 경우 비과세 기준 금액의 변화도 별도의 정책변수로 분리하여 측정할 수 있다.

20%p 초과세율 적용 여부(더미변수)로 측정하였다.

마지막으로 장기보유특별공제는 3년 이상 주택을 보유한 경우 양도세 일부를 공제해주는 제도이다.<sup>16)</sup> 본 연구에서는 장기보유특별공제 적용 여부(더미변수)로 변수를 측정하였는데, 이는 주택의 보유기간이 2년 이하로 장기보유특별공제를 적용받지 못하는 경우와 보유기간이 3년 이상으로 장기보유특별공제를 적용받을 수 있는 경우를 구분하기 위함이다. 그러므로 주택의 보유기간이 3년 이상인 경우, 변수값이 1이 된다. 다주택자의 경우 1주택자보다 더 낮은 공제율을 적용받지만 1주택자와 다주택자를 구분하는 다주택자 여부 변수가 이미 모형에 포함되어 있어 장기보유특별공제율에서의 차이는 별도로 반영하지 않았다. 또한 주택의 보유기간이 증가할수록 장기보유공제율도 증가하지만 이와 같은 차이는 주택의 보유기간 변수를 통해 통제되므로 별도로 반영하지 않았다. 다만 2019년 이후 다주택자에 대한 장기보유특별공제율이 하락하여 혜택이 감소하였는데, 이러한 제도적 변화를 반영하기 위해 장기보유특별공제율 하락 여부(더미변수)를 모형에 포함하였다. 즉 2019년은 변수값이 1, 2015~2018년은 0이 된다.

지금까지 살펴본 정책변수들은 양도세액을 직접적으로 결정하는 요소였다면, 주택담보대출규제와 금리는 주택 보유자의 매도 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 정책변수이다. 주택담보대출 규제에는 LTV(Loan To Value Ratio), DTI(Debt to Income Ratio), DSR(Debt Savings Ratio) 세 가지가 있으며, 본 연구에서는 이 세 규제를 모두 변수에 포함하였다. LTV와 DTI는 비율변수로 반영하였으며, DSR은 더미변수로 반영하였다. LTV는 주택담보인정비율로 주택담보가치(집값) 대비 대출 가능 금액을 의미하여, 주택가격과 보다 직접적으로 관련이 있는 규제이다. LTV는 연도별·지역별로 주택매입자 특성(신혼부부 여부, 생애최초 등)에 따라 차등 적용되지만 이러한 특성을 모두 식별하기에는 재정패널 자료의 한계가 존재한다. 이에 연도별·지역별 기준으로만 LTV를 차등 적용하였다. DTI는 총부채상환비율로 주택 관련 대출의 연간 원리금과 기타 대출의 연간 이자상환액이 개인의 연소득에서 차지하는 비중을 의미한다. DTI도 LTV와 마찬가지로 연도별·지역별로 차등 적용하였다.<sup>17)</sup> 주택담보대출규제 변수

16) 1세대 1주택자는 3년 이상 주택을 보유·거주한 경우 총 24%의 공제율을 적용받을 수 있으며, 보유·거주기간이 1년씩 증가할 때마다 공제율이 8%p씩 증가한다. 10년 이상 주택을 보유·거주한 경우 최대 80%의 공제율을 적용받을 수 있다. 다주택자의 경우 3년 이상 주택을 보유한 경우 6%의 공제율을 적용받을 수 있으며, 이후 보유기간이 1년씩 증가할 때마다 공제율이 2%p씩 증가한다.

17) 연도별·지역별 LTV 및 DTI 적용 현황은 다음과 같다.

(LTV, DTI)는 값이 클수록 규제 수준이 낮은 것을 의미한다. 한편 DSR은 총부채원리금상환비율로 대출을 받으려는 사람의 소득 대비 전체 금융부채의 원리금 상환액 비율을 의미하며, DTI를 적용할 때보다 대출한도가 더 감소하는 강력한 규제이다. DSR은 2018년부터 적용된 제도로, 2018~2019년은 1로 나머지 기간(2015~2017년)은 0으로 측정하였다.

주택담보대출금리는 한국은행에서 제공하는 자료를 활용하였으며, 신규취급액을 기준으로 측정, 실질금리로 변환하여 활용하였다. 주택담보대출금리는 기준금리 및 예금금리와 상관관계가 매우 높은 것으로 확인되었기 때문에 어느 것을 활용해도 무방하나, 본 연구에서는 주택시장과 직접적으로 관련된 주택담보대출금리를 활용하였다.

네 번째, 주요 설명변수는 전망변수이다. 다수의 선행연구에서 주택을 구매하거나 매각할 때 시장참여자가 시장에 대해 갖는 전망 및 이에 따른 심리가 중요한 역할을 하는 것으로 나타나고 있다(McIntosh et al. 1989; 최희갑·임병준 2009; 김리영·안지아 2013; 민성훈·고성수 2013; 오민준·진창하 2013; 전해정 2014; 현호상 외 2014; 정성훈·박근우 2015; 문지희·정의철 2017; 전현진·권선희 2020). 많은 연구들에서 부동산 시장참여자의 전망 및 심리적 요인을 측정하는 지표로 국토연구원의 주택매매 시장 소비자심리지수를 활용한다. 그러나 이 지표는 중개업소 및 일반 소비자를 대상으로 하는 서베이 자료이기 때문에 물가와 같은 전반적인 경제상황이 반영된 자료라고 보

[표 2] 연도별·지역별 LTV 적용 현황

(단위: %)

구분	2015~2017	2018~2019	2020
LTV	70	서울, 세종: 45	서울, 세종: 45
		부산, 경기: 65	부산, 경기: 55
		다주택 보유자 0	

자료: 문제현(2021)

[표 3] 연도별·지역별 DTI 적용 현황

(단위: %)

구분	2015~2017	2018~2020
DTI	수도권: 60	서울, 세종: 45
		부산, 경기: 55
		다주택 보유 0

자료: 문제현(2021)

기 어렵다. 이에 본 연구에서는 물가를 반영한 부동산 가격의 상승기 및 하락기 변수를 자체적으로 생성하여 모형에 포함하였다.

주택가격 상승기 및 하락기 변수는 다음과 같은 과정을 통해 측정하였다. 먼저, 1986년부터 2022년(11월)까지의 주택가격변동률과 소비자물가지수(CPI)변동률을 산출·비교하여 CPI변동률보다 주택가격변동률이 큰 해는 상승기, 작은 해는 하락기로 설정한다. 그러면 1986년부터 2022년까지 37년 동안 주택가격 상승기 혹은 하락기가 지속된 평균 기간을 산출할 수 있다.<sup>18)</sup> 예를 들어, 서울의 경우 1986년부터 2022년까지 주택가격 상승기가 지속된 기간은 평균적으로 4.75년, 하락기가 지속된 기간은 평균적으로 4.25년이다. 이렇게 산출한 주택가격의 평균적인 상승·하락 지속기간은 분석 대상 연도(2015~2019년)가 상승기 혹은 하락기 중 어디에 해당하는지, 상승기 혹은 하락기 몇 년차에 해당하는지 비교하는 데 활용한다. 예를 들어, 경기 지역의 주택가격 상승기 지속기간이 평균 4년이라고 가정해보자. 2015년이 주택가격 상승기에 해당되고 2014년에 이어 2년째 연속으로 지속되고 있다면 2015년의 변수값은  $2 \div 4 = 0.5$ 가 된다. 만약 2016년에도 연속으로 상승기가 지속된다면 2016년의 변수값은  $3 \div 4 = 0.75$ 이 된다. 즉 상승기가 지속될수록 변수값은 커진다(주택가격 상승기·하락기 변수 중 ①과 ⑤).

이와 같은 방식으로 변수를 측정한 이유는 주택 보유자가 앞으로 주택가격이 더 오를 것이라고 기대할지 혹은 주택가격이 하락할 것이라고 기대하는지에 따라 주택 매도의 사결정이 다를 수 있기 때문이다. 일반적으로 주택 보유자는 주택가격 하락기보다는 상승기에서 주택을 매도하려고 할 것이다. 그런데 예를 들어, 주택 보유자가 주택가격의 상승이 앞으로 좀 더 지속될 것이라고 기대한다면, 주택을 당장 매도하기보다 주택가격이 좀 더 상승한 후에 매도하기 위해 매도시점을 뒤로 미룰 수 있다. 반면 상승기가 끝나고 곧 하락기에 접어든다고 기대하게 되면 주택매도를 서두르려고 할 수 있다. 하락기에 접어들었다 하더라도 아직 초기라면 주택가격이 더 하락하기 전에 주택을 매도하려고 할 수 있고, 반대로 앞으로 하락기가 지속될 것이기 때문에 오히려 주택을 매도하지 않고 버티려고 할 수 있다. 이러한 복합적인 상황을 고려하지 않고 단순히 올해가 주택가격 상승기인지 하락기인지만을 가지고 주택 매도 의사결정에 미치는 영향을 살펴보

18) 부동산 시장참여자들은 주택가격 등 과거의 정보를 기반으로 미래를 예측하는 경향이 있다(김리영·안지아 2013; 홍정의 2016). 이를 고려하여 과거에서부터 현재까지 주택가격의 상승기 혹은 하락기의 평균값을 산출하여 시장전망에 활용하는 형태로 변수를 측정하였다.

면 전혀 다른 결과가 도출될 수 있다.

이와 함께 상승기 혹은 하락기가 장기화될수록 주택 매도 여부에 미치는 영향이 비선형적일 수 있기 때문에 주택가격 상승기·하락기 변수의 제곱항을 모형에 포함하였다(주택가격 상승기·하락기 변수 중 ②과 ⑥). 또한 주택가격이 평균 상승지속기간을 초과한 경우 주택 매도 여부에 어떤 영향을 미치는지 확인하기 위해 평균 상승지속기간 초과 여부를 더미변수로 측정하였다(주택가격 상승기·하락기 변수 중 ③). 즉 변수①과 ⑤의 변수값이 1을 초과하는 값을 가질 때 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다.<sup>19)</sup> 마지막으로 주택가격 상승기 변수와 평균 상승지속기간 초과 변수의 상호작용항을 포함하였는데, 이는 평균 상승기간을 초과한 이후에도 계속 주택가격이 상승하는 상황을 반영한다(주택가격 상승기·하락기 변수 중 ④). 전망변수는 모두  $t-1$ 시점의 변수값을 적용하였다.

마지막 주요 설명변수는 주택 수요 및 공급을 나타내는 변수이다. 주택 수요 변수로는 단기적 수요를 반영하는 주택구입부담지수(K-HAI)<sup>20)</sup>와 장기적 수요를 반영하는 인구수를 활용하였고, 주택 공급 변수로는 주택인허가실적을 활용하였다(김종화·유태현 2012). 이 변수들은 모두  $t-1$ 시점의 값을 활용하였다.

19) 평균 하락지속기간 초과 여부 더미변수는 모형에 포함하지 않았는데, 이는 1986년 이후 평균 하락지속기간을 초과하여 주택가격의 하락세가 지속된 경우가 거의 없기 때문이다.

20) 주택금융통계시스템에서 제공하는 분기별 자료를 활용하였으며, 4분기 평균값을 산출하여 각 연도별 지수로 활용하였다.

[표 4] 모형에 활용하는 변수 현황

구분	변수명	내용	출처	
독립 변수	종속변수	주택 매도 여부	보유=0, 매도=1	
	가구 특성	가구 소득	$\log(\text{실질경상소득}+1)$	재정패널
		가구주 연령	재정패널 조사연도-가구주의 출생연도	
	주택 특성	보유주택 가격	$\log(\text{실질주택가격})$	
		보유주택 수	다주택 보유 여부(1주택자=0, 다주택자=1)	
		보유기간	재정패널 조사연도-취득연도	
	정책 변수	양도세 한계세율	양도세 과표구간별 명목세율	재정패널, 국세청
		양도세 초과세율	① 초과세율+10%p 해당=1, 아닌 경우=0 ② 초과세율+20%p 해당=1, 아닌 경우=0	
		장기보유특별공제	① 장기보유특별공제 적용=1, 아닌 경우=0 ② 장기보유공제율 하락=1, 아닌 경우=0	은행업 감독규정, 문제현 (2021)
		대출규제	① LTV(연도별·지역별 차등 적용 비율변수) ② DTI(연도별·지역별 차등 적용 비율변수) ③ DSR(연도별 더미변수)	
	전망 변수 (t-1)	대출금리	실질주택담보대출금리(신규취급액 기준)	한국은행
		주택가격 상승기·하락기	① 평균 주택가격 상승지속기간 대비 이번(t)기 상승지속기간 ② ①의 제곱항 ③ 평균 주택가격 상승지속기간 초과 여부(더미) ④ ①*③의 교차항 ⑤ 평균 주택가격 하락지속기간 대비 이번(t)기 하락지속기간 ⑥ ⑤의 제곱항	자체산출
	주택 수요 (t-1)	부동산 매매가격전망지수	지역별 매매가격전망지수	KB부동산 데이터
		주택구입부담지수	주택구입부담지수(K-HAI)	주택 금융통계
	주택 공급 (t-1)	인구	$\log(\text{지역별 15세 이상 경제활동인구 수})$	통계청
		주택인허가실적	지역별 주택인허가실적 변화율	국토교통 통계누리

## 다. 연구 모형

본 연구는 양도세의 미시적 세수추계 방법 구축을 목적으로 한다. 이를 위해서는 먼저 개별 주택에 대한 매도 확률을 산출해야 한다. 종속변수가 범주형 변수(주택 매도 여부)이므로 로짓 또는 프로빗 모형을 가정하고 최우추정법을 통해 추정하였다. 연구모형은 다음과 같다.

$$P(\text{sell}_i = 1 \mid X_i) = P(\beta X_i > \epsilon_i \mid X_i) \\ = P(\beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \beta_4 X_{i4} + \beta_5 X_{i5} + \beta_6 X_{i6} > \epsilon_{i0} - \epsilon_{i1} \mid X) \quad (1)$$

$i$ 는 가구가 보유한 개별 주택을 의미하며,  $P(\text{sell}_i = 1 \mid X)$ 는 주택  $i$ 가 매도될 확률을 의미한다.  $X_{i1}$ 은 가구특성변수 벡터,  $X_{i2}$ 는 주택특성변수 벡터,  $X_{i3}$ 는 제도변수 벡터,  $X_{i4}$ 는 전망변수 벡터,  $X_{i5}$ 는 수요변수 벡터,  $X_{i6}$ 는 공급변수 벡터이다.<sup>21)</sup>  $\epsilon_{i0}$ 는 주택을 매도하지 않았을 때 효용함수의 오차항을 의미하며,  $\epsilon_{i1}$ 은 주택을 매도했을 때 효용함수의 오차항을 의미한다(박상인 2010). 두 오차항의 차( $\epsilon_i$ )가 로지스틱분포 또는 표준정규분포를 따른다고 가정함에 따라 각각 로짓 모형과 프로빗 모형을 통해 주택매도행태를 분석할 수 있다. 두 오차항의 차보다  $\beta X_i$ 의 값이 클 때, 주택  $i$ 를 보유한 가구는 매도 의사결정을 한다( $\text{sell}_i = 1$ ).

