ISSN 2287-2310 (Print)
ISSN 2713-8321 (Online)

예산정책연구

Journal of Budget and Policy

27
제11권 제3호
2022년 9월

- **지방교육재정교부금 산정방식의 개편 필요성과 장기 재정여력 개선효과**
  김학수
- **코로나19와 공적이전 프로그램이 빈곤에 미친 영향:**
  세부집단별 분석을 중심으로
  하태원
- **성별 차이가 근로소득 과세표준에 미치는 분위 효과 분석**
  송호신
- **근로장려세제(EITC)가 단독가구의 노동공급에 미치는 효과 분석:**
  연령대별 효과를 중심으로
  이정우·홍우형·김두언

국회예산정책처
National Assembly Budget Office

제11권 제3호 2022년 9월

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
	류 철	KDI 국제정책대학원 교수
	박 훈	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 홍보·편집 주무관

「예산정책연구」는 한국연구재단의 등재 학술지입니다.
이 학술지에 수록된 논문은 국회예산정책처 홈페이지(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

제11권 제3호 2022년 9월

국회예산정책처
National Assembly Budget Office

차 례

1 ····· 지방교육재정교부금 산정방식의 개편 필요성과 장기 재정여력 개선효과
김학수

43 ····· 코로나19와 공적이전 프로그램이 빈곤에 미친 영향:
세부집단별 분석을 중심으로
하태원

83 ····· 성별 차이가 근로소득 과세표준에 미치는 분위 효과 분석
송호신

111 ····· 근로장려세제(EITC)가 단독가구의 노동공급에 미치는 효과 분석:
연령대별 효과를 중심으로
이정우·홍우형·김두언

147 ····· 부록

▌ **예산정책연구** 제11권 제3호 2022. 9. pp.1-41 https://doi.org/10.35525/nabo.2022.11.3.001

지방교육재정교부금 산정방식의 개편 필요성과 장기 재정여력 개선효과*

김학수**

국문초록

본 연구는 현행 내국세수에 기계적으로 연동되어 있는 지방교육재정교부금 산정방식의 개편 필요성, 현행방식을 유지하자는 교육계의 주장에 대한 반론 및 교육재정 효율화 가능성, 구체적 개편방안과 기대효과를 살펴봤다. 국가재정이 감내 가능한 범위 안에서 여타 지출분야와 효율적 재원배분을 도모하면서 안정적이고 합리적으로 초중고 교육재정을 확대하는 방향이 모색되어야 한다. 이러한 취지에서 제안된 개편안은 교부금 총량을 학령인구 감소에도 지속적으로 확대하며 2060년 국가채무비율을 기준선 대비 28.2%p나 축소할 수 있다. 내국세수와의 연결고리를 끊는 산정방식의 개편은 본격적 세입기반 확충에 앞서 선행되어야 한다. 초중고 학생들은 향후 인구고령화로 확대될 복지재정의 부담과 함께 학창시절 내국세수에 연동된 교부금에 의해 추가된 국가채무 원금과 이자도 부담해야 한다는 점에 유념하여 교육재정의 효율성과 효과성이 항상 제고되어야 한다.

□ 주제어: 지방교육재정, 교부금 산정방식, 장기 재정전망, 교육재정 효율화

투고일: 2022. 7. 11. 게재확정일: 2022. 8. 8.

* 본 논문은 김학수(2021a; 2021b; 2022)와 김학수 외(2021)의 주요 내용을 발췌하여 재구성한 것임을 밝힙니다.

** 한국개발연구원 선임연구위원 (hagskim@kdi.re.kr)

I. 서론

지방교육재정교부금의 총량은 내국세수의 20.79%와 교육세수 중 유아교육지원특별회계 전출분을 제외한 나머지의 합계이다.[1] 이렇게 산출된 지방교육재정교부금은 초중고 교육비 재원으로 중앙정부에 의해 조성되고 시도교육청에 이전되어 사용된다. 미래의 초중고 교육재정 수요에 관한 정보를 전혀 담고 있지 않은 내국세수 연동방식으로 산정된 지방교육재정교부금은 경제규모가 성장하고 세입기반이 확충됨에 따라 연도별 등락은 보이나 추세적으로 확대되어 왔다. 그러나 초중고 교육수혜자는 지속적으로 감소해왔고 출산율 저하로 인해 향후에도 지속적으로 감소할 것으로 전망되고 있다.

2021년 가을부터 지방교육재정교부금 개편에 대한 사회적 논의가 활발히 진행되고 있다. 안종석 외(2016), 하연섭 외(2019) 등에서도 학령인구 감소에 따른 지방교육재정교부금 산정방식의 개편 필요성이 과거에도 제기된 바 있었다. 과거에도 그랬듯이, 개편 논의의 대전제는 국민의 세금으로 조성된 국가재정을 우선순위에 따라 다양한 지출분야에 효율적으로 배분하고 배분된 예산을 보다 효과적으로 사용하자는 것이다. 이는 어느 누구도 거스를 수 없는 대의명분이며 국민의 세금을 사용하는 모든 주체들의 책무이다. 재정여력이 부족한 지 여부와는 별개로 모든 예산 편성과 집행은 효율적이고 효과적으로 이루어지도록 항상 노력하는 것이 세금을 납부한 국민에 대한 기본적인 책무이다. 그러나 중앙정부의 재정여력이 넉넉하지 않아 재정에 내재되어 있는 위기가 고조되는 경우에는 재정지출의 효율성과 효과성을 더욱 엄밀히 살피고 따져 분야별 재원배분에 보다 신중해야 하고 각 주체들은 각자의 이해에 앞서 국가차원으로 추진되는 재정지출 효율화에 적극 협력해야 한다.

우리나라의 시도교육감이 선출직이고 지출예산 편성을 독립적으로 한다는 점에서 교육자치라는 용어가 흔히 사용되고 있다. 그러나 재원조달의 책임은 중앙정부와 일반지자체의 몫이고 사용하는 것만 시도교육청 소관이어서 연성예산제약의 문제가 항상 존재하는 반쪽짜리 자치에 불과하다. 이처럼 중앙정부와 일반지자체로부터 이전받은

1) 해당 연도의 내국세수 중 목적세 및 종합부동산세, 담배 개별소비세액의 45%, 유아교육특별지원회계로 전출되는 교육세수의 재원, 주세 및 농특세와 같은 특별회계의 재원으로 사용되는 세목을 제외한 세수의 20.79%를 교부금의 재원으로 「지방교육재정교부금법」 제3조는 규정하고 있다. 경제개발 시기의 부족한 세수에도 불구하고 교육투자의 중요성을 고려하여 1972년 내국세수의 11.8%를 교부금 재원으로 삼는 「지방교육재정교부금법」이 시행된 이후 50년간 교부율을 인상하며 유지되고 있다.

재원을 시도교육청은 더욱 효율적이고 효과적으로 활용해야 하며, 그러한 교육예산 집행은 교육공급자의 이해 또는 복리증진보다는 공교육의 규모의 경제를 견지하며 교육서비스의 수혜자인 학생들의 교육성과와 노동시장성과 제고로 연계되도록 투자의 관점에서 이루어져야 한다. 또한 재원조달의 책무성을 부담하지 않고 있는 시도교육청은 중앙정부와 일반지자체의 재정여건을 고려하여 교육투자의 완급을 조절하고 적극적으로 협의하는 자세를 가져야 한다. 무엇보다 동일한 규모의 투자로부터 만족도 개선이 아닌 보다 큰 교육 및 노동시장 성과를 창출할 수 있도록 항상 교육공급자들이 노력해야 한다.

본 연구는 먼저 지방교육재정교부금 산정방식의 과감한 개편의 필요성을 제II장에서 강조하고자 한다. 제III장에서는 시도교육청을 중심으로 교육계에서 제시하고 있는 현행 내국세수 연동방식의 개편을 반대하는 주요 논거들에 대한 비판적 반론이 제시된다. 제IV장은 지방교육재정교부금 산정방식의 개편방안을 제시하고 2021년 하반기에 김학수(2021a)에서 제시하고 있는 장기 재정여건에 대한 기준선 전망결과 대비 중장기 재정여력 개선효과를 소개한다. 또한 이러한 장기 재정여건 개선효과뿐만 아니라 인구고령화에 따라 악화될 수밖에 없는 재정여건을 개선하기 위해서 내국세수에 기계적으로 연동되어 있는 현행 지방교육재정교부금 총량 산정방식의 과감한 개편이 필요한 이유를 거듭 강조한다. 끝으로 제V장 결론에서 지방교육재정교부금 산정방식 개편의 최종 결정기구인 국회의 적극적 검토와 과감한 개혁방안의 입법지원을 요청한다.

Ⅱ. 지방교육재정교부금 산정방식의 개편 필요성

1. 인구구조의 변화

전체인구에서 차지하는 학령인구의 비율이 추세적으로 감소할 뿐만 아니라 절대인구 규모 자체가 축소되는 인구구조의 거대한 변화가 매우 빠르게 현실화되는 상황은 향후 수십 년간 피할 수 없다. 이러한 정책환경의 거대한 변화를 반영하면, 중앙정부의 재정여력은 인구고령화에 따른 의무지출 급증으로 인해 지속 악화되어 2060년 국가채무비율은 144.8%에 달할 것으로 전망된다.[2] 비록 인적자본 확충에 초중고 교육투자가 매우 중요할지라도, 국가재정이 감내 가능한 범위 내에서 여유로운 분야에서 재정수요가 급증하는 분야로 재원배분의 재구조화를 통해 재정지출의 한계생산을 제고하기 위한 노력은 항상 요구된다. 따라서 미래의 정책환경 변화에 대응하여 학령인구 감소 추이를 반영하지 못하는 교육재정교부금 산정방식은 개편되고 교육분야 내의 학교급별 재원배분과 지출분야별 재원배분이 보다 효율적으로 이루어져야 한다.

[그림 1]에 제시되어 있는 6~17세 학령인구의 미래 추이에서 볼 수 있듯이, 장래인구추계 중위기준 학령인구는 2060년 302.4만명으로 줄어든다. 이는 2017년 581.9만명 대비 52.0% 수준에 불과하다. 비록 2035~2042년의 기간처럼 학령인구 비율이 소폭 상승하는 기간이 있지만, 2017년 11.3% 수준이던 학령인구 비율은 2060년 7.1%로 낮아질 전망이다. 장래인구추계 저위기준의 경우에는 학령인구 감소 추이가 더욱 심화된다. 2060년 학령인구는 중위기준보다 60만명 가량 더 줄어든 240만명으로 전망되고 이는 2017년 대비 41.2% 수준에 불과하다. 저위기준의 학령인구 비율도 2060년 6.3%로 중위기준 대비 0.8%p 더 낮아진다.[3]

이러한 학령인구 미래 추이는 2019년 발표된 통계청 장래인구추계(2017년 기준)에 기초한 것이다. 그러나 우리나라 2020년 합계출산율 0.84명은 동 인구추계 저위기준

---

2) 김학수(2021a)에 제시되어 있는 장기 재정전망의 기준선 전망결과이다. 국회예산정책처(2020)는 2060년 158.7%의 국가채무비율 전망치를 제시하고 있다. 두 전망의 차이는 거시경제여건에 대한 장기 전제, 재량지출에 대한 가정, 그리고 2021년 하반기 국세수입 호조세 반영여부 등에 기인하는 것으로 판단된다.

3) 3~17세의 유초중등의 학령인구 추이도 유사한 양상을 보인다. 전체인구에서 차지하는 3~17세 인구비율이 2017년 14%에서 2060년 중위기준 8.5%, 저위기준 7.5%로 낮아질 전망이다.

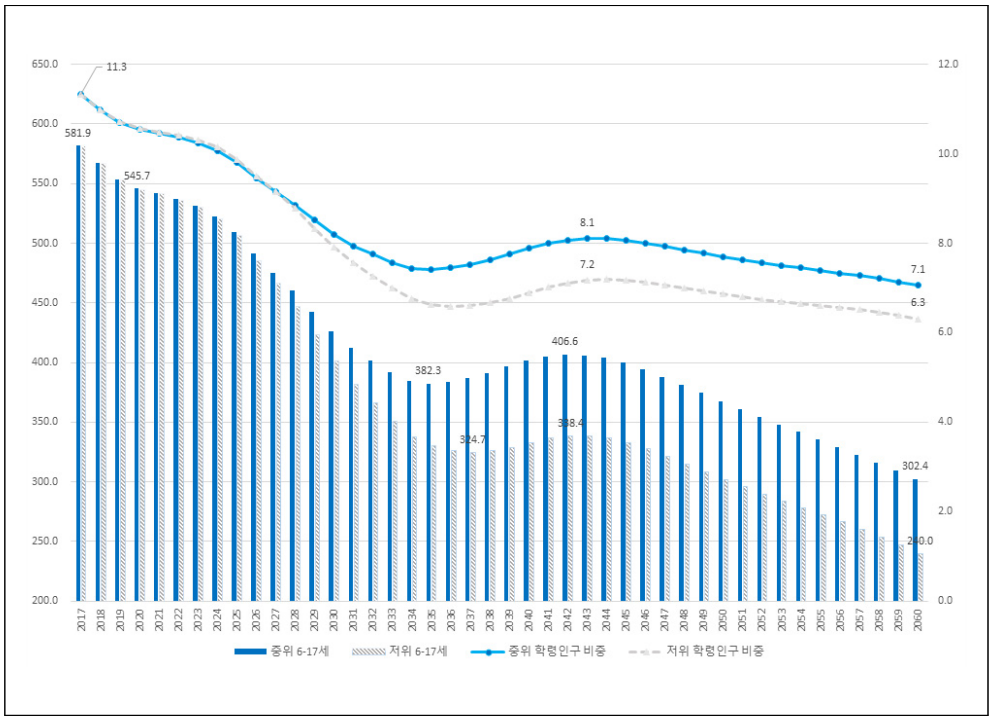
의 가정으로 전제된 합계출산율 0.81명에 근접한 수준이므로 향후 저위기준의 인구구조가 실현될 가능성이 높다. 이처럼 초중고 교육수혜자의 지속적인 감소에도 불구하고, 현행 지방교육재정교부금법에 따라 내국세수에 기계적으로 연동되어 산정된 교부금 총량은 경제규모가 역성장하지 않는 한 추세적으로 증가할 것으로 전망되므로 학생 1인당 초중등 교육비 지출과 초중등 교육재정은 과도하게 투자될 수밖에 없다.

장래인구추계 중위기준 국세수입 전망에 기초하여 2060년까지의 교부금 총액을 산정·전망하고 있는 김학수(2021b; 2022)와 김학수 외(2021)에 따르면, 내국세수에 기계적으로 연동되어 있는 현행방식을 2060년까지 유지하는 경우 6~17세 학령인구 1인당 평균 교부금액은 2021년 1천만원에서 2060년 5.4천만원 수준으로 확대될 전망이다. 또한 1인당 경상GDP 대비 학령인구 1인당 평균 교부금액 비율이 2021년 28% 수준에서 2060년 38.9%로 확대될 것으로 전망된다.[4] 연간 1인당 경상소득의 40%에 가까운 금액을 초중등 학령인구 1인당 교부금으로 선배분하는 현행방식이 적절한 재원배분이라 보기는 매우 어렵다. 현재 내국세수의 일정비율을 교부금 재원 총량으로 산정하는 방식을 안정적으로 초중등 교육재정을 확대·지원하면서 학령인구의 변화 추이를 반영하는 방식으로의 근본적 개혁이 필요하다.

4) 이러한 전망결과는 김학수 외(2021)에서 전망하고 있는 장기 국세수입결과에 기초한 결과이다. 2021년 2분기 KDI 국세수입 내부전망결과에 기초하고 있는 김학수 외(2021)의 국세수입 전망결과보다 2021년 하반기 국세수입 호조세의 영향을 반영하여 상향조정된 2021년 4분기 KDI 국세수입 내부전망결과를 활용하고 있어서 이하에서 논의될 지방교육재정교부금 개편에 따른 재정여력 확충 가능성은 김학수 외(2021)보다 크다는 점을 밝힌다.

[그림 1] 장래 6~17세 학령인구 추이

(단위: 만명, %)



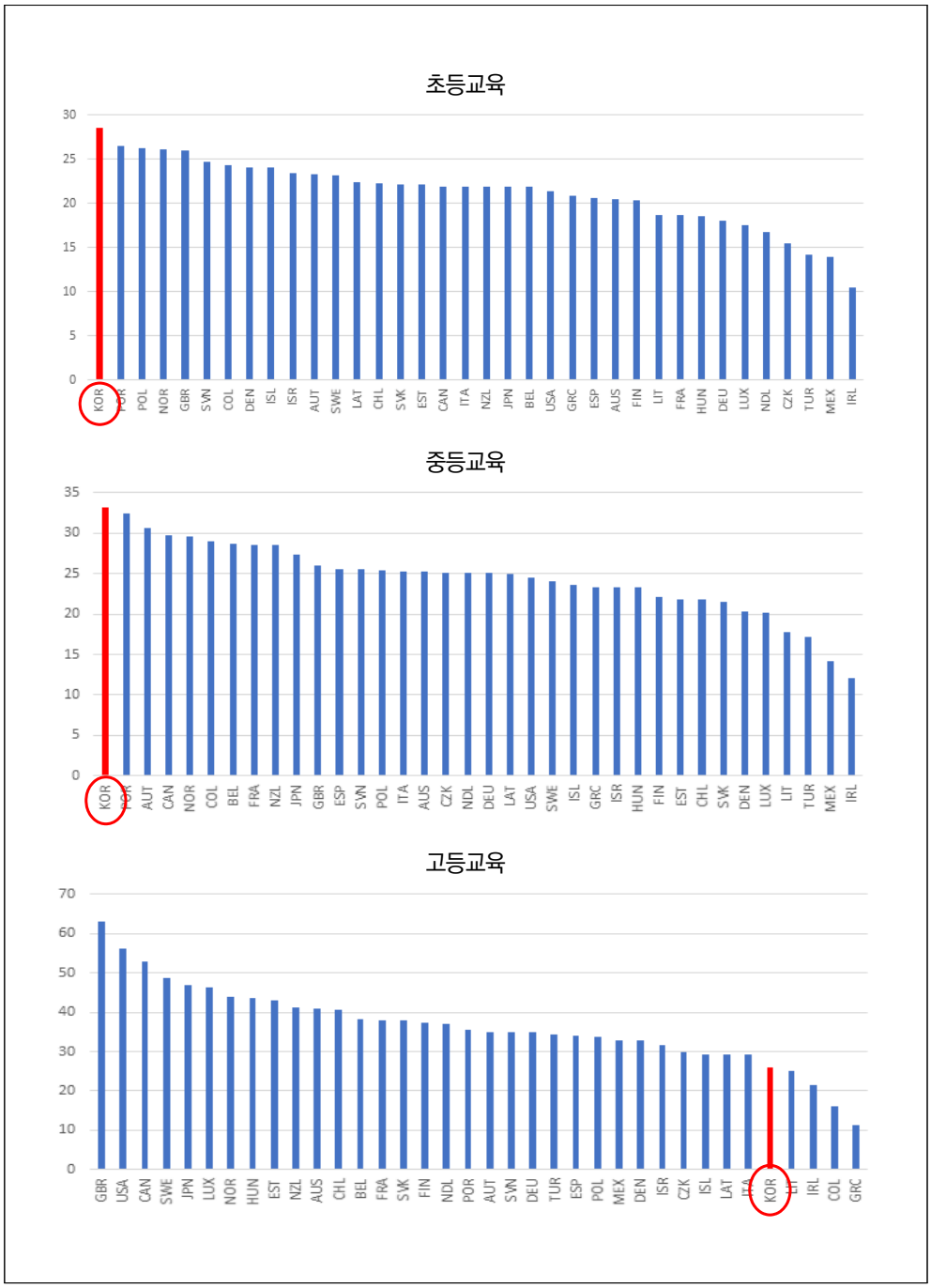
자료: 통계청(2019)을 이용하여 저자 작성, 김학수(2021a)에서 재인용

2. 교육투자 내 재원배분 조정의 필요성

초중고 교육투자의 중요성에도 불구하고, 인구고령화에 의해 확대되는 국가채무와 재정의 지속가능성을 고려하면 현재의 초중고 교육재정의 효율화 및 교부금 총량 산정방식의 전면적 개편은 더욱 강조될 수밖에 없다. 현재의 교육교부금 관련 규정과 재정집행 실적은 초중등 교육에만 제한되어 있어서 고등교육 지원에도 충분히 배분되지 못한다. 이처럼 경직적으로 운영되는 지방교육재정교부금 제도와 등록금 규제 등 고등교육 정책의 실패는 교육분야 내에서도 기형적인 재원배분 결과를 만들고 있다. [그림 2]에서 볼 수 있듯이, 1인당 소득 대비 1인당 초중등 교육투자는 세계 1위 수준이지만 고등교육 투자는 OECD 하위권 수준이다.

[그림 2] 1인당 GDP 대비 학생 1인당 지출의 비교(OECD 국가)

(단위: %)



자료: OECD(2020), 김학수 외(2021)에서 재인용

우리의 미래세대는 소득 대비 세계 최고 수준의 투자를 통해 초중등 교육을 받다가 세계 최하위 수준의 교육투자가 이루어지는 고등교육을 받고 있다. 이러한 교육분야 내의 재원배분이 미래인재 육성의 바람직한 투자 방향이라 할 수 없다. 초중고 교육이후 양질의 고등교육을 통해 취업 이후 노동시장 성과제고를 위해 교육분야 내의 재원배분의 조정이 필요하다. 또한 대학 정규과정이 이후 직업교육과 평생교육을 통한 지속적인 노동생산성 제고를 위한 투자도 확대되어야 한다. 따라서 현재 기계적으로 내국세수에 연동되어 있는 교육교부금 산정방식을 과감히 개편하고 이를 통해 확보될 수 있는 재정여력의 일부를 고등교육과 이후의 직업·평생교육의 양적·질적 제고를 위한 재원으로 활용해야 한다.

3. 국가재정 전체의 관점

우리나라가 중동의 산유국과 같이 부존자원이 풍부한 국가이거나 인구고령화 등 미래 환경변화에도 여전히 양호한 재정의 지속가능성이 확보될 수 있다면, 상대적으로 재원배분의 효율성 제고를 위한 정책적 노력의 필요성은 지금보다 약할 수도 있다. 그러나 2060년 144.8% 수준의 국가채무비율이 전망되는 가운데, 현재의 초중고 교육공급자 중심의 재원배분 방식이 유지될 수는 없다. 특히 시도교육청이 국가를 구성하는 중요한 축이지만 재원조달의 책무성을 갖고 있지 않다는 점을 고려하면 현재의 산정방식을 그대로 유지해야 한다는 교육계의 주장은 과도하다. 2021년 예산 기준, 전체 시도교육청 수입의 77.9% 수준이 중앙정부 이전재원이고 18.5%는 일반지자체 이전재원이다. 시도교육청의 자체 수입 등 이전재원 이외의 수입은 전체의 3.6%에 불과하다.

이처럼 초중고 교육재정의 재원조달에 대한 책무성이 결여된 채, 지출만 시도교육청 스스로 계획한다고 교육자치라고 말할 수 있는지 의문이다. 김학수 외(2021)에 따르면, 일본의 경우 지방교육재정에 대한 중앙정부의 부담은 교육재정수요에 의해 정해진 의무교육비 국고부담금으로 공립 의무교육기관 인건비의 1/3과 시설정비비의 일부를 지방정부에 지원하는 것으로 파악된다. 이는 과거 일본에서도 학령인구 감소에도 불구하고 소규모 학교에 대한 과도한 지원 등으로 인해 지속적으로 늘어나는 교육재정에 대한 중앙정부 부담을 축소하기 위해서 '삼위일체개혁'의 일환으로 고이즈미 정부에서 개편한 결과이다. 또한 지방교육 행정과 재정은 일반 지방정부의 행정과 재정에 포함되어

있다. 우리나라처럼 내국세수에 연동하여 지방교육 재정의 재원을 산정하는 국가의 사례는 찾아볼 수 없다.

중앙정부가 증세정책을 통해 재정여력을 개선하려고 해도, 현행 내국세수에 연동된 지방교육재정교부금 산정방식은 증세정책으로 확보할 수 있는 국세수입의 상당 부분을 학령인구가 감소하는 초중고 교육재정에 선배분해야 하는 구조이다. 이러한 재원배분 구조는 미래지향적 재원배분이라 할 수 없다. 김학수(2021a)에서 제시된 바와 같이, 기준선 2060년 국가채무비율 전망치인 144.8%를 개선하기 위해 소득세나 부가가치세 등 내국세 세율인상을 추진하더라도 증세로 확보된 재원의 20.79%는 초중등 교육지출로 기계적으로 이어진다. 또한 증세로 확보된 재원의 19.24%는 일반지자체의 지방교부세로 배분되어야 한다. 결과적으로 세율인상과 같이 강력한 세입기반 확충을 통해 확보된 추가재원의 40.03%가 시도교육청과 일반지자체로 자동 이전되며 확보된 재원의 59.97%만이 중앙정부 재정여력 개선에 기여할 수 있다.