## 2. 주택 매도 여부에 대한 회귀분석 결과

본 연구에서 분석에 활용하는 표본 중 실제 매도가 이루어진 주택은 전체 보유주택의 약 3% 수준으로 그 수가 너무 적기 때문에 5개년치 자료를 모두 통합하여 회귀분석(pooled regression analysis)을 하였다. 총 8개의 모형을 추정하였으며, 이 중 분석 결과의 강건성을 검증하기 위해 양도세율 변수를 실효세율로 측정된 모형 (5)~(8)은 부록 1([표 12])에 별도로 보고하였다. 모형 (1)·(2)와 (3)·(4)의 차이는 전망변수로 주택 가격 상승기·하락기 변수를 활용하였는지, 아니면 부동산 매매가격전망지수를 활용하였는지의 차이이다. 모형 (1)과 (3)은 로짓 모형, (2)와 (4)는 프로빗 모형이다. 로짓 모

21) 각 변수 벡터에 포함되는 구체적인 변수 목록은 [표 4] 참조.

형과 프로빗 모형의 계수값에는 다소 차이가 있으나 부호와 유의수준은 동일한 것으로 나타났다. 분석결과는 주택가격 상승기·하락기 변수를 포함한 로짓 모형을 기준으로 논의하고자 한다([표 5] 모형 (1) 참조).

[표 5] 주택 매도 여부 추정 결과

구분	변수명	종속변수: 주택 매도 여부(0: 보유, 1: 매도)			
		(1) 로짓	(2) 프로빗	(3) 로짓	(4) 프로빗
가구 특성	가구 소득	-0.108 <sup>*</sup> (0.059)	-0.043 <sup>*</sup> (0.026)	-0.107 <sup>*</sup> (0.059)	-0.043 <sup>*</sup> (0.026)
	가구주 연령	-0.029 <sup>***</sup> (0.004)	-0.012 <sup>***</sup> (0.002)	-0.029 <sup>***</sup> (0.004)	-0.012 <sup>***</sup> (0.002)
주택 특성 <sup>1)</sup>	보유주택 가격	0.218 <sup>***</sup> (0.062)	0.095 <sup>***</sup> (0.027)	0.211 <sup>***</sup> (0.060)	0.093 <sup>***</sup> (0.026)
	보유주택 수	0.823 <sup>***</sup> (0.160)	0.371 <sup>***</sup> (0.073)	0.837 <sup>***</sup> (0.159)	0.379 <sup>***</sup> (0.073)
	보유기간	0.013 <sup>*</sup> (0.007)	0.005 <sup>*</sup> (0.003)	0.013 <sup>*</sup> (0.007)	0.005 <sup>*</sup> (0.003)
정책 변수	양도세 한계세율	-0.527 (0.358)	-0.247 (0.158)	-0.482 (0.356)	-0.229 (0.157)
	중과세율 초과 10%p 여부	-0.563 <sup>**</sup> (0.254)	-0.237 <sup>**</sup> (0.112)	-0.519 <sup>**</sup> (0.249)	-0.224 <sup>**</sup> (0.111)
	중과세율 초과 20%p 여부	-1.450 <sup>**</sup> (0.629)	-0.617 <sup>**</sup> (0.256)	-1.397 <sup>**</sup> (0.627)	-0.593 <sup>**</sup> (0.254)
	장기보유특별공제 적용 여부	-0.374 <sup>**</sup> (0.157)	-0.164 <sup>**</sup> (0.071)	-0.387 <sup>**</sup> (0.156)	-0.170 <sup>**</sup> (0.071)
	장기보유특별공제율 하락 여부	0.665 <sup>***</sup> (0.237)	0.278 <sup>***</sup> (0.105)	0.656 <sup>***</sup> (0.236)	0.272 <sup>***</sup> (0.105)
	LTV	-0.455 (0.572)	-0.165 (0.249)	-0.345 (0.455)	-0.127 (0.198)
	DTI	-0.653 (0.552)	-0.293 (0.239)	-0.594 (0.396)	-0.270 (0.173)
	DSR	-0.584 <sup>***</sup> (0.186)	-0.248 <sup>***</sup> (0.080)	-0.490 <sup>***</sup> (0.167)	-0.210 <sup>***</sup> (0.073)
	대출금리	0.310 (0.209)	0.125 (0.089)	0.620 <sup>***</sup> (0.235)	0.259 <sup>***</sup> (0.100)

구분	변수명	종속변수: 주택 매도 여부(0: 보유, 1: 매도)			
		(1) 로짓	(2) 프로빗	(3) 로짓	(4) 프로빗
전망 변수 (t-1)	① 평균 주택가격 상승지속기간 대비 이번(t)기 상승지속기간	-1.826** (0.777)	-0.788** (0.340)		
	② ①의 제곱항	1.730** (0.795)	0.757** (0.352)		
	③ 평균 주택가격 상승지속기간 초과 여부(더미)	4.998** (1.990)	2.183** (0.889)		
	④ ①*③의 교차항	-4.098** (1.884)	-1.807** (0.843)		
	⑤ 평균 주택가격 하락지속기간 대비 이번(t)기 하락지속기간	-0.243 (0.881)	-0.128 (0.366)		
	⑥ ⑤의 제곱항	0.207 (0.573)	0.112 (0.240)		
	부동산 매매가격전망지수			0.058*** (0.017)	0.025*** (0.008)
주택 수요 (t-1)	주택구입부담지수	-0.002* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.000* (0.001)	-0.000 (0.000)
	인구	-0.190 (0.117)	-0.085 (0.052)	-0.231* (0.111)	-0.100** (0.049)
주택 공급 (t-1)	주택인허가실적	0.241 (0.177)	0.109 (0.079)	0.161 (0.149)	0.072 (0.067)
		관측치	18,987	18,987	18,987

주: 1) 주택특성 변수로 주택의 소재지(지역) 변수도 포함하여 분석해보았으나 소재지 변수는 어떤 경우에도 유의하지 않은 것으로 나타났음. 이는 본 연구모형에 포함되어 있는 각 변수들이 이미 지역별 차이를 어느 정도 반영하고 있기 때문이라고 볼 수 있음

1. \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*P<0.01

먼저, 가구특성 변수가 주택 매도 여부에 미치는 영향을 살펴보면, 가구 소득과 가구 주 연령 모두 주택 매도 여부에 통계적으로 유의한 부(-)의 관계를 보였다. 즉 가구 소득이 많을수록, 그리고 가구주의 연령이 높을수록 주택 매도 확률이 낮아진다는 것을 의미한다. 선행연구에 따르면, 가구(주)의 연소득이 많을수록 주택의 매도 확률이 증가하는 것으로 나타났다(조은서·김상봉 2015; 김은미·김상봉 2019). 이러한 선행연구의 결과는 본 연구의 결과와 상충하는 것으로 보일 수 있다. 그러나 두 연구 모두 1~5차 혹은 1~10차 재정패널 자료를 활용하고 있으며, 이 중에서도 자가 거주자만을 표본으

로 삼고 있다. 즉 본 연구와 분석기간 및 분석대상에서 차이가 있고, 본 연구가 구조방정식을 통해 결과를 추정한 것이 아니기 때문에 이러한 결과의 차이가 발생한 것으로 추측된다.

가구주의 연령이 높을수록 매도확률이 낮게 나타나는 것은 자녀의 분가, 은퇴 등으로 주택매도를 통한 자산이익 실현의 필요성이 낮을 수 있기 때문이다. 생애주기가설에 따르면, 고령가구는 소득이 감소하기 때문에 음(-)의 자산축적이 이루어진다고 가정한다. 즉 은퇴 전까지는 자산이 증가하지만 은퇴 후에는 소비의 평활화(smoothing)를 위해 주택 등 자산을 매각하여 자금을 마련한다는 것이다. 그러나 실증연구 결과는 그 반대의 상황이 발생할 수 있다는 것을 보여준다(Hurd 1989; Love et al. 2009; 김용진 2013; 조은서·김상봉 2015; 김은미·김상봉 2019; 김주영 2021; 박천규 외 2021). 즉 미래수명의 불확실성, 상속동기, 의료비 지출 등과 같은 요인들로 상당히 장기간 자산을 축소하지 않고 보유하거나 심지어 증가시킬 가능성이 높은 것으로 나타나고 있다. 본 연구의 분석결과는 이러한 실증분석 결과를 뒷받침하는 것이라고 할 수 있다.

다음으로, 주택특성 변수들은 모두 주택 매도 여부와 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 가지는 것으로 확인되었다. 즉 주택가격이 높을수록, 다주택자일수록, 주택의 보유기간이 길수록 주택의 매도 가능성이 높다. 먼저, 재정패널 가구들이 보유한 주택의 가격이 높을수록 매도 확률이 높게 나타나는 것은 자본이익 실현의 측면에서 충분히 예상가능한 결과라고 할 수 있다. 즉 주택가격의 상승은 주택의 투자재적 성격을 강화시킴으로써 보유기간의 감소로 이어질 수 있다(김은미·김상봉 2019). 뿐만 아니라 조은서·김상봉(2015)은 주택 매도로 인해 손실이 발생하더라도 거주하고 있는 보유주택의 현재 시세가 상승할수록 주택을 매도할 확률이 증가한다는 것을 확인하였다.

또한 주택 보유자가 다주택자일 때 1주택자보다 주택 매도 확률이 높은 것으로 나타났는데, 이는 다주택자가 1주택자에 비해 상대적으로 투자목적이 더 크게 작동하고, 주택을 원하는 시점에 매각할 수 있기 때문에 보유기간이 짧아질 수 있다는 것을 의미한다(김태경 2010; 김은미·김상봉 2019).

마지막으로 보유기간이 길수록 매도 확률이 높은 것으로 나타났다. 보유기간은 양도세의 공제혜택과 밀접하게 관련이 있기 때문에 이와 같은 결과는 충분히 예측 가능하다. 실제로 매도주택(표본)의 평균 보유기간을 살펴보면 양도세의 장기보유공제혜택을 최대로 적용받을 수 있는 기간인 10년을 약간 초과한다는 점에서 주택 보유자들은 양도세

공제혜택을 극대화할 수 있는 시점까지 주택을 보유하고 이후 매도한다고 볼 수 있다.

정책변수 중 양도세제와 주택금융 대출 규제는 주택 매도 여부와 부(-)의 관계를, 주택담보대출금리는 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 양도세의 경우 중과세율이 적용될수록 주택 매도 확률이 낮아지는 것으로 나타났는데, 이는 주택을 매도했을 때 발생하는 거래비용 부담이 클수록 주택 보유자들이 매도를 미룰 가능성이 있다는 것을 의미한다. 이는 선행연구에서 이미 논의된 동결효과(lock-in effects)가 작동한다는 것을 의미한다(김종화·유태현 2012; 강성훈 2017). 한편 양도세 한계세율 변수의 경우 통계적으로 유의하지 않은 것으로 관측되었으나 부호의 방향이 동일하게 나타났다는 점에서 같은 맥락으로 이해할 수 있다.

주택금융 대출규제 중 LTV와 DTI는 값이 클수록 약한 규제를 의미하므로 주택 매도 여부와 부(-)의 관계를 갖는다는 것은 규제가 완화될수록 주택의 매도 확률이 감소한다는 것을 의미한다. 반면 DSR의 적용 여부와 주택 매도 여부도 부(-)의 관계를 갖는데, 이는 강한 규제가 적용될 때 주택의 매도 확률이 감소하는 것을 의미하므로 대출규제 변수간에 상충되는 결과를 보인다. 다만 DSR이 가장 강력한 규제라는 점에서 DSR이 모형에 포함됨으로써 LTV, DTI의 효과를 상쇄시켰을 가능성이 있다. LTV, DTI 변수가 통계적으로 유의하지 않게 나타나는 것도 이러한 이유 때문인 것으로 보인다.

한편 주택금융 대출규제(DSR)가 강화될수록 주택의 매도 확률이 감소하는 결과는 수요 측면에서의 영향력이 크게 작동한 결과일 수 있다. 대출규제는 주로 수요조절정책으로 활용되며, 주택의 매도보다는 매수에 좀 더 직접적인 영향을 미친다. 주택담보대출규제로 인해 주택 구매를 위한 자금이 부족할 경우 주택 수요자는 주택 구매를 포기할 수밖에 없다(최성호·송연호 2015). 이러한 상황에서는 주택 보유자가 매도의사가 있더라도 거래 자체가 발생하지 않을 수 있다. 또한 주택 보유자가 기존 주택을 매도하고 새로운 주택을 매입하고자 할 때 주택담보대출규제에 직면할 수 있는데, 대출규제로 인해 신규주택 매입이 어려울 경우 기존에 보유하고 있는 주택의 매도를 미룰 수 있다. 김태경(2010)은 아파트에 한정하여 부동산 규제가 강화될수록 주택의 보유기간이 길어진다는 것을 실증적으로 보여주었으며, 이선화·설윤(2017)은 주택금융 대출규제의 강화가 주택에 대한 수요의 감소로 이어지면서 주택거래량이 감소할 수 있다는 것을 확인하였다.

일반적으로 주택담보대출금리의 증가는 주택 구매력 하락 등 주택수요의 감소로 이

어지고, 결과적으로 주택가격과 주택거래량에 모두 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다(김종화·유태현 2012; 김리영·안지아 2013; 허종만·이영수 2018; 장미진 외 2020). 본 연구의 분석결과 통계적으로 유의하지는 않았으나 그럼에도 불구하고 금리가 증가할 때 주택 매도 확률이 높아지는 것은 주택에 대한 수요 감소 및 가격하락이 예측되어 주택 매도자가 보다 적극적으로 주택 매도를 시도한 결과라고 볼 수 있다. 또는 주택 보유자의 주택 보유 비용 증가에 의한 결과일 수 있다. 많은 경우 주택을 보유하기 위해 주택담보대출을 활용하므로 높은 금리는 주택 보유에 대한 부담을 증가시키고 그 부담을 감당하지 못할 경우 결과적으로 주택을 매도하게 되는 것이다. 선행연구에서도 금리가 높을수록 주택의 보유기간이 짧아지는 것을 확인하였다(김은미·김상봉 2019; 김은미 외 2020). 또한 허종만·이영수(2018)의 연구에 따르면, 금리상승이 주택가격 하락에 미치는 영향은 장기화될 수 있으나, 주택거래량 감소에 미치는 효과는 일정 기간이 지난 후 사라지기 때문에 높은 금리가 주택 매도 확률을 낮추지 못하는 것으로 이해할 수 있다.

전망변수의 경우, 평균 주택가격 상승지속기간 대비 이번(t)기의 상승지속기간(전망변수 ①)과 주택 매도 여부는 통계적으로 유의한 부(-)의 관계를 가지지만 평균 주택가격 상승지속기간 대비 이번(t)기의 상승지속기간의 제곱항(전망변수 ②)과 주택 매도 여부는 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 가진다. 이는 주택가격 상승지속기간과 주택 매도 여부가 U자형의 비선형적인 관계를 가진다는 것을 의미한다. 즉 주택가격 상승기가 지속될수록 주택 보유자는 주택을 매도하지 않으려고 하지만 주택가격 상승기가 장기화되면 결국 주택을 매도한다는 것이다. 주택가격이 앞으로 계속 상승할 것이라는 기대를 가진 주택 보유자들은 주택의 매도를 보류하거나 매물을 회수하여 더 오랜기간 보유하려고 한다. 이로 인해 단기적으로 시장 내 공급 감소를 초래할 수 있고, 이 때 초과수요가 발생하면 주택가격은 더욱 증가할 수 있다(김태경 2010; 김은미·김상봉 2019). 그러나 주택가격 상승기가 장기화되면 주택 보유자는 이 시기를 주택가격의 절정기로 받아들이고 양도차익의 극대화를 위해 주택을 매도할 수 있다. 하락지속기간 변수도 동일한 U자형의 비선형적 관계를 보인다. 주택가격의 하락이 지속될수록 주택 보유자는 주택을 매도하려고 하지 않지만 하락지속기간이 장기화되면 주택시장이 하락안정세를 유지한다고 판단하여 보유했던 주택을 매각할 수 있다(김태경 2010). 다만 하락지속기간 변수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다(전망변수 ⑤, ⑥).

다음으로 주택가격이 평균 주택가격 상승지속기간을 초과할 경우(평균 주택가격 대비 이번(t)기의 상승지속기간 변수 값이 1을 초과)(전망변수 ③), 주택의 매도 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 일반적으로 주택가격의 상승은 수요의 감소로 이어지는데, 그럼에도 불구하고 매도 확률이 높게 나타나는 것은 주택가격이 급등하는 등 변동성이 클 경우 극단적 기대를 가지는 사람들이 증가하게 되고, 상대적으로 낙관적인 기대를 가진 경제주체들의 기대가 시장에 반영되어 주택수요가 크게 감소하지 않을 수 있기 때문이다(홍정의 2016). 본 연구에서 평균 주택가격 상승지속기간 대비 이번(t)기의 상승지속기간 변수의 값이 1을 초과한 것은 2019년 이후인데, 이 시기는 실제로 주택가격이 급등했던 시기이다. 한편 주택 보유자의 입장에서 평균 주택가격 상승지속기간을 초과하면, 그 시점이 절정기라고 인식하여 양도차익의 극대화를 실현하고자 할 수 있다. 동시에 주택가격이 언제 하락세로 접어들지 알 수 없다는 불안감으로 인해 주택을 매도하려고 할 수 있다는 설명도 가능하다.

마지막으로 주택가격의 평균 주택가격 상승지속기간 대비 이번(t)기의 상승지속기간 변수와 평균 주택가격 상승지속기간의 초과 여부 더미변수의 교차항(전망변수 ④)은 주택 매도 여부와 유의한 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 즉 이번(t)기까지 이어진 주택가격 상승지속기간이 평균적인 기간보다 길고(변수값이 1을 초과), 그 변수 값이 커질수록 주택을 매도하지 않을 확률이 커진다는 것이다. 이는 주택 보유자가 주택가격 상승기가 곧 끝날 것으로 예상하여 주택을 매도하지 않는 것이라고 해석하기보다 새로운 주택 가격 상승 국면에 진입한 것으로 판단하여 주택 매도를 뒤로 미룸으로써 나타나는 결과라고 해석하는 것이 더 적절할 수 있다.

주택수요 변수는 주택 매도 여부와 부(-)의 관계를 가지는 반면, 주택공급 변수는 정(+ )의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 즉 주택수요가 높을 때에는 매도 확률이 낮은 반면, 주택공급이 높을 때에는 매도 확률이 높다는 것을 의미한다. 주택수요가 높다는 것은 주택 보유자에게 미래 주택가격이 더 상승할 수 있는 가능성을 의미하기 때문에 주택을 매도하지 않으려는 경향이 강하게 나타날 수 있다. 반면 주택공급이 많으면 주택가격의 하락으로 이어질 가능성이 있기 때문에 주택을 매도하려고 할 수 있다. 다만 두 변수 모두 통계적 유의성이 낮거나 유의하지 않은 것으로 나타났다.

모형 (3)·(4)는 전망변수의 역할을 하는 상승기·하락기 관련 변수를 부동산 매매가격전망지수로 대체한 것이다. 로짓(모형 (3))과 프로빗(모형 (4)) 모두 대부분의 추정 값이 기본 모형(모형 (1)·(2))과 별다른 차이가 없음을 알 수 있다. 이는 모형 (1)·(2)가 전망변수의 선택에 관하여 강건한 모형임을 나타낸다.

모형 (3)·(4)에서 부동산 매매가격전망지수의 계수 추정값은 모두 양(+)의 값을 갖는다. 이는 부동산 경기에서 상승세가 예상될 경우 주택 보유자가 주택을 매도할 확률이 증가하는 반면, 하락세가 예상될 경우 주택을 매도할 확률이 감소한다는 의미이다. 이때, 기본 모형에서 유의하지 않았던 실질주택담보대출금리의 계수가 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 추정되는데, 이는 금리가 상승할 경우 주택 보유자는 주택 매도를 적극적으로 선택한다는 의미로 해석할 수 있다. 인구 수 역시 유의한 음(-)의 값이 나타나는데, 이는 인구가 많아서 수요가 높은 지역일수록 주택을 매도하는 대신 보유하는 결정에 무게가 실린다는 의미로 해석할 수 있다.

이와 같이 부동산 매매가격전망지수를 변수로 사용한 모형 (3)·(4)에서는 금리나 인구 변화에 따른 주택 보유자의 민감한 행태 변화를 잡아낼 수 있었다. 또한 모형 (1)·(2)에 비해 상승기·하락기에 대한 주택 보유자의 예상을 단순하면서도 직관적으로 나타낼 수 있었다. 다만 매매가격전망지수의 경우 기본 모형의 상승기·하락기 변수와 같이 시차를 두고 변수를 구성하는 것이 어려우므로 예측을 위한 모형에서는 변수의 활용도가 떨어지는 문제가 있다. 따라서 본 연구에서는 모형 (3)·(4)를 기본 모형의 강건성 검증과 금리와 인구 변화에 따라 주택 매도 결정이 어떻게 달라질 수 있는지 추가적으로 확인해보는 기회로 삼을 뿐 추계를 위한 과정에서 직접적으로 활용하지는 않았다.

### 3. 시뮬레이션을 통한 주택 매도 확률 산출

앞서 추정한 모형의 계수를 활용하여 시뮬레이션을 통해 14차 재정패널 베타 자료에 나타난 주택의 매도 확률을 계산하였다. 먼저 가구를 기준으로 작성된 14차 베타 자료를 주택 기준으로 변환한 다음, 각 주택의 해당연도 정보(가구특성, 주택특성)와 제도 및 시장 상황에 대한 정보를 병합한다. 이렇게 만들어진 2020년 주택의 변수 값에 앞서 추정한 모형의 계수를 선형 결합하면 본 연구모형(수식 (1))에 따라  $\beta X$ 를 계산할 수 있다. 다음으로  $\epsilon$  값을 확률분포로부터 난수 추출을 통해 생성한 다음 각각의 주택의 매도

여부를 계산한다.<sup>22)</sup> 이러한 난수 추출 후 매도 여부를 확인하는 과정을 백만번 반복한다.<sup>23)</sup> 이렇게 추출된 백만개의 결과 중 주택 매도를 선택하게 되는 결과의 비중을 주택 매도 확률로 계산하였다(상세한 내용은 [부록 2]를 참조).

---

22) 몬테 카를로 방법(Monte Carlo method)

23) 주택의 수( $n$ )가 충분히 크고 각각의 주택에 대해 독립적으로 행한 임의추출의 수( $L$ )가 주택 수의 1/2 승(square root)보다 클 경우, 시뮬레이션 오차에 의한 편의는 무시할 수 있으며 나아가 동일한  $L$ 번의 임의추출을 각 주택 매도의 시뮬레이션 추정 계산에 적용하는 것이 더 효율적임이 알려져 있다(Lee 1992). 시뮬레이션 오차에 의한 편의를 무시하기 위한 총 추출횟수는  $n \times L$ 번이므로 총 추출횟수가  $n \times n^{(1/2)} = n^{(3/2)} = 2,616,218$ 번 이상이어야 한다. 본 연구에서는 각 주택 당 추출횟수( $L$ )가 1,000,000번이므로 오차에 의한 편의를 무시할 수 있다(박상인 2010).

## IV. 주택 양도소득세 추계 방법 및 결과

### 1. 셀(cell) 기획 및 팽창계수(sampling weights)의 적용

재정패널 조사자료는 세수추계의 관점에서 볼 때 모집단을 제대로 반영하고 있다고 보기 어렵다. 그렇기 때문에 주택가격과 주택소재지를 기준으로 2차원 셀(cell)을 구성한 후 재정패널 자료로부터 얻은 관측치들을 기준에 맞는 셀에 할당하고, 표본의 대표성을 모집단에 맞게 보정하기 위해 팽창계수(sampling weights)<sup>24)</sup>를 산출·적용하여 최종적으로 기대양도세액을 산출하여야 한다.

각 단계에 대해 좀 더 구체적으로 살펴보면 먼저 주택가격과 지역을 기준으로 셀을 기획한다. 해당 기준은 통계청에서 제공하는 주택소유통계의 기준을 동일하게 적용하였다. 주택소유통계는 2015~2020년 거주지역별,<sup>25)</sup> 주택자산가액별 보유주택의 전수를 파악한 자료로 보유주택 수에 대한 모집단 자료라고 할 수 있다. 주택소유통계의 주택가격 범주는 6천만원 이하, 6천만원 초과~1.5억원 이하, 1.5억원 초과~3억원 이하, 3억원 초과~6억원 이하, 6억원 초과~12억원 이하, 12억원 초과로 구분되어 있는데, 셀 구성결과 재정패널 자료의 경우 12억원을 초과하는 주택이 거의 없어 본 연구에서는 6억원 초과 이후 범주를 하나로 통합하여 총 5개의 주택가격 범주를 활용하였다. 한편 주택소유통계의 주택가격은 공시가격을 의미하기 때문에 재정패널의 주택가격을 공시가격으로 환산하여 활용하였다.<sup>26)</sup>

24) 본 연구에서 사용하는 팽창계수(sampling weights)는 모집단의 평균 처치효과(population average treatment effects; PATE)를 정밀하게 추정하기 위한 사후층화(poststratification) 방법이다. Miratrix et al.(2018)은 가중치를 사용하여 모집단에 대한 표본의 대표성을 확보하는 방식 중 하나로 최근 정치학에서 많이 사용되고 있는 사후층화를 제시한다. 저자들은 PATE와 관련성이 높은 독립변수를 사용한 가중치라면 추정단계에서 샘플링 가중치를 사용하지 않고 사후적으로 가중치를 적용하는 것만으로도 충분하다고 주장하고 있다. 본 연구에서는 지역과 주택가격을 계층화하여 팽창계수(sampling weights)를 도출함으로써 Miratrix et al.(2018)에서 제시한 사후층화 방법을 활용하였다.

25) 주택소유통계의 거주지역별 보유주택 현황 자료는 주택 보유자의 거주지역을 기준으로 보유주택 수를 파악한 자료이다. 예를 들어, 주택 보유자가 경기 지역에 자가로 거주하면서 서울과 부산에 각각 주택을 1채씩 보유하고 있다면, 경기지역에 보유한 주택이 3채인 것으로 집계된다. 즉 주택소재지를 기준으로 보유주택의 현황을 파악한 것이 아니다. 이에 본 연구에서 재정패널 자료를 셀에 할당할 때 주택소유통계와 동일하게 주택 보유자의 거주지를 기준으로 보유주택 수를 집계하였다.

26) 공시가격은 주택가격(시장가격)에 주택가격현실화율을 곱하여 구할 수 있다. 본 연구에서는 주택가격현실화율을 65.2%로 일괄 적용하였다.

지역은 서울, 경기·인천, 광역시, 광역도, 강원·제주 5개 범주로 구분하였다. 17개 시도단위의 범주를 활용할 경우 하나의 셀 규모가 너무 작아져 주택 매도 확률을 산출할 수 없기 때문에 비슷한 특성을 가진 지역으로 범주를 통합하였다. 이 때 통합의 기준으로 활용한 것이 조정대상지역 지정 여부이다. 조정대상지역 지정제도는 2017년 8월에 도입되었으며, 양도세 중과세율 적용의 기준이 된다. 제도가 도입된 것은 2017년이지만 제도 도입 시에 조정대상지역으로 지정이 되었다는 것은 해당 지역이 이미 부동산 과열지역이라는 것을 의미한다는 점에서 조정대상지역 지정 여부에 따른 지역 구분을 셀 구획 기준으로 활용하였다.

첫 번째 범주인 서울 지역은 제도가 처음 시행된 2017년 8월부터 서울의 25개 구 전체가 조정대상지역으로 지정되었다. 두 번째 범주인 경기·인천 지역은 서울처럼 처음부터 전 지역이 조정대상지역으로 지정된 것은 아니지만 초기에 일부 지역에서 시작하여 전체 지역으로 확대·지정되었다. 또한 경기·인천 지역은 수도권이라는 지역적 특성이 있으므로 두 지역을 하나의 범주로 설정하였다. 세 번째 범주는 부산·대구·광주·대전·울산·세종 등 광역시 지역이다. 이 지역들은 다수의 기초행정구역들이 조정대상지역으로 지정되었거나, 지정 및 해제를 반복하였다. 네 번째 범주는 충남·충북·전남·전북·경남·경북 등 6개 광역도 지역으로 이 지역들은 소수의 기초행정구역들이 조정대상지역으로 지정되었거나 지정 후 해제되었다. 마지막 범주는 강원·제주이다. 강원과 제주는 어느 기초행정구역도 조정대상지역으로 지정된 적이 없는 지역이다.