일반지자체에 배분되는 지방교부세 재원은 교육 이외의 분야로 대부분 지출되므로 논의에서 제외하더라도 학령인구 감소 추이가 명확히 예견되는 상황에서 추가확보 재원의 20.79%를 반드시 초중고 교육에 추가 배분해야 하는 현행 제도가 합리적이라 보기 어렵다. 향후 확대되어야 하는 조세부담률과 국민부담률을 고려할 때, 초중고 교육재정에 불요불급한 추가적 재원배분이 이루어지지 않도록 지방교육재정교부금 총량 산정방식에서 내국세수와의 연결고리를 끊어야만 한다. 내국세수 연결고리를 끊지 못할 경우 증세규모는 필요 재원보다 27% 정도 더 크게 계획되어야 하고 불요불급한 초중등 교육재정 규모는 더 확대되는 악순환이 계속된다. 국민들은 이러한 비효율적인 증세정책에 동의하지 않을 것이다.

3년마다 조사된 한국복지패널의 2009~2018년의 설문결과를 살펴보면, 노후생활문제, 건강 및 의료 문제, 실업문제, 교육문제, 아동양육문제, 장애인문제, 주거문제, 빈곤, 기타/모름/무응답의 문항 중 세금을 써야 할 사회문제 1순위로 교육문제를 선택한 응답자 비율은 2009년 11.8%에서 축소되어 2018년 7.5%에 불과하다.[5] 국가재정의 지출분야별 재원배분에 국민들의 선호를 반영한다면 교육분야에 우선 배분하는 지방교육재정교부금 산정방식은 합리적인 재원배분 방식이라 할 수 없다. 시대적 상황에 따

5) 한국복지패널의 설문문항 중 교육문제의 학교급별 포괄범위가 명시되어 있지 않아서 응답자들이 초중등교육에 한정되는 교육문제로 인식하고 응답했다고 보기는 어려울 수 있다.

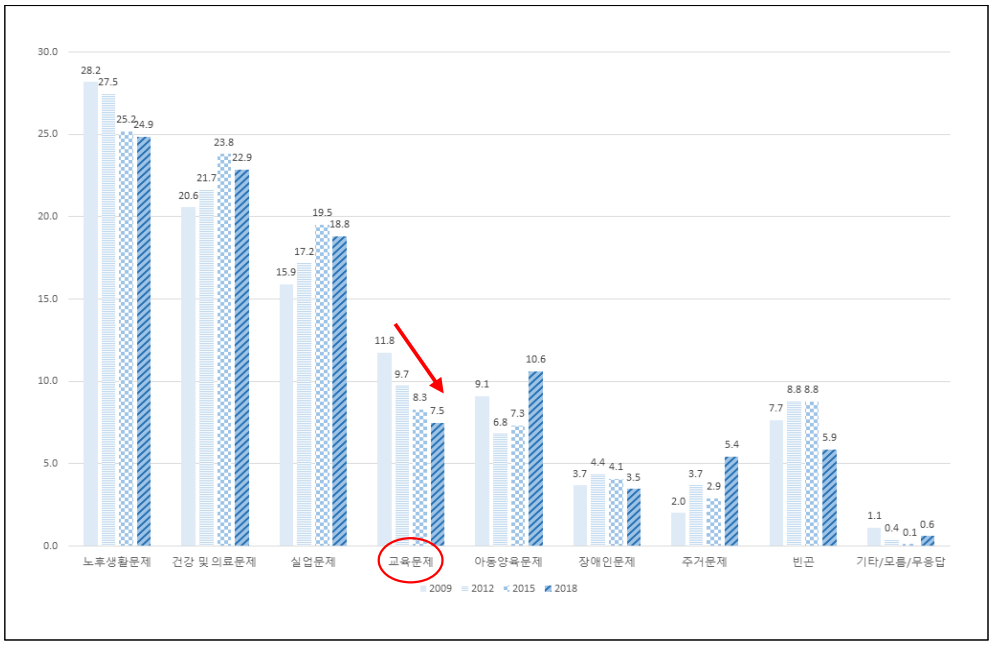
라 유연하게 분야별 재원배분을 조정할 수 있어야 하는데, 현행 교부금 산정방식의 경직성으로 인해 분야별 재원배분은 합리적으로 조정될 수 없다.

비록 2009년보다 세금을 우선 사용해야 한다는 응답률은 2018년 24.9%로 소폭 낮아졌으나, 여러 사회문제 중 노후생활문제가 가장 높은 응답률을 보이고 있다. 2018년 노후생활문제를 1순위로 선택한 응답자 비율은 같은 해 교육문제를 선택한 응답률의 3배를 초과한다. 다음은 건강 및 의료 문제로 나타났고 응답률도 과거보다 추세적으로 증가하는 응답률을 보이며 2018년 22.9%로 나타나며 교육문제보다 국민들의 선호가 3배 정도 높다. 실업문제의 경우 2018년 1순위 선택 응답자 비율이 2009년보다 2.9%p 증가한 18.8%로 교육문제 선호도보다 2.5배 높다. 또한 2009년에는 교육문제 선호도보다 낮았던 아동양육의 문제를 1순위로 선택한 응답률은 2018년에 10.6%로 높아졌다. 교육문제에 대한 우선순위를 응답한 비율이 2009년 이후 지속적으로 낮아졌으나, 주거문제에 다른 분야보다 우선 재정을 투입해야 한다는 응답률도 추세적으로 확대됐다.

보편적 증세에 대한 우리 국민들의 거부감도 과거에 실시된 설문결과에 명확히 나타나 있다. 국민들은 국가채무, 세금, 보험료 인상보다는 재정지출의 구조조정을 통해 미래재원을 조달하길 선호한다. 사회보장위원회의 2020년 대국민 설문조사(김태완 2020)가 대표적이다. 이 조사의 응답자 중 약 65.6%가 사회보장을 확대하길 원하지만, 응답자 본인의 추가 부담이 필요하다면 사회보장 확대에 반대한다는 응답비율이 69.4%에 달했다. 또한 2016년 한국갤럽의 조사결과(기획재정부와 한국조세재정연구원 공동의뢰)에 따르면, 복지재원 마련 방안으로 타 분야 지출의 삭감(80.6%)을 선호하는 것으로 조사됐다(고유권 2016). 그리고 오상헌(2020)에 따르면, 증세의 어려움을 누구보다 잘 아는 역대 세제실장 8인 중 5인이 재정지출 구조조정을 미래재원 확보방안으로 제시하고 있다.

[그림 3] 세금을 주로 써야할 사회문제 1순위 응답비율 추이

(단위: %)



자료: 국가통계포털(2009; 2012; 2015; 2018)을 이용하여 저자 작성

이러한 설문조사 결과는 내국세수에 기계적으로 연동되어 국가재정의 비효율을 만들어내는 근원인 지방교육재정교부금 산정방식의 개편 필요성을 더욱 강조하고 있다. 본격적인 증세에 앞서서 지출효율화를 통한 재정의 효율적 활용방안은 어떠한 이유에서도 거부될 수 없다. 또한 국민들로부터 증세 방안에 대한 동의를 받는 것이 얼마나 어려운지를 시도교육청을 비롯한 교육계는 인식해야 한다. 이러한 인식을 바탕으로 국가재정 전체의 관점에서 현재 추진되고 있는 지방교육재정교부금 산정방식의 개편에 교육계의 이해관계를 버리고 적극적으로 참여해야 한다.

Ⅲ. 교육계 주장에 대한 비판적 검토

내국세수에 기계적으로 연동되어 있는 교부금 산정방식을 과감하게 개편해야 한다는 정책제안에 대해 교육계는 학급당 및 교원 1인당 학생 수를 더욱 축소해야 한다는 이유로 반대하며 현행 내국세수 연동방식을 유지할 것을 주장하고 있다. 또한 교육재정 수요에 미치는 영향이 학생 수보다는 학급 수, 교원 수, 학교 수의 영향이 크므로 향후에도 지속적으로 교육재정을 내국세수에 연동하여 확대해야 한다고 주장하고 있다. 여기에 대해서 지역별 학급당 학생 수와 교원 1인당 학생 수의 미래 추이 및 그간의 학급당 학생 수 및 교원 1인당 학생 수 축소에 미친 학급 수와 교원 수 증가의 효과를 살펴보고, 현재 시도교육청이 치열하게 고민해야 할 문제는 교육재정 총량 확대가 아니라 주어진 교육재정을 얼마나 더 효율적이고 효과적으로 지출하며 지역별 학급당 학생 수와 교원 1인당 학생 수 등 교육여건의 지역간 격차를 축소해야 하는 지역별 구조조정의 문제라는 점을 제시하고자 한다. 또한 학교 수의 증가 추이를 살펴보고 학교시설의 효율적인 운영방향에 대해서 살펴보고자 한다. 이에 대한 근거로 미래교육 재정수요의 대표적 사업으로 교육계가 제시하고 있는 그린스마트스쿨 사업의 교육행정상의 문제점을 살펴보고 학교시설 운영의 효율화 대상 사례를 제시한다.

1. 학급당 학생 수

가. 2000년 이후 학급당 학생 수 감소의 주된 요인

“학급당 학생 수=학생 수/학급 수”이므로 학급 수의 증가는 학급당 학생 수 지표의 감소로 교육환경 개선효과를 가져온다고 할 수 있다. 그러나 학급 수가 증가하지 않더라도 학생 수의 자연감소도 동일한 효과가 있을 수 있다. 따라서 그간 교육재정이 급증했던 시기에 학급당 학생 수로 살펴본 교육환경 개선효과의 주된 동력이 무엇인지 따져볼 필요가 있다.

[표 1]의 학급당 학생 수, 학생 수, 학급 수 변화 추이를 살펴보면, 초중고 전체 학급당 학생 수는 2000년 37.9명, 2011년 29.2명, 2021년 22.8명으로 빠르게 개선된 것으로 나타났다. 그러나 각 시도교육청이 늘어난 교육재정으로 학급 수를 빠르게 증가시켜서

이러한 교육환경 개선효과를 성취한 것으로 평가하기는 어려운 것으로 판단된다. 이러한 학급당 학생 수 개선의 주된 동력은 학령인구의 자연감소로 나타났다. 오히려 2011~2021년의 기간 동안 학급 수는 연평균 0.3%씩 감소했다. 이러한 2011년 이후 학급 수 감소 추세는 학령인구 자연감소에 기인한 자연적 교육환경 개선효과를 소폭 반감시킨 것으로 나타났다. 이러한 학급 수 감소의 부정적 결과는 중학교와 고등학교 학급 수 감소에 기인한다.

학교급별로 다시 세부적으로 살펴보면, 2000~2011년 기간 동안 초/중/고 학급 수는 연평균 0.8%/1.5%/1.7%씩 증가하며 학급당 학생 수 감소에 일정 수준 기여했으나, 이 기간에도 중학생 수만 연평균 0.2%씩 증가하고 초등학생과 고등학생 수는 각각 연평균 2.2%와 0.6%씩 감소했다. 2011~2021년 기간 동안 학생 수는 연평균 2.7%씩 감소했으나 교육계의 주장과 달리 재정수요를 유발하는 학급 수를 2011년 수준보다 늘리거나 유지하지 않고 오히려 학급 수를 2021년까지 연평균 0.3%씩 감소시키며 학급당 학생 수의 자연적 개선정도를 둔화시킨 것이다.

2011~2021년 기간 초등학교 학급당 학생 수는 연평균 1.7%씩 감소했으나 학생 수의 자연감소에 의해 1.6%p씩 개선됐고, 학급 수 증가에 의한 효과는 0.1%p에 불과하다. 같은 기간 중학교 학생 수는 연평균 3.4%씩 감소했으나 학급 수도 함께 0.9%씩 매해 감소하며 학급당 학생 수 감소를 둔화시켜 연평균 2.6%에 그친 것으로 나타났다. 고등학생 수는 2011~2021년의 기간 동안 연평균 3.9%씩 감소해서 학급 수를 2011년 수준 그대로 유지했다면 학급당 학생 수의 연평균 감소율은 고등학생 수 자연감소율과 동일했을 것이나, 고등학교 학급 수를 2011년 이후 2021년까지 연평균 0.4%씩 축소하며 학급당 학생 수의 자연적 개선효과를 둔화시킨 것으로 나타났다. 이러한 상황인데, 향후 학령인구 감소에도 불구하고 지속적으로 학급 수를 늘리기 위해서 지속적인 교육재정 확대를 위해 내국세수의 20.79%의 산정방식을 유지해야 한다는 교육계의 주장이 설득력을 가질 수 없다.

[표 1] 학급당 학생 수, 학생 수, 학급 수 변화 추이

(단위: 명, 개, %)

구분		2000	2011	2021	연평균 증가율		
					2000~2011	2011~2021	전체기간
전체	학급당 학생 수	37.9	29.2	22.8	-2.3	-2.4	-2.4
	학생 수	7,951,998	6,986,847	5,323,075	-1.2	-2.7	-1.9
	학급 수	209,927	239,403	233,345	1.2	-0.3	0.5
초	학급당 학생 수	35.8	25.5	21.5	-3.0	-1.7	-2.4
	학생 수	4,019,991	3,132,477	2,672,340	-2.2	-1.6	-1.9
	학급 수	112,437	122,866	124,047	0.8	0.1	0.5
중	학급당 학생 수	38.0	33.0	25.5	-1.3	-2.6	-1.9
	학생 수	1,860,539	1,910,572	1,350,770	0.2	-3.4	-1.5
	학급 수	48,946	57,830	53,053	1.5	-0.9	0.4
고	학급당 학생 수	42.7	33.1	23.1	-2.3	-3.5	-2.9
	학생 수	2,071,468	1,943,798	1,299,965	-0.6	-3.9	-2.2
	학급 수	48,544	58,707	56,245	1.7	-0.4	0.7

자료: 교육통계서비스(2000; 2011; 2021)를 이용하여 저자 작성

나. 향후 학급당 학생 수 전망 및 시사점

교육계가 현행 내국세수 연동방식의 교부금 총량 산정방식을 학령인구가 감소하더라도 계속 유지해야 한다는 주장은 수도권 등 일부 지역에 과밀학급이 존재하고 전체 평균 학급당 학생 수가 OECD 평균에 근접해 있으나 아직도 OECD 평균에 미달하고 있다는 데 근거하고 있다. 그러나 [표 2]를 살펴보면, OECD 평균이나 G20 상위국가들의 평균과 큰 차이가 없다는 점을 알 수 있다.

미래의 학교급별 학령인구 감소 추이를 고려하면, 학급당 학생 수를 더 줄이지 않아도 2030년 이전에 모든 학교급에서 현재보다 현저히 개선된 교육환경이 달성될 것으로 전망된다. 학급당 학생 수를 더 줄이기 위해 초중등 교육재정 총량 투자를 더 확대해야 한다는 교육계의 주장은 설득력을 갖기 어려운 것으로 판단된다. [표 3]은 2060년까지 2020년의 학교급별 전국 학급 수 총계가 유지되는 경우 학교급별 학급당 학생 수를 전망한 결과를 보여준다.[6] 2020년 현재 학급 수를 유지하고 더 늘리지 않아도 현재 우

6) 교육통계서비스(https://kess.kedi.re.kr)에 따르면, 2020년 초등학교의 전국 전체 학급 수는 123,517개, 중학교의 경우 52,195개, 고등학교의 경우 57,153개이다.

리보다 학급당 학생 수가 적은 G20 상위권 평균 수준을 초등학교 2024년, 중학교 2030년, 고등학교 2029년에 각각 달성하는 것으로 나타났다. 또한 2020년의 학급 수만 유지해도 2033년이면 모든 학교급별 학급당 학생 수가 10명대로 축소된다. 2060년에는 학급당 학생 수가 초등학교 11.4명, 중학교 14.9명, 고등학교 13.8명으로 축소된다. 이러한 자연적 교육환경 개선 전망 추이에도 불구하고 추가적으로 학교급별 학급당 학생 수를 축소하기 위해서 총량 투자를 확대할 시기는 아닌 것으로 판단된다.[7)]

[표 2] 학급당 학생 수 현황

(단위: 명)

	한국					OECD 평균	G20 상위
	2016	2017	2018	2019	2020		
초등학교	22.4	22.3	22.3	22.2	21.8	21.1	20.6
중학교	27.4	26.4	25.7	25.1	25.2	23.3	22.8
고등학교	29.3	28.2	26.2	24.5	23.4	23.3	22.8

주: 1. OECD 평균과 G20 상위국가 평균은 2018년 기준임
2. G20 상위는 G20 국가 중 한국보다 학급당 학생 수가 적은 국가들의 평균임
3. 2018년 기준 초등학교 학급당 학생 수가 우리나라보다 적은 G20 상위국가로는 독일(21명), 이탈리아(19명), 터키(22명), 미국(21명), 러시아(20명), 2018년 EU 의장국인 오스트리아(18명)
4. 2018년 기준 중고등학교 학급당 학생 수가 우리나라보다 적은 G20 상위국가로는 호주(22명), 프랑스(25명), 독일(24명), 이탈리아(21명), 터키(25명), 영국(23명), 미국(26명), 러시아(19명), 오스트리아(21명)

자료: OECD(2020); 교육통계서비스(https://kess.kedi.re.kr); 김학수 외(2021)에서 재인용

7) 송기창(2021)은 교원들이 생각하는 학급당 적정 학생 수는 17~20명이라고 제시하고 있다. 이 숫자가 적정 학급 규모라면, [표 3]에서 보여준 학교급별 학급당 학생 수 규모는 추가 투자 없이도 머지않아 달성가능하다.

[표 3] 학교급별 학급당 학생 수 전망: 2020년 학급 수 유지 전제

(단위: 명)

연도	초등학교	중학교	고등학교
2021	22.1	25.8	22.2
2022	22.0	25.5	21.8
2023	21.2	25.5	22.4
2024	**20.2**	25.9	22.7
2025	19.0	26.2	22.5
2026	18.0	25.4	22.4
2027	16.7	24.9	22.8
2028	15.6	24.3	23.1
2029	14.9	23.3	**22.3**
2030	14.6	**21.5**	21.9
2040	17.0	19.1	15.2
2050	14.1	17.7	16.6
2060	11.4	14.9	13.8

주: 교육부의 2020년 학교급별 학급 수가 유지된다는 전제 하에 통계청 중위기준 장래인구추계를 이용하고, 김학수 외(2021)에서 장기 전망한 학교급별 학생 수를 이용하여 학급당 학생 수를 장기 전망한 결과임

자료: 통계청(2019)과 교육통계서비스(https://kess.kedi.re.kr)를 이용하여 저자 작성. 김학수(2021a)에서 재인용

시도교육청별·학교급별 학급당 학생 수의 전망치를 이용하여 [표 4]의 변이계수를 구한 결과, 모든 학교급의 학급당 학생 수 변이계수가 2047년까지 지속 확대되는 것으로 나타났다. 초등학교의 경우 변이계수는 2020년 8.8%에서 2047년 22.4%로 커지는 것으로 나타났다. 중·고등학교의 학급당 학생 수도 같은 양상을 보이며 고등학교 학급당 학생 수 변이계수 증대폭이 가장 크게 나타났다.

이러한 추이와 함께, 학급당 학생 수의 최댓값과 최솟값의 차이가 점점 더 확대되는 양상이 모든 학교급에서 관찰되며, 시도교육청 사이의 학급당 학생 수의 편차가 전체 평균의 감소에도 불구하고 상대적으로 더욱 확대되며 지역간 편차를 축소하기 위한 정책적 노력이 필요하다는 점을 보여준다. 김학수(2021a)의 부록 A에서 보여주고 있듯이, 2047년까지 2020년의 시도교육청별·학교급별 학급 수가 유지되면 특정 지역의 학급당 학생 수는 평균보다 느리게 감소하거나 오히려 증가하며 지역간 편차를 확대하는 것으로 나타났다.[8)]

[표 4] 학교급별 학급당 학생 수의 변이계수 추이

(단위: %, 명)

	초등학교			중학교			고등학교		
	변이계수	최대	최소	변이계수	최대	최소	변이계수	최대	최소
2020	8.8	24.3	17.3	7.0	28.7	21.4	6.8	26.9	20.5
2025	13.6	24.2	14.4	11.0	32.0	22.0	14.7	33.2	19.4
2030	17.7	21.5	11.1	18.5	33.1	17.7	23.5	40.7	18.7
2035	19.5	24.4	11.6	23.0	27.7	13.0	32.6	35.2	13.3
2040	20.7	25.9	11.7	24.4	33.0	14.6	36.2	35.6	12.3
2045	21.9	24.3	10.6	25.5	34.3	14.6	37.8	41.8	13.5
2047	22.4	23.6	10.2	25.9	33.3	14.0	38.4	42.0	13.4

주: 1. 학교급별 변이계수는 시도교육청별·학교급별 학급당 학생 수의 표준편차를 전체 평균으로 나눈 값의 백분율이고, 변이계수 값이 클수록 지자체별 학교급별 학급당 학생 수가 평균으로부터 멀리 분포되어 있어서 지역별 구조조정의 필요성이 증대됨을 의미함
2. 최대와 최소는 각 연도의 시도교육청별·학교급별 학급당 학생 수의 가장 큰 값과 가장 작은 값임

자료: 김학수(2021a)

이러한 미래 변화 추이를 고려해서, 시도교육청들의 정책목표는 교육재정 총량 확대를 통한 학급당 학생 수의 추가 감축이 아니라 교육재정의 효율적이고 효과적 활용을 위해 지역별 학급 수의 구조조정 방안을 모색해야 한다. 또한 여기서 각 시도교육청 내의 교육지원청별 또는 교육지원청 내 학교단위별 편차까지는 살펴보지 않았지만, 각 시도교육청 및 교육지원청 내에도 동일한 문제에 직면하고 있을 것으로 예상된다. 따라서 각 시도교육청은 관할지역 내에서 학급당 학생 수의 편차를 축소할 수 있는 방안은 무엇인지 그리고 과밀학급들을 어떻게 지원할 것인지를 고민해야 한다. 교육재정 수입의 대부분을 중앙정부와 일반지자체에 의존하고 있는 시도교육청은 이러한 문제에 대한 보다 적극적인 해결방안 모색을 통해 주어진 교육재정을 보다 효율적이고 효과적으로 활용하고 여유재원을 중앙정부와 지방정부에 돌려주려는 협조적인 자세를 가져야 한다.

8) 예를 들어, 세종시의 경우 학령인구가 2040년대까지 지속 성장할 것으로 전망되며 지역의 학급당 학생 수는 연도별 전국 평균을 크게 상회하는 것으로 전망된다. 경기도, 제주도, 충청남·북도의 경우 추세적으로 전체 평균 학급당 학생 수 감소 추이와 같이 줄어들지만 평균보다 느리게 감소하는 양상을 보인다. 반면 강원도, 전라남·북도, 경상남·북도의 경우에는 전국 평균 감소 추이보다 더 빠르게 축소될 것으로 전망된다.

2. 교원 1인당 학생 수

가. 2000년 이후 교원 1인당 학생 수 감소의 주된 요인

앞에서 살펴본 학급당 학생 수의 경우와 마찬가지로 교원 1인당 학생 수의 연평균 감소의 지배적 결정요인은 학생 수의 자연감소인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 2011년 이후 더욱 두드러지게 나타났으며, 과거 교육재정 확대의 주요요인으로 교육계가 주장하는 교원 수 증가나 향후 교원 1인당 학생 수를 축소하기 위해, 교육재정을 지속적으로 확대해야 하므로 내국세수 연동방식의 교부금 총량 산정방식을 유지해야 한다는 교육계 주장은 설득력을 갖기 어려운 것으로 판단된다.

앞에서와 동일한 방식에 의해 "교원 1인당 학생 수=학생 수/교원 수"이므로 교원 수 증가는 교원 1인당 학생 수 지표의 감소로 이어지고 교육여건 개선효과를 가져온다고 할 수 있다. 그러나 2011년 이후 교원 수 증가에 의한 개선효과보다는 학생 수 자연감소에 기인한 개선효과가 지배적인 것으로 평가된다. 구체적으로 살펴보면, 전체기간의 교원 1인당 학생 수의 연평균 감소율은 3.1%이고, 이중 교원 수 증가에 기인한 감소분은 1.2%p이나 학생 수 자연감소에 기인한 감소분은 1.9%p로 교원 1인당 학생 수 기준 교육여건 개선의 61.2%가 학생 수 자연감소에 기인한다. 교원 수 증가에 기인한 교원 1인당 학생 수 감소는 주로 2011년 이전에 발생했고 2011년 이후 기간에서는 학생 수 자연감소에 기인한 교원 1인당 학생 수 감소(연평균 -2.7%p)가 전체 교원 1인당 학생 수 연평균 감소율 -3.0%의 대부분을 설명하고 교원 수 증가에 기인한 교원 1인당 학생 수 감소분은 연평균 0.3%p에 불과한 것으로 나타났다.

2011년 이후 초/중/고 교원 수의 연평균 증가율은 0.6%/0.2%/0.0028%로 교원 수 증가의 대부분은 초등학교에 집중되어 있다. 2011년 이전 초/중/고 교원 수 연평균 증가율은 2.3%/1.6%/2.1%이었으나 2011년 이후에는 현저히 다른 양상을 보이고 있다. 이는 교육계도 이미 교원 1인당 학생 수가 충분히 낮아졌다고 판단하고 추가적 교원 확충에 적극적이지 않았기 때문인 것으로 추정된다.