모집단(주택소유통계)과 표본(재정패널)의 셀 구획 및 할당 결과는 다음과 같으며, 2019년을 예로 제시하였다([표 6], [표 7] 참조). 서울지역·6억 초과 셀을 보면 표본의 셀 값(비중)은 261개(0.045)이고, 모집단의 셀 값(비중)은 1,191,169개(0.076)이다. 해당 셀은 표본이 모집단에 비해 과소표집 되었음을 알 수 있다.

[표 6] 표본(재정패널)의 셀별 보유주택 수 및 비중(2019)

(단위: 개, %)

구분	서울	경기·인천	광역시	광역시도	강원·제주
0.6억 이하	15 (0.003)	87 (0.015)	162 (0.028)	535 (0.092)	57 (0.010)
0.6억 초과 ~1.5억 이하	140 (0.024)	453 (0.078)	623 (0.108)	762 (0.132)	103 (0.018)
1.5억 초과 ~3억 이하	227 (0.039)	480 (0.083)	487 (0.084)	341 (0.059)	40 (0.007)
3억 초과 ~6억 이하	320 (0.055)	339 (0.059)	167 (0.029)	49 (0.008)	9 (0.002)
6억 초과	261 (0.045)	90 (0.016)	21 (0.004)	17 (0.003)	3 (0.001)

주: 각 셀의 비중은 결합확률(joint probability)의 값

[표 7] 모집단(주택소유통계)의 셀별 보유주택 수 및 비중(2019)

(단위: 개, %)

구분	서울	경기·인천	광역시	광역시도	강원·제주
0.6억 이하	51,458 (0.003)	219,186 (0.014)	212,462 (0.014)	1,128,965 (0.072)	128,672 (0.008)
0.6억 초과 ~1.5억 이하	240,890 (0.015)	966,712 (0.062)	894,144 (0.057)	1,506,915 (0.096)	229,046 (0.015)
1.5억 초과 ~3억 이하	487,945 (0.031)	1,385,799 (0.088)	1,000,289 (0.064)	1,039,621 (0.066)	179,186 (0.011)
3억 초과 ~6억 이하	740,438 (0.047)	1,164,996 (0.074)	684,764 (0.044)	510,664 (0.033)	100,348 (0.006)
6억 초과	1,191,169 (0.076)	883,613 (0.056)	442,830 (0.028)	243,567 (0.016)	67,528 (0.004)

주: 각 셀의 비중은 결합확률(joint probability)의 값

이처럼 셀별로 과소 혹은 과대표집 되어있는 재정패널 자료를 전수 자료와 동일한 규모로 조정하기 위해 팽창계수(sampling weights)를 산출할 필요가 있다. 팽창계수(sampling weights)는 모집단의 셀별 보유주택 비중을 표본의 셀별 보유주택 비중으로 나누어 산출할 수 있다. 이 때 표본의 셀 중 값이 아예 부재하거나 너무 작은 경우 팽창계수(sampling weights)를 산출할 수 없게 되는데, 이처럼 재정패널의 셀 값(비중)이 0.005 미만인 경우에는 주변 셀과 병합하여 팽창계수(sampling weights)를 산출

하였다(진한 네모칸). 예를 들어, 표본의 서울지역 0.6억 이하 보유주택의 비중이 0.003으로 0.005 미만이기 때문에 0.6억 초과~1.5억 이하 셀값(0.024)과 병합하여 0.027로 계산하고, 모집단도 동일한 방식으로 셀값(0.018)을 산출한 후, 모집단 비중(0.018)을 표본의 비중(0.027)으로 나누면 해당 셀의 팽창계수(sampling weights) 값을 얻을 수 있다. 각 셀별 팽창계수(sampling weights)를 산출한 결과는 다음과 같다([표 8] 참조).

[표 8] 각 셀별 팽창계수(sampling weights) 값(2019)

구분	서울	경기·인천	광역시	광역시도	강원·제주
0.6억 이하	0.695	0.929	0.483	0.778	0.832
0.6억 초과 ~1.5억 이하	0.695	0.787	0.529	0.729	0.820
1.5억 초과 ~3억 이하	0.792	1.064	0.757	1.124	2.460
3억 초과 ~6억 이하	0.853	1.267	2.211	4.213	2.460
6억 초과	1.682	3.619	2.211	4.213	2.460

## 2. 주택 양도소득세 추계 결과의 비교·검토

기대양도세액을 산출하기 위해서는 먼저 표본(재정패널)의 주택별 양도세액을 산출해야 한다. 주택별 양도세액은 국세청의 양도세 세액계산 흐름도에 따라 직접 산출하였다. 여기에 제Ⅲ장에서 산출한 주택별 매도 확률을 곱하면 모든 보유주택별로 기대양도세액을 계산할 수 있다. 이를 셀별로 집계(aggregation)한 결과가 표본의 셀별 기대양도세액이 되고, 여기에 앞서 구한 팽창계수(sampling weights)를 곱하면 모집단의 셀별 기대양도세액을 구할 수 있다. 모든 셀들의 기대양도세액을 총합하여 주택수 비율<sup>27)</sup>을 곱해주면 연도별 총 기대양도세액을 산출할 수 있다.

본 연구에서 시도한 양도세의 미시적 추계 방법이 적절한지 평가하기 위해 추정 및 산출한 양도세수가 실제 양도세수와 일치하는지 검토할 필요가 있다. 이를 위해 국세통계센터 및 국세통계연보 자료를 활용하였다. 두 자료 모두 실제 세수 자료이지만 주택

27) 주택 수 비율이란, 연도별 전체 주택 수를 표본(재정패널)의 주택 수로 나눈 값이다.

양도세액<sup>28)</sup>에 대한 정보를 직접적으로 제공하지 않기 때문에 별도의 산출과정이 필요하다.

먼저, 국세통계센터 자료는 양도세에 대한 전수자료를 제공하지 않으며, 지역별·자산유형별·주택가격(양도가격)별 납부한 양도세액에 대해 10% 수준에서 총화추출한 자료만을 제공한다. 또한 국세통계센터에서 제공하는 자료는 양도세 예정신고 중 단일신고 건으로 제한된다. 그러므로 국세통계센터에서 추출한 양도세액의 합계에 총화추출율(10배)과 예정신고 비중(70%) 및 단일신고 비중(80%)의 역수를 곱하여 총 양도세액을 산출하였다. 동일한 방법으로 주택의 양도세액도 산출하였는데, 전체 자산유형 중 고가주택과 기타주택만을 포함하였다.<sup>29)</sup> 국세통계센터 자료를 통해 총 양도세액 대비 주택 양도세액의 비중을 구한 결과 평균적으로 약 40% 수준임을 확인하였다(표 9의 D).

다음으로, 국세통계연보 자료에서는 총 양도세액과 주식 및 파생상품의 양도세액만을 확인할 수 있다. 이에 국세통계센터 자료를 통해 확인한 총 양도세액 대비 주택 양도세액의 비중(표 9의 D)을 활용하여 국세통계연보 자료의 주택 양도세액(표 9의 E)을 산출하였다(표 9 참조).

[표 9] 국세통계연보 자료로 추정된 주택 양도소득세 현황

(단위: 조원, %)

연도	총 양도세액 (A)	주식 등 기타 양도세액 (B)	부동산 양도세액 (C=A-B)	주택 양도세액의 비중 (D)	주택 양도세액 (E=A*D)	주택 외 양도세액 (F=C-E)
2015	17.794	-	17.794	40.0	7.118	10.676
2016	19.176	2.03	17.143	37.3	7.153	9.990
2018	24.625	3.43	21.196	38.7	9.530	11.666
2019	23.445	3.28	20.164	34.0	7.971	12.193
2020	33.158	4.01	29.151	47.4	15.717	13.434

- 주: 1. 2015년의 기타 양도세액 자료는 확인 불가  
 2. (A), (B), (C)는 국세통계연보 자료의 내용이며, 이를 바탕으로 (E)와 (F)를 추정한 것임  
 3. 주택 양도세액의 비중(D)은 국세통계센터 자료로부터 도출한 값임  
 4. 주택 외 양도세액(F)은 부동산 중 주택을 제외한 토지 및 기타 건물 등에 대한 양도세액임

28) 결정세액을 의미한다.

29) 자산유형은 토지, 고가주택, 기타주택, 기타건물, 부동산권리, 기타 등 6개로 분류되며, 본 연구에서는 고가주택과 기타주택의 결정세액을 주택의 양도세액으로 활용하였다.

다음 [표 10]은 로짓 모형과 프로빗 모형을 활용하여 추계한 주택의 양도세액과 국세 통계센터에서 반출한 자료 및 국세통계연보 자료를 활용하여 계산한 양도세액을 비교한 결과이다. 2017년의 경우, 본 연구모형에 따라 추계한 양도세가 타년도에 비해 상당히 낮게 추정되었는데, 이는 11차 재정패널 자료의 문제로 보인다. 11차 재정패널 자료에서는 타년도 자료에 비해 서울지역 고가주택에 대한 매도가 거의 발생하지 않아 매도 주택의 양도세액이 상당히 작게 집계되었다. 이로 인해 추정결과에 왜곡이 발생했을 가능성이 있어 본 연구결과에 보고하지 않았다.

국세통계연보가 실제 양도세수를 보고한 자료이므로 이를 기준으로 하여 결과를 비교해 보았다. 본 연구에서 추정한 로짓 모형과 프로빗 모형을 통해 추계한 양도세액은 2019년 최대 약 23%의 오차율을 보였지만 나머지 기간 동안에는 오차율이 10% 미만으로 상대적으로 추계의 정확도가 높다는 것을 확인할 수 있었다.

[표 10] 주택 양도소득세 추계 결과 비교

(단위: 조원, %)

연도	로짓	프로빗	국세통계연보(기준)
2015	7.16(-0.6)	7.09(0.4)	7.118
2016	6.64(7.2)	6.60(7.7)	7.153
2018	8.63(9.4)	8.59(9.9)	9.530
2019	6.13(23.1)	6.11(23.3)	7.971
2020	17.11(-8.9)	15.90(-1.2)	15.717

- 주: 1. 괄호 안에 있는 숫자는 국세통계연보의 양도세 대비 오차율
- 2. 오차율 계산식: (국세통계연보-양도세추계값)÷국세통계연보

한편 위 자료들을 이용하여 부동산 양도세액을 추정할 수도 있다. [표 9]에서 부동산 양도세 중 주택을 제외한 토지 및 기타 건물의 양도세액([표 9]의 F)의 변동 수준이 크지 않다는 것을 확인할 수 있다. 그렇다면 t년도의 총 양도세액을 추정할 때, 본 연구모형(로짓)을 활용하여 추계한 t년도 주택 양도세액([표 10])에 변동성이 적은 주택 외 양도세액([표 9]의 F)의 t-1년도 값을 더하여 t년도의 총 부동산 양도세액을 산출하여도 오차가 크지 않을 것이다. 이와 같은 방식으로 추정한 총 부동산 양도세액을 국세통계연보의 실제 부동산 양도세액([표 9]의 C)과 비교해보면 오차율이 최대 약 12% 수준임을 알 수 있다([표 11] 참조).<sup>30)</sup>

[표 11] 부동산 양도소득세 추정 결과

(단위: 조원, %)

연도	[국세통계연보] 부동산 양도소득세 (C)	[로짓추정] 주택 양도소득세 (G)	[국세통계연보] (t-1) 주택 외 양도소득세 (H)	추정 부동산 양도세액 (I=G+H)
2016	17.143	6.64	(2015)10.676	17.316(-1.0)
2018	21.196	8.63	(2017)10.048	18.678(11.9)
2019	20.164	6.13	(2018)11.666	17.796(11.7)
2020	29.151	17.11	(2019)12.193	29.303(-0.5)

- 주: 1. 주택 외 양도소득세는 t-1기의 값을 활용. 즉 2016년의 주택 외 양도소득세 10.676조원은 2015년의 주택 외 양도소득세임
2. 2018년의 주택 외 양도소득세에는 2017년의 주택 외 양도소득세가 활용되었는데, 2017년의 주택 외 양도소득세는 국세통계연보의 총 양도세액(22.397조)에 평균 주택양도세액 비중(40%)을 곱하여 산출함. 2017년의 주택 외 양도소득세는 10.048조원임
3. 추정 부동산 양도세액(I)의 괄호 안에 있는 숫자는 국세통계연보의 부동산 양도세(C) 대비 오차율
4. 오차율 계산식: (국세통계연보-추정 부동산 양도세액)÷국세통계연보

30) [표 11]에서는 부동산 양도소득세를 추정하였는데, 해당 값에 주식 등 기타 양도소득세를 더하면 총 양도소득세가 된다. 다만 주식 등 기타 양도소득세는 규모 및 변동성이 작아 본 연구에서는 이를 제외한 총 부동산 양도소득세를 추정하였다.

## V. 결론

지금까지 주택 양도세의 미시적 세수추계 방법에 대해 논의하였다. 먼저, 재정패널 자료를 활용하여 주택 매도 여부에 대한 로짓 및 프로빗 회귀모형을 추정하였고, 이렇게 추정된 모형을 활용하여 개별 주택의 매도 확률을 산출하였다. 이를 기반으로 주택에 대한 기대양도세액을 산출하였는데, 이 과정에서 팽창계수(sampling weights)를 생성·도입하였다. 마지막으로 본 연구의 세수추계 방법이 타당했는지 검증하기 위해 실제 양도세수와 비교·검토하였다. 세수추계의 정확도를 향상시키기 위한 모형 개발·개선 노력은 국가의 재정건전성 및 재정운영의 효율성, 정부의 정책목표 달성, 국민의 적정 조세부담 등의 측면에서 중요하다. 그러므로 본 연구에서 새로운 방식의 미시적 세수추계 모형을 제안하고, 그 모형을 통해 양도세수를 추계한 결과 오차율이 본예산 대비 오차율보다 더 낮다는 결과를 얻은 것은 상당히 의미가 있다.

한편 추계 결과를 비교·검토하는 과정에서 부동산 양도세 중 주택을 제외한 토지 및 기타 건물의 양도세액(표 9의 F)의 변동 수준은 거의 일정하다는 것을 확인할 수 있었다. 이는 부동산 양도세의 급격한 변동이 주로 주택에 의한 것임을 의미한다. 즉 양도세 전체를 추계하기 위한 미시 모형을 개발하는 것뿐만 아니라 양도세 부과 대상별로 세분화된 세수추계 미시 모형을 개발하는 것이 필요하다는 것을 시사한다. 물론 미시모형을 통한 세수추계가 기존의 세수추계 오차 문제를 온전히 해결하는 방안이라고 주장하는 것은 아니다. 특히 부동산 시장의 변동성이 클수록 미시모형을 활용하더라도 예측의 정확도가 떨어질 수밖에 없고, 미시모형 자체가 갖는 한계점도 있으므로 거시모형과 함께 상호 보완하는 방식으로 활용될 필요가 있다.

본 연구는 몇 가지 한계점을 가진다. 먼저, 본 연구에서는 재정패널 자료 외에도 통계청 및 각종 부동산 관련 자료들을 활용하고 있는데, 이들을 종합적으로 활용하기 위해서는 분석 기간을 짧게 설정할 수밖에 없었다. 더욱이 해당 분석 기간이 주로 주택가격 상승기에 해당한다는 점에서 분석 결과에 왜곡이 발생했을 가능성을 완전히 배제할 수 없다. 향후에는 분석 기간을 확장하여 주택가격 하락기도 분석에 충분히 포함될 수 있도록 방안을 모색할 필요가 있다.

다음으로, 자료적 한계가 존재한다. 먼저, 분석의 기초가 되는 재정패널 자료의 경우,

주택을 매도했을 때 양도세를 납부하게 되는 고가 주택 보유자의 표본이 작다는 문제가 있다. 이러한 자료의 대표성 문제를 보완하고자 팽창계수(sampling weights)를 도입하였으나, 향후 고가 주택 보유자들의 표본이 충분히 확보가 된다면 보다 정확한 추정이 가능할 것으로 기대된다.

재정패널 자료의 또 다른 문제는 보유주택에 대해 모든 정보를 제공하지 않는다는 것이다. 이 때문에 분석에 있어서 크고 작은 가정들이 필요할 수밖에 없다. 예를 들어, 재정패널 조사기구가 한 해에 하나의 주택만을 매도한 것으로 설정한 점, 주택의 양도금액을 부분적으로 실거래가격이 아닌 시장가격을 활용한 점, 주택의 보유기간과 거주기간을 동일하다고 가정한 점, 지역별로 차등적으로 값을 측정할 필요가 있는 변수들에 대해 전국 단위 값으로 측정하거나 중범위 지역수준으로 묶어 값을 측정한 점 등이 그러하다. 이러한 가정들은 자료적 한계로 인해 부득이하게 적용할 수밖에 없는 측면이 있으며, 무엇보다 현재 양도세제 자체가 너무 복잡하여 현실과 동일한 수준으로 모형을 설계하는 것이 매우 어렵다는 것을 의미한다.

다음으로, 추계 결과가 타당한지 비교할 수 있는 실제 세수 자료가 사실상 부재하다. 국세청에서 양도세액 총액만을 공개할 뿐 주택의 양도세액을 별도로 공개하지 않기 때문에 양도세수의 실적치조차도 몇 가지 가정을 통해 추정된 값을 활용할 수밖에 없었다. 그럼에도 불구하고 미시적 세수추계 방법이 추계오차를 줄일 수 있다는 가능성을 보여주었다는 점에서 본 연구의 의의가 있다.

마지막으로, 본 연구의 분석모형은 축약형(reduced form)이기 때문에 수요와 공급이 다르게 반응했다라도 균형점에 영향을 준 결과만을 보여주므로 결과 해석에 유의할 필요가 있다. 그러므로 향후에는 본 연구 결과에서 통계적으로 유의하게 나타났던 변수들을 활용하여 양도세 추계를 위한 거시모형을 재구성할 수 있는지, 혹은 축약모형(reduced form)이 아닌 구조방정식모형(structural model)으로 양도세를 추계했을 때 오류(error)를 더 줄일 수 있는지 등 추가적인 연구가 필요하다.

## 참고문헌

- 강성훈, “주택가격상승률이 주택보유 기간에 미치는 영향,” 「주택연구」 제25권 제4호, 한국주택학회, 2017, 5~19쪽.
- 국세청, 양도소득세, 국세청 <<https://www.nts.go.kr/nts/na/ntt/selectNttList.do?mi=2307&bbsId=131041>, 접속: 2023. 11. 15.>
- 김리영·안지아, “소비자의 주택가치 전망이 가격 및 거래에 미치는 영향,” 「국토계획」 제48권 제3호, 대한국토·도시계획학회, 2013, 403~417쪽.
- 김용진, “고령가구의 점유형태 및 주택규모 변화에 영향을 미치는 요인,” 「부동산연구」 제23권 제3호, 한국부동산연구원, 2013, 235~254쪽.
- 김은미·김상봉, “거시경제변수와 주택보유기간 결정요인에 관한 연구,” 「부동산분석」 제5권 제3호, 2019, 31~47쪽.
- 김은미·김상봉·조은서, “기계학습을 활용한 주택매도 결정요인 분석 및 예측모델 구축,” 「지적과 국토정보」 제50권 제1호, 한국국토정보공사, 2020, 181~200쪽.
- 김재영·전영준·김계원, “지방세 세수추계 개선 방안 연구: 경기도 취득세·등록세를 중심으로,” 「현대사회와 행정」 제14권 제2호, 한국국정관리학회, 2004, 1~28쪽.
- 김종화·유태현, “양도소득세와 취득등록세 개편이 주택거래에 미친 영향에 관한 연구: 서울 강남지역 사례를 중심으로,” 「재정정책논집」 제14권 제1호, 한국재정정책학회, 2012, 169~207쪽.
- 김주영, “은퇴가구의 자산보유와 영향요인 분석,” 「부동산분석」 제7권 제2호, 한국부동산원, 2021, 47~62쪽.
- 김진환·정준호, “처분효과가 주택가격 및 거래량에 미치는 효과—경제실험에 의한 시장 참여자의 거래행동 분석,” 「주거환경」 제16권 제4호, 한국주거환경학회, 2018, 105~122쪽.
- 김태경, “주택의 소유기간에 영향을 미치는 정책변수에 관한 연구—성남시와 안양시를 대상으로,” 「국토계획」 제45권 제5호, 대한국토·도시계획학회, 2010, 105~116쪽.
- 김필현·이정현, 「지방세외수입 단기추계 모형 개발—서울특별시 경상적 세외수입 주요 항목을 중심으로」, 한국지방세연구원, 2019.
- 문제현, “부동산금융규제의 법적 한계 고찰: LTV를 중심으로,” 「금융법연구」 제18권 제1호, 한국금융법학회, 2021, 115~141쪽.

- 문지희·정의철, “주택매매시장 소비자 심리의 결정요인 분석,” 「한국주거복지포럼 대토론회 발표자료집」, 한국주거복지포럼, 2017, 3~25쪽.
- 민성훈·고성수, “서울 오피스시장의 효율성 검증,” 「국토계획」 제48권 제1호, 대한국토·도시계획학회, 2013, 69~79쪽.
- 박대근·박명호, “국세수입 탄력성에 대한 분석,” 「한국경제학보」 제22권 제1호, 연세대학교 경제연구소, 2015, 207~218쪽.
- 박명호, “현행 세수추계 방식의 개선방안 연구,” 「세무와 회계연구」 제11권 제3호, 한국세무학회 부설 한국조세연구소, 2022, 83~140쪽.
- 박상인, “다항선택모형의 식별과 추정,” 「산업조직연구」 제18권 제3호, 한국산업조직학회, 2010, 1~36쪽.
- 박지현, 「서울시 취득세수의 예측오차 분석—부동산 대책간의 영향을 중심으로」, 한국지방세연구원, 2021.
- 박천규 외, “주택구매소비자의 의사결정구조와 주택시장 분석,” 「국토정책brief」 제827호, 국토연구원, 2021.
- 배상석, “우리나라 지방자치단체들의 세입추계오차에 관한 연구,” 「한국정책학회보」 제22권 제1호, 한국정책학회, 2013, 361~387쪽.
- 신수호·김미옥·정형록, “다주택자 조세 제도 및 개편 현황이 주택처분 의사결정에 미치는 영향,” 「세무학연구」 제39권 제3호, 한국세무학회, 2022, 115~143쪽.
- 심혜정, “세수오차가 재정운용에 미치는 영향과 개선방안,” 「재정학연구」 제8권 제2호, 한국재정학회, 2015, 1~44쪽.
- 안선영, “부동산 정책 실패에 세수 오차 '역대 최대'...종부세 70%·양도세 55%↑,” 아주경제, 2022. 2. 11. <<https://www.ajunews.com/view/20220211094640227>, 접속: 2023. 8. 13.>
- 여은정·이영환, “지방세 세수추계의 평가와 개선방안,” 「한국지방자치연구」 제9권 제4호, 대한지방자치학회, 2008, 108~129쪽.
- 오민준·진창하, “주택 시장 효율성에 관한 연구—사건연구를 중심으로,” 「부동산학연구」 제19권 제1호, 한국부동산분석학회, 2013, 5~24쪽.
- 유찬, “또 틀린 세수 추계...“기재부 능력·의지 부족,” MTN뉴스, 2023. 2. 10. <<https://news.mtn.co.kr/news-detail/2023021015003661783>, 접속: 2023. 8. 13.>
- 윤성만, “지방세 세수추계 오차발생에 대한 유인 분석,” 「세무와 회계연구」 제8권 제3호, 한국세무학회 부설 한국조세연구소, 2019, 257~300쪽.

- 이근영, “정책금리가 주택가격에 미치는 영향,” 「국제경제연구」 제26권 제2호, 한국국제경제학회, 2020, 35~61쪽.
- 이근재·최병호, “지방세 세수예측오차의 발생 원인에 관한 연구,” 「재정학연구」 제9권 제4호, 한국재정학회, 2016, 167~207쪽.
- 이기환, 「예산수립을 위한 세수추계 개선방안」, 한국지방세연구원, 2020.
- 이석환, “지방세 세수예측방법의 비교·평가: 서울시를 중심으로,” 「한국공공관리학보」 제32권 제2호, 한국공공관리학회, 2018, 25~56쪽.
- 이선화·설윤, “주택거래량 결정요인과 세수전망: 서울특별시를 중심으로,” 「경제연구」 제35권 제4호, 한국경제통상학회, 2017, 239~262쪽.
- 이영환·신영임, “세수오차의 측정과 원인분해에 관한 연구,” 「의정논총」 제5권 제1호, 한국의정연구회, 2010, 187~213쪽.
- 이주희·유선종, “주택담보대출규제가 공동주택가격에 미치는 영향에 관한 연구,” 「부동산·도시연구」 제14권 제1호, 부동산도시연구원, 2021, 47~68쪽.
- 이창무·김미경, “가구주의 탄생 코호트 효과를 고려한 주택수요 분석모형,” 「부동산학연구」 제19권 제3호, 한국부동산분석학회, 2013, 5~25쪽.
- 이태석, 「구조변화를 고려한 세수추계 개선방안 모색」, 한국개발원, 2015.
- 이현선·박태규, “지방세 추계모형 연구: 지수평활법을 중심으로,” 「한국지방재정논집」 제12권 제2호, 한국지방재정학회, 2007, 65~90쪽.
- 임초룡, “작년 초과세수 61兆 중 절반이 부동산세…정책 실패→영터리 전망에 역대 최악 오차율,” 아시아투데이, 2022. 2. 11. <<https://www.asiatoday.co.kr/view.php?key=20220211010005423>, 접속: 2023. 8. 13.>
- 장미진 외, “부동산 정책발표 전·후 외부수요가 부동산 가격에 미치는 영향 비교 연구: 광주광역시 아파트를 중심으로,” 「국토계획」 제55권, 제6호, 대한국토·도시계획학회, 2020, 90~98쪽.
- 전해정, “소비자심리가 부동산가격에 미치는 영향에 관한 실증연구,” 「대한건축학회 논문집」 제30권 제8호, 대한건축학회, 2014, 83~90쪽.
- 전현진·권선희, “유동성과 주택가격의 기대심리가 실질 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구,” 「디지털융복합연구」 제18권 제11호, 한국디지털정책학회, 2020, 43~49쪽.
- 정성훈·박근우, “부동산시장에서 투자자들의 투자행태와 심리에 관한 연구—처분효과에 대한 검증,” 「부동산연구」 제25권 제3호, 한국부동산연구원, 2015, 97~112쪽.
- 정해훈, “세수 52조 늘었지만…부동산 거래 절벽·주식 위축에 양도세·증권세 '뚝,’” 뉴

- 스토마토, 2023. 1. 30. <<http://www.newstomato.com/ReadNews.aspx?no=1174225&inflow=N>, 접속: 2023. 8. 13.>
- 조은서·김상봉, “주택가격변화에 따른 주택 매도 의사결정에 관한 연구,” 「부동산학보」 제61권, 한국부동산학회, 2015, 180~194쪽.
- 최성호·송연호, “LTV, DTI 규제완화가 주택구매여력 및 리스크에 미치는 영향,” 「금융정보연구」 제4권 제1호, 한국금융정보학회, 2015, 27~52쪽.
- 최희갑·임병준, “주택가격 전망이 주택가격 및 경기에 미치는 영향,” 「국토연구」 제63권, 국토연구원, 2009, 141~158쪽.
- 한재명, 「지방세 세수추계 개선방안」, 한국지방세연구원, 2022.
- 허종만·이영수, “이자율변동의 주택시장 파급효과 분석,” 「부동산분석」 제4권 제1호, 한국부동산원, 2018, 55~70쪽.
- 현호상 외, “국내 주택시장 참여자의 거래의사 결정과정 및 시장 파급효과의 동태적 분석—금융위기 이후의 주택시장 침체원인 및 주택정책을 중심으로,” 「한국건설관리학회 논문집」 제15권 제5호, 한국건설관리학회, 2014, 147~159쪽.
- 홍정의, 「부동산 시장에서의 왜곡적 기대에 대한 거시경제학적 모형」, 서울대학교 박사학위 논문, 2016.
- Benefield, J. D., Rutherford R. C., and Allen, M. T., “The Effects of Estate Sales of Residential Real Estate on Price and Marketing Time,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol.45 no.4, 2012, pp.965-981.
- Bian, Xun, Waller, B. D., and Wentland, S. A., “The Role of Transaction Costs in Impeding Market Exchange in Real Estate,” *Journal of Housing Research*, vol.25 no.2, 2016, pp.115-135.
- Bich, Hong Nguyen Thi, Trong, Hoai Nguyen, and Thanh, Hiep Truong, “The Role of Listing Price Strategies on the Probability of Selling a House: Evidence from Vietnam,” *Real Estate Management and Valuation*, vol.28 no.2, 2020, pp.63-75.
- Cameron et al., *A Review of Tax Revenue Forecasting Models for the Scottish Housing Market*, Scottish Government, 2017.
- Carrillo, P. E., “To Sell or Not to Sell: Measuring the Heat of the Housing Market,” *Real Estate Economics*, vol.41 no.2, 2013, pp.310-346.
- Hannon, A., Leahy, E., and O’sullivan, R., “An Analysis of Tax Forecasting Errors in Ireland,” *The Economic and Social Review*, vol.47 no.3, 2016, pp.391-423.