초등학교 교원 수 증가율은 2011~2021년 연평균 0.6%이지만 학생 수는 연평균 1.6%씩 감소하여 교원 1인당 학생 수의 연평균 감소율 2.1%의 대부분을 설명한다. 또한 중학교 교원 수 증가율은 2011~2021년 연평균 0.2%에 불과하고 학생 수는 연평균

3.4%씩 감소하여 교원 1인당 학생 수 연평균 감소율(-3.6%)의 대부분을 설명하고 있다. 같은 기간 고등학교 교원 수 증가율은 연평균 0.0028%에 불과하고 학생 수는 연평균 3.9%씩 감소하여 교원 1인당 학생 수의 연평균 감소율(-3.9%)을 전부 설명하는 것으로 나타났다. 이러한 상황에도 불구하고 교원 수를 더 확대해야 한다는 교육계의 주장은 합리적이라 보기 어렵다.

[표 5] 교원당 학생 수, 학생 수, 교원 수 변화 추이

(단위: 명, %)

구분		2000	2011	2021	연평균 증가율		
					2000~2011	2011~2021	전체기간
전체	교원당 학생 수	23.6	16.5	12.2	-3.2	-3.0	-3.1
	학생 수	7,951,998	6,986,847	5,323,075	-1.2	-2.7	-1.9
	교원 수	336,940	422,364	435,582	2.1	0.3	1.2
초	교원당 학생 수	28.7	17.3	14.0	-4.5	-2.1	-3.4
	학생 수	4,019,991	3,132,477	2,672,340	-2.2	-1.6	-1.9
	교원 수	140,000	180,623	191,224	2.3	0.6	1.5
중	교원당 학생 수	20.1	17.3	11.9	-1.4	-3.6	-2.5
	학생 수	1,860,539	1,910,572	1,350,770	0.2	-3.4	-1.5
	교원 수	92,589	110,658	113,238	1.6	0.2	1.0
고	교원당 학생 수	19.9	14.8	9.9	-2.6	-3.9	-3.3
	학생 수	2,071,468	1,943,798	1,299,965	-0.6	-3.9	-2.2
	교원 수	104,351	131,083	131,120	2.1	0.0028	1.1

자료: 교육통계서비스(2000; 2011; 2021)를 이용하여 작성

나. 향후 교원 1인당 학생 수 전망 및 시사점

교육계의 주장과 달리, 이미 우리나라의 교원 1인당 학생 수는 평균적으로 OECD 평균을 하회하는 수준이고 G20 상위국가들의 평균과도 큰 차이가 없다. 앞서 살펴본 학급당 학생 수보다 교원 1인당 학생 수는 주요 국가와 비교하여 더욱 양호한 수준이다. 향후 학령인구의 급격한 감소 추이를 고려하면, 교원 1인당 학생 수를 더 축소하려는 교육계의 정책목표는 타당성을 갖기 어렵다.

앞에서와 같은 방식으로 2060년까지 2020년의 학교급별 전국 교원 수가 유지된다는 전제 하에 산출한 향후 전국 평균 학교급별 교원 1인당 학생 수는 [표 7]에 제시되어 있다.[9] 2020년 현재 교원 수를 유지하기만 해도 G20 상위권 평균 수준에 초등학교 2025년, 중학교 2030년에 도달하는 것으로 나타났다. 고등학교의 경우 2021년에 이미 G20 상위국가 평균보다 낮아졌다. 추가적인 교원 수 확대 없이, 2030년이면 모든 학교급별 교원 1인당 학생 수가 10명 이하로 축소되고 2060년에는 7명 내외로 축소된다. 추가적으로 교원 1인당 학생 수를 줄여야 한다는 교육계의 주장은 설득력을 갖기 어렵고 교육재정 총량 확대의 근거로 보기 어렵다.

김학수(2021a)의 부록 B에 제시되어 있는 시도교육청별·학교급별 교원 1인당 학생 수의 전망치를 이용하여 변이계수를 구한 결과는 학급당 학생 수의 경우와 매우 유사하게 우리가 고민해야 할 문제가 지역별 편차를 축소하는 방안이라는 점을 시사한다. 초등학교 교원 1인당 학생 수의 지역별 변이계수는 2020년 10.9%에서 2047년 23.4%로 지속 확대되며 지역간 편차가 확대되는 것으로 나타났다. 중학교는 2020년 10.0%에서 2047년 28.3%로 확대되고, 고등학교는 2020년 8.0%에서 2047년 35.6%로 확대되며 동일한 양상이 모든 학교급에서 나타났다. 미래에도 2020년 시도교육청별·학교급별 교원 수가 유지되면, 경기도, 세종시, 제주도 등 일부 지역의 교원 1인당 학생 수는 평균적 감소 추이보다 느리게 감소하거나 오히려 증가하며 앞에서 살펴본 학급당 학생 수의 향후 추이와 유사하게 지역별 편차가 확대된다는 점을 보여준다. 이는 교원 1인당 학생 수를 인위적으로 축소하기보다 교원 1인당 학생 수의 지역별 편차를 축소하기 위해서 구조조정의 방안을 모색하고 가시적 성과를 도출하기 위한 시도교육청의 노력이 필요하다는 점을 시사한다.

9) 교육통계서비스(https://kess.kedi.re.kr)에 따르면, 2020년 초등학교의 전국 교원 수는 189,286명, 중학교의 경우 111,894명, 고등학교의 경우 132,104명이다.

[표 6] 교원 1인당 학생 수 현황

(단위: 명)

	한국					OECD 평균	G20 상위
	2016	2017	2018	2019	2020		
초등학교	14.6	14.5	14.5	14.6	14.2	14.6	13.0
중학교	13.3	12.7	12.1	11.7	11.8	13.0	10.0
고등학교	12.9	12.4	11.5	10.6	10.1	13.0	10.0

주: 1. OECD 평균과 G20 상위국가 평균은 2018년 기준임
2. G20 상위는 G20 국가 중 한국보다 교원 1인당 학생 수가 적은 국가들의 평균임
3. 2018년 기준 초등학교 교원 1인당 학생 수가 우리나라보다 적은 G20 상위국가로는 이탈리아(12명), 사우디아라비아(14명), 2018년 EU 의장국인 오스트리아(12명)
4. 2018년 기준 중/고등학교 학급당 학생 수가 우리나라보다 적은 G20 상위국가로는 이탈리아(11/10명), 사우디아라비아(12/11명), 2018년 EU 의장국인 오스트리아(8/10명)

자료: OECD(2020); 교육통계서비스(https://kess.kedi.re.kr); 김학수 외(2021)에서 재인용

[표 7] 학교급별 교원 1인당 학생 수 전망: 2020년 교원 수 유지 전제

(단위: 명)

연도	초등학교	중학교	고등학교
2021	14.4	12.1	**9.6**
2022	14.3	11.9	9.4
2023	13.8	11.9	9.7
2024	13.2	12.1	9.8
2025	**12.4**	12.2	9.7
2026	11.7	11.9	9.7
2027	10.9	11.6	9.8
2028	10.2	11.3	10.0
2029	9.7	10.9	9.7
2030	9.6	**10.0**	9.5
2040	11.1	8.9	6.6
2050	9.2	8.2	7.2
2060	7.4	6.9	6.0

주: 교육부의 2020년 학교급별 교원 수가 유지된다는 전제 하에 통계청 중위기준 장래인구추계를 이용하고, 김학수 외(2021)에서 장기 전망한 학교급별 학생 수를 이용하여 교원 1인당 학생 수를 장기 전망한 결과임

자료: 통계청(2019)과 교육통계서비스(https://kess.kedi.re.kr)를 이용하여 저자 작성. 김학수(2021a)에서 재인용

[표 8] 학교급별 교원 1인당 학생 수의 변이계수 추이

(단위: %, 명)

	초등학교			중학교			고등학교		
	변이계수	최대	최소	변이계수	최대	최소	변이계수	최대	최소
2020	10.9	16.3	11.1	10.0	13.3	9.1	8.0	11.7	8.6
2025	15.2	15.9	9.2	13.7	15.5	9.5	13.7	13.5	8.1
2030	18.9	14.1	6.9	21.0	16.0	7.3	21.7	16.5	7.5
2035	20.6	16.1	7.3	25.2	13.4	5.5	30.1	14.3	5.5
2040	21.8	17.1	7.3	26.7	16.0	6.1	33.4	14.5	5.2
2045	22.9	16.0	6.6	27.8	16.6	6.1	35.0	17.0	5.7
2047	23.4	15.5	6.3	28.3	16.1	5.9	35.6	17.1	5.6

주: 1. 학교급별 변이계수는 김학수(2021a) 부록 B에 제시되어 있는 시도교육청별·학교급별 교원 1인당 학생 수의 표준편차를 전체 평균으로 나눈 값의 백분율이고, 변이계수 값이 클수록 지자체별 학교급별 교원 1인당 학생 수가 평균으로부터 멀리 분포되어 있어서 지역별 구조조정의 필요성이 증대됨을 의미함
2. 최대와 최소는 각 연도의 시도교육청별·학교급별 교원 1인당 학생 수의 가장 큰 값과 가장 작은 값임

자료: 김학수(2021a)

3. 학교 수

[표 9]에서 볼 수 있듯이, 전체 학교 수의 경우에도 2011년 이전 기간 연평균 1.2%씩 증가했으나 2011년 이후 연평균 0.4% 증가에 그치며 현저히 둔화된 것으로 나타났다. 또한 학교당 학생 수의 감소 추이도 학생 수 자연감소에 의해 대부분 설명되고 학교급별로 세분화하여 살펴봐도 동일한 양상이 관측된다. 이러한 학교당 학생 수의 감소 추이는 공교육의 규모의 경제를 상실해가고 있다는 것을 의미한다. 학생들의 사회성 발달과 공교육의 규모의 경제를 위해서는 일정 수준의 학급당 학생 수와 교원 1인당 학생 수가 유지되어야 하는데, 앞에서 살펴본 바와 같이 2020년 수준의 학급 수와 교원 수를 유지하더라도 학령인구의 자연감소로 인해 학급당 학생 수와 교원 1인당 학생 수가 감소하여 공교육 규모의 경제는 약화될 것으로 보인다.

[표 9] 학교 수, 학생 수, 학교당 학생 수 변화 추이

(단위: 명, 개, %)

구분		2000	2011	2021	연평균 증가율		
					2000~2011	2011~2021	전체기간
전체	학교당 학생 수	798.8	617.4	452.0	-2.3	-3.1	-2.7
	학생 수	7,951,998	6,986,847	5,323,075	-1.2	-2.7	-1.9
	학교 수	9,955	11,317	11,777	1.2	0.4	0.8
초	학교당 학생 수	763.2	532.6	434.0	-3.2	-2.0	-2.7
	학생 수	4,019,991	3,132,477	2,672,340	-2.2	-1.6	-1.9
	학교 수	5,267	5,882	6,157	1.0	0.5	0.7
중	학교당 학생 수	681.3	606.0	416.3	-1.1	-3.7	-2.3
	학생 수	1,860,539	1,910,572	1,350,770	0.2	-3.4	-1.5
	학교 수	2,731	3,153	3,245	1.3	0.3	0.8
고	학교당 학생 수	1058.5	851.8	547.4	-2.0	-4.3	-3.1
	학생 수	2,071,468	1,943,798	1,299,965	-0.6	-3.9	-2.2
	학교 수	1,957	2,282	2,375	1.4	0.4	0.9

자료: 교육통계서비스(2000; 2011; 2021)를 이용하여 작성

단기적으로 학교의 신설 수요는 신도시 주택공급과 밀접하게 관련되어 있고 학생은 기존 학교에서 인구이동에 따라 이전되므로 학생 수 감소 추이와는 밀접하지 않은 것으로 볼 수도 있다. 신도시 학교 신설의 경우 「학교용지 확보 등에 관한 특례법」에 따라 개발사업시행자인 국가나 일반지자체 시도지사에 의해 적절한 학교용지를 제공받고, 시설은 개발사업자로부터 지원받고 있다. 그러나 궁극적으로 공급되는 주택의 분양가격에 포함되어 입주민이 부담하고 있어서 시도교육청의 추가적 비용부담은 제한적이다. 그러나 도심공동화에 따른 기존 학교의 학생 수 급감 및 교원 수의 상대적 증가를 초래하므로 신설 수요에 부합하는 기존 학교들의 재구조화를 모색하며 공교육 규모의 경제를 유지하려는 노력이 필요하다. 서울 강북지역의 중고등학교를 강남지역으로 이전시켰던 과거의 사례로부터 향후 정책방향에 대한 시사점을 찾을 필요가 있다.

또한 공교육 규모의 경제를 유지하기 위해서 보다 적극적으로 고려해야만 하는 재정효율화 방안은 1998년 「초·중등교육법」에 신설된 제30조에서 권고하고 있는 학교의 통합 및 운영이다. 학교시설 유지비용을 효율화하고 여유 교원을 효율적으로 활용하기 위해서는 과소학교들의 수평적·수직적 통합방안을 적극적으로 모색할 필요가 있으나 제도 도입 이후 24년간 활발히 활용되지 않고 있다.[10] 서울 가락동에도 학령인구 감소

에 따라 “해누리초·중이음학교”가 2019년에 개교한 사례가 있다. 전국적으로 이처럼 수직적 통합을 통해 운영되고 있는 학교는 100여개가 있는 것으로 알려져 있다. 서울 상암동에 소재한 드와이트 국제학교는 보육시설부터 고등학교까지 하나의 시설에서 운영되고 있다. 이러한 사례들과 「초·중등교육법」의 권고사항을 참조하여 공교육 규모의 경제를 유지할 수 있도록 각 시도교육청들은 노력해야 한다.

4. 그린스마트스쿨 사업을 통해 본 교육행정의 문제점

우리의 미래세대를 위해 학교건물을 신축하고 그린스마트교육을 시행하겠다는 취지는 매우 긍정적이고 추진해야 마땅한 사업이다. 그러나 우리 미래의 경쟁력을 좌우할 미래세대를 위한 사업은 다음과 같은 이유에서 졸속행정의 대표적 사례로 판단된다.

가. B등급 이상 안전한 교실에서 교육할 수 없는 미래교육콘텐츠는 무엇인가?

그린스마트스쿨 사업을 졸속행정의 대표적 사례라고 단언한 첫 번째 근거는 새롭게 신축 또는 리모델링한 교실에서만 수업을 해야 하는 미래 교육콘텐츠에 대한 제시가 아직까지 없다는 점이다. 태양광 패널이 설치되지 않은 학교에서는 그린에너지 활용의 중요도나 의미를 교육할 수 없는 것인지 의문이다. 기존의 안전한 교실에서 와이파이와 필요한 하드웨어 제공으로 추진할 수 없는 디지털 교육콘텐츠를 교육계는 공개해야 한다.

2021년 1차 사업대상 건물동의 안전등급의 분포를 살펴보면, 안전진단 등급이 E인 경우는 없었으며, D등급의 경우도 전체 696개 건축대상 건물동 중 3개에 불과하고 C등급은 162개이다. 교실 재건축 또는 리모델링이 불요불급한 A(19개) 또는 B등급(512개)의 건물동은 531개로 전체의 76.3%에 달한다. 교육재정이 항상 부족하다는 교육계가 신축 또는 리모델링이 급히 추진되지 않아도 될 안전한 건물들을 사업대상의 대부분으로 선정한 이유는 무엇인지 의문이다. B등급 이상의 안전한 교실에서 스마트 교육에 필요한 와이파이와 전자기기를 보급하고 수행할 수 없는 미래 디지털교육과 그린교육이 무엇인지 교육계의 명확한 답변이 필요하다. 또한 그러한 교육의 기대성과는 무엇인지도 명확히 제시되어야 한다.

---

10) 동일한 학교급별 통합은 수평적 통합을 말하고 같은 지역 내의 초·중, 중·고, 초·중·고의 통합과 같이 학교급이 다른 학교들의 통합을 수직적 통합이라 한다.

[표 10] 시도별·1차 사업대상 건물동[1] 안전등급 분포

(단위: 개)

	A	B	C	D	전체
서울	1	54	51	0	106
부산	1	25	5	0	31
대구	1	33	1	0	35
인천	8	12	0	0	20
광주	1	5	5	0	11
대전	0	9	6	0	15
울산	0	9	1	0	10
세종	0	0	0	0	0
경기	1	86	6	0	93
강원	1	16	0	0	17
충북	0	25	4	0	29
충남	0	46	3	2	51
전북	0	15	27	0	42
전남	5	41	36	0	82
경북	0	87	4	1	92
경남	0	46	13	0	59
제주	0	3	0	0	3
합계	19	512	162	3	696

주: 1) 안전등급이 파악되는 696개 건물동에 대한 분류임

나. 그린스마트스쿨 사업대상 학교 선정의 문제점

먼저 정주여건으로 학교가 중요한 요인임에는 틀림없다. 그러나 그 지역에 젊은이들이 모여들고 정착해서 다음 세대의 초중고 교육수요를 창출하기 위해서는 해당 지역에 양질의 일자리가 먼저 창출되어야 한다. 다시 말해, 학교 재건축사업보다 먼저 선행되어야할 사업은 중앙정부, 일반지자체, 시도교육청, 지역대학, 지역기반 기업들이 협력하여 양질의 일자리를 창출하고 양질의 노동력을 공급하는 선순환 구조의 구축이다. 학교 신축 및 리모델링 이전에 이러한 선순환 구조의 구축에 대해 고민한 흔적은 찾아볼 수 없다. 목표한 사업성과가 무엇인지도 명확하지 않고 필수적으로 선행되어야 할 사업에 대한 고려가 없기 때문에, 공교육 규모의 경제나 사업비로 지출된 재정의 효율성 및 효과성은 담보되기 어렵다.

보다 구체적으로 살펴보면, 2021년 1차 사업대상 학교 중 전체 학생 수 300명 이하인 학교 수가 204개로 전체 482개 대상학교의 42.3%에 달하는 것으로 나타났다. 50명 이하의 학교 18개, 50~100명의 학교 63개, 101~200명의 학교 63개, 201~300명 이하의 학교 60개, 총 204개로 공교육 규모의 경제를 염두에 두지 않고 사업을 추진 중인 것으로 판단된다. 또한 행정안전부에서 대다수의 비수도권지역을 인구감소 위기지역으로 지정한 점이 고려되지도 않은 것으로 판단된다. 이번에 새롭게 학교를 재건축 또는 리모델링하면, 최소한 50년은 해당 건물을 사용해야 하는데, 해당 지역에 학령인구가 없을 때 해당 신축건물을 어떻게 활용할지도 고민했어야 한다.

교육재정이 부족한 상황이고 재원조달의 책무를 조금이라도 지고 있다면, 이처럼 공교육 규모의 경제를 생각하지 않고 사업을 계획하고 사업대상을 선정할 수 있을지 의문이다. 학교건물 신축 및 리모델링만으로 해당 지역에 타 지역 인구가 유입된다는 실증적 증거라도 확보하려는 노력을 했는지도 찾아보기 어렵다. 앞서 언급했지만, 교육계는 비수도권 지역의 초중고 교육수요 창출을 위해서는 해당 지역에 양질의 일자리 창출이 선행되어야 한다는 점에 유념해야 한다. 또한 매해 4~5조원의 학교환경개선사업이 진행되고 있어서 향후 5년간 18조원의 그린스마트스쿨 사업비는 지방교육재정 수요의 순증으로 보기 어렵다. 이에 대해서도 교육계의 명확한 예산 산출내역과 순증액이 제시되어야 한다.

[표 11] 시도별·전체 학생 수 구간별 1차 대상학교 분포

(단위: 개)

	50명 이하	51~100명	101~200명	201~300명	301~400명	401~600명	601~800명	800~1000명	1000명 초과	전체
서울[1]	0	0	1	6	8	13	14	4	9	55
부산	0	0	0	1	0	7	6	2	2	18
대구	0	1	4	3	6	4	2	7	0	27
인천	0	0	2	0	2	3	9	1	0	17
광주	0	1	0	1	1	0	1	1	0	5
대전	0	0	0	2	2	4	3	1	0	12
울산	0	0	0	1	3	0	3	1	0	8
세종	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
경기	5	12	6	5	10	16	14	1	1	70
강원	2	2	5	6	3	3	0	0	2	23
충북	0	1	4	0	2	3	5	2	2	19
충남	0	4	11	8	2	8	5	3	2	43
전북	5	9	4	3	4	5	4	0	0	34
전남	1	14	10	6	2	10	3	1	0	47
경북	4	15	8	10	7	11	2	0	1	58
경남	1	4	7	7	7	10	5	0	2	43
제주	0	0	1	1	0	1	0	0	0	3
합계	18	63	63	60	59	98	76	24	21	482

주: 1) 서울 대상학교 중 휴교 중인 2개 학교(위례초, 둔촌초) 제외

다. 수평적·수직적 학교통합 미고려

특정 학교를 교실 재건축 및 리모델링 대상학교로 선정하기에 앞서서 「초·중등교육법」 제30조에 따라 학교시설운영비의 효율적 활용을 위해서 인근 학교들과의 통합운영을 고려했어야 할 학교들의 사례가 다수 발견된다. 이러한 사례들 중 일부를 보여주고 있는 [표 12]에 제시되어 있는 〈사례 1〉에서 볼 수 있듯이, 심지어 같은 부지에 소재한 중학교와 고등학교의 본관건물을 별도로 신축하겠다는 학교들도 사업 대상학교로 선정된 것으로 파악됐다. 공무원 4급 상당의 교장이 별도로 임명되어 있는 학교들의 통합은 교장 자리의 축소로 이어지기 때문에 일선 교육행정 측면에서 소극적으로 추진될 수밖에 없다. 또한 지역주민들의 동의도 필요하다. 그러나 국민의 세금에 의존하는 시도교

육청은 선출직의 리더십으로 이해관계자 설득에 보다 노력해야 한다.

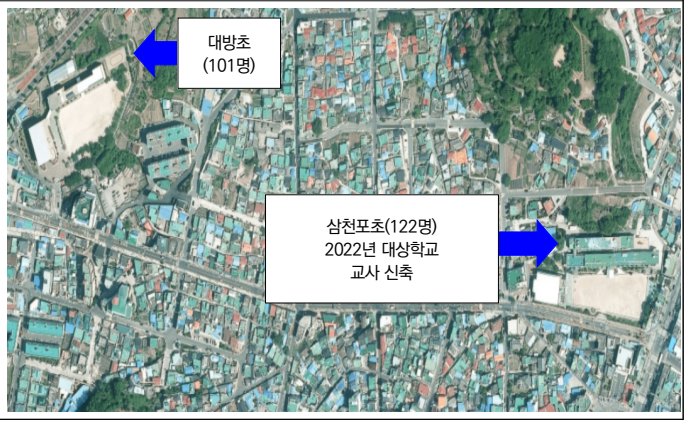
통합운영을 고려할 만한 학교들 중 수평적·수직적 학교통합의 사례들은 비수도권 지역에서만 발견되는 것은 아니다. 서울 지역의 사업 대상학교들의 상당수가 상업지역에 위치하고 있어서 도심공동화 현상이 심화되고 있고 학년당 학생 수가 60명 내외의 준 과소학교들이 상당수 포함되어 있어서 인근 학교들과의 통합을 고려해야 할 것으로 판단된다.[11] 이러한 학교들이 재건축 또는 리모델링되면 과소학교임에도 불구하고 사실상 통폐합이 불가능해지는 문제점을 낳게 된다. 이는 재건축 또는 리모델링 비용 이외에 학생 수 감소에도 불구하고 해당 학교시설의 유지보수 비용이 지속적으로 발생하게 되어 초중고 교육재정의 낭비적 활용사례가 될 가능성이 매우 크다.

각 시도교육청들은 예산 소진을 목표로 사업을 추진하기보다는 교육성과 제고에 초점을 맞춰서 동일한 교육성과를 내는 경우 가급적 비용이 덜 발생하는 방향으로 또는 동일한 비용이 발생하는 경우보다 더 큰 교육성과가 발생할 수 있도록 보다 심사숙고하여 사업을 설계하고 추진할 필요가 있다.

---

11) 이러한 사례로는 홍릉초(390명), 면중초(272명), 도신초(295명), 동구로초(376명), 신창초(293명), 도봉초(418명), 보광초(278명), 명신초(336명), 상일초(196명), 노량진초(271명), 유현초(370명) 등이 있다. 도신초의 경우 직선거리 300m 내 신영초(488명), 상일초(196명)는 500m 내 고현초(1,194명), 고일초(1,593명)가 위치하고 있어 통폐합 혹은 학군 재조정이 필요한 상황으로 판단된다. 이외에 그린스마트스쿨 사업 대상학교는 아니지만, 직선거리 300m 이내 서울 금천초(144명)~탑동초(490명)가 위치하는 등 도시지역의 인접 중소규모 학교가 다수 분포해 있으며, 광역시 및 지방 중형도시 구시가지도 유사한 현상을 보이고 있을 것으로 판단된다.