- Hurd, M. D., “Mortality risk and bequests,” *Econometrica*, vol.57, 1989, pp.779-813.
- Johnson, K. H., Benefield, J. D., and Wiley, J. A., “The Probability of Sale for Residential Real Estate,” *Journal of Housing Research*, vol.16 no.2, 2007, pp.131-142.
- Lee, L. F., “On efficiency of methods of simulated moments and maximum simulated likelihood estimation of discrete response models,” *Econometric Theory*, vol.8 no.4, 1992, pp.518-552.
- Lee, Tae-Ho and Kwak, Sunjoo, “Revenue volatility and forecast errors: evidence from Korean local governments,” *Local Government Studies*, vol.46 no.6, 2020, pp.979-994.
- Love, D. A., Palumbo, M. G. and Smith, P. A., “The trajectory of wealth in retirement,” *Journal of Public Economics*, vol.93, 2009, pp.191-208.
- McIntosh, W., Henderson Jr., and Glenn, V., “Efficiency of the office properties market. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol.2 no.1, 1989, pp.61-70.
- Miratrix, L. W. et al., “Worth weighting? How to think about and use weights in survey experiments,” *Political Analysis*, vol.26, 2018, pp.275-291.
- Rosen, S., “Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition,” *Journal of Political Economy*, vol.82 no.1, 1974, pp.35-55.
- Rutherford, R. C., Springer, T. M., and Yavas, A., “Evidence of information asymmetries in the market for residential condominiums,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol.35 no.1, 2007, pp.23-38.
- Sirmans, G. S., Macpherson, D. A., and Zietz, E. N., “The composition of hedonic price models,” *Journal of Real Estate Literature*, vol.13 no.1, 2005, pp.1-44.
- Tax Forecasting Methodology Review Group, *Tax Forecasting Methodology Review 2019*, The Department of Finance(Irish: An Roinn Airgeadais), 2019.
- Zhou, Tingyu, Clapp, J. M., and Lu-Andrews, Ran, “Is the behavior of sellers with expected gains and losses relevant to cycles in house prices?,” *Journal of Housing Economics*, vol.52, 2021, pp.1-17.

## 부록 1. 주택 매도 여부 추정 결과

[표 12] 주택 매도 여부 추정 결과(양도세 실효세율 변수 활용)

구분	변수명	종속변수: 주택 매도 여부(0: 보유, 1: 매도)			
		(1) 로짓	(2) 프로빗	(3) 로짓	(4) 프로빗
가구 특성	가구 소득	-0.106 <sup>*</sup> (0.059)	-0.043 <sup>*</sup> (0.026)	-0.105 <sup>*</sup> (0.059)	-0.043 <sup>*</sup> (0.026)
	가구주 연령	-0.029 <sup>***</sup> (0.004)	-0.012 <sup>***</sup> (0.002)	-0.029 <sup>***</sup> (0.004)	-0.012 <sup>***</sup> (0.002)
주택 특성	보유주택 가격	0.208 <sup>***</sup> (0.063)	0.091 <sup>***</sup> (0.028)	0.202 <sup>***</sup> (0.061)	0.089 <sup>***</sup> (0.027)
	보유주택 수	0.743 <sup>***</sup> (0.151)	0.333 <sup>***</sup> (0.069)	0.762 <sup>***</sup> (0.150)	0.343 <sup>***</sup> (0.069)
	보유기간	0.014 <sup>**</sup> (0.007)	0.006 <sup>**</sup> (0.003)	0.014 <sup>**</sup> (0.007)	0.006 <sup>**</sup> (0.003)
정책 변수	양도세 실효세율	-0.142 (0.217)	-0.068 (0.094)	-0.130 (0.216)	-0.065 (0.094)
	중과세율 초과 10%p 여부	-0.568 <sup>**</sup> (0.256)	-0.241 <sup>**</sup> (0.113)	-0.526 <sup>**</sup> (0.251)	-0.228 <sup>**</sup> (0.111)
	중과세율 초과 20%p 여부	-1.433 <sup>**</sup> (0.631)	-0.608 <sup>**</sup> (0.257)	-1.384 <sup>**</sup> (0.629)	-0.587 <sup>**</sup> (0.255)
	장기보유특별공제 적용 여부	-0.348 <sup>**</sup> (0.167)	-0.151 <sup>**</sup> (0.077)	-0.363 <sup>**</sup> (0.167)	-0.157 <sup>**</sup> (0.076)
	장기보유특별공제율 하락 여부	0.681 <sup>***</sup> (0.239)	0.285 <sup>***</sup> (0.106)	0.670 <sup>***</sup> (0.239)	0.279 <sup>***</sup> (0.106)
	LTV	-0.460 (0.573)	-0.168 (0.250)	-0.349 (0.458)	-0.130 (0.199)
	DTI	-0.627 (0.552)	-0.280 (0.239)	-0.585 (0.398)	-0.264 (0.173)
	DSR	-0.587 <sup>***</sup> (0.187)	-0.248 <sup>***</sup> (0.080)	-0.502 <sup>***</sup> (0.168)	-0.213 <sup>***</sup> (0.073)
	대출금리	0.331 (0.209)	0.134 (0.089)	0.624 <sup>***</sup> (0.235)	0.261 <sup>***</sup> (0.100)

구분	변수명	종속변수: 주택 매도 여부(0: 보유, 1: 매도)			
		(1) 로짓	(2) 프로빗	(3) 로짓	(4) 프로빗
전망 변수 (t-1)	① 평균 주택가격 상승지속기간 대비 이번(t)기 상승지속기간	-1.759** (0.775)	-0.758** (0.339)		
	② ①의 제곱항	1.676** (0.794)	0.733** (0.352)		
	③ 평균 주택가격 상승지속기간 초과 여부 (더미)	4.828** (1.986)	2.108** (0.888)		
	④ ①*③의 교차항	-3.975** (1.882)	-1.752** (0.842)		
	⑤ 평균 주택가격 하락지속기간 대비 이번(t)기 하락지속기간	-0.258 (0.880)	-0.133 (0.365)		
	⑥ ⑤의 제곱항	0.220 (0.573)	0.117 (0.240)		
	부동산 매매가격전망지수			0.056*** (0.017)	0.025*** (0.008)
주택 수요 (t-1)	주택구입부담지수	-0.002* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
	인구	-0.186 (0.117)	-0.083 (0.052)	-0.225** (0.111)	-0.098** (0.049)
주택 공급 (t-1)	주택인허가실적	0.223 (0.177)	0.102 (0.079)	0.146 (0.149)	0.066 (0.067)
	관측치	18,987	18,987	18,987	18,987

주: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* P<0.01

## 부록 2. 시뮬레이션을 통한 주택 매도 확률 산출방법(상세)

로짓과 프로빗 모형은 주택 소유자  $i$ 가 주택을 매도하지 않거나( $sell_i = 0$ ) 매도( $sell_i = 1$ )함으로써 얻는 효용을 아래와 같이 가정한다.

$$\begin{aligned} U_{i0} &= \beta_0 X_i + \epsilon_{i0} \\ U_{i1} &= \beta_1 X_i + \epsilon_{i1} \end{aligned} \quad (1)$$

효용함수의 기수적 특성 때문에  $U_{i0} = \epsilon_{i0}$ 로 놓을 수 있으며, 따라서 주택 매도 행위와 관련된 소유자  $i$ 의 효용은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} U_{i0} &= \epsilon_{i0} \\ U_{i1} &= \beta_1 X_i + \epsilon_{i1} = \delta_1 + \epsilon_{i1} \end{aligned} \quad (2)$$

이 때 주택 소유자  $i$ 가 주택을 매도하는 필요충분조건은 주택 소유자  $i$ 가 주택을 매도하는 것이므로  $U_{i1} > U_{i0}$ , 즉  $\delta_1 > \epsilon_{i0} - \epsilon_{i1}$ 인 경우이다. 여기서  $\epsilon_{i0}$ 와  $\epsilon_{i1}$ 가 유형 1의 극단값 분포를 따르는 독립인 확률변수라고 가정하면,

$$P(sell_i = 1 | X) = P(\delta_1 > \epsilon_{i0} - \epsilon_{i1}) \quad (3)$$

와 같다. 이 때  $\Delta = \epsilon_{i0} - \epsilon_{i1}$  라고 놓으면,  $\epsilon_{i0}$ 와  $\epsilon_{i1}$ 가 유형 1의 극단값 분포를 따르는 가정에 의해  $\Delta$ 가 로지스틱 분포(logistic distribution)를 따르게 된다. 따라서  $i$ 가 매도( $sell = 1$ )를 선택할 확률은

$$\int_{-\beta_1 X}^{\infty} P(d\Delta) \quad (4)$$

와 같이 나타난다.

시뮬레이션을 위해서는 추정된 회귀계수  $\beta_1$ 에  $X_1$ 을 내적하여 각 연도의 각 주택별로  $\delta_1$ 을 계산한다. 이후  $\Delta$ 를 확률 분포로부터 N번 추출(N=1,000,000)하여 매도 확률을 계산할 수 있다. 특히 로짓 모형의 경우 로지스틱 분포, 프로빗 모형의 경우 표준정규 분포로부터  $\Delta$ 를 각 주택별로 1,000,000번 추출하여 이 중  $\delta_1 > \Delta$ 를 만족하는 경우의 비율을 계산하여 매도확률로 계산하였다.

## On Simulations of Housing Capital Gains Tax Based On Household Data\*

Jiyeon Gim\*\* Sangin Park\*\*\* Hyuntae Choi\*\*\*\*

### Abstract

This study aims to develop a micro-econometric estimation and prediction method for housing capital gains tax revenue. Our methodology consists of two primary steps. First, we employ discrete choice models to estimate coefficients for individual-level and regional-level covariates to calculate the probability of selling houses by simulation. To predict the probability of selling for the target year (t), estimation is performed based on data up to time (t-1). Second, with these probabilities, we compute the expected capital gains tax for each house, then we average these values for regions. Representative taxes for regions are aggregated with sampling weights as their weights and scaled up to the market size. The accuracy of our model is assessed by comparing the estimated capital gains tax with actual tax figures. Throughout the analysis period, the prediction errors of housing capital gains tax revenue remain below 10%, except for 2019. Additionally, the prediction errors of real estate capital gains tax revenue is approximately 12%.

□ Keywords: Housing Capital Gains Tax, Micro-data Based Prediction of Tax Revenue, Housing Sales Probability, Sampling Weights, Housing Market Outlook

---

\* This paper is a revised and augmented version of the report titled 'A Study on Estimating Housing Capital Gains Tax,' the National Assembly Budget Office Research Project in 2022

\*\* First Author, Ph.D. candidate, Seoul National University

\*\*\* Co-Author, Professor, Seoul National University

\*\*\*\* Corresponding Author, Ph.D. candidate, Seoul National University

# 부록

---

- 국회예산정책처 학술지 발간에 관한 내규
- 국회예산정책처 학술지 연구윤리지침
- 학술지편집위원회 운영세칙
- 국회예산정책처 학술지 「예산정책연구」 논문 공모
- 「예산정책연구」 투고 및 원고 작성 요령



## 국회예산정책처 학술지 발간에 관한 내규

- 2011. 11. 1. 국회예산정책처내규 제45호 제정
- 2017. 11. 23. 국회예산정책처내규 제90호 개정
- 2020. 3. 26. 국회예산정책처내규 제100호 개정

### 제1장 총 칙

**제1조(목적)** 이 내규는 국회예산정책처 학술지(이하 “학술지”라 한다)의 발간에 관한 기준과 절차 등 필요한 사항을 규정함을 목적으로 한다.

**제2조(학술지의 명칭)** 학술지의 한글명칭은 ‘예산정책연구’로 하고, 영문명칭은 ‘Journal of Budget and Policy’로 한다.

### 제2장 학술지편집위원회

**제3조(학술지편집위원회의 설치)** 학술지에 게재하는 논문의 심사와 편집 등에 관한 사항을 결정하기 위하여 국회예산정책처(이하 “예산처”라 한다)에 학술지편집위원회(이하 “위원회”라 한다)를 둔다.

**제4조(위원회의 구성)** ① 위원회는 위원장 1인을 포함한 10인 이상의 위원으로 구성한다.

② 위원장은 학식과 경험이 풍부한 외부 인사 중에서 국회예산정책처장이 위촉한다.

③ 위원은 예산처 소속 공무원 또는 외부 전문가 중에서 위원장이 추천한 자를 국회예산정책처장이 임명 또는 위촉하되, 예산처 소속 공무원을 4인 이내로 하고, 외부 위원의 경우 자격·경력·대외활동 및 학술적 업적 등을 고려하여 위촉한다.

④ 위원회는 편집간사 및 실무간사 각 1인을 두며, 각 간사는 예산처 소속 공무원 중에서 위원장이 지명한다.

⑤ 위원장 및 위원의 임기는 2년으로 하되, 연임할 수 있다. 다만, 위원장 또는 위원의 사임 등으로 인하여 새로이 임명 또는 위촉된 경우 그 임기는 잔여기간으로 한다.

**제5조(위원장의 직무 등)** 위원장은 위원회를 대표하고, 위원회의 회의를 주재하며, 위원장이 사고가 있을 때에는 위원장이 지정한 위원이 그 직무를 대행한다.

**제6조(위원회의 기능)** 위원회는 다음 각 호의 사항을 결정한다.

1. 논문의 접수와 심사
2. 논문심사위원의 위촉
3. 그 밖에 학술지 발간에 필요한 사항

**제7조(위원회의 회의)** ① 위원회는 국회예산정책처장, 위원장 또는 위원 4인 이상의 요구가 있는 경우 개최한다.

② 위원회는 재적위원 과반수의 출석으로 개최하고, 출석위원 과반수의 찬성으로 의결한다.

### 제3장 논문의 투고, 심사 및 게재

**제8조(논문투고 자격)** ① 논문 투고는 관련분야 석사과정 이상의 자에 한한다.

② 논문은 다른 학술지에 게재하지 않은 것이어야 한다.

**제9조(논문의 심사)** ① 제출된 논문은 위원회가 위촉한 3인 이상의 논문심사위원에 의한 심사를 받아야 한다.

② 논문심사시 필자 및 논문심사위원에 관한 사항은 공개하지 아니한다.

③ 논문은 다음 각 호의 기준에 따라 심사하여야 한다.

1. 예산 및 정책 관련성
2. 내용의 독창성
3. 논리적 완결성
4. 학문적 기여도
5. 그 밖에 위원회가 정하는 기준

**제10조(논문의 게재 등)** ① 위원회에서 '게재'로 결정한 논문은 학술지에 게재한다.

② 학술지는 매년 3월 20일, 6월 20일, 9월 20일과 12월 20일에 발간한다.

③ 학술지 발간 시 논문 저자의 소속과 직위를 정확히 기재하여야 한다.

④ 논문이 게재된 저자에게는 예산의 범위에서 원고료를 지급할 수 있다.

### 제4장 보 칙 <개정 2020.3.26.>

**제11조(저작권)** ① 학술지에 게재하는 논문에 대한 저작권재산권은 국회예산정책처가 갖는다.

② 논문 투고자는 저작권재산권 이양 동의서를 작성하여 투고논문과 함께 제출하여야 한다.

**제12조(운영세칙)** 이 내규에서 정한 사항 외에 학술지 발간에 필요한 사항은 위원회의 의결을 거쳐 운영세칙으로 정한다.

**제13조(수당)** 위원회의 회의에 참석하는 위원 및 논문을 심사하는 위원에게는 예산의 범위에서 수당을 지급할 수 있다.

부칙 <제45호, 2011. 11. 1.>

① (시행일) 이 내규는 결재한 날부터 시행한다.

② (임기에 관한 특례) 이 내규 시행 후 처음으로 위촉되는 위원의 임기는 제4조제5항에도 불구하고 2013년 12월 31일까지로 한다.

부칙 <제90호, 2017. 11. 23.>

이 내규는 결재한 날부터 시행한다.

부칙 <제100호, 2020. 3. 26.>

이 내규는 결재한 날부터 시행한다.

## 국회예산정책처 학술지 연구윤리지침

2011. 11. 1. 국회예산정책처지침 제54호 제정

**제1조(목적)** 이 지침은 「국회예산정책처 학술지 발간에 관한 내규」에 따라 발간하는 학술지에 게재되는 논문에 관한 연구윤리를 확립하고, 연구윤리 위반행위에 대한 공정하고 신속한 처리를 위하여 필요한 원칙과 방향을 제시함을 목적으로 한다.

**제2조(적용범위)** 이 지침은 「국회예산정책처 학술지 발간에 관한 내규」(이하 “내규”라 한다)에 따른 학술지(이하 “학술지”라 한다)에 게재하기 위하여 자신의 저작물을 제출한 연구자와 이를 편집 또는 심사한 자에게 적용한다.

**제3조(연구자의 연구윤리)** ① 연구자는 모든 연구를 정직하고 진실하게 수행하여야 하며, 연구과정에서 수집한 정보와 자료를 정확하게 기록 또는 보존하여야 한다.

② 연구자는 연구를 수행함에 있어서 연구내용이나 결과에 대해 다음 각 호에서 정의하는 위조·변조 또는 표절하여서는 아니 된다.

1. “위조”란 존재하지 않는 자료 또는 연구결과 등을 허위로 만들어 내는 행위를 말한다.
2. “변조”란 연구 과정이나 재료·장비 등을 인위적으로 조작하거나 자료를 임의로 변형·삭제함으로써 연구 내용 또는 결과를 왜곡하는 행위를 말한다. 이 경우 중대한 과실로 인한 자료의 오류도 왜곡행위에 해당할 수 있다.
3. “표절”이란 타인의 아이디어, 연구내용·결과 등을 정확한 출처표시 없이 자신의 간행물 등에 이용하는 행위를 말한다.

③ 연구자는 이전에 출판된 자신의 연구물(게재 예정이거나 심사 중인 연구물을 포함한다. 이하 같다)을 새로운 연구물인 것처럼 중복하여 투고, 게재 또는 출판하여서는 아니 된다.

④ 연구자가 공개된 학술자료 및 연구성과를 인용하는 경우에는 정확하게 출처를 표기하여야 한다.

**제4조(편집위원 및 심사위원의 연구윤리)** ① 내규 제4조에 따라 임명 또는 위촉된 학술지 편집위원회의 위원(이하 “편집위원”이라 한다)은 투고된 논문의 게재 여부를 결정하는 책임을 지며, 저자의 독립성을 존중하여야 한다.

② 편집위원은 학술지 게재를 위하여 투고된 논문에 대하여 어떤 선입견이나 사적인 친분과 무관하게 내규 제3조에 따라 설치된 학술지편집위원회(이하 “편집위원회”라 한

다)에서 정한 원고작성 및 투고요령과 운영세칙에 근거하여 취급하여야 한다.

③ 내규 제8조에 따라 위촉된 논문심사위원(이하 “심사위원”이라 한다)은 심사의뢰 받은 논문을 개인의 학술적 신념이나 저자와의 사적인 친분 관계를 떠나 편집위원회가 정한 운영세칙에 따라 공정하게 심사하여야 한다.

④ 편집위원 또는 심사위원은 심사 대상 논문에 대한 비밀을 지켜야 한다.

**제5조(연구윤리 위반행위)** “연구윤리 위반행위”란 학술지에 게재하기 위하여 제출된 논문과 관련하여 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 행위를 말한다.

1. 제3조제2항의 위조, 변조, 표절행위
2. 연구내용 또는 결과에 기여한 사람에게 정당한 이유 없이 논문저자의 자격을 부여하지 아니하거나 기여를 하지 않은 사람에게 감사의 표시 또는 예우 등 불합리한 이유로 논문저자의 자격을 부여하는 부당한 저자 표시행위
3. 자신 또는 다른 사람의 연구윤리 위반행위 여부에 대한 심의를 고의로 방해하거나 제보자에게 위해를 가하는 행위
4. 그 밖에 연구와 관련하여 사회과학 분야 등에서 통상적으로 용인되는 범위를 뚜렷하게 벗어난 부적절한 행위

**제6조(연구윤리위원회의 구성)** ① 학술지에 게재할 목적으로 제출된 논문의 연구윤리 위반행위 해당 여부 등을 심사하기 위하여 위원장 1인을 포함한 5인 이내의 위원으로 구성된 연구윤리위원회(이하 “위원회”라 한다)를 둔다.

② 위원회의 위원장(이하 “위원장”이라 한다)은 편집위원회의 위원장이 되고, 위원은 관련 전문성을 고려하여 편집위원 중에서 호선한다.

**제7조(연구윤리 위반행위의 심의)** ① 위원장은 학술지에 게재되거나 게재 예정인 논문에 대하여 제보 등을 통하여 연구윤리 위반행위에 관한 사실을 인지한 경우에는 즉시 위원회를 소집하여 연구윤리 위반 여부 등을 심의한다.

② 위원회는 연구윤리 위반행위와 관련된 연구자 및 피검증자에게 의견진술, 이의제기 및 변론의 권리와 기회를 동등하게 보장하고, 관련 절차를 사전에 통지한다.

③ 위원회는 외부로부터 부당한 압력이나 간섭을 받지 아니하고 독립적이고 공정하게 진실성을 판단하도록 노력하여야 한다.

④ 위원회는 재적위원 전원 출석과 출석위원 과반수의 찬성으로 의결한다.

⑤ 회의는 비공개를 원칙으로 하되, 필요한 경우 해당 연구자 및 관계자를 출석하게 하여 의견을 청취할 수 있다.

**제8조(연구윤리 위반행위에 대한 제재)** ① 위원회가 연구윤리 위반행위로 결정한 때에는 그 논문의 게재를 즉시 중단한다.

② 연구윤리 위반행위로 결정된 논문이 이미 게재된 경우에는 다음 회에 발간하는 학술지에 그 저자와 제목을 명시하여 게재 취소사실을 공시한다.

③ 연구윤리 위반행위를 한 연구자는 향후 3년간 학술지에 투고할 수 없고, 국회예산정책처에서 주관하는 연구사업에 참여하거나 발표를 할 수 없다.

④ 위원회가 연구윤리 위반행위로 결정한 경우 국회예산정책처는 내규 제9조에 따라 지급된 원고료를 전액 환수한다.

**제9조(기록의 보관 및 공개)** ① 위원회는 심의 과정의 모든 기록을 심의 종료 후 5년간 보관하여야 한다.

② 심의결과 보고서는 해당 사안에 대한 심의가 종료된 경우 이를 공개할 수 있다.

③ 위원회는 심의위원·증인·참고인·자문에 참여한 자 등 심의과정에 참여한 자의 명단 등을 본인의 동의를 얻어 공개할 수 있다.

부칙 <제54호, 2011. 11. 1.>

이 지침은 결재한 날부터 시행한다.

## 학술지편집위원회 운영세칙

**제1조(목적)** 이 세칙은 「국회예산정책처 학술지 발간에 관한 내규」(이하 「발간 내규」)에 따라 구성되는 학술지편집위원회(이하 '위원회'라 한다)의 운영에 필요한 사항을 규정함을 목적으로 한다.

**제2조(위원회의 권한)** 위원회는 다음 각 호의 사항을 심의·의결한다.

1. 위원회의 운영과 관련된 사항
2. 논문심사위원의 위촉
3. 학술지에 게재할 논문의 결정
4. 그 밖에 학술지 발간에 필요한 사항

**제3조(회의의 소집)** ① 위원회의 정기회의는 반기마다 위원장이 소집하며, 임시회의는 국회예산정책처장이나 위원장이 필요하다고 인정하는 때 또는 위원 4인 이상의 요구가 있는 때에 위원장이 소집한다.

② 제1항의 소집요구를 받은 위원장은 소집요구를 받은 날로부터 10일 이내에 회의를 소집한다.

③ 회의를 소집하는 경우 위원장은 긴급한 사유가 없는 한 회의의 일시·장소와 안건 등을 회의 개최 5일전까지 각 위원에게 통지한다.

④ 회의에 참석한 위원장과 위원에게는 회의 수당을 예산의 범위에서 지급할 수 있다.

**제4조(의결방법)** ① 위원회의 회의는 재적위원 과반수의 출석으로 개최하고, 출석위원 과반수의 찬성으로 의결한다.

② 위원은 회의에 참석하지 않고 서면 또는 유·무선통신으로 의결권을 행사할 수 있다. 이 경우 의결권을 행사한 위원은 회의에 참석한 것으로 본다.

**제5조(위원의 제척)** 위원의 논문에 대한 게재 여부가 심의 대상이 될 경우 해당 위원은 제2조제2호에 관한 심의·의결에서 제척된다.

**제6조(서면회의)** ① 위원장은 천재지변, 기타 부득이한 경우 실제 회의를 개최하지 않고 서면회의의 방법으로 위원회를 소집할 수 있다.

② 제3조제3항 및 제4조는 제1항의 경우에 이를 준용한다.

**제7조(논문 투고 기준)** ① 타 학술지에 게재하였거나 투고하여 심사 중인 논문은 투고할 수 없다.

② 연구기관 발간분석보고서 및 연구용역보고서 등을 논문 형식으로 수정·보완하여 투고한 경우, 편집위원장의 판단을 거쳐 심사를 진행하되 원문의 출처를 밝히고 수록할 수 있다.

③ 제11조에 따른 심사결과 ‘계재불가(D)’ 등급을 받은 논문은 최종 판정일부터 9개월이 경과한 후에 논문의 내용을 근본적으로 수정하고, ‘재투고’ 논문임을 명기하여 재투고할 수 있다.

**제8조(논문 심사)** ① 투고된 논문은 관련 분야의 전문가 3인 이상의 심사를 받는다.

② 논문에 대한 심사는 외부심사위원 2인과 내부심사위원 1인의 심사를 받는 것을 원칙으로 한다.

③ 제2항의 내부심사위원은 국회예산정책처 소속 공무원을 말한다.

**제9조(심사위원 위촉)** 위원장은 해당 분야의 전문가 중에서 대상논문에 대한 전문성과 평가의 공정성 등을 고려하여 위원들과의 협의를 통해 심사위원을 선정하여 위촉한다.

**제10조(심사절차)** ① 심사위원에게는 논문 저자의 성명과 소속 등을 밝히지 않는다.

② 심사위원은 자신의 논문을 심사할 수 없다.

③ 심사위원은 「발간 내규」 제8조제3항의 심사기준에 따라 투고 논문을 심사하고, 정해진 기간 내에 심사결과를 위원장에게 제출한다.

**제11조(논문의 심사와 계재)** ① 심사결과는 계재 가(A), 수정 후 계재(B), 수정 후 재심사(C), 계재 불가(D)의 네 등급으로 구분한다.

② 심사위원은 심사의견을 반드시 별지에 구체적으로 A4 1페이지 이상 작성하되, 가능하면 i) 연구방법의 적정성, ii) 연구내용의 타당성, iii) 연구결과의 기여도 부분으로 세분화하여 작성한다.

③ 심사위원 3인의 심사 결과에 따른 판정 원칙은 다음과 같다.

초심 결과 조합	재심 결과 조합	판정
AAA, AAB, AAC	AAA, AAD	A
AAD, ABB, ABC, BBB, BBC		B
ACC, ABD, ACD, BCC, BBD, BCD, CCC		C
ADD, CCD, BDD, CDD, DDD	ADD, DDD	D

④ ‘수정 후 계재’의 경우 위원회는 심사위원의 의견을 토대로 하여 논문수정이 만족스럽다고 판단될 때까지 수정을 요구한다.

⑤ 재심사는 동일 심사위원에게 의뢰하는 것을 원칙으로 하되, 위원회가 필요하다고 결정하는 경우에는 다른 심사위원에게 의뢰할 수 있다.