[표 12] 수평적적·수직적 학교통합 고려 대상 사례

〈사례 1: 단성중·고〉 1차 사업대상 단성중학교와 단성고등학교는 같은 주소지에 있는 공립학교이나 교장이 각각 선임되어 있는 별개의 학교로서 학생 수가 각각 178명(단성중)과 96명(단성고)에 불과한 소규모 학교이나 개별적으로 교사를 신축하는 사업대상으로 선정	
〈사례 2: 삽교초·중·고〉 2차 사업대상 학교 삽교초(120명)와 삽교중(71명)은 자동차 1분 거리(약 830m)이나 통합운영을 위한 고려 없이 별도 사업대상 학교로 선정됐으며, 삽교중에 바로 인접해 있는 삽교고(331명)도 통합운영의 대상으로 고려됐어야 함	
〈사례 3: 삼천포초·대방초〉 2차 사업대상 학교 삼천포초(122명)는 820m 거리에 위치한 대방초(101명)와 통합운영의 대상으로 고려됐어야 함	

자료: 김학수(2022)의 내용을 바탕으로 수정·보완

5. 시사점

이상의 논의는 학급당 및 교원 1인당 학생 수를 인위적으로 축소하기 위해 교부금 총량을 더욱 확대해야 한다는 교육계의 주장은 설득력이 없으며, 현재 시도교육청을 비롯한 교육계가 고민해야 할 문제는 주어진 교육재정으로 지역별 편차를 축소하는 방안을 모색해야 한다는 점을 시사한다. 이러한 지역별 편차 축소를 위해 송기창·윤홍주(2020)는 가중학급 교육비 배분방식을 제안한 바 있다. 이들이 제안한 교육비 배분방식은 일정규모 이상의 학급에 가중치를 부여하여 교육비를 더 배분하고 기준에 미달하는 경우 교육비를 덜 배분하는 방식이다. 그러나 송기창(2021)은 1년 전 연구 결과와 달리 학급당 및 교원 1인당 학생 수의 추가 감축을 위해 교부금 총량을 확대해야 한다고 주장한다. 이러한 상반된 교육계의 주장은 예견되는 학령인구 감소에도 불구하고 현행 내국세수에 기계적으로 연동된 교부금 산정방식에 의해 지속적으로 확대될 교부금 총액을 초중고 교육계에서만 향유하려는 근시안적 자기이해에 매몰된 결과로 판단된다. 이러한 문제제기를 바로잡기 위해서는 2020년에 공개하지 않은 장기 교원수급계획을 공개하고 장기계획의 적절성을 공개적으로 평가받아야 한다.[12)]

또한 교원 1인당 및 학급당 학생 수가 현저히 낮은 비수도권지역의 학교로 학부모들이 자녀들을 전학시키지 않는 이유에 대해 초중고 교육관계자들은 고민해야 한다. 학급당 및 교원 1인당 학생 수와 같은 교육여건 개선 지표가 학생들의 교육 및 노동시장 성과와 직결된다면, 조기유학도 마다하지 않는 학부모들이 먼저 비수도권지역의 과소학교로 자녀들을 전학시키는 현상이 관측됐을 것이다. 이는 학급당 및 교원 1인당 학생 수와 같은 교육여건이 교육의 질과 성과의 제고를 반드시 개선하지 않기 때문이다. 일반지자체와의 협력을 통해 유초중등부터 고등교육까지 교육성과를 제고하고 양질의 인적자원을 양성해서 지역경제 발전에 기여하며 학령인구의 수도권 집중 현상을 완화하는 데 시도교육청도 함께 노력하길 기대한다. 그 첫걸음은 교육재정의 효율적 활용에 있다.

---

12) 2018년 교육부에서 발표한 「2019~2030년 중장기 교원수급 계획안」과 「교육통계연보」상의 학교급별 교원 순증 수준을 비교해 보면, 초등학교의 경우 명예퇴직 등 자연감소분을 포괄하여 2019~2021년 순증계획 교원 수는 최대 1,789명이었으나 「교육통계연보」상 실적은 4,540명 순증되어 2018년 계획 대비 2.5배나 큰 규모의 초등교원을 순증시킨 것으로 파악된다. 또한 중고등학교 교원의 경우 2018년 발표된 계획에서는 2019~2021년 822~1,272명을 순감시킬 것으로 발표됐으나, 「교육통계연보」상의 실적은 225명 순증한 것으로 나타난다. 이러한 교육부의 교원수급계획과 최근 3년간 실적의 차이는 교원수급계획의 타당성과 신뢰성에 큰 의문을 제기하므로 낱낱이 공개되고 검증되어야 한다.

또한 교육은 복지의 관점이 아닌 투자의 관점으로 접근해야 한다는 점에 교육계가 동의하고 교육공급자 중심에서 벗어나 교육수혜자의 교육 및 노동시장 성과제고와 연계하여 소득이 증가하고 물가상승률을 반영하는 범위 내에서 교육투자를 안정적으로, 그러나 합리적 수준에서 지원해야 한다는 데 의견을 같이하고 협력해야 한다. 그러나 기초학력 미달 비율이 해마다 증가하고 있는 사실에 대한 시도교육청의 반성과 대책에 대한 고민 없이, 송기창(2021)에 제시되어 있는 바와 같이 만족도 설문결과가 개선된다는 점으로 위안을 삼고 있는 교육계의 현실인식은 매우 안타깝다. 학령인구 감소에도 불구하고 중앙정부와 일반지자체로부터 지속적으로 확대되는 재정지원을 받고자 한다면, 학생들의 학교생활 만족도 설문조사 결과의 소폭 개선보다는 기초학력 미달 비율의 축소와 같은 보편적 인지능력 향상의 근거, 바른 언어생활, 학교폭력 감소 등의 올바른 인성교육 향상의 증거 등 교육재정의 교육성과를 시도교육청은 세금을 납부하는 일반국민에게 제시해야 한다.

교육계에서 제시하는 고교학점제나 그린스마트스쿨 등 대규모 재정투입이 필요하고 근본적 교육체계의 개편을 가져오는 사업들은 상당기간의 시범사업의 성과평가를 통해 증거에 기반하여 면밀히 설계되어야 한다. 장기간에 걸쳐 다양한 소규모 시범사업을 실시하고 여러 문제점이 보완된 형태의 보다 효과적이고 효율적인 사업모델을 제시하는 관행이 정착되어야 한다. 시범사업 참여 학생들과 비교대상 비참여 학생들의 교육 및 노동시장 성과에 대한 장기간의 추적조사 자료를 구축·공개하여 다양한 분야의 전문가들에 의해 공개적으로 재정투입의 효과성을 검증받아야 한다.

기존 체계의 근본적 개편을 가져오고 대규모 재정투입이 필요한 사업들에 의해 기대되는 교육성과에 대한 엄밀한 평가는 성급하게 도입된 제도와 정책을 보완하는 데 필요한 추가적인 재정투입을 예방할 것이다. 이러한 방향의 사업추진체계는 근본적으로 재원조달의 책무성이 결여되어 있는 시도교육청이 취해야 할 최소한의 노력이라 판단된다. 앞에서 제시된 여러 사례에서 볼 수 있듯이, 교육재정의 추가적 효율화 여지는 매우 큰 것으로 판단되며 내국세수 연동방식의 교부금제도의 개편의 필요성이 재차 강조된다.

Ⅳ. 지방교육재정교부금 산정방식의 개편방안 및 재정여력 확충효과

1. 교육교부금 총량 산정방식의 개편방안[13)]

인구구조의 변화, 교육투자 내 재원배분 조정의 필요성, 국가재정의 관점에서 바라본 교육재정 산정방식의 문제점, 그리고 현재 교육재정 확대보다 지역별 구조조정의 시급성으로 인해 지방교육재정교부금 총량 산정방식의 개편은 반드시 필요하다. 또한 시도교육청이 집행하는 초중등 교육재정의 효율화 여지는 매우 크다. 뿐만 아니라 내국세수의 20.79%에는 미래 교육재정 수요나 교육성과에 대한 정보가 담겨있지 않다. 따라서 초중고 교육수혜자인 학령인구 감소 추이가 반영되지 않고 내국세수와 기계적으로 연동되어 있는 현행의 지방교육재정교부금 총량 산정방식은 다음과 같이 김학수 외(2021)에서 제시된 방안으로 개편되는 것이 바람직하다.

학령인구 감소는 피할 수 없지만, 교육투자의 질적 제고를 위해서 안정적으로 교육재정교부금의 총량이 확대되는 것이 바람직하다. 그러나 교육재정교부금 총량의 확대 범위는 소득증가와 물가상승의 범위로 제한하고 교육수혜자의 변화 추이가 반영되어야 한다. 또한 미래 재정의 효율적 운용을 위해서는 현행 교부금 산정방식의 내국세수 연결고리를 끊어야 한다. 이러한 취지에서 김학수 외(2021)는 교육재정교부금 총량을 경상성장률 수준으로 안정적으로 증가시키되 학령인구 비중의 변화를 반영하는 방식을 개선안으로 제안하고 있다. 구체적 수식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{교부금}_t = (1 + \text{경상}GDP\ \text{증가율}_t)*\text{교부금}_{t-1}*\left(\frac{\text{학령인구 비율}_t}{\text{학령인구 비율}_{t-1}}\right) \qquad (1)$$

식 (1)은 매해 예산작성 과정에서 전제되는 경상GDP 증가율로 전년도 교부금 총액을 보다 안정적으로 증가시키되 전체인구 대비 학령인구 비율이 전년보다 증가하면 교부금을 경상GDP 증가율보다 더 빠르게 증가시켜 주고 반대의 경우에는 경상GDP 증

13) 본 연구의 교부금 산정방식의 개편방안으로 김학수 외(2021)에서 제시하고 있는 개선안 2안을 원용하고자 한다. 본 내용의 일부는 김학수(2021a; 2021b)에 발표된 바 있다.

가율보다 다소 느리게 증가시킨다. 장래인구추계 중위기준으로 2021~2060년의 기간 동안 전년도 학령인구 비율보다 높은 경우는 2035~2043년의 기간이다. 이 기간 중 교부금이 경상GDP 증가율보다 소폭 빠르게 증가하며 학령인구 증가 추이를 반영하여 교부금 총량을 확대하게 된다.

위에서 제안된 교부금 총량 산정방식 개편안은 현행 내국세수 연동방식보다 안정적이고 합리적이다. 국세수입은 경기변동이나 조세정책 기조에 따라 그리고 납세자의 행태 변화에 따라 큰 변동성을 보이지만, 1954년 이후 지금까지 경상GDP 증가율이 음의 값을 가지며 경상기준 경제규모가 역성장한 해는 1998년뿐이다. 또한 경상GDP 증가율은 실질 GDP 증가율과 GDP 디플레이터 증가율의 합으로 소득의 증가와 물가상승 수준을 대변하므로 교육투자 재원을 안정적으로 그러나 소득증가와 물가상승의 범위 내에서 확대시킨다. 또한 개편안은 학령인구의 변화 추이를 반영하는 합리적 재원배분의 기제로 작동한다.

김학수 외(2021)에 제시된 바와 같이, 산정방식 개편만으로 2021~2060년의 기간 동안 현행 내국세수 연동방식 대비 약 1,046.8조원의 재정절감이 발생할 것으로 추정된다. 새롭게 산정된 교부금 총량은 G20 상위기준 학급당 학생 수와 교원 1인당 학생 수를 2060년까지 유지한다는 전제 하에 추정한 최소필요교부금액[14]보다 연평균 14조원 더 큰 규모로 산정되어 교육의 질적 제고를 위한 충분한 투자재원을 안정적으로 지원할 것으로 평가된다. 김학수 외(2021)에 따르면, 이러한 재정절감액은 연평균 25조원을 소폭 상회하는 수준이다. 또한 김학수(2021b)는 현행 내국세수 연동방식의 경우 1인당 경상GDP 대비 학령인구 1인당 평균 교부금 비율이 2021년 28.3%에서 2060년 38.9%로 확대되는 것으로 보고하고 있다. 현행 내국세 연동방식을 제안된 개편안으로 변경하는 경우에는 1인당 경상GDP의 27% 수준을 매해 안정적으로 학령인구 1인당 평균 교부금으로 지원하여 지나친 확대를 통제하고 재정운용의 유연성을 확보할 수 있을 것으로 기대된다.

---

14) 김학수 외(2021)에서 제시된 최소필요교부금액은 표준행정수요식 산정방식에 따라 2016~2021년의 시도교육청별 세출예산 패널자료를 구축하고 측정단위를 학생 수, 교원 수, 학급 수, 학교 수 등 객관적 지표로 설정하여 전망한 미래의 시도교육청 재정부족액과 특별교부금 및 제주도분의 합계액이다. 여기서 언급한 최소필요교부금액은 G20 상위기준 학급당 및 교원 1인당 학생 수를 2060년까지 유지할 때 필요한 최소한의 교부금 총액의 추정치라 할 수 있다.

2. 확보가능 재정여력

지방교육재정교부금 산정방식을 앞에서 소개한 방식대로 개편하고 2021년 하반기의 국세수입 호조세를 반영하는 경우 2021~2060년 현행 내국세수 연동방식으로 추정한 지방교육재정교부금 대비 40년 누적 1,366.3조원의 재정여력이 확보될 것으로 나타났다.[15] 이러한 시뮬레이션은 2021년부터 개편안이 시행된다는 전제 하에 이루어졌다. 최근 2021년 국세수입의 예상 밖 호조세에 의해 향후 장기 국세수입전망의 베이스가 상향조정됨에 따라 내국세수 연동방식으로 추정한 지방교육재정교부금 총량 장기전망도 상향조정되어 2021년 결산기준 교부금 전망액은 64.7조원으로 추정되고 이후 꾸준히 상승하여 2060년 176.8조원으로 확대될 것으로 전망됐다. 앞에서 살펴본 바와 같이, 2060년 학령인구는 현재의 절반 수준으로 축소되는데, 학령인구 감소 추이를 전혀 반영하지 못하는 현행방식의 교부금 총량은 3배 가까이 증가하는 것으로 나타났다.

지방교육재정교부금 산정방식 개편안에 의해서 경상GDP 증가율로 전년도 교부금 총액을 증가시키되 학령인구 비율의 변화 추이를 반영하면, 교부금 총액은 2021년 56.5조원에서 2060년 113.2조원 수준으로 확대되는 것으로 추정된다. 반영 초기의 재정절감액 규모는 10조원 이하의 수준이나 학령인구 비중이 점진적으로 줄어들면서 교부금 증가 수준을 통제하여 2060년 한 해의 재정절감액은 63.5조원 수준에 달하는 것으로 나타났다.

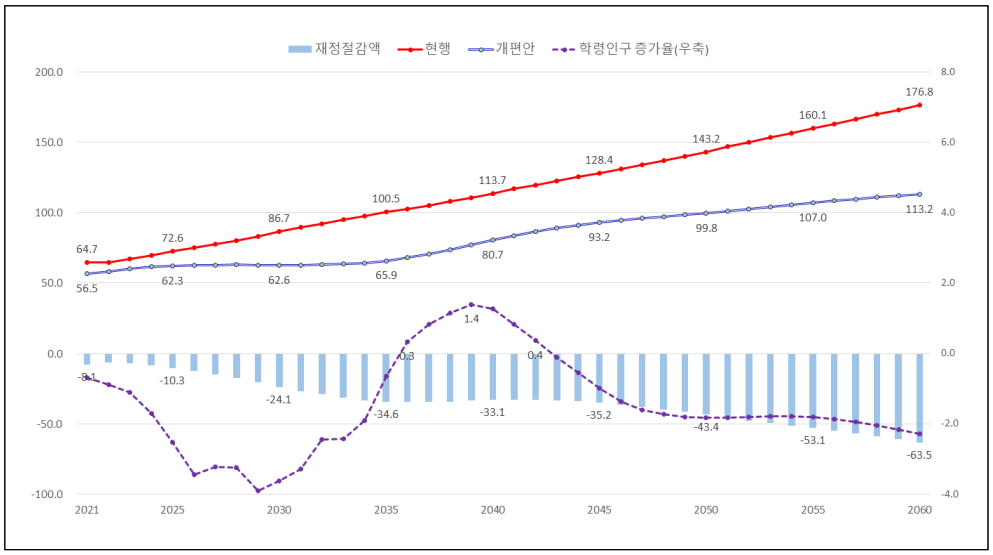
이러한 개편안이 국가채무비율에 미치는 효과를 살펴보면, [그림 5]에서처럼 개편안 반영 초기에는 개선효과가 크지 않으나, 개편에 따른 국가채무비율 개선정도로 측정된 재정여력 확충효과(=개편 시 국가채무비율-현행 국가채무비율)가 점진적으로 확대되는 것으로 나타난다. 개편 초기인 2021년 국가채무비율 감소효과는 0.4%p에 불과하지만 국채이자비용 감소를 포함한 그 효과가 누증되어 144.8%이던 2060년 기준 국가

15) 김학수 외(2021)에서 제시되어 있는 개선안 2가 식 (1)에서 제시하고 있는 지방교육재정교부금 총량 산정방식의 개편안이다. 김학수 외(2021)에 제시되어 있는 40년 누적 1,047조원 수준의 확보 가능한 재정여력은 2021년 4월에 추정한 2021년 311.5조원의 국세수입 전망액에 기초하고 있다. 여기서 이보다 더 큰 규모의 확보 가능 재정여력이 추산된 이유는 2021년 하반기 국세수입 호조세를 추가 반영하여 10월에 다시 추정한 2021년 KDI 국세수입 전망액 330.7조원을 기준으로 이후 장기 국세수입 전망결과가 상향조정되었기 때문이다. 2021년 결산과 2022년 2차 추경의 세입경정을 반영할 경우 재정절감효과는 더욱 커질 것으로 예상된다. 다만 최근 대내외 경제환경의 불확실성이 확대되는 점을 추가적으로 반영하기 어려워서 2021년 하반기 장기 세수 전망결과에 기초한 결과를 유지하고 이후 논의를 전개한다.

채무비율이 개편안 반영 이후 116.6%로 28.2%p나 축소될 것으로 기대된다. 지방교육재정교부금을 학령인구의 변화를 반영하며 안정적으로 증가시키는 개선안으로 교육의 질적 개선을 충분히 수행하도록 하면서 중앙정부의 재정여력도 확보할 수 있는 방안으로 평가된다.

[그림 4] 현행 내국세 연동방식 대비 개편안의 재정절감효과

(단위: 조원, %)

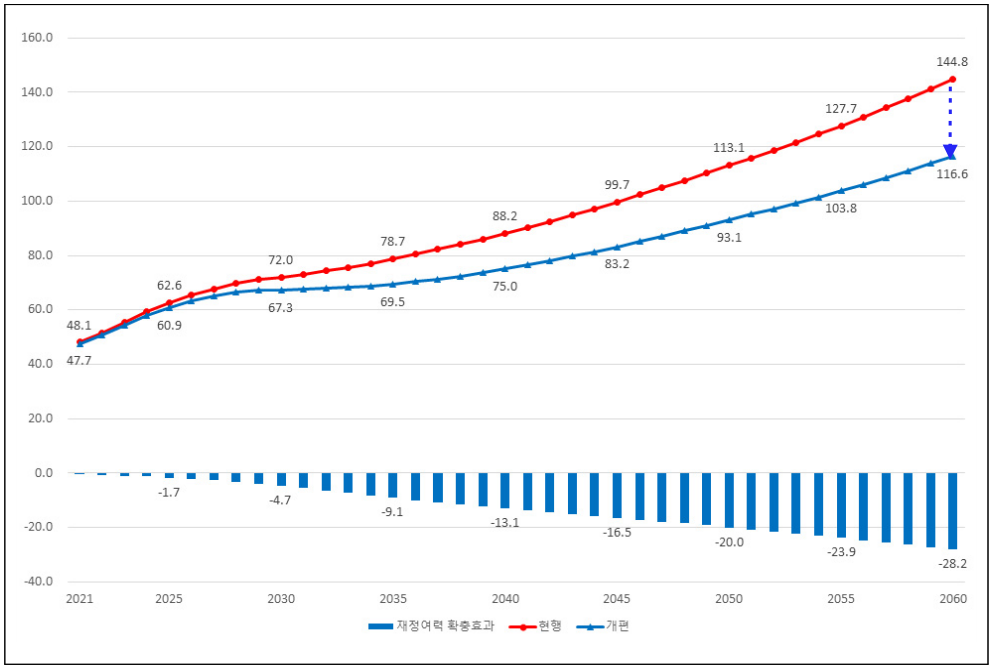


자료: 김학수(2021a)

김학수(2021a)는 2060년 국가채무비율 87.6% 수준을 달성하기 위한 지방교육재정교부금 산정방식 개편, 재량지출의 추가통제, 소득세 및 부가가치세 세율 인상, 비과세감면제도 정비 등 네 가지의 재정여력 확충방안 중 가장 중요한 정책과제로 지방교육재정교부금 산정방식의 개편을 제시하고 있다. 이러한 결과는 현재 내국세수에 연동되어 있는 교육교부금 산정방식을 그대로 유지할 경우 재정여력 확충을 위해 피할 수 없는 내국세 세율 인상을 통한 중앙정부 재정여력 확충효과가 크게 축소되기 때문이다. 내국세수 세율 인상을 통해 100원을 증세하더라도 학령인구가 감소하는 초중고 교육비로 20.79원이 기계적으로 자동 배분되는 현행 제도는 결코 합리적이라 할 수 없다. 국가채무가 더 누적되기 이전에 지방교육재정교부금 산정방식의 과감한 개혁이 추진되어야 한다.

[그림 5] 교부금 산정방식 개편에 따른 국가채무비율 개선효과

(단위: %, %p)



자료: 김학수(2021a)의 분석결과를 이용하여 재구성

V. 결론

본 연구는 미래교육 재정 수요나 교육성과에 관한 정보를 전혀 제공해주지 못하는 현행 내국세수 연동방식의 지방교육재정교부금 산정방식의 개편 필요성, 내국세수 연동방식의 유지를 주장하는 교육계의 주장에 대한 반론 및 교육재정 효율화 가능성, 구체적 개편방안과 기대효과를 살펴봤다. 초중고 교육투자는 매우 중요한 지출분야이나, 국가재정이 감내 가능한 범위 안에서 국가재정 지출분야의 우선순위를 고려하여 안정적이고 합리적으로 확대하는 방향이 모색되어야 한다.

시도교육청을 비롯한 교육계에서 주장하는 학급 수나 교원 수 확대는 2000년 이후 교육환경 개선에 크게 기여하지 못했으며 학급당 학생 수나 교원 1인당 학생 수로 살펴본 교육여건의 개선은 자연적 학령인구 감소에 주로 기인한다. 교육계가 바람직한 수준으로 제시하는 학급당 학생 수와 교원 1인당 학생 수는 현재 수준만 유지해도 2030년 이전에 학령인구 감소에 따라 자연적으로 달성된다. 지금은 인위적으로 학급 수나 교원 수를 확대하기 위한 노력보다는 지역별 편차를 축소할 수 있는 정책방향을 교육계 스스로 모색할 필요가 있다. 뿐만 아니라 국민의 세금으로 조성된 교부금은 교육공급자 중심이 아닌 교육수혜자의 교육 및 노동시장 성과제고로 연계될 수 있도록 효과적이고 효율적으로 집행되어야 한다. 그러나 대표적 미래교육 투자사업으로 제시된 그린스마트스쿨 사업에 내재되어 있는 문제들을 통해 교육재정 효율화의 가능성이 매우 크다는 점도 살펴봤다.

지방교육재정교부금 총량은 실질소득의 증가와 물가상승을 반영하는 경상GDP 증가율과 학령인구 비중의 변화를 반영하여 안정적이고 합리적으로 확대하는 방향으로 개편되어야 한다. 본 연구에서 제시된 방식으로 산정방식을 개편할 경우 2060년 국가채무비율이 28.2%p나 축소될 수 있으며 내국세수와의 연결고리를 끊는 산정방식으로의 개편은 재정여력 확충에 반드시 필요하다는 점은 여러 번 강조되어도 부족하다. 중앙정부의 채무가 지속적으로 누적되는 가운데 시행되는 초중고 무상교육을 받은 학생들은 향후 경제활동을 하면서 인구고령화에 따라 확대된 복지재정의 부담뿐만 아니라 학창시절 내국세수 연동방식에 의해 추가된 중앙정부 채무의 원금과 이자까지 부담해야한다. 과연 내국세수에 연동된 교육교부금 산정방식으로 제공된 무상교육의 진짜 수

혜자가 학생들인지에 대해 시도교육청을 비롯한 교육공급자들이 대답해야 한다.

끝으로 다양한 이해관계를 조정하여 제도 개선의 마지막 마침표를 찍는 입법부의 보다 적극적인 역할이 필요하다. 국가 전체의 관점에서 미래의 재정여력 확충과 효율적 재원배분을 위해 입법부가 현행 내국세수에 연동되어 있는 지방교육재정교부금 산정방식의 개편 필요성과 구체적 개편안 및 기대효과에 대해 조금 더 면밀히 검토하고 내국세수 연동방식이 가져오는 악순환의 고리를 끊는 개혁과제가 추동력을 잃지 않고 입법되도록 적극적으로 지원해주길 희망한다.

참고문헌

고유권, “국민이 바라는 재정지출 정책 1순위는 ‘고용’,” 연합인포맥스, 2016. 3. 29. 〈https://news.einfomax.co.kr/news/articleView.html?idxno=216915, 접속: 2022. 8. 18.〉

교육부, 「2019~2030년 중장기 교원수급 계획안」, 교육부, 2018. 4.

교육통계서비스, 「교육통계연보」, 교육부·한국교육개발원, 2000.

_____, 「교육통계연보」, 교육부·한국교육개발원, 2011.

_____, 「교육통계연보」, 교육부·한국교육개발원, 2021.

국가통계포털, 한국복지패널조사, 2009. 〈https://kosis.kr, 접속: 2022. 8. 18.〉

_____, 한국복지패널조사, 2012. 〈https://kosis.kr, 접속: 2022. 8. 18.〉

_____, 한국복지패널조사, 2015. 〈https://kosis.kr, 접속: 2022. 8. 18.〉

_____, 한국복지패널조사, 2018. 〈https://kosis.kr, 접속: 2022. 8. 18.〉

국회예산정책처, 「2020 NABO 장기 재정전망」, 국회예산정책처, 2020.

김태완, 「2020년 사회보장 대국민 인식조사 연구」, 보건복지부·한국보건사회연구원, 2020.

김학수, “장기 재정전망과 재정여력 확보방안,” 「코로나19 이후 조세·재정정책방향의 재검토」, 한국개발연구원, 2021a, 15~103쪽.

_____, “지방교육재정교부금, 왜 그리고 어떻게 고쳐야 하나?,” 「KDI FOCUS」 제110호, 한국개발연구원, 2021b.

_____, “지방교육재정교부금 문제점 및 개선방안,” 「인구구조 변화와 교육재정의 개혁 토론회 발표자료」, 한국개발연구원, 2022.

김학수 외, 「2021~2025년 국가재정운용계획: 학령인구 감소에 따른 교육재정 효율화」, 국가재정운용계획지원단, 2021.

송기창, “지방교육재정 현황과 수요 및 과제,” 「지방교육재정 포럼 발표집」, 한국교육재정경제학회, 2021, 4~24쪽.

송기창·윤홍주, “학급규모를 고려한 교육비 배분,” 「교육재정경제연구」 제29권 제4호, 한국교육재정경제학회, 2020, 1~20쪽.

안종석 외, 「2016~2020년 국가재정운용계획 교육분야 보고서」, 국가재정운용계획 교

육분과위원회, 2016.

오상헌, “부자 증세는 복지재원 해법 아니다...조세감면 줄이고 재정낭비 막아라,” 한국경제, 2020. 1. 22. 〈https://www.hankyung.com/economy/article/202001208527i, 접속: 2022. 8. 18.〉

통계청, 장래인구추계(2017~2060), 2019. 〈www.kostat.go.kr, 접속: 2022. 8. 18.〉

하연섭 외, 「2019~2023년 국가재정운용계획: 교육분야 보고서」, 국가재정운용계획 교육분과위원회, 2019.

OECD, *Education at a Glance,* OECD, 2020.

Why and How to Reform Local Education Subsidy and its Impact on Long-term Fiscal Space*

Kim, Hag-Soo**

Abstract

This study examined why and how to reform local education subsidy whose total amount is automatically set as the sum of 20.79% of central government internal tax revenues and the part of education tax revenue that is left after transferring to the special account for early childhood education support. It also proposes a reasonable and stable scheme for financing the primary and secondary education with its estimated impact on fiscal space by 2060. Even if primary and secondary education investment is very important, it should be expanded steadily with proper consideration of both fiscal space and national priorities.

The proposed scheme will insure that the central government spending on the primary and secondary education increases within the extent of income growth and inflation and also reflects the changes in the ratio of school-age population. With this new scheme, it is forecasted that the central government debt ratio to GDP in 2060 will be reduced by 28.2%p from 144.8% to 116.6%. It is very clear that the current free primary and secondary education is not free at all in the era that central government debt continues to accumulate according to population aging, since, in the future, those students should take over the financial burden of population aging and at least the part of their free education costs.

□ Keywords: Local Education Subsidy, Long-horizon Fiscal Space, Education Spending Review

---

* This paper was written based on recent research reports by the author such as Kim (2021a; 2021b; 2022) and Kim et al. (2021)

** Senior Fellow, Korea Development Institute

▌ **예산정책연구** 제11권 제3호 2022. 9. pp.43-81 https://doi.org/10.35525/nabo.2022.11.3.002

코로나19와 공적이전 프로그램이 빈곤에 미친 영향: 세부집단별 분석을 중심으로*

하태원**

국문초록

코로나19로 노동시장이 부정적인 영향을 받은 상황에서 고용보험 등 기존 공적이전 프로그램과 새롭게 도입된 재난지원금 등 정부의 재정정책은 소득보전 역할을 수행하였을 것이다. 본 연구는 코로나19로 인한 근로·사업소득의 감소와 재난지원금, 고용보험 등 공적이전이 빈곤율과 빈곤갭 비율 변화에 미친 기여도를 샤플리분해(Sharpley decomposition)를 통해 분석하였다. 특히 코로나19와 사회적 거리두기 조치가 노동시장에 미친 이질적인 영향을 고려하여 가구주 성별, 종사상 지위별, 취약산업별, 노인/비노인별로 나누어 분석하였다. 분석결과 여성, 자영업자, 대면서비스업 종사 가구가 보다 심각한 시장소득 감소를 경험하였다. 고용보험은 자영업자들에게 상대적으로 약한 빈곤 완화 효과를 보였고, 재난지원금은 모든 집단에 공통적으로 가장 큰 빈곤 완화 효과를 나타내었다.

□ 주제어: 코로나19, 샤플리분해, 재난지원금, 자영업자, 사회적 거리두기

투고일: 2022. 6. 6. 수정일: 2022. 7. 24. 게재확정일: 2022. 8. 10.

* 본 연구의 내용은 연구자 개인의 의견이며, 소속기관의 견해가 아님을 알려드립니다.

** University of Exeter 졸업, 경제학박사 (taiwon.ha@gmail.com)

I. 서론

코로나19는 전 세계적으로 보건의료뿐 아니라 경제에도 많은 영향을 미쳤다. 국제통화기금(International Monetary Fund, IMF)에 따르면 2020년 세계 경제는 전년 대비 -3.1% 위축된 것으로 나타났다(IMF 2022a). 특히 코로나19 확산을 막기 위한 사회적 거리두기(social distancing) 또는 봉쇄정책(lockdown)으로 인해 노동시장이 직접적인 영향을 받았다. 이에 따라 국제노동기구(International Labour Organisation, ILO)는 코로나19로 전 세계적으로 1.14억개의 일자리가 사라질 것으로 전망하였다(ILO 2021). 노동시장에 미친 부정적인 영향은 근로소득 감소 등으로 가구소득 감소와 빈곤 악화로 이어지게 되는데, 세계은행(World Bank) 기준 절대빈곤선인 일 소득 1.9달러에 미치지 못하는 빈곤인구가 세계적으로 6~7천만명 증가하면서, 절대빈곤율이 0.8% 포인트(이하 %p) 상승할 것으로 예상되었다(Lakner et al. 2020; IMF 2022b).

이에 따라 국제통화기금(IMF)과 경제협력개발기구(Organisation for Economic Cooperation and Development, OECD) 등은 경제 상황이 코로나19로부터 확고한 회복세를 보일 때까지는 각국 정부가 적극적인 재정·통화정책을 시행하여 부정적인 영향을 줄일 필요가 있다고 강조하고 있다(IMF 2021; OECD 2020b). 국제통화기금(IMF)에 따르면 코로나19 대응 등으로 선진국의 평균 GDP 대비 재정수지가 2019년 -3%에서 2020년 -10.5%로 악화되었다(IMF 2022b). 우리나라도 전 국민 긴급재난지원금 지급, 소상공인을 위한 재정정책 등 코로나19의 충격을 줄이기 위해 2020년 4회, 2021년 2회, 2022년 2회 등 8차례 추가경정예산을 편성하였으며, 기준금리도 역사상 최저수준인 0.5%로 하향 조정하는 등 적극적인 재정·통화정책을 추진하였다(기획재정부 2021).

이 연구는 코로나19가 시장소득에 미친 영향과 정부의 재정정책 변화가 이전소득에 미친 영향을 분해하여 빈곤율과 빈곤갭 비율에 미친 영향을 분석한다. 구체적으로 살펴보면, 첫째로 코로나19가 노동시장에 불균형적인 영향을 미친 점을 고려하여 성별, 종사상 지위별, 취약산업별, 노인여부 등에 따라 세부집단으로 나누어 코로나19가 우리나라 빈곤 변화에 얼마나 이질적인 영향을 미쳤는지 분석한다. 둘째, 재정정책 측면에서 기존 주요 사회보장 프로그램인 국민연금, 기초연금, 기초생활보장제도, 실업급여

와 코로나19로 인해 새롭게 도입된 재난지원금으로 구분하여 각각의 프로그램이 코로나19 기간 중에 얼마나 효과적으로 가구의 빈곤 위험을 줄여주었는지 비교 분석한다. 2020년 긴급재난지원금은 우리나라에서 전례 없는 보편적 이전지출 프로그램으로 도입되었다. 다만 정책 설계 과정에서 선별적 지원이냐 아니면 보편적 지원이냐가 정책적 이슈가 되었으며, 다양한 논의를 통해 보편적 지원으로 결정되었다. 정부의 재정정책은 위기 상황에서 경기완충적 역할을 하는 데 기존의 이전지출 프로그램과 새롭게 도입된 재난지원금의 빈곤 완화 효과를 비교 분석한다. 이는 앞으로 일어날 수 있는 위기상황에 대비하여 정책적 시사점을 제공해 줄 수 있을 것이다.

본 논문은 다음과 같이 구성하였다. 제II장에서는 관련 선행연구를 검토하고, 제III장에서는 코로나19와 재난지원금에 대해서 간략히 언급한다. 제IV장은 한국복지패널조사, 샤플리분해, 세부집단별 구분과 빈곤지표 등을 소개하고 제V장은 가구주의 성별, 종사상 지위별, 산업별, 노인여부별 빈곤율과 빈곤갭 비율 분해결과를 제시한다. 제VI장은 정부의 재정정책 측면에서 고려할 만한 시사점을 논의한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

1. 코로나19의 이질적인 영향에 대한 연구

코로나19에 대한 다수 선행연구는 코로나19가 노동시장에 이질적인 영향을 주고 있다고 밝히고 있는데, 특히 코로나19 이전에도 경제적으로 취약했던 계층이 보다 많은 피해를 입는다는 점을 지적하고 있다. 세부적으로 살펴보면 첫째, 직무 특성에 주목하여 물리적 대면 필요성이 높고 재택근무 가능성이 낮은 일자리에 피해가 집중된다(Dingel and Neiman 2020; Mongey, Pilossoph and Weinberg 2020; 오삼일·이상아 2020; 최성웅 2020). 둘째, 주로 저숙련 근로자가 물리적 대면이 요구되는 일자리에 종사하기 때문에 코로나19 이전에도 경제적으로 취약했던 계층이 코로나19로 인해 보다 심각한 영향을 받았다는 점도 지적되고 있다(Furceri et al. 2020; Palomino, Rodriguez and Sebastian 2020). 이는 코로나19 이전에도 존재했던 빈곤 문제가 코로나19로 인해 보다 심각해질 수 있음을 의미하며, 정부가 정책적으로 이들 취약집단에 대한 두터운 지원을 할 필요가 있음을 시사한다. 셋째, 근로자의 성별에 초점을 맞추고 남성 근로자에 비해 여성 근로자가 더 큰 피해를 입었다는 점을 강조하는 연구도 다수 발표되었다(Adams-Prassl et al. 2020; 김지연 2021; 송상윤 2021). 이들 연구는 여성 근로자가 남성 근로자보다 대면서비스업에 취업하는 경향이 크고 가정 내에서 자녀 육아에 대한 주된 책임을 지고 있기 때문에 여성 근로자가 부정적인 영향을 더욱 크게 받고 있다고 분석한다. 마지막으로 가구주의 종사상 지위별로 코로나19가 미친 영향을 분석한 연구도 있는데, 가구주가 자영업자인 가구가 보다 많은 피해를 입었다고 지적하고 있다(남재현·이래혁 2020).

위에서 살펴본 선행연구는 코로나19가 노동시장에 성별, 산업별, 종사상 지위별 등에 따라 이질적인 영향을 미친다고 분석하고 있다. 이를 반영하여, 본 연구도 가구주의 특성별로 구분하여 코로나19 기간 중 빈곤율과 빈곤갭 비율의 변화를 분석한다.

2. 코로나19 기간 중 공적이전의 빈곤 완화 효과에 대한 연구

코로나19 기간 중 정부의 이전지출이 경기 완충적인 역할을 하여 가구소득과 빈곤에 미치는 부정적 영향을 완화해주는 역할을 하게 될 것이다. 미국을 대상으로 한 연구에서는 코로나19로 빈곤율이 상승하지만 정부의 이전지출로 인해 빈곤율 상승이 상당수준 완화되고 있다고 지적하고 있다. Han, Meyer and Sullivan(2020)은 코로나19 기간 중 미국의 실업률이 상승했음에도 불구하고, 빈곤율이 개선되었다는 점을 주목하였다. 이들은 공적이전 소득이 포함된 실제소득과 공적이전 소득을 제외하여 구성한 가상의 소득(counterfactual income)을 비교하여 공적이전 소득이 빈곤율 개선에 미친 영향을 추정하였다. 빈곤선으로는 미국 공식빈곤선과 공식빈곤선의 2배, 3배, 그리고 5배 기준을 적용하여 분석하였다. 미국의 공식빈곤선을 기준으로 보면 공적이전 소득이 포함되지 않은 소득으로는 빈곤율이 2020년 1월 10.8%에서 2020년 6월 13.5%로 2.7%p 상승하였지만, 공적이전이 포함된 실제 소득으로는 2020년 6월 빈곤율이 1월 대비 -1.5%p 하락하면서 9.3%로 개선되었다고 분석하고 있다. Martin et al.(2020)은 미국 샌프란시스코 일부 지역(Bay Area)에 3개월간의 봉쇄조치가 시행된다고 가정하고 시뮬레이션을 통해 공적이전 프로그램이 빈곤 개선에 미친 영향을 예측하였다. 미국 주택도시개발부(Department of Housing and Urban Development)에서 선정한 빈곤선의 100%와 50%를 기준으로 빈곤율 변화를 분석하였다. 빈곤선의 100%를 기준으로 빈곤율을 예측한 결과 코로나19로 인해 17.1%에서 25.9%로 상승하였지만, 실업급여 프로그램과 CARES Act로 빈곤율이 각각 23.9%, 19.1%로 개선된다고 분석하고 있다.

한편 선행연구는 개별 프로그램의 빈곤율 개선 효과를 정확하게 추정하지는 못하고 있다. 예를 들면 Han, Meyer and Sullivan(2020)에서는 Economic Impact Payments(EIP)와 실업보험 프로그램을 함께 고려한 빈곤율 개선 효과가 2.7%p라고 추정하였지만, EIP와 실업급여 프로그램 각각의 빈곤율 개선 효과는 1.1%p와 0.8%p로 요소별 기여도의 합이 전체 기여도 합과 일치하지 않아서 분해일치성(decomposition identity)을 만족하지 못하고 있다. 분해방법상 분해일치성(decomposition identity) 문제는 다수의 국내외 선행연구에서 지적되고 있는데(Azevedo et al. 2013; Chantreuil and Trannoy 2013; Shorrocks 2013; 고제이 외 2019; 유진성 2019; 홍경준 2011),

여러 가지 공적이전 프로그램의 빈곤 완화 효과를 동시에 비교할 때에는 중요한 문제가 될 수 있다. 이를 고려하여 본 연구에서는 제IV장에서 논의하듯이 샤플리분해(Sharpley decomposition)를 활용한다. 한편 분해방법에서 나타날 수 있는 분해일치성(decomposition identity)과 샤플리분해에 대해서는 Ha(2021, pp.100-102)에서 보다 상세한 설명을 하고 있다.

Ⅲ. 코로나19와 재난지원금

1. 코로나19와 경제적 영향

2020년 1월 20일 첫 코로나19 확진자가 국내에서 발생하였고 초기에는 다른 국가 대비 확진자 증가세가 빠른 편이었다. 하지만 국민적인 방역노력과 정부의 방역전략으로 2020년 1사분기의 1차 확산세 이후에는 다른 나라보다 안정적으로 관리되었다. 오미크론 변이 등장 이후 확진자가 급증하기도 했지만, 이전에는 코로나19 대응의 대표적인 모범적인 사례로 인식되었다(OECD 2020a).

우리 정부는 전 국민의 노력과 안정적인 코로나19 확산세를 바탕으로 전면적인 봉쇄조치 보다 낮은 수준의 사회적 거리두기 조치를 취하였다. 구체적으로 살펴보면 첫째, 사회적 거리두기 조치는 주로 대면서비스업에 대한 제한으로 나타났다. 특히 물리적 접촉을 줄이기 위해 음식점 등에 실내 취식 가능한 시간을 21시 또는 22시까지로 제한하고 이후에는 포장·배달만 가능하도록 하였다. 또한 식당 등에서 동석 가능한 인원도 4명 또는 6명으로 제한하기도 하였다. 둘째, 직장에 대한 제한조치는 상대적으로 낮은 수준이었고, 비필수 일자리는 재택근무 등을 권고하였다. 마지막으로, 학교에 대해서는 지역의 코로나19 확산세 등을 고려하여 원격수업으로 전환하거나 수용인원의 1/3 또는 2/3 내에서 등교하는 등 학교 내 밀집도를 최소화하기 위한 제한조치를 취하였다(코로나바이러스감염증-19 2022).

코로나19 확산으로 인해 2020년 1사분기 실질 경제성장률이 전 분기 대비 -1.3% 감소하였으며, 2사분기에는 전 분기 대비 감소폭이 -3.2%로 확대되었다. 정부의 적극적인 재정·금융조치로 2020년 3사분기 이후에는 경제성장률이 회복되었으며, 다른 국가 대비 우리 경제는 견조한 회복세를 보이고 있다. 국제통화기금(IMF)에 따르면 2020년 우리나라 경제의 실질성장률은 -0.9%로 미국(-3.4%), 일본(-4.5%), 독일(-4.6%), 프랑스(-8.0%), 영국(-9.3%)보다 양호한 수준이었다(IMF 2022a). 정부가 봉쇄조치를 취하지 않았기 때문에 노동시장에 미친 영향도 다른 국가보다 크지 않았다(Aum, Lee and Shin 2021). 2020년 실업률은 3.9%로 코로나19 이전인 2019년 3.8% 대비 안정적인 수준을 유지하였다. 다만 일시휴직자가 2020년 2월 61.8만명에서 2020년 3월 160.7만명, 4월 148.5만명 등으로 급격하게 증가하였는데, 일시휴직자는 통계상 실업

자가 아닌 취업자로 분류된다는 점을 고려하면 코로나19가 노동시장에 부정적인 영향을 미쳤다고 볼 수 있다(기획재정부 2020; 오상봉 2020; 국가통계포털 2022). 장기간의 경제위기가 예상되는 과거와 달리 코로나19가 안정될 경우를 대비하여 대량해고보다는 일시휴직제도가 보다 많이 활용되었을 가능성이 있다. 또한 정부에서도 급격한 고용충격을 줄이기 위해 고용안정지원금 등 재정지원을 실시하여 대량해고보다는 일시휴직제도 활용을 촉진하였다. 한편 사회적 거리두기 조치 등의 영향으로 업종별 영향이 상이하게 나타났다. 특히 물리적인 접촉이 높은 도매 및 소매업, 숙박 및 음식점업, 부동산업 등이 상대적으로 더 큰 피해를 보았다(기획재정부 2020; 오상봉 2020).

2. 재난지원금 등 코로나19 기간 중 재정정책

가. 재난지원금 등 새로운 재정정책

정부는 2020년 4차례 추가경정예산을 편성하는 등 2020~2021년 동안 310조원의 실물지원 대책과 금융안정 대책을 추진하였다(기획재정부 2021). 이중에서 긴급재난지원금과 소상공인 등을 대상으로 한 선별지원금 등 정부의 이전지출이 가구소득에 직접적인 영향을 미치게 된다. 구체적으로 살펴보면 첫째, 보편지원금으로는 2020년 전 국민 재난지원금이 2,274만 가구를 대상으로 14.3조원 지원되었다. 또한 2021년에는 상생 국민지원금이 일부 고소득층을 제외한 2,034만 가구를 대상으로 11조원 지원되었다. 둘째, 선별지원금으로는 소상공인과 특수고용형태종사자 등을 대상으로 한 지원이 추진되었으며, 2020년에는 소상공인에 대한 새희망자금(3.3조원), 버팀목자금(4.1조원), 긴급고용안정지원금(0.4조원), 특수고용형태 등 고용취약계층에 대한 긴급고용안정지원금(1.2조원) 등이 도입되었다. 2021년에도 소상공인에 대한 버팀목 플러스(6.7조원), 희망회복자금(4.2조원), 손실보상(1조원), 고용취약계층에 대한 긴급고용안정지원금(0.5조원), 법인택시기사와 전세버스기사 지원(0.2조원) 등이 실시되었다(기획재정부 2021).

한편 2020년 긴급재난지원금과 2021년 상생 국민지원금은 재정정책 측면에서 중요한 시사점을 남겼다. 보편적 지원금이 바람직한지 아니면 선별적 지원금이 보다 바람직한지에 대한 논의가 있었다. 이는 지원금의 성격과 정책목표에 대한 논의와도 연결되

어 있는데, 지원금이 경제적 취약계층에 대한 소득보전 목적이 우선이라면 코로나19와 사회적 거리두기 조치로 인해 보다 많은 피해를 입은 집단을 선별하고 이들 집단을 중점적으로 지원하는 것이 바람직할 것이다. 다른 한편으로는, 코로나19와 방역조치로 인한 취약계층의 경제적 영향을 보다 빠르게 완화하는 것이 목적이라면 대상집단 분석·선별 등 행정절차를 줄이기 위해 보편적 지원을 택할 수도 있을 것이다. 또한 코로나19와 방역조치로 인해 전 국민이 입은 불편에 대한 위로 성격의 지원금이라면 보편적인 지원을 선택할 수도 있을 것이다. 결과적으로 보면 2020년 긴급재난지원금은 전 국민을 대상으로 하는 보편적 지원금이었고, 2021년 상생 국민지원금은 일부 고소득층을 제외했기 때문에 선별적 지원금으로 볼 수도 있으나 수급범위가 넓기 때문에 실질적인 보편적 지원금으로 볼 수도 있을 것이다. 이와 더불어, 자영업자와 특수고용형태 취업자 등에 대한 지원도 추가적으로 시행되었기 때문에 보편적 지원과 선별적 지원이 병행되었다.

나. 고용보험 등 기존 지원제도

경제위기 상황에서는 고용보험, 기초생활보장제도 등 기존 사회복지제도가 실직·소득감소 등을 반영하여 수급자를 확대하는 등을 통해 자동적인 경기안정화 기능을 수행하게 된다. 예를 들면, 경제위기 상황에서 실업에 빠지게 되면 구직급여를 받게 되고, 가구소득이 일정 수준 이하로 낮아지면 기초생활보장제도의 수혜를 받을 수 있다. 첫째, 구직급여는 2020년 결산기준으로 11.9조원이 지원되어 2019년 결산기준 8.1조원 대비 지출이 3.8조원 증가하였다(열린재정 2022). 이러한 지출액 증가는 구직급여가 코로나19로 인한 고용충격을 일부 완화시켰을 가능성을 시사한다. 다만 자영업자의 고용보험 가입률이 현저히 낮다는 점(노화봉·손원호·정남기 2021)을 고려하면 종사상 지위별로 구직급여가 차별적인 빈곤 완화 효과를 보였을 가능성이 높다. 둘째, 기초생활보장제도로는 2020년 결산기준으로 12.8조원이 지원되었으며, 2019년 12.1조원 대비 0.7조원 재정지출이 증가하였다. 다만 기초생활보장제도 지출 증가액은 2019년 지출액 대비 5.8%으로 구직급여 대비 높지 않은 수준이다. 이러한 점을 고려하면, 기초생활보장제도의 빈곤 완화 효과는 상대적으로 충분하지 않을 가능성을 시사한다. 자영업자의 낮은 고용보험 가입률과 기초생활보장제도의 제한적인 역할을 고려하면 새희망자

금, 버팀목자금 등 추가적인 재정지원이 자영업자에 중요한 빈곤 완화 기능을 수행하였을 가능성이 있다.

이와 함께 고령화 추세 속에서 기초연금과 국민연금 수급자도 2020년 기준으로 각각 563만명, 562만명에 달하고 있다(통계청 2022). 이는 기초연금과 국민연금이 중요한 소득보전 역할을 수행하고 있으며, 전년 대비 2020년 지급액도 증가하였다. 기초연금의 경우 2020년 결산기준 총 지원액이 13.2조원으로 2019년 11.6조원 대비 1.6조원 증가하였다(열린재정 2022). 이는 2020년에 소득하위 40% 노인에게 기초연금액이 30만원으로 증가한 점도 영향을 미친 것으로 보인다. 국민연금 제도가 성숙함에 따라 국민연금 지급액도 2020년 결산기준 25.7조원으로 전년 대비 3.0조원 증가하였다. 기초연금과 국민연금 수급액이 증가함에 따라 노인인구가 비노인인구보다 상대적으로 코로나19의 영향을 작게 받을 수 있음을 시사한다. 다만 근로·자녀장려금 지원액은 2020년 결산기준 5.0조원으로 2019년과 유사한 수준을 유지하였다(국가통계포털 2022).