- ⑥ 재심사를 의뢰할 경우 재심사 논문은 '게재 가'와 '게재 불가'의 두 가지 중의 하나로 결정한다.
- ⑦ '수정 후 게재'와 '수정 후 재심사'인 경우 저자는 심사위원의 지적사항을 논문수정에 어떻게 반영했는지를 별지에 기록하여 수정된 논문과 함께 제출한다.
- ⑧ 논문의 심사 및 게재와 관련하여 위에서 규정되지 않은 사항은 위원회에서 결정한다.

**제12조(심사결과 통보 및 심사판정)** ① 위원장은 논문투고자에게 심사결과를 개별적으로 통보한다.

- ② 수정요구를 받은 논문투고자가 100일 이내에 수정된 논문을 제출하지 않을 경우 편집위원장은 논문심사 종결을 결정할 수 있다. 단, 저자가 기한연장을 요구하는 경우에는 합당한 이유가 있는 경우 편집위원장은 재량으로 이를 승인할 수 있다.

**제13조(이의제기)** ① 논문투고자가 심사 결과에 불복할 경우 결과 통보일로부터 7일 이내에 이의제기를 하여야 한다. 이 때 논문투고자는 그 이의제기의 사유를 반드시 서면으로 제출하여야 한다.

- ② 제1항의 이의제기사유가 타당하다고 판단할 경우, 위원회는 새로운 심사위원들에게 논문심사를 요청할 수 있다.

**제14조(논문 표절)** 제출된 논문에 표절 등의 문제가 있는 경우 「국회예산정책처 학술지 연구윤리지침」에 따라 처리한다.

**제15조(비밀유지의무)** 편집위원 및 각 투고 논문의 심사위원은 심사 중 알게 된 사항에 관하여 비밀을 유지하여야 한다.

**제16조(개정)** 이 세칙은 위원회의 의결을 통해 개정할 수 있다.

## 부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.

(의결: 2011년 11월 30일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.  
(의결: 2012년 8월 22일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.  
(의결: 2013년 11월 26일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.  
(의결: 2017년 7월 10일)

부칙

이 세칙은 2019년 5월 1일부터 시행한다.  
(의결: 2019년 4월 24일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.  
(의결: 2020년 1월 29일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.  
(의결: 2020년 11월 13일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.  
(의결: 2021년 3월 30일)

## 국회예산정책처 학술지 「예산정책연구」 논문 공모

국회예산정책처는 국회가 행정부에 대한 견제·감시기능을 효율적으로 수행하기 위하여, 재정 분야의 전문인력을 충원·확보하여 방대한 예산·결산을 심의함에 있어서 독자적·중립적으로 전문적 연구·분석을 위해 설립된 기관입니다. 국회예산정책처는 국회 내·외부 전문가들의 재정·경제 및 조세, 공공정책 등과 관련된 이론 및 정책논문을 발굴·게재하고 있으며, 2018년 한국연구재단 등재학술지로 선정되었습니다. 이에 다음과 같이 「예산정책연구」에 게재할 우수한 논문을 공모하오니 역량 있는 분들의 적극적인 관심과 응모를 기대합니다.

게재가 확정된 논문에 대해서는 200만원의 범위 안에서 원고료를 지급합니다.

————— 다음 —————

### □ 논문 분야

- 재정·경제 및 조세, 공공정책 등 분야

### □ 논문 분량

- 국문초록, 영문초록, 참고문헌 등을 포함하여 본지 편집양식 기준으로 A4 용지 25매 내외

### □ 논문 공모 및 학술지 발간일

- 논문공모: 상시 모집
- 투고자격: 석사과정 이상
- 학술지 발간일: 3월 20일, 6월 20일, 9월 20일, 12월 20일

### □ 논문 제출 및 문의처

- 제출방법: nabo.jams.or.kr (「예산정책연구」 온라인 논문투고 시스템)
- 문의처: 「예산정책연구」 편집위원회

(전화: 02-6788-4619, 홈페이지: [www.nabo.go.kr/journal](http://www.nabo.go.kr/journal))

## 「예산정책연구」 투고 및 원고 작성 요령

### 1. 원고의 투고 기준 및 요령

- 1) 본 학술지는 재정·경제 및 조세, 공공정책 등과 관련된 이론 및 정책논문을 게재한다.
- 2) 타 학술지에 게재하였거나 투고하여 심사 중인 논문은 투고할 수 없다. 단, 연구기관 발간분석보고서 및 연구용역보고서 등을 논문 형식으로 수정·보완하여 투고한 경우, 편집위원장의 판단을 거쳐 심사를 진행하되 원문의 출처를 밝히고 수록할 수 있다.
- 3) 본 학술지는 연 4회(3월 20일, 6월 20일, 9월 20일, 12월 20일) 발간하며, 논문은 연중 상시 모집한다.
- 4) 본 학술지에 게재가 확정된 원고에 대해서는 외부 필자의 경우 200만원의 범위 안에서 원고료를 지급한다. 다만, 연구비 지원을 받은 논문은 100만원 범위 안에서 지급한다.
- 5) 원고를 투고할 때 핵심내용을 모두 포함한 400자 이내의 국문초록과 이에 상응하는 영문초록, 그리고 국문과 영문의 제목, 5개 이내의 주제어를 기재하여 제출한다.
- 6) 모든 원고는 본지 편집양식(아래아훈글)으로 작성한다.
- 7) 논문 투고자는 국회예산정책처 '온라인 논문투고 및 심사시스템(<https://nabo.jams.or.kr>)'을 통해 다음을 제출한다.
  - ① 투고논문
  - ② 연구윤리규정 준수 서약
  - ③ 투고논문에 대한 저작권재산권 이양 동의서
  - ④ KCI 논문유사도 검사결과
- 8) 학술지에 게재하는 논문에 대한 모든 저작권재산권은 국회예산정책처가 갖는다.

## 2. 원고의 작성 요령

1) 원고는 다음 양식에 따라 작성하며, 분량은 A4용지 25매로 한다.

용지	문단모양	글자모양
A4, 단면, 좁게	좌/우 여백 0	<ul style="list-style-type: none"> <li>◦ 글꼴</li> <li>- 한글: HY신명조</li> <li>- 영문: Times New Roman</li> </ul>
위/아래 30	줄간격 180	크기 11포인트
왼쪽/오른쪽 35	들여쓰기 한글 2글자	<ul style="list-style-type: none"> <li>◦ 장평</li> <li>- 한글/한자/기호: 95%</li> <li>- 영문: 100%</li> </ul>
머리말 12	양쪽 혼합	<ul style="list-style-type: none"> <li>◦ 자간</li> <li>- 한글/한자/기호: - 5</li> <li>- 영문: 0</li> </ul>
꼬리말 10	날말 간격 0	
제본 0		각주크기 9포인트

2) 원고 첫머리의 필자 등의 소개를 위한 각주는 \*, \*\*, \*\*\* 등의 기호를 사용하고 본문에서의 일반적인 각주는 1), 2), 3) 등으로 표기한다.

3) 본문의 항목 구분은 절, 항, 목의 순으로 배열한다. 항목에 붙는 항번의 경우, 절은 'I., II., III., ...'의 순으로, 항은 '1, 2, 3, ...'의 순으로, 목은 '가, 나, 다, ...'의 순으로 번호를 매긴 후, 제목을 표기한다. 가능하면 세분화를 지양하되 불가피한 경우 세분화된 제목은 '(1), (2), (3), ...', '(가), (나), (다), ...' 순을 따른다.

일반적인 구분	세분화할 경우
I., II., III., ... 1, 2, 3, ... 가, 나, 다, ...	I., II., III., ... 1, 2, 3, ... 가, 나, 다, ... (1), (2), (3), ... (가), (나), (다), ...

4) 수식의 경우 번호 매김은 절, 항의 구분 없이 우측 정렬하여(선 없음), 괄호 속의 일련번호 '(1), (2), (3), ...'로 표기한다. 세분화된 수식 번호는 '(1-a), (1-b), (1-c), ...'를 사용한다.

예: 
$$\int_0^{\infty} f(x) dx + C \quad (1)$$

$$e^{i\theta} = \cos\theta + i \sin\theta \quad (2-a)$$

$$= \exp[\theta, \pi] \quad (2-b)$$

- 5) 간단한 인용논문의 표기는 각주로 처리하지 않고 본문 중에서 직접 처리한다. 외국 저자의 경우는 국문으로 번역하지 않고 원문 표기를 원칙으로 한다. 저자가 두 명 이상인 경우는 아래 예와 같이 표기한다.

예: (1) Duflo, Kremer, and Robinson(2011)과 최광(2003b)에서 언급한 내용을 정리하면...

(2) 기존 연구(옥동석 외 2010; 고영선 1999)를 토대로 재정리한 결과는 다음과 같다.

- 6) 표나 그림에는 일련번호를 부여한다.

예 : [표 1], [표 2], ..., [그림 1], [그림 2], ...

- 7) 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 문헌 정보는 논문 말미의 참고문헌에서 밝힌다. 본문과 각주에서 언급되지 않는 문헌은 포함시키지 않는 것을 원칙으로 한다.

### 3. 참고문헌의 작성 요령

- 1) 각 문헌은 한글, 기타 동양어, 영어, 기타 서양어 문헌 순으로 배치하며, 배열의 순서는 동양문헌은 “가나다 순”으로, 서양 문헌은 “알파벳 순”으로 한다. 페이지 표시는 한 면일 경우 00쪽(동양 문헌) 또는 p.00(서양 문헌), 여러 면일 경우 00~00쪽(동양 문헌) 또는 pp.000-000(서양 문헌)로 표시한다.
- 2) 같은 저자의 여러 문헌은 연도순으로 나열하며 같은 해에 발행된 문헌이 둘 이상일 경우 예는 글에서 언급된 순서에 따라 발행 연도 뒤에 a, b, c를 첨가하여 구분한다. 단, 동일 저자의 저작물이 여러 편일 경우 두 번째부터는 한글 3글자 길이의 밑줄(\_\_\_\_\_)로 인명을 대체한다.
- 3) 각각의 문헌의 구체적인 표시는 아래에 제시된 형식에 따라 작성한다. 논문(학위논문 포함), 기사, 인터넷 자료 등은 동양 문헌 및 서양 문헌 모두 큰따옴표(“ ”)로 표시한다. 저서 또는 번역서(그리고 편저서, 학회지, 월간지, 주간지, 일간지 등)는 동양 문헌의 경우는 낫표(「 」)로, 서양 문헌의 경우는 기호 없이 이탤릭체(italic)로 표기한다.
- 4) 인터넷 자료를 인용하는 경우, 제작자, 주제명, 제작연도, 웹주소(검색일자)의 순으로 한다.

## 참고문헌 작성 예

- 고영선, “세수추계모형의 예측력 비교,” 「KDI정책연구」 제21권 제3·4호, 1999, 3~61쪽.
- 국가통계포털, 국내통계 <<http://kosis.kr>>, 2010. (검색일: 2011. 11. 30)
- 국경복·황선호, “의무지출과 재량지출 구분기준에 관한 연구,” 한국재정학회 학술대회 논문집, 한국재정학회, 2010.
- 국회예산정책처, 「2011~2015년 경제전망 및 재정분석: 종합편」, 국회예산정책처, 2011.
- 김동건, 「비용·편익분석」, 박영사, 1997.
- 신해룡, 「예산개혁론」, 세명서관, 2011.
- 안충영·홍성표·박완규 역, 「기초 계량경제학」(*Basic Econometrics*, 2nd ed., Damodar N. Gujarati), 진영사, 2000.
- 옥동석·백용기·김필현·이종욱, 「지속성장을 위한 정부 역할의 재조명」, 한국경제연구원, 2010.
- 전주성, “위기 겪는 지금이 개혁할 좋은 기회,” 동아일보, 2008년 11월 10일자, A30면.
- 주영진, 「국회법론」, 국회예산정책처, 2011.
- 최 광, 「경제 원리와 정책」, 비봉출판사, 2003a.
- \_\_\_\_\_, *Fiscal and Public Policies in Korea*, 한국조세연구원, 2003b.
- \_\_\_\_\_, 「자본주의 시장경제와 정부: 근원적 고찰과 헌법적 실천」, 울곡출판사, 2009.
- Blank, R. M., “Analyzing the Length of Welfare Spells,” *Journal of Public Economics*, vol. 39, Elsevier, 1989, pp.245-273.
- \_\_\_\_\_, “Evaluation Welfare Reform in the United States,” *Journal of Economic Literature*, vol.40 no.4, American Economic Association, 2002, pp.1105-1166
- Duflo, Esther, Michael Kremer, and Jonathan Robinson, “Nudging Farmers to Use Fertilizer: Theory and Experimental Evidence from Kenya,” *American Economic Review*, vol.101 no.6, 2011, pp.2350 – 2390.
- Jacobs, Bas and Frederick van der Ploeg, “Guide to Reform of Higher Education: A European Perspective,” *Center for Economic Policy Research Discussion Paper*, no.5327, The Centre for Economic Policy Research, 2005.
- OECD, “Next Generation Access Networks and Market Structure,” *OECD Digital Economy Papers*, no.183, OECD Publishing, 2011.
- Schick, Allen, *The Federal Budget Politics, Policy, Process*, Brookings Institution Press, 2007.



## 예산정책연구 제12권 제4호

발 간 일 2023년 12월 20일  
발 행 인 조의섭 국회예산정책처장  
편 집 기획관리관 기획예산담당관실  
발 행 처 국회예산정책처  
서울특별시 영등포구 의사당대로 1  
인 쇄 처 (주)디자인여백플러스

이 책의 무단 복제 및 전제는 삼가주시기 바랍니다.

ISSN 2287-2310 (Print)

ISSN 2713-8321 (Online)

© 국회예산정책처, 2023





# nabostatS

## [ 재정경제통계시스템 ]



재정·경제  
통계



예·결산 심사연혁  
위원회별 통계



국제통계  
(OECD·IMF 등)

NABOSTATS(재정경제통계시스템)은  
국회예산정책처가 의정활동 및 학술연구에 필요한 재정·경제 통계,  
국회의 예·결산 심사연혁 등을 One-Stop으로 제공하는  
통계정보시스템입니다.

[www.nabostats.go.kr](http://www.nabostats.go.kr)



**Vol.12 No.4**  
Dec 2023

## Journal of Budget and Policy

- Analyzing the Effects of Public Transfer Expenditure for Income Redistribution  
Woo-Hyung Hong, Sang-Yeob Lee
- The Effects of Government R&D Supports on the Performance of Korean SMEs  
Eun Cheol Lee, Byung-Keun Kim
- On Simulations of Housing Capital Gains Tax Based On Household Data  
Jiyeon Gim, Sangin Park, Hyuntae Choi