Ⅳ. 연구설계

1. 연구자료: 한국복지패널조사

한국복지패널조사는 2006년부터 매년 한국보건사회연구원과 서울대학교에 의해 수행되어 오고 있다. 패널조사는 동일한 표본을 반복적으로 조사하기 때문에 관찰되지 않는 이질성을 줄일 수 있는 장점이 있다. 국내에는 다양한 패널조사가 축적되어 오고 있는데, 그중에서 한국복지패널조사는 가구가 정부로부터 받는 복지지출에 대해 보다 세부적으로 조사하고 있다. 특히 2021년 실시된 조사(2020년 소득기준)에서는 앞서 살펴본 긴급재난지원금과 선별지원 등을 재난지원금이라는 항목으로 구분하여 조사하였기 때문에 코로나19 상황에서 기존 사회복지 제도와 재난지원금이 빈곤에 미친 영향을 나누어 분석할 수 있다는 이점이 있다. 다른 패널조사보다 빠른 2022년 4월에 2020년 소득기준 조사 자료가 공개되었기 때문에 코로나19가 미친 영향을 분석할 수 있는 조사이다. 본 연구에서는 코로나19 이전인 2019년과 코로나19 기간인 2020년 기준 소득자료를 비교하여 코로나19와 정부의 이전지출이 빈곤에 미친 영향을 분석한다(한국보건사회연구원 2022).

또한 한국복지패널조사는 표본 중 50%를 저소득층에 배분하였기 때문에 빈곤층에 대한 공적 이전지출의 영향보다 정확하게 분석할 수 있다. 한편 표본할당 차이 등으로 인해 통계청의 가계금융복지조사 기준 빈곤율과는 다른 흐름을 나타낸 것으로 보인다. 통계청 기준으로 우리나라 전체인구의 처분가능소득 기준 상대빈곤율이 2019년 16.3%에서 2020년 15.3%로 -1.0%p 감소하였으며, 65세 이상 노인인구의 상대빈곤율은 같은 기간 41.4%에서 38.9%로 -2.5%p 개선되었다(국가통계포털 2022). 이에 반해 한국복지패널조사를 분석한 본 연구에서는 우리나라 전체인구 상대빈곤율이 2019년 13.6%에서 2020년에는 14.5%로 상승하였으며, 65세 이상의 노인빈곤율은 2019년 44.0%에서 2020년 42.9%로 -1.1%p 개선되었다는 차이점이 있었다.

2. 분석모델: 샤플리분해(Shapley decomposition)

샤플리분해는 Lloyd S. Shapley가 제안한 분해 방법으로 기본적으로 게임의 참가자가

다른 참가자에 협조하였을 때 발생하는 한계적 기여의 가중합을 산출한다. 샤플리분해는 하나의 소득항목이 포함되었을 때 발생하는 빈곤율 개선 기여도를 산출하는 방식으로 소득항목별로 빈곤율 변화에 미친 영향을 분해하는 데에도 활용되며, 잔차를 남기지 않고 분해 가능하다는 장점이 있다(Azevedo et al. 2013; Chantreuil and Trannoy 2013; Shorrocks 2013; 고제이 외 2019; 유진성 2019; 홍경준 2011). 즉 앞서 제II장 제2절에서 살펴본 것처럼 다수 이전지출 프로그램의 빈곤 개선 효과를 비교 분석할 때는 분해일치성(decomposition identity)이 충족되지 않을 수 있다. 그러나 예를 들면 [표 3]에서 100에서 각 소득의 빈곤 완화 기여도의 합을 제외하면 빈곤율과 같은데, 이는 샤플리분해가 분해일치성(decomposition identity)을 만족하는 분해 방법이라는 점을 의미한다. 또한 이 연구는 2019년과 2020년, 2개년도의 빈곤율과 빈곤갭 비율 차이를 분석대상으로 한다. 인접한 2개년도의 빈곤율과 빈곤갭 비율 차이가 크지 않을 수 있기 때문에 잔차가 남을 경우 보다 세밀한 분해가 어려울 수 있다. 이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 샤플리분해를 채택하여 코로나19와 이전지출 프로그램이 빈곤 변화에 미친 변화를 분해하기로 한다. 한편 이 연구는 Araar and Duclos(2022)가 개발한 Distributive Analysis Stata Package 3.02 버전을 활용하여 샤플리분해를 실시한다.

보다 구체적으로 샤플리분해의 원리를 살펴보면 전체 참가자집단을 N, 임의의 참가자 i가 속한 부분집합을 S로 가정한다. v(.)는 임의의 참가자집단(.)가 서로 협력했을 때 발생하는 가치를 나타내는 함수이다. 첫째, 임의의 참가자 i가 부분집합 S에 협조했을 때 증가하는 한계적 기여의 크기는 $v(S)-v(S-i)$로 정의할 수 있다. 둘째, 참가자 i의 한계적 기여도는 개별 사건의 발생 가능성을 고려하여 계산한다. 사건의 발생 가능성은 식(1)의 $\frac{(s-1)!(n-s)!}{n!}$로 표현할 수 있다. 이중에서 분모는 전체집단 N에 속한 n개의 참가자가 만들 수 있는 총 n!개의 경우의 수를 의미한다. 분자로는 부분집합 S는 참가자 i를 포함해야 하기 때문에 총 (s-1)!개의 경우의 수를 만들며, 부분집합 S의 여집합 Sc는 (n-s)!개의 경우의 수를 만들게 되는 점을 의미한다. 이에 따라 참가자 i의 한계적 기여는 식 (1)로 표현될 수 있다(Roth 1988).

$$C_i(v)=\sum_{S\subset N, i\in S}\frac{(s-1)!(n-s)!}{n!}[v(S)-v(S-i)] \qquad (1)$$

3. 소득항목 구분

코로나19로 새롭게 지원된 재난지원금과 고용보험, 기초생활보장제도 등 기존 복지제도 등으로 구분하여 정부 이전지출의 효과를 분석하기 위해 가구소득을 근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적이전소득, 재난지원금, 고용보험, 국민연금, 기초연금, 기초생활보장, 근로장려금, 기타 소득 등 11개 항목으로 구분하였다([표 1] 참고). 또한 우리나라 통계청과 경제협력개발기구(OECD) 등의 가구소득 통계작성 방법에 따라, 가구원 수별로 소비에 미치는 규모의 경제가 다른 점을 고려하여 각 소득항목을 균등화하였다. 통계청과 경제협력개발기구(OECD) 등에서 널리 활용하고 있는 가구원 수 제곱근 균등화 지수를 활용하였다(OECD 2013; 국가통계포털 2022).

[표 1] 소득항목 구분

소득항목	세부내용
근로소득	근로자 급여액
사업소득	고용주 및 자영자 순소득, 농림축산업 및 어업 순소득 등
재산소득	이자, 배당금, 임대료 등
사적이전소득	가구원이 아닌 부모 등으로부터 받는 보조금, 민간 보험 등
재난지원금	재난지원금 수급액(전 국민 긴급재난지원금, 소상공인 지원금액 등 포함)
고용보험	구직급여 등 고용보험 수급액
기초생활보장	기초생활보장 수급액(생계급여, 주거급여, 교육급여)
국민연금	국민연금 수급액
기초연금	기초연금 수급액
근로장려금	근로장려금 수급액
기타 소득	기타 사회보장 수급액, 조세 및 사회보장기여금

첫째, 근로소득과 사업소득은 코로나19로 인한 노동시장의 충격을 나타낼 수 있다. 근로소득은 근로자의 총급여액, 사업소득은 고용주 및 자영자 순소득, 농림축산업 및 어업 순소득 등을 의미한다. 코로나19로 인한 임금 또는 근로시간 변화, 자영업자의 수익 변화 등으로 시장소득이 변화할 수 있으며, 특정가구의 2019년 대비 2020년 근로소득 또는 사업소득이 감소할 수 있을 것이다. 성별, 종사상 지위별, 취약산업별, 노인/비노인별 등 세부그룹별 분석을 통해 코로나19가 노동시장에 미친 이질적인 영향을 측

정한다. [표 2]에서 보듯이 2020년은 근로소득 증가폭이 상당히 둔화되었으며, 사업소득은 감소하였는데 이는 코로나19로 인해 노동시장이 부정적인 영향을 입었음을 의미한다.

둘째, 재산소득은 이자, 배당금, 임대료 등 금융·부동산 재산 등으로부터 얻는 소득을 의미하며, 사적이전소득은 가구원이 아닌 부모 등으로부터 받는 보조금, 민간 보험 등을 포함한다. [표 2]에서 보듯이 2020년에 재산소득이 증가하였는데 이는 주식·부동산 시장 호황으로 인한 것으로 보인다. 사적이전소득은 경기변동에 따라 경기가 위축되면 감소할 수 있는데 [표 2]에서 보듯이 코로나19 기간 중 노동시장 충격으로 사적이전소득이 감소하였다.

셋째, 재난지원금은 전 국민에게 보편적으로 지원된 긴급재난지원금과 소상공인 등에게 지원된 선별적 지원금을 포함한다. 한국복지패널조사에서는 2020년 소득기준 조사에서 재난지원금을 별도 항목으로 조사하였다. 다만 긴급재난지원금과 소상공인에 대한 선별지원금을 별도로 구분하지는 않았기 때문에 각각의 지원금을 별도로 구분하여 빈곤 완화 효과를 분석할 수는 없다(한국보건사회연구원 2022).

넷째, 고용보험은 구직급여 수급액 등을 포함한다. 코로나19의 영향 등으로 실직을 할 경우 구직급여를 수급할 수 있으며, 가구의 구직급여 수급액이 늘어나면서 빈곤 완화에 대한 기여도가 높아질 것이다. 따라서 구직급여 수급액이 빈곤에 미친 영향을 분석하면 코로나19 위기 상황에서 고용보험이 경기완충적 역할을 수행하였는지 관찰할 수 있다. [표 2]에서 볼 수 있듯이 2020년 고용보험 수급액이 전년 대비 증가하였다. 한편 자영업자가 상용직 근로자, 임시·일용직 근로자에 비해 고용보험 가입률이 낮기 때문에(노화봉·손원호·정남기 2021) 고용보험의 빈곤 완화 효과도 종사상 지위에 따라 다를 것으로 예상된다.

다섯째, 기초생활보장제도 수급액은 생계급여, 주거급여, 교육급여 수급액의 합계이다. 의료급여는 가구에 직접적으로 소득지원 형태가 아니라 의료비 납부금액을 차감하는 형태이기 때문에 가구의 소득항목으로 측정하기는 어렵다. 한국복지패널조사에서도 기초생활보장제도 수급액으로는 생계급여, 주거급여, 교육급여 3가지 항목에 대한 지원금액을 조사하고 있다(한국보건사회연구원 2022). 코로나19 기간 중 공공부조의 핵심적인 역할을 하는 기초생활보장제도의 빈곤 개선 효과를 측정할 수 있을 것이다.

국민연금과 기초연금은 노인을 대상으로 빈곤 완화 효과를 측정할 수 있다. 2020년

국민연금과 기초연금 수급액은 전년 대비 증가하였는데, 이는 인구고령화, 국민연금 제도 성숙화, 기초연금 수급액 인상(2020년에는 노인인구 중 소득하위 40%를 대상으로 30만원 지급) 등 복합적인 원인에 따른 것으로 보인다.

그밖에 근로장려금은 근로장려금 수급액을 의미하며 노동시장 충격으로 인한 근로소득이 감소할 경우 근로장려금이 소득 보전 역할을 수행하였는지 살펴보기 위해 도입하였다. 기타 항목은 조세와 사회보장기여금 납부액, 기타 공적이전 프로그램의 수급액 등을 의미한다.

한편 [표 2]를 보면 2016년부터 2020년까지 5개년도의 가구특성 변화는 크지 않은 것으로 보인다. 가구주 연령은 인구고령화에 따라 일부 상승하였지만 가구주 성별, 취업여부, 종사상 지위, 취약산업 취업여부 등은 일정하게 유지되었다. 따라서 2020년의 근로소득 증가폭의 둔화, 사업소득 감소, 사적이전소득의 감소는 코로나19가 노동시장에 미친 영향이 가구의 소득에 반영되었다고 볼 수 있을 것이다. 또한 재난지원금은 2020년 정부가 지급한 긴급재난지원금과 소상공인 등에 대한 재정지원이 가구소득 증가에 긍정적인 역할을 했음을 시사한다.

4. 집단별 구분

제II장 제1절에서 살펴본 것처럼 가구 특성별로 세부집단을 구분하여 코로나19와 정부의 재정정책이 빈곤에 미친 이질적인 영향을 분석한다. 첫째, 다수 선행연구에 따르면 코로나19가 여성 근로자에게 보다 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Adams-Prassl et al. 2020; 김지연 2021; 송상윤 2021). 따라서 본 연구는 가구주의 성별을 기준으로 남성 가구주 가구와 여성 가구주 가구로 구분하였다.

둘째, 코로나19는 대면서비스업 등 일부 업종에 보다 많은 영향을 주었다(Dingel and Neiman 2020; Mongey, Pilossoph and Weinberg 2020). 가구주가 취약산업에 종사하는지 여부에 따라 집단을 구분하였다. 보다 세부적으로 본 연구에서 취약산업은 아래의 2단계를 거쳐 선정하였다. 첫 번째 단계로 오삼일·이상아(2020), 최성웅(2020)의 연구를 고려하여, 산업분류 대분류별로 비필수 일자리, 비재택 근무 일자리, 고대면접촉 일자리 등 3가지 기준에 대한 평균값이 65점 이상인 산업을 1차로 구분하였다. 선행연구들은 Dingel and Neiman(2020)의 연구방법론을 적용하여 코로나19

가 산업분야별로 미친 영향을 추정한 값인 점을 고려하여, 실제 2020년의 취업자 증감률을 고려하여 추가 검토를 실시하였다. 즉 두 번째 단계로, 산업분류 대분류별로 2020년 2~4사분기의 취업자 감소율이 전 산업 평균 대비 2배 이상인 산업을 선정하였다. 위와 같은 선정 작업을 거쳐 도매 및 소매업, 숙박 및 음식점업, 부동산업, 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업 등 4개 산업을 취약산업으로 구분하고 나머지 산업은 비취약산업으로 분류하였다.

[표 2] 가구 특성 및 소득항목별 추이

		2016	2017	2018	2019	2020
가구주 연령(세)		49.67	50.32	50.84	51.27	51.77
가구주 성별(남성=0)		0.11	0.12	0.12	0.12	0.12
가구주 취업여부(미취업=0)		0.75	0.75	0.75	0.76	0.76
종사상 지위	상용직	0.51	0.51	0.50	0.51	0.51
	임시일용직	0.24	0.25	0.25	0.25	0.25
	자영업	0.25	0.25	0.25	0.24	0.24
취약산업 여부 (취약산업=1)		0.20	0.20	0.20	0.20	0.19
근로소득		191.1	205.2	210.9	224.5	227.9
사업소득		52.4	45.2	49.9	51.7	45.6
재산소득		10.5	12.2	13.4	12.4	13.8
사적이전소득		16.0	17.1	17.0	17.6	15.9
재난지원금		0.0	0.0	0.0	0.0	7.3
고용보험		1.0	1.2	1.7	1.7	2.9
기초생활보장		1.9	2.0	2.0	2.0	2.1
국민연금		11.4	11.9	12.5	12.9	13.7
기초연금		2.7	2.8	3.2	3.8	4.3
근로장려금		0.2	0.2	0.2	0.5	0.5
기타(조세 등)		-23.2	-25.7	-26.4	-27.7	-30.2
합계		263.9	272.1	284.2	299.5	303.8

자료: 한국복지패널조사 12~16차 조사자료 마이크로데이터로 저자 계산

주: 1. 가구주 성별은 여성 가구주 비율(%), 가구주 취업여부는 취업상태인 가구주 비율(%), 취약산업 여부는 취약산업에 취업한 가구주 비율(%)을 의미

2. 종사상 지위는 3가지 분류별 취업 비율(%)을 의미

3. 근로소득 이하 소득금액은 가구원 수 제곱근으로 균등화하였으며 만원 단위 월간소득

셋째, 코로나19와 사회적 거리두기 조치로 상용직 근로자에 비해 자영업자와 임시·일용직 근로자의 피해가 보다 심할 수 있다. 남재현·이래혁(2020)에서도 자영업자와 임시·일용직 근로자가 상용직 근로자 보다 더 많은 피해를 입는 것으로 나타났다. 또한 2019년 기준 우리나라의 자영업자 비율이 24.6%로 미국(6.1%), 독일(9.6%), 프랑스(12.2%) 등 보다 높아 자영업자의 피해를 구분하여 분석할 필요가 있다(OECD 2022). 따라서 본 연구는 가구주의 종사상 지위별로 자영업자 가구와 상용직 근로자, 임시·일용직 근로자 가구로 구분하여 분석을 진행하였다.

마지막으로, 본 연구에서는 우리나라의 노인빈곤이 심각한 점을 고려하여 연령을 기준으로 65세 이상인 노인과 64세 이하인 비노인을 구분하였다. 통계청 기준 노인빈곤율과의 비교를 위해 노인여부는 가구주 기준이 아니라 가구원을 포함한 개인별 연령기준으로 노인과 비노인을 구분하였다. 경제협력개발기구(OECD)에 따르면 우리나라의 노인빈곤율은 2018년 기준 43.4%로 경제협력개발기구(OECD) 회원국 중 가장 높은 수준이다(OECD 2022). 한편 노인은 비노인보다 고용률이 낮고 국민연금, 기초연금 등 공적이전 프로그램의 수혜를 받기 때문에 코로나19와 사회적 거리두기가 노동시장에 미친 부정적 영향이 상대적으로 적을 가능성이 있다.

5. 빈곤측정 지표

가. 상대적 빈곤선: 균등화 처분가능소득 기준, 중위 50%

빈곤여부를 판단하는 기준으로는 상대빈곤선을 활용하며, 균등화 처분가능소득의 50%를 빈곤 기준으로 설정한다. 한편 빈곤선으로는 상대빈곤선과 절대빈곤선을 고려할 수 있다. 절대빈곤선은 기본적으로 빈곤가구가 최소한의 생활을 영위하는 데 필요한 기본적인 필수재를 구매하는 데 필요한 화폐가치를 의미한다. 이에 반해 상대빈곤선은 특정한 사회에서 표준적인 생활수준을 위해 필요한 소득수준을 의미하며 대개 중위소득의 일정비율(예: 50% 또는 60%)로 측정된다(Haughton and Khandker 2009). 일반적으로 선진국에서는 절대빈곤선의 목표인 최소한의 생활수준은 상당부분 달성되었기 때문에 절대빈곤선보다는 상대빈곤선을 채택하는 경향이 있다. 우리나라도 2015년 맞춤형 기초생활보장 개편을 계기로 정책의 기준이 되는 빈곤선을 절대빈곤선에서 상

대빈곤선으로 변경하였다(Nam and Park 2020; 한국보건사회연구원 2017).

우리나라와 경제협력개발기구(OECD)는 중위소득의 50%를, 유럽연합은 60%를 빈곤선으로 채택하고 있다. 본 연구에서 균등화 처분가능소득 기준 중위소득의 50%인 137.65만원(2019년), 140.94만원(2020년)을 상대적 빈곤선으로 설정하였다.

나. 빈곤측정 지표: 빈곤선과 빈곤갭 비율

코로나19로 인해 취약계층의 가구소득에 미친 영향을 분석하기 위해 빈곤율과 빈곤갭 비율의 변화를 측정하고, 소득항목별로 빈곤율과 빈곤갭 비율의 변화에 미친 영향을 분해한다. 빈곤율은 빈곤을 측정하는 간단하면서도 직관적인 지표이다. 가구의 균등화 처분가능소득이 중위 50% 미만인 경우 빈곤가구로 인식하고, 전체인구 중에서 빈곤가구에 속한 인구 수가 차지하는 비율로 빈곤율을 측정한다. 빈곤율 변화 분석을 통해 코로나19로 빈곤층이 얼마나 증가했는지, 그리고 어떠한 소득항목이 빈곤율 증가 또는 감소에 얼마나 기여했는지 측정할 것이다.

다만 빈곤율은 빈곤선 아래에 있는 가구의 소득변화를 측정하지 못한다는 한계점이 있다. 따라서 본 연구는 빈곤갭 비율의 변화를 추가로 측정하였다. 빈곤갭 비율은 빈곤선 대비 빈곤선과 빈곤가구의 소득과의 차이의 비율을 측정하는데, 이는 빈곤가구가 빈곤을 벗어나기 위해 얼마만큼의 추가적인 소득이 필요한지 알려주는 빈곤지표이다.

[표 3]에서는 하위집단별로 코로나19 이전인 2019년과 코로나19 기간인 2020년의 빈곤율과 빈곤갭 비율 차이를 비교하였다. 전체집단의 빈곤율과 빈곤갭 비율은 2019년에 비해 2020년에 모두 상승하였다. 그러나 세부집단별로는 차별화된 모습을 보이고 있다. 가구주 성별로는 여성 가구주 가구가, 취약산업 여부로는 가구주가 취약산업에 종사하는 가구가, 종사상 지위별로는 자영업자 가구가, 연령별로는 비노인집단이 보다 큰 영향을 받은 것으로 보인다. 한편 본 연구에서는 소수점 셋째자리에서 반올림하여 결과를 제시하였는데, 빈곤율과 빈곤갭 비율의 세부항목별 합계, 2020년과 2019년의 차이값 등이 반올림 결과에 따라 일부 다를 수 있다.

[표 3] 하위집단별 빈곤율과 빈곤갭 비율 추이

(단위: %, %p)

		빈곤율			빈곤갭 비율		
		2019	2020	차이 (2020-2019)	2019	2020	차이 (2020-2019)
전체		13.59	14.52	0.93	4.41	5.43	1.01
성별	남성	9.47	10.19	0.73	3.07	4.10	1.03
	여성	33.33	34.91	1.58	10.84	11.67	0.83
취약산업	비취약산업	5.97	5.71	-0.26	1.56	1.70	0.14
	취약산업	7.68	9.12	1.44	1.93	2.68	0.74
종사상지위	상용직	1.03	1.40	0.38	0.22	0.38	0.16
	임시일용직	12.18	10.48	-1.70	2.97	2.39	-0.58
	자영업자	11.52	12.83	1.31	3.26	4.62	1.36
연령	노인	44.00	42.87	-1.13	15.72	16.56	0.85
	비노인	6.80	7.82	1.01	1.89	2.80	0.90

자료: 한국복지패널조사 15~16차 조사자료 마이크로데이터로 저자 계산

V. 분석결과

1. 전체가구

가. 빈곤율 변화

빈곤율이 2019년 13.59%에서 2020년에는 14.52%로 상승하였다. 소득항목별로 살펴보면 2020년 사업소득의 빈곤율 개선 효과가 크게 감소하였다([표 4] 참고). 2019년에는 13.07%의 빈곤율 개선 효과가 있었으나, 2020년에는 11.66%로 하락하였다. 근로소득은 비교적 차이가 크지 않은 점을 고려하면, 코로나19와 사회적 거리두기 정책으로 사업소득에 더 큰 영향을 주었으며, 이는 임금근로자보다 자영업자가 더 직접적인 피해를 입었음을 시사한다. 또한 사적이전소득도 2019년 2.81%에서 2020년 2.41%로 감소하였는데, 코로나19로 인해 사적이전소득도 영향을 받았음을 알 수 있다. 공적이전소득을 보면, 2020년에 지급된 재난지원금이 0.87%로 비교적 큰 폭의 빈곤율 개선 효과를 보이고 있다. 또한 고용보험이 2019년 0.25%에서 2020년 0.37%로 소폭 상승하였다. 기초연금의 빈곤율 개선 효과도 상승하였는데, 이는 기초연금 수급액이 2019년 하위 20%에게 30만원을 지급하던 것이 2020년에는 하위 40%에게 30만원을 지급하는 것으로 확대된 영향으로 볼 수 있을 것이다.

나. 빈곤갭 비율 변화

한편 빈곤갭 비율은 2019년 4.41%에서 2020년 5.43%로 변화하였다. 소득항목별 빈곤갭 비율의 변화를 살펴보면 대체로 빈곤율 변화와 유사한 모습을 보이고 있다. 다만 근로소득의 빈곤갭 비율 개선 효과가 2019년 69.88%에서 2020년 67.95%로 -1.93%p 하락하였는데, 이는 빈곤율 개선 효과가 -0.60%p 하락한 것에 비해 큰 수준이다. 이는 빈곤율 지표로는 추정하기 어려운 빈곤선 아래에 있는 빈곤가구의 근로소득이 코로나19로 인해 보다 많이 악화되었을 가능성을 시사한다. 한편 긴급재난지원금의 빈곤갭 비율 개선 효과는 2.98%p로 빈곤율 개선 효과인 0.87%p에 비해 3배 이상 큰 수준인데, 이는 긴급재난지원금이 빈곤선 아래에 있는 빈곤가구의 소득개선에 보다 큰 효과를 미쳤음을 의미한다.

[표 4] 샤플리분해 결과: 전체가구, 빈곤율, 빈곤갭 비율

(단위: %, %p)

	빈곤율			빈곤갭 비율		
	2019	2020	차이 (2020-2019)	2019	2020	차이 (2020-2019)
근로소득	64.51	63.91	-0.60	69.88	67.95	-1.93
사업소득	13.07	11.66	-1.41	14.36	12.32	-2.05
재산소득	1.76	2.16	0.40	4.11	4.59	0.48
사적이전소득	2.81	2.41	-0.40	7.37	6.89	-0.48
재난지원금	0.00	0.87	0.87	0.00	2.98	2.98
고용보험	0.25	0.37	0.12	0.66	1.22	0.55
기초생활보장	0.36	0.43	0.07	1.31	1.31	0.00
국민연금	3.34	3.32	-0.01	5.26	5.39	0.13
기초연금	0.55	0.72	0.17	2.20	2.43	0.24
근로장려금	0.11	0.10	-0.01	0.23	0.23	0.00
기타(조세 등)	-0.34	-0.46	-0.13	-9.79	-10.72	-0.93
빈곤율/ 빈곤갭 비율	13.59	14.52	0.93	4.41	5.43	1.01

자료: 한국복지패널조사 15~16차 조사자료 마이크로데이터로 저자 계산

주: 1. 2019년과 2020년 근로소득 등 11개 소득항목의 빈곤 완화 기여도를 의미

2. 100-각 소득항목의 빈곤 완화 기여도의 합=빈곤율(또는 빈곤갭 비율)

3. 차이항목은 각 소득항목의 2020년 빈곤 완화 기여도-2019년 빈곤 완화 기여도이며, 음수는 2020년 빈곤 완화 기여도가 2019년에 비해 하락하였음을 의미

2. 가구주 성별

가. 빈곤율 변화

남성 가구주 가구에 비해 여성 가구주 가구의 빈곤율이 더 크게 상승하였다([표 5] 참고). 구체적으로 살펴보면, 남성 가구주 가구의 빈곤율은 2019년 9.47%에서 2020년 10.19%로 소폭 상승한 것에 비해, 여성 가구주 가구의 빈곤율은 2019년 33.33%에서 2020년 34.91%로 비교적 크게 상승하였다. 남성 가구주 가구와 여성 가구주 가구의 빈곤율 차이는 대부분 근로소득의 빈곤 개선 기여도 차이에서 비롯된다. 2020년 기준으로 여성 가구주 가구는 남성 가구주 가구에 비해 빈곤율이 24.72%p 높은데, 근로소득의 빈곤율 개선 기여도 차이가 23.49%p로 나타났다. 또한 코로나19로 인한 노동시장의 부정적 영향이 남성 가구주 가구에 비해 여성 가구주 가구에 크게 나타난 것을 알 수 있다. 2019년 대비 2020년의 근로소득 빈곤 개선 기여도가 남성 가구주의 경우

-0.13%p 감소하였으나, 여성 가구주 가구는 -2.53%p 감소하였다. 이는 노동시장에서 여성이 남성에 비해 코로나19로 인한 부정적 영향을 더 크게 받았음을 의미한다(Adams-Prassl et al. 2020; 김지연 2021; 송상윤 2021).

[표 5] 샤플리분해 결과: 가구주 성별, 빈곤율

(단위: %, %p)

	남성 가구주			여성 가구주		
	2019	2020	차이 (2020 -2019)	2019	2020	차이 (2020 -2019)
근로소득	68.16	68.02	-0.13	47.06	44.53	-2.53
사업소득	14.80	12.73	-2.06	4.81	6.62	1.81
재산소득	1.82	2.33	0.51	1.46	1.31	-0.15
사적이전소득	2.12	1.91	-0.21	6.14	4.77	-1.37
재난지원금	0.00	0.84	0.84	0.00	1.02	1.02
고용보험	0.16	0.36	0.20	0.68	0.39	-0.29
기초생활보장	0.20	0.29	0.09	1.15	1.12	-0.03
국민연금	3.32	3.40	0.08	3.40	2.97	-0.44
기초연금	0.46	0.64	0.18	0.97	1.10	0.12
근로장려금	0.08	0.08	0.00	0.21	0.18	-0.03
기타(조세 등)	-0.57	-0.79	-0.22	0.79	1.08	0.29
빈곤율	9.47	10.19	0.73	33.33	34.91	1.58

자료: 한국복지패널조사 15~16차 조사자료 마이크로데이터로 저자 계산

주: 1. 2019년과 2020년 근로소득 등 11개 소득항목의 빈곤 완화 기여도를 의미
2. 100-각 소득항목의 빈곤 완화 기여도의 합=빈곤율
3. 차이항목은 각 소득항목의 2020년 빈곤 완화 기여도-2019년 빈곤 완화 기여도이며, 음수는 2020년 빈곤 완화 기여도가 2019년에 비해 하락하였음을 의미

또한 사적이전소득의 빈곤율 개선 효과 감소도 여성 가구주 가구에서 더 크게 나타나고 있다. 남성 가구주 가구의 경우 2019년 2.12%에서 2020년 1.91%로 -0.21%p 하락한 반면, 여성 가구주 가구는 6.14%에서 4.77%로 -1.37%p로 더욱 크게 하락하였다.

재난지원금은 남성에 비해 여성 가구주 가구에 긍정적 영향을 더 크게 미친 것으로 나타났다. 2020년 월평균 여성 가구주 가구의 재난지원금 소득은 6.5만원으로 남성 가구주 가구의 재난지원금 7.4만원과 유사했지만 상대적으로 여성 가구주 가구의 근로소득 감소가 더 큰 상황에서 재난지원금의 소득 보전 효과가 더욱 컸던 것으로 보인다. 고용보험은 2020년에 남성 가구주 가구(0.36%)와 여성 가구주 가구(0.39%)에 유사한 수준의 빈곤율 개선 기여도를 나타내었다.

나. 빈곤갭 비율 변화

남성 가구주 가구와 여성 가구주 가구 모두 2019년에 비해 2020년의 빈곤갭 비율이 상승하는 모습을 보였다([표 6] 참고). 소득항목별로 살펴보면, 근로소득의 빈곤갭 비율 개선 효과가 남성 가구주 가구에 비해 여성 가구주 가구에서 더 크게 하락하였다. 여성 가구주 가구는 2020년 근로소득의 빈곤갭 비율 개선 효과가 48.00%로 2019년 52.12%에 비해 -4.11%p 낮은 수준을 보이고 있다. 2020년 긴급재난지원금의 빈곤갭 비율 개선 효과가 3.22%로 나타났지만 근로소득의 빈곤갭 비율 개선 효과 감소폭보다 작은 수준이었다. 빈곤율 변화에서처럼 사적이전소득의 빈곤갭 비율 개선 효과가 여성 가구주 가구에서 2019년 14.18%에서 2020년 12.70%로 남성 가구주 가구보다 더 많이 감소하면서 여성 가구주 가구의 빈곤갭 비율이 악화하는 데 주요 원인이 되었음을 알 수 있다.

[표 6] 샤플리분해 결과: 가구주 성별, 빈곤갭 비율

(단위: %, %p)

	남성 가구주			여성 가구주		
	2019	2020	차이 (2020 -2019)	2019	2020	차이 (2020 -2019)
근로소득	73.59	72.18	-1.41	52.12	48.00	-4.11
사업소득	16.09	13.49	-2.60	6.07	6.78	0.71
재산소득	4.33	4.90	0.58	3.07	3.10	0.03
사적이전소득	5.95	5.66	-0.29	14.18	12.70	-1.48
재난지원금	0.00	2.93	2.93	0.00	3.22	3.22
고용보험	0.62	1.21	0.60	0.90	1.23	0.33
기초생활보장	0.81	0.76	-0.05	3.72	3.90	0.17
국민연금	5.09	5.23	0.14	6.06	6.10	0.04
기초연금	1.63	1.79	0.16	4.93	5.47	0.54
근로장려금	0.18	0.17	-0.01	0.44	0.51	0.07
기타(조세 등)	-11.35	-12.43	-1.08	-2.32	-2.66	-0.35
빈곤갭 비율	3.07	4.10	1.03	10.84	11.67	0.83

자료: 한국복지패널조사 15~16차 조사자료 마이크로데이터로 저자 계산

주: 1. 2019년과 2020년 근로소득 등 11개 소득항목의 빈곤 완화 기여도를 의미
2. 100-각 소득항목의 빈곤 완화 기여도의 합=빈곤갭 비율
3. 차이항목은 각 소득항목의 2020년 빈곤 완화 기여도-2019년 빈곤 완화 기여도이며, 음수는 2020년 빈곤 완화 기여도가 2019년에 비해 하락하였음을 의미

3. 가구주 취약산업별

가. 빈곤율 변화

코로나19와 사회적 거리두기 조치가 주로 대면서비스업에 더욱 직접적인 영향을 미친 점을 고려하여 가구주가 취업상태인 가구 중에서 가구주가 취업한 산업을 기준으로 코로나19가 미친 영향을 구분하여 분석하였다. 가구주가 취약산업에 종사한 경우 2020년 빈곤율이 9.12%로 2019년 7.68% 대비 1.44%p 상승하였다([표 7] 참고). 이에 반해 가구주가 취약산업이 아닌 다른 산업분야에 종사한 경우에는 2020년 빈곤율이 5.71%로 2019년 5.97% 대비 -0.26%p 개선되었다. 이러한 빈곤율 차이는 주로 사업소득과 근로소득의 변화에서 비롯되었다. 즉 취약산업에 종사하는 가구주를 둔 가구는 사업소득의 빈곤 완화 기여도가 2019년 27.79%에 비해 2020년 25.40%로 -2.39%p 하락하였으며, 근로소득도 2019년 59.48%에서 2020년 58.73%로 -0.75%p 하락하였다. 이에 반해 가구주가 비취약산업에 종사하는 가구의 경우 사업소득의 빈곤 완화 기여도가 -1.41%p로 취약산업 가구에 비해 조금 하락하였으며, 근로소득은 2019년과 2020년이 유사한 빈곤율 개선 기여도를 보였다. 즉 코로나19와 사회적 거리두기 조치가 일부 고대면 서비스업을 중심으로 더 큰 부정적인 영향을 미쳤으며, 이러한 영향이 사업소득과 근로소득에 이질적인 영향을 미쳤고 빈곤율 변화에도 기여했음을 의미한다.

재난지원금은 취약산업 가구주 가구에 더욱 큰 빈곤 개선 효과를 보였다. 2020년 재난지원금의 빈곤 개선 효과는 취약산업 가구주 가구의 경우 1.33%로, 비취약산업 가구주 가구 0.63% 대비 2배 이상의 효과를 보였다. 이는 2020년에 전 국민 재난지원금 이외에도 취약산업 소상공인과 자영업자를 대상으로 다양한 재정지원이 실시되었기 때문에 보다 긍정적인 효과를 미친 것으로 보인다. 취약산업에 종사하는 가구주를 둔 가구는 2020년 월평균 9.4만원의 재난지원금을 받았지만, 비취약산업 종사 가구는 월 6.9만원을 수령한 것으로 나타났다. 취약산업 가구주 가구는 근로소득과 사업소득에 더 큰 손실을 입었지만, 2020년 기준 고용보험의 영향은 취약산업 가구주 가구에 0.23%로 비취약산업 가구주 가구 0.27%에 비해 소폭 낮은 수준이었다. 해당 산업분야의 실업률이 전 산업 대비 2배 이상 높음에도 불구하고 고용보험의 빈곤 개선 효과가 크지 않은 점은 고대면 서비스업의 고용보험 가입률이 낮기 때문으로 해석될 수 있을 것이

다. 예를 들면, 2020년 기준 전 산업 평균 고용보험 가입률은 90.3%인데 비해 본 연구에서 취약산업으로 분류된 숙박 및 음식점업(74.7%), 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업(74.0%) 등의 고용보험 가입률은 평균보다 낮은 수준이었다(고용노동통계 2022).

[표 7] 샤플리분해 결과: 가구주 취약산업별, 빈곤율

(단위: %, %p)

	비취약산업			취약산업		
	2019	2020	차이 (2020 −2019)	2019	2020	차이 (2020 −2019)
근로소득	77.28	77.44	0.16	59.48	58.73	-0.75
사업소득	12.64	11.24	-1.41	27.79	25.40	-2.39
재산소득	1.28	1.44	0.16	1.47	1.89	0.42
사적이전소득	1.49	1.33	-0.15	2.47	2.14	-0.33
재난지원금	0.00	0.63	0.63	0.00	1.33	1.33
고용보험	0.19	0.27	0.08	0.16	0.23	0.06
기초생활보장	0.11	0.22	0.11	0.30	0.28	-0.02
국민연금	1.29	1.88	0.58	0.86	1.25	0.39
기초연금	0.32	0.46	0.14	0.30	0.45	0.15
근로장려금	0.12	0.09	-0.04	0.03	0.14	0.11
기타(조세 등)	-0.70	-0.72	-0.02	-0.55	-0.94	-0.40
빈곤율	5.97	5.71	-0.26	7.68	9.12	1.44

자료: 한국복지패널조사 15~16차 조사자료 마이크로데이터로 저자 계산

주: 1. 2019년과 2020년 근로소득 등 11개 소득항목의 빈곤 완화 기여도를 의미

2. 100-각 소득항목의 빈곤 완화 기여도의 합=빈곤율

3. 차이항목은 각 소득항목의 2020년 빈곤 완화 기여도-2019년 빈곤 완화 기여도이며, 음수는 2020년 빈곤 완화 기여도가 2019년에 비해 하락하였음을 의미

나. 빈곤갭 비율 변화

빈곤갭 비율 변화도 앞서 살펴본 빈곤율 변화와 유사한 모습을 보이고 있으나 하락폭은 빈곤율 변화보다 큰 것으로 나타났다. 즉 취약산업 가구주 가구는 2019년 대비 2020년의 사업소득(-4.80%p)과 근로소득(-1.80%p)의 빈곤갭 비율 개선 기여도가 빈곤율 기여도에 비해 크게 하락하였다([표 8] 참고). 빈곤선 아래에 있는 취약산업 가구주 가구가 더 큰 피해를 입었음을 의미한다. 한편 재난지원금은 취약산업 가구주 가구의 빈곤갭 비율 개선에 보다 큰 영향을 미쳤으며, 2020년 3.76%의 빈곤갭 비율을 개선시켰다.

[표 8] 샤플리분해 결과: 가구주 취약산업별, 빈곤갭 비율

(단위: %, %p)

	비취약산업			취약산업		
	2019	2020	차이 (2020 -2019)	2019	2020	차이 (2020 -2019)
근로소득	83.92	82.65	-1.27	62.80	61.00	-1.80
사업소득	13.78	12.19	-1.59	30.45	25.65	-4.80
재산소득	3.44	3.75	0.31	3.43	3.83	0.39
사적이전소득	5.00	4.70	-0.30	5.56	5.31	-0.25
재난지원금	0.00	2.68	2.68	0.00	3.76	3.76
고용보험	0.61	0.95	0.34	0.64	1.02	0.37
기초생활보장	0.27	0.21	-0.07	0.49	0.50	0.01
국민연금	2.80	3.22	0.42	1.96	2.45	0.50
기초연금	1.13	1.18	0.05	0.97	1.28	0.31
근로장려금	0.21	0.19	-0.02	0.27	0.33	0.06
기타(조세 등)	-12.72	-13.41	-0.69	-8.50	-7.79	0.71
빈곤갭 비율	1.56	1.70	0.14	1.93	2.68	0.74

자료: 한국복지패널조사 15~16차 조사자료 마이크로데이터로 저자 계산

주: 1. 2019년과 2020년 근로소득 등 11개 소득항목의 빈곤 완화 기여도를 의미
2. 100-각 소득항목의 빈곤 완화 기여도의 합=빈곤갭 비율
3. 차이항목은 각 소득항목의 2020년 빈곤 완화 기여도-2019년 빈곤 완화 기여도이며, 음수는 2020년 빈곤 완화 기여도가 2019년에 비해 하락하였음을 의미

4. 가구주 종사상 지위별

가. 빈곤율 변화

코로나19와 사회적 거리두기 조치는 자영업자에 보다 직접적인 영향을 주었을 것으로 예상된다. 본 연구에서는 가구주가 자영업자인 가구는 2019년 대비 2020년에 빈곤율이 1.31%p 상승하였는데 이는 상용직 가구주 가구의 빈곤율이 0.38%p 상승, 임시·일용직 가구의 빈곤율은 -1.70%p 하락한 것에 비해 자영업자 가구주 가구가 보다 많은 피해를 입었음을 의미한다([표 9] 참고).

소득항목별로 살펴보면, 사업소득이 가장 직접적인 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 자영업자 가구주 가구는 사업소득의 빈곤 완화 기여도가 -4.18%p 하락하였으며, 이는 상용직 가구주 가구 -0.29%p 하락, 임시·일용직 가구 -1.27%p 하락 대비 매우 큰 수준으로 나타났다. 이는 코로나19와 사회적 거리두기 조치로 자영업자가 가장 큰 피해를 입었음을 의미한다. 한편 근로소득은 임시·일용직 가구에 큰 영향을 미쳤으며, 2019년 대비 2020년 빈곤율 개선 기여도가 -0.84%p 하락하였다. 반면 상용직 가구주 가구는 근로소득과 사업소득에 큰 영향을 받지 않았다.

재난지원금은 상대적으로 피해가 컸던 자영업자에게 보다 큰 빈곤 개선 효과를 보여주고 있다. 2020년 재난지원금은 자영업자에게 1.66%의 빈곤 개선 효과가 있었으며, 임시·일용직은 1.08%의 효과를 보여주었다. 이는 상용직 가구주 가구 0.20% 대비 자영업자와 임시·일용직 가구에 보다 긍정적인 영향을 주었음을 의미한다. 이는 제Ⅲ장 제2절에서 살펴보았듯이 정부가 자영업자와 임시·일용직 근로자를 위한 다양한 선별 지원을 병행하여 자영업자와 임시·일용직 근로자의 빈곤 개선에 상당한 효과를 주었음을 의미한다. 한편 고용보험은 상대적으로 임시·일용직 가구주 가구에 보다 큰 효과를 보이고 있으며 자영업자 가구주 가구에는 제한적인 효과를 보여주고 있다. 이는 특수고용형태 종사자 등에 대한 고용보험이 확대되면서 임시·일용직 근로자의 빈곤 개선에 긍정적인 영향을 준 것으로 보인다. 다만 우리나라의 자영업자 비율이 높은 상황에서 제도적으로는 구직급여에 가입할 수 있지만 자영업자의 실제 고용보험 가입률은 1%에도 미치지 못하기 때문에(노화봉·손원호·정남기 2021), 구직급여만으로는 자영업자의 소득감소를 막기에는 부족한 것으로 보인다. 따라서 코로나19와 사회적 거리두

기 조치로 인해 자영업자들이 입는 경제적 손실에 대한 추가적인 재정지원이 필요했을 것이다. 한편 유럽 국가들에서도 코로나19 기간 동안 자영업자의 소득보호를 위한 다양한 재정지원 정책이 시행되었다(Eurofound 2021).

[표 9] 샤플리분해 결과: 가구주 종사상 지위별, 빈곤율

(단위: %, %p)

	상용직			임시·일용직			자영업자		
	2019	2020	차이 (2020-2019)	2019	2020	차이 (2020-2019)	2019	2020	차이 (2020-2019)
근로소득	96.01	95.87	-0.14	77.44	76.59	-0.84	22.92	23.36	0.44
사업소득	1.32	1.03	-0.29	3.16	1.90	-1.27	58.66	54.48	-4.18
재산소득	0.80	0.99	0.19	1.21	1.60	0.39	2.51	2.62	0.11
사적이전소득	0.72	0.55	-0.17	2.56	2.81	0.25	2.83	2.14	-0.69
재난지원금	0.00	0.20	0.20	0.00	1.08	1.08	0.00	1.66	1.66
고용보험	0.18	0.10	-0.08	0.22	0.60	0.38	0.17	0.28	0.11
기초생활보장	0.01	0.00	-0.01	0.48	0.74	0.26	0.09	0.21	0.12
국민연금	0.18	0.16	-0.02	1.81	3.52	1.70	2.74	3.36	0.61
기초연금	0.04	0.04	0.00	0.61	0.92	0.31	0.62	0.88	0.26
근로장려금	0.04	0.01	-0.03	0.30	0.29	0.00	0.04	0.07	0.03
기타(조세 등)	-0.33	-0.36	-0.04	0.03	-0.52	-0.55	-2.09	-1.88	0.22
빈곤율	1.03	1.40	0.38	12.18	10.48	-1.70	11.52	12.83	1.31

자료: 한국복지패널조사 15~16차 조사자료 마이크로데이터로 저자 계산
주: 1. 2019년과 2020년 근로소득 등 11개 소득항목의 빈곤 완화 기여도를 의미
2. 100-각 소득항목의 빈곤 완화 기여도의 합=빈곤율
3. 차이항목은 각 소득항목의 2020년 빈곤 완화 기여도-2019년 빈곤 완화 기여도이며, 음수는 2020년 빈곤 완화 기여도가 2019년에 비해 하락하였음을 의미

나. 빈곤갭 비율 변화

빈곤갭 비율 변화도 빈곤율 변화와 유사하다. 자영업자 가구주 가구의 경우 사업소득에서 큰 빈곤갭 비율 개선 효과가 2019년 62.04%에서 2020년 55.62%로 -6.42%p 감소를 경험하였다([표 10] 참고). 임시·일용직 가구주 가구는 근로소득에서 보다 큰 빈곤갭 비율 개선 효과 하락을 경험하였으며, 2019년 80.30%에서 2021년 77.79%로

-2.51%p 하락하였다. 한편 상용직 가구주 가구는 비교적 안정적인 근로소득, 사업소득 변화를 보였다. 재난지원금의 빈곤갭 비율 개선 효과는 자영업자 가구주 가구에 4.06%p, 임시·일용직 가구주 가구에 2.65%p로 나타났다. 한편 상용직 가구주 가구에도 2.46%p의 빈곤갭 비율 개선 효과를 보였는데, 이는 앞서 살펴본 빈곤율 개선 효과 0.20%p 보다는 상당히 큰 수준이다. 이는 빈곤선 아래에 위치한 상용직 가구에 재난지원금이 보다 큰 빈곤 완화 효과를 보였음을 의미한다.

[표 10] 샤플리분해 결과: 가구주 종사상 지위별, 빈곤갭 비율

(단위: %, %p)

	상용직			임시·일용직			자영업자		
	2019	2020	차이 (2020-2019)	2019	2020	차이 (2020-2019)	2019	2020	차이 (2020-2019)
근로소득	104.82	103.43	-1.38	80.30	77.79	-2.51	26.04	25.25	-0.79
사업소득	2.52	1.78	-0.74	3.23	2.55	-0.68	62.04	55.62	-6.42
재산소득	2.96	3.52	0.55	3.22	3.40	0.18	4.65	4.67	0.02
사적이전소득	4.35	4.19	-0.15	6.41	6.37	-0.05	5.43	4.57	-0.86
재난지원금	0.00	2.46	2.46	0.00	2.65	2.65	0.00	4.06	4.06
고용보험	0.65	0.95	0.30	0.89	1.51	0.61	0.26	0.43	0.17
기초생활보장	0.02	0.02	0.00	0.97	0.75	-0.22	0.28	0.29	0.01
국민연금	0.77	0.74	-0.02	4.78	5.85	1.07	4.36	5.21	0.85
기초연금	0.31	0.30	-0.01	2.11	2.40	0.30	1.72	1.88	0.16
근로장려금	0.12	0.09	-0.04	0.50	0.51	0.01	0.16	0.19	0.03
기타(조세 등)	-16.73	-17.86	-1.12	-5.38	-6.17	-0.79	-8.20	-6.79	1.41
빈곤갭 비율	0.22	0.38	0.16	2.97	2.39	-0.58	3.26	4.62	1.36

자료: 한국복지패널조사 15~16차 조사자료 마이크로데이터로 저자 계산

주: 1. 2019년과 2020년 근로소득 등 11개 소득항목의 빈곤 완화 기여도를 의미

2. 100-각 소득항목의 빈곤 완화 기여도의 합=빈곤갭 비율

3. 차이항목은 각 소득항목의 2020년 빈곤 완화 기여도-2019년 빈곤 완화 기여도이며, 음수는 2020년 빈곤 완화 기여도가 2019년에 비해 하락하였음을 의미

5. 노인여부별

가. 빈곤율 변화

코로나19는 노동시장에 직접적인 영향을 미치고 가구소득에 영향을 주기 때문에 노인인구에 비해 경제활동이 활발한 비노인인구에 더욱 부정적인 영향을 주었을 것이다. 연령별로 코로나19가 빈곤율 변화에 미친 영향을 살펴보면 65세 이상의 노인빈곤율은 2019년 44.00%에서 2020년 42.87%로 -1.13%p 개선되었다([표 11] 참고). 이에 반해 64세 이하인 비노인의 빈곤율은 2019년 6.80%에서 2020년 7.82%로 1.01%p 상승하였다.

노인에 대한 사업소득의 빈곤 완화 기여도는 2020년 6.65%로 2019년 6.10%과 비교하여 소폭 상승하였다. 이에 반해 비노인의 경우 사업소득의 빈곤 완화 기여도가 -1.78%p 하락하였다. 이는 코로나19와 사회적 거리두기 조치가 노인인구에는 상대적으로 작은 영향을 미쳤음을 의미한다. 재난지원금은 비노인보다 노인에 긍정적인 빈곤 개선 효과를 보였다. 이는 노인인구의 2020년 월평균 재난지원금이 6.0만원으로 2019년 대비 2020년 월평균 가구소득 증가분 3.3만원보다 2배가량 큰 금액이었기 때문에 재난지원금의 빈곤 개선 기여도가 상대적으로 크게 증가한 것으로 보인다. 반면 비노인인구의 월평균 재난지원금은 7.6만원으로 전년 대비 가구소득 증가분 6.0만원과 유사한 수준이었다.

노인인구는 직접적인 국민연금, 기초연금 수급대상이 되기 때문에 빈곤 완화 기여도가 비노인보다 높은 것으로 나타났다. 노인인구에 대한 기초연금의 빈곤 개선 기여도가 0.60%p 상승하였는데, 2020년 소득하위 40%에 대한 기초연금 수급액이 30만원으로 인상된 효과로 보인다. 한편 노인인구에 대한 국민연금의 빈곤 개선 기여도는 -0.41%p 감소하였는데 노인의 월평균 국민연금 수급액이 2019년 40.0만원에서 2020년 40.4만원으로 0.4만원 증가하여 전체가구 소득 대비 국민연금 수급액 비중이 2019년 20.9%에서 2020년 20.8%로 소폭 하락했기 때문으로 보인다.

[표 11] 샤플리분해 결과: 연령별, 빈곤율

(단위: %, %p)

	노인(65세 이상)			비노인(64세 이하)		
	2019	2020	차이 (2020 -2019)	2019	2020	차이 (2020 -2019)
근로소득	24.50	24.37	-0.14	73.44	73.26	-0.18
사업소득	6.10	6.65	0.55	14.63	12.85	-1.78
재산소득	4.11	4.34	0.22	1.23	1.64	0.40
사적이전소득	7.00	6.06	-0.94	1.88	1.55	-0.33
재난지원금	0.00	1.18	1.18	0.00	0.80	0.80
고용보험	0.19	0.34	0.15	0.26	0.37	0.11
기초생활보장	0.16	0.23	0.07	0.40	0.48	0.08
국민연금	12.03	11.63	-0.41	1.39	1.36	-0.04
기초연금	2.27	2.87	0.60	0.16	0.21	0.05
근로장려금	0.18	0.11	-0.08	0.09	0.10	0.01
기타(조세 등)	-0.55	-0.63	-0.08	-0.29	-0.43	-0.13
빈곤율	44.00	42.87	-1.13	6.80	7.82	1.01

자료: 한국복지패널조사 15~16차 조사자료 마이크로데이터로 저자 계산
주: 1. 2019년과 2020년 근로소득 등 11개 소득항목의 빈곤 완화 기여도를 의미
2. 100-각 소득항목의 빈곤 완화 기여도의 합=빈곤율
3. 차이항목은 각 소득항목의 2020년 빈곤 완화 기여도-2019년 빈곤 완화 기여도이며, 음수는 2020년 빈곤 완화 기여도가 2019년에 비해 하락하였음을 의미

나. 빈곤갭 비율 변화

2019년 대비 2020년의 사업소득과 근로소득의 빈곤갭 비율 개선 기여도가 노인인구와 비노인인구에 모두 하락하였으나, 하락폭은 비노인집단에서 더 크게 나타났다([표 12] 참고). 즉 사업소득의 경우, 비노인집단은 -2.28%p 하락하였으나 노인집단은 상대적으로 작은 -0.68%p 하락하였다. 근로소득도 비노인집단은 -1.56%p 하락하였으나 노인집단은 -1.03%p 하락하였다. 다만 노인집단의 경우 사적이전소득의 빈곤갭 비율 개선 효과가 -1.98%p 하락하여 비노인집단보다 더 큰 영향을 받았다. 한편 재난지원금은 2019년 대비 2020년 노인집단의 빈곤갭 비율을 3.14%p 만큼 개선시켰는데 비노인집단의 2.94%p 대비 조금 높은 효과를 보였다.

[표 12] 샤플리분해 결과: 연령별, 빈곤갭 비율

(단위: %, %p)

	노인(65세 이상)			비노인(64세 이하)		
	2019	2020	차이 (2020 −2019)	2019	2020	차이 (2020 −2019)
근로소득	25.91	24.88	-1.03	79.69	78.13	-1.56
사업소득	7.88	7.20	-0.68	15.81	13.53	-2.28
재산소득	7.70	7.71	0.01	3.31	3.85	0.54
사적이전소득	17.08	15.10	-1.98	5.21	4.95	-0.26
재난지원금	0.00	3.14	3.14	0.00	2.94	2.94
고용보험	0.28	0.51	0.23	0.75	1.39	0.64
기초생활보장	2.05	2.04	-0.02	1.15	1.14	-0.01
국민연금	17.55	17.48	-0.07	2.52	2.53	0.01
기초연금	9.62	10.20	0.58	0.54	0.60	0.06
근로장려금	0.27	0.31	0.04	0.22	0.21	-0.01
기타(조세 등)	-4.06	-5.13	-1.07	-11.07	-12.04	-0.97
빈곤갭 비율	15.72	16.56	0.85	1.89	2.80	0.90

자료: 한국복지패널조사 15~16차 조사자료 마이크로데이터로 저자 계산

주: 1. 2019년과 2020년 근로소득 등 11개 소득항목의 빈곤 완화 기여도를 의미

2. 100-각 소득항목의 빈곤 완화 기여도의 합=빈곤갭 비율

3. 차이항목은 각 소득항목의 2020년 빈곤 완화 기여도-2019년 빈곤 완화 기여도이며, 음수는 2020년 빈곤 완화 기여도가 2019년에 비해 하락하였음을 의미

Ⅵ. 결론

코로나19는 노동시장에 직접적이고 불균형적인 충격을 주었고 각국 정부는 부정적인 충격을 완화하기 위해 적극적인 재정·통화정책을 실시하였다(IMF 2022b). 우리 정부도 2020년부터 2022년 6월까지 8차례 추가경정예산을 편성하고, 기준금리를 인하하는 등 코로나19 대응을 위해 적극적인 재정·통화정책을 추진하였다(기획재정부 2021). 이중에서 전 국민을 대상으로 하는 보편적 지원인 긴급재난지원금과 소상공인을 대상으로 하는 선별지원 등이 함께 추진되었으며, 고용보험 등 기존 복지제도의 재정지출이 증가하기도 하였다. 본 연구는 코로나19로 인한 가구소득의 감소요인, 코로나19 기간 중 신설된 재난지원금의 가구소득 증가요인, 고용보험, 기초생활보장제도 등 기존 복지제도의 가구소득 증가요인을 동시에 고려하여 빈곤율과 빈곤갭 비율 변화에 대한 기여도를 샤플리분해를 통해 살펴보았다. 또한 코로나19가 노동시장에 미친 이질적 영향을 고려하여 성별, 종사상지위, 취약산업 여부, 노인 여부 등 세부집단별로 분석을 실시하였다.

전체가구 기준으로는 2019년 빈곤율이 13.59%에서 2020년에는 14.52%로 0.93%p 상승하였다. 다만 코로나19로 인해 근로소득과 사업소득이 빈곤율을 상승하는 요인이 되었으나 재난지원금, 고용보험, 기초생활보장제도 등이 빈곤율이 개선되는데 기여하였다. 세부집단별 분석에서는 첫째, 여성 가구주 가구의 빈곤율이 1.58%p 상승하며 남성 가구주 가구의 빈곤율 상승폭(0.73%p)에 비해 더 큰 충격을 받았는데, 이는 주로 시장소득의 빈곤 완화 기여도 감소에 기인한다. 이는 여성 근로자가 코로나19와 사회적 거리두기 조치의 직접적인 영향을 받는 대면서비스업에 종사하는 경우가 많고 상대적으로 학교에 대한 제한이 강했기 때문에 양육부담이 늘어났기 때문으로 보인다. 둘째, 산업별 분석에 따르면 취약산업에 종사하는 가구주를 둔 가구는 2019년 대비 2020년 빈곤율이 1.44%p 상승하였지만, 비취약산업에 종사하는 가구주 가구는 빈곤율이 -0.26%p 개선되었다. 이는 도매 및 소매업, 숙박 및 음식점업 등 대면서비스업을 중심으로 더욱 직접적인 피해를 받았음을 시사한다. 셋째, 가구주의 종사상 지위별 분석에서는 자영업자 가구주 가구가 보다 큰 피해를 입었으며 2020년에는 전년 대비 빈곤율이 1.31%p 상승하였다. 이는 코로나19와 사회적 거리두기 조치로 상용직이나 임시·일용직 근로

자에 비해 자영업자 가구가 보다 직접적인 피해를 입었음을 의미한다. 마지막으로, 코로나19 기간 중에 65세 미만인 비노인빈곤율은 1.01%p 상승하였지만, 65세 이상의 노인빈곤율은 -1.13%p 개선되었다. 이는 노인들은 코로나19의 직접적인 피해가 경제활동이 활발한 비노인에 비해 작았으며, 긴급재난지원금과 기초연금 인상(소득하위 40% 대상 30만원으로 인상) 등 이전지출 증가도 영향을 미쳤을 것으로 보인다. 한편 재난지원금은 취약계층의 빈곤 완화에 더 큰 효과를 보였으며, 고용보험 등 기존 제도의 빈곤 완화 효과는 코로나19 이전에 비해 크게 개선되지 못했다. 빈곤갭 비율 변화도 빈곤율 변화와 유사한 모습을 보였다.

본 연구는 다음과 같이 정책적 시사점을 제시한다. 첫째, 코로나19가 노동시장에 미친 차별적인 영향을 고려하여 정부의 재정지원도 보다 피해계층에 초점을 맞출 필요가 있을 것이다. 본 연구에서는 여성, 취약산업, 자영업자, 비노인 계층이 보다 직접적인 피해를 받은 것으로 나타났다. 또한 소득항목 중에서는 근로소득 감소보다 사업소득 감소가 더욱 큰 것으로 나타났다. 정부의 재정지원이 전 국민을 대상으로 한 긴급재난지원금과 함께 자영업자를 대상으로 하는 선별지원이 병행 추진되었다. 전 국민이 함께 코로나19 방역 노력과 사회적 거리두기 조치 등으로 인한 불편을 감수했다는 점에서 전 국민을 대상으로 한 보편적 지원의 필요성을 인정할 수 있을 것이다. 다만 우리 재정의 부담능력 측면에서 코로나19 대응 과정에서 정부의 국가부채가 크게 증가였으므로 재정지출의 시급성과 우선순위를 고려하여야 할 것이다. 따라서 코로나19와 사회적 거리두기 조치로 인해 보다 크고 직접적인 영향을 받은 집단을 중점적으로 지원할 필요가 있는 것으로 보인다.

둘째, 고용보험, 기초생활보장제도와 같은 기존 복지제도의 역할이 보다 강화될 필요가 있다. 특히 우리나라는 자영업자의 비율이 다른 선진국에 비해 높은 편인데, 자영업자에 대한 사회적 안전망은 충분하지 않은 상황이다. 코로나19 확산 속에서 자영업자가 상용직이나 임시·일용직 근로자보다 더욱 심각한 피해를 입었지만 고용보험 등 기존 복지체제 내에서 이들 집단에 대한 보호를 충분히 제공할 수 없었다. 이를 감안하여, 소상공인을 대상으로 한 선별지원이 실시되어 빈곤 개선 효과를 거둘 수 있었다. 다만 보다 근본적으로는 자영업자에 대한 사회적 안전망을 확대하는 노력을 함께 추진해야 할 것이다. 현재 자영업자의 고용보험 가입률이 현저히 낮다는 점 등을 고려하여, 한국형 실업부조로 도입된 국민취업지원제도를 자영업자에게 단계적으로 확대하는 방

안 등이 제안되고 있다(한요셉 2022). 한편 손실보상제도가 입법되면서 경제위기 상황에서 소상공인에 대한 보호가 보다 강화될 것으로 기대된다.

셋째, 코로나19 기간 중 사적이전소득의 빈곤 완화 효과 감소도 주목할 만한 결과이다. 선행연구들은 주로 노동시장의 직접적인 영향에 주목하여 근로소득과 사업소득 변화를 주로 분석하였다. 본 연구에서 월평균 사적이전소득이 2019년 17.6만원에서 2020년 15.9만원으로 감소([표 2] 참고)하였으며, 세부집단별 분석에서도 임시·일용직의 빈곤율 개선 효과 분석을 제외하고 다른 모든 집단에서 2019년 대비 2020년 사적이전소득의 빈곤율과 빈곤갭 비율 개선 효과가 하락하였다. 코로나19로 전반적으로 부정적인 영향을 받으면서 사적이전소득이 감소하고 빈곤에도 영향을 미친 것으로 보인다. 이는 경제위기 상황에서 정부의 재정정책(공적이전지출)이 빈곤 대응 정책으로 갖는 중요성을 의미한다.

마지막으로, 코로나19 상황에서도 노인인구의 빈곤율은 개선되었다. 우리나라의 노인빈곤율은 경제협력개발기구(OECD) 회원국 중에서 가장 높은 상황이다(OECD 2022). 코로나19 상황에서도 재난지원금 지급, 기초연금 인상 등으로 노인빈곤율 개선 효과가 있었다는 점은 정책적 노력으로 노인빈곤 문제를 완화할 수 있다는 점을 시사한다. 다만 재난지원금은 1회성 지원으로 노인빈곤을 해결하기 위한 지속가능한 대안으로는 다소 부족해 보인다. 급속한 고령화에 따른 재정지출이 급증할 것으로 예상된다는 점에서 보다 효율적이고 지속적으로 노인빈곤에 대응하는 방안을 마련할 필요가 있을 것이다.

한편 한국복지패널조사는 현 시점에서 코로나19와 정부의 이전지출의 효과를 분석할 수 있는 가장 적합한 조사 자료라고 판단된다. 이는 한국복지패널조사가 재난지원금을 별도 항목으로 구분하였으며, 2020년 소득기준(2021년 조사) 조사 자료가 비교적 빠른 시간에 공개되었기 때문이다. 다만 재난지원금 항목으로 전 국민 대상 긴급재난지원금과 소상공인 등을 대상으로 하는 선별지원금을 구분하지는 않았기 때문에 보다 구체적인 분석은 불가능하였다(한국보건사회연구원 2022).

참고문헌

고용노동통계, 주제별 통계, 2022. 〈http://laborstat.moel.go.kr, 접속: 2022. 8. 23.〉

고제이 외, 「노인빈곤율 변동의 원인 분해 및 정책과제」, 한국보건사회연구원, 2019.

국가통계포털, 국내통계, 2022. 〈https://kosis.kr, 접속: 2022. 8. 23.〉

기획재정부, 「2021년 경제전망」, 기획재정부, 2020.

_____, 「문재인정부 경제분야 36대 성과」, 기획재정부, 2021.

김지연, "코로나19 고용충격의 특이성: 여성 고용을 중심으로," 「KDI정책연구시리즈」 2021-10, 한국개발연구원, 2021.

남재현·이래혁, "코로나19의 영향은 모두에게 동등한가?—종사상 지위별 소득과 빈곤에 미친 영향을 중심으로," 「한국사회복지학」 제72권 제4호, 한국사회복지학회, 2020, 215~241쪽.

노화봉·손원호·정남기, "자영업자 고용보험의 문제점과 개선방안 연구," 「질서경제저널」 제24권 제2호, 한국질서경제학회, 2021, 105~126쪽.

송상윤, "코로나19가 가구소득 불평등에 미친 영향," 「한국은행 이슈노트」 2021-9, 한국은행, 2021.

열린재정, 열린재정 재정정보공개시스템, 2022. 〈https://www.openfiscaldata.go.kr, 접속: 2022. 8. 23.〉

오삼일·이상아, "코로나19에 대한 고용취약성 측정 및 평가," 「한국은행 이슈노트」 2020-9, 한국은행, 2020.

오상봉, "코로나19 이후 노동시장의 변화," 「한국의 사회동향 2020」, 통계개발원, 2020, 185~193쪽.

유진성, "고령화시대 가구특성 분석과 노인빈곤율 완화를 위한 시사점," 「KERI 정책제언」 19-02, 한국경제연구원, 2019.

최성웅, "재택근무가 가능한 일자리의 특성과 분포: 물리적 근로환경을 중심으로," 「한국경제지리학회지」 제23권 제3호, 한국경제지리학회, 2020, 276~291쪽.

코로나바이러스감염증-19, 2022. 〈http://ncov.mohw.go.kr, 접속: 2022. 8. 23.〉

한국보건사회연구원, 「2017년 기초생활보장 실태조사 및 평가연구」, 한국보건사회연구원, 2017.

_____, 「한국복지패널 16차년도 조사자료 유저 가이드」, 한국보건사회연구원, 2022.

한요셉, “자영업자까지 포괄하는 고용안전망 구축방향,” 「KDI FOCUS」 112호, 한국개발연구원, 2022.

홍경준, “공적 소득이전의 분배효과분석 근로빈곤층을 중심으로,” 「사회복지정책」 제38권 제2호, 한국사회복지정책학회, 2011, 65~88쪽.

Adams-Prassl, Abi et al., “Inequality in the Impact of the Coronavirus Shock: Evidence from Real Time Surveys,” *Journal of Public Economics,* vol.189, 2020.

Araar, Abdelkrim, and Jean-Yves Duclos, *DASP: Distributive Analysis Stata Package,* Universite Laval, PEP and World Bank, 2022.

Aum, Sangmin, Sangyoon(Tim) Lee, and Yongseok Shin, “COVID-19 Doesn’t Need Lockdowns to Destroy Jobs: The Effect of Local Outbreaks in Korea,” *Labour Economics,* vol.70 no.101993, 2021.

Azevedo, Joao Pedro et al., “Is Labor Income Responsible for Poverty Reduction? A Decomposition Approach,” *Policy Research Working Paper,* vol.WPS 6414, World Bank Group, 2013.

Chantreuil, Frederic, and Alain Trannoy. “Inequality Decomposition Values the Trade-Off between Marginality and Efficiency,” *Journal of Economic Inequality,* vol.11, 2013, pp.83-98.

Christoph, Lakner et al., “How Much Does Reducing Inequality Matter for Global Poverty?,” *Global Poverty Monitoring Technical Note*, vol.13, World Bank, 2020.

Dingel, Jonathan I., and Brent Neiman, “How Many Jobs Can Be Done at Home?,” *NBER Working Paper*, 26948, 2020.

Eurofound, *COVID-19: Implications for employment and working life,* Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2021.

Furceri, Davide et al. “Will Covid-19 Affect Inequality? Evidence from Past Pandemics,” *Covid Economics CEPR Press,* vol.12, 2020, pp.138-157.

Ha, Taiwon, “Three essays on poverty in South Korea,” PhD Thesis, 2021.

Han, Jeehoon, Bruce D. Meyer, and James X. Sullivan, “Income and Poverty in the Covid-19 Pandemic,” *NBER Working Paper*, 27729, 2020.

Haughton, Jonathan, and Shahidur R. Khandker, *Handbook on Poverty+ Inequality,* Washington: World Bank Publications, 2009.

ILO, *ILO Monitor: COVID-19 and the World of Work. Seventh Edition Updated Estimates and*

Analysis, Geneva: International Labour Organisation, 2021.

IMF, *World Economic Outlook: Managing Divergent Recoveries,* Washington: International Monetary Fund, 2021.

_____, IMF Datamapper, 2022a. <https://www.imf.org/external/datamapper, 접속: 2022. 8. 23.>

_____, *Fiscal Monitor: Fiscal Policy from Pandemic to War,* Washington: International Monetary Fund, 2022b.

Martin, Amory et al., "Socio-Economic Impacts of COVID-19 on Household Consumption and Poverty," *Economics of Disasters and Climate Change,* vol.4, 2020, pp.453-479.

Mongey, Simon, Laura Pilossoph, and Alex Weinberg, "Which Workers Bear the Burden of Social Distancing Policies?," *NBER Working Paper*, 27085, 2020.

Nam, Jaehyun, and Hyungjohn Park. "The 2015 Welfare Reform of the National Basic Livelihood Security System in South Korea: Effects on Economic Outcomes," *International Journal of Social Welfare,* vol.29 issue.3, 2020, pp.219-232.

OECD, *OECD Framework for Statistics on the Distribution of Household Income, Consumption and Wealth,* Paris: OECD Publishing, 2013.

_____, *OECD Economic Surveys: Korea 2020,* Paris: OECD Publishing, 2020a.

_____, *OECD Economic Outlook 2020,* Paris: OECD Publishing, 2020b.

_____, OECD Statistics, 2022. <https://stats.oecd.org, 접속: 2022. 8. 23.>

Palomino, Juan C., Juan G. Rodriguez, and Raquel Sebastian, "Wage Inequality and Poverty Effects of Lockdown and Social Distancing in Europe," *European Economic Review,* vol.129, 2020.

Roth, Alvin E., *Introduction to the Shapley Value,* In The Shapley Value: Essays in Honor of Lloyd S. Shapley, Cambridge University Press, 1988.

Shorrocks, Anthony F., "Decomposition Procedures for Distributional Analysis a Unified Framework Based on the Shapley Value," *Journal of Economic Inequality,* vol.11, 2013, pp.99-126.

The Effect of COVID-19 and Public Transfer Programmes on Poverty: Evidence from South Korea*

Ha, Taiwon**

Abstract

COVID-19 and social distancing measures have delivered disproportionate effects on the labour market. Therefore, the Korean government implemented the Emergency Disaster Relief Funds and several targeted subsidies for the economically vulnerable along with the existing public transfer programmes (i.e., unemployment insurance). In this regard, this paper decomposed the contributions of public transfer programmes to the changes in poverty rate and poverty gap ratio according to household gender, employment status, and industry using the Shapley decomposition. The results found that female, self-employed, face-to-face service industry workers had more severe damages from the pandemic. The relief had the greatest anti-poverty effect, while the unemployment insurance did not adequately support self-employed groups related to its insufficient coverage.

□ Keywords: COVID-19, Shapley Decomposition, The Emergency Disaster Relief Funds, Self-employed, Social Distancing

---

* The views are solely those of the author and do not represent those of author's affiliated institution

** University of Exeter, PhD Economics

▌ 예산정책연구 제11권 제3호 2022. 9. pp.83-109 https://doi.org/10.35525/nabo.2022.11.3.003

성별 차이가 근로소득 과세표준에 미치는 분위 효과 분석*

송호신**

국문초록

본고에서는 Chernozhukov et al.(2013)가 제안한 반사실적인 분포함수(counterfactual distribution function)의 추정을 통하여 성별 차이가 근로소득세의 과세표준에 미치는 분위 효과를 분석한다. 특히 남성 납세자가 여성 납세자의 조건부 과세표준 분포를 적용받게 되는 경우에 얻게 되는 반사실적인 분포를 이용하여 성별 차이가 근로소득 과세표준에 주는 분위 효과를 분석한다. 남성과 여성의 근로소득 과세표준 분포의 차이에 따른 분위 효과는 두 가지 효과로 분해하여 분석한다. 첫 번째 분위 효과는 남성 납세자의 과세표준 분포와 반사실적인 과세표준 분포의 차이에서 발생하는 분위 효과로서 동일한 특징을 가짐에도 불구하고 과세표준 결정 과정에서의 성별 구조적인 차이에 기인하여 발생하는 분위 효과이다. 두 번째 분위 효과는 조건부 과세표준 분포는 동일하지만 설명변수 분포의 성별간 차이로 발생하는 분위 효과이다. 추정 결과, 성별 차이에 따른 과세표준의 분위 효과는 주로 두 번째 유형의 효과에 기인하는 것으로 나타났다. 두 번째 유형의 분위 효과는 모든 분위에서 통계적으로 유의미한 양의 효과를 갖는 것으로 나타나 남성의 설명변수 분포가 여성보다 상대적으로 더 큰 과세표준을 유도하는 것으로 추정되었다. 한편 첫 번째 유형의 분위 효과는 일부 분위를 제외하고 대부분의 분위에서 비양수(non-positive)로 추정되었는데, 이는 구조적인 요인에 의하여 남성이 여성에 비해 실제로 과세표준이 더 작아졌음을 시사한다.

□ 주제어: 근로소득 과세표준 분포, 분위 효과, 반사실적 분포, 분위 효과 분해

투고일: 2022. 5. 8. 수정일: 2022. 6. 30. 게재확정일: 2022. 7. 5.

* 유익한 논평을 해주신 익명의 세분의 심사자들께 감사드린다. 본 연구는 송호신·전병힐(2022)의 「미시자료를 활용한 소득세 정책 효과 분석—선행연구 검토 및 새로운 방법론 제안」에서 저자가 연구한 과세표준 분석을 성별 차이의 분위 효과 분석으로 발전시킨 것이다.

** 이화여자대학교 경제학과 부교수 (hsong@ewha.ac.kr)

Ⅰ. 서론

본 연구에서는 성별 차이가 근로소득세 과세표준에 미치는 효과를 분석한다. 과세표준은 최초의 근로소득에서 비과세소득을 제외한 총급여에서 소득공제 금액을 제외한 부분이다. 소득공제 항목은 일일이 열거하기 어려울 정도로 매우 다양하다. 성별 차이는 근로소득에도 영향을 미칠 뿐 아니라 소득공제에도 영향을 미칠 것이다. 노동시장에서 성별 차별이 존재한다면, 그것은 임금 결정에 영향을 미칠 것이다. 또한 소득공제와 관련해서도 관행적인 이유로 성별 격차가 영향을 미칠 수 있다. 예컨대 근로소득이 있는 부부가 동시에 소득공제를 신청하는 경우, 부부 중 한 명만이 부양가족에 대한 기본 공제를 신청할 수 있다. 만약 사회적인 관행 또는 어떤 경제적인 이유로 남성이 부양가족에 대한 기본 공제를 신청하는 경우가 상대적으로 더 많다면 이를 성별 격차의 영향이라고 생각할 수 있다. 성별 차이가 임금 결정 과정 및 소득공제 결정 과정에 영향을 주기 때문에 그 두 가지 단계가 모두 반영된 근로소득 과세표준 결정에도 당연히 영향을 준다.

성별 차이가 근로소득 과세표준에 미치는 영향을 분석하기 위하여 본고에서는 Chernozhukov et al.(2013)이 제안한 반사실적 분포(counterfactual distribution)를 이용하여 성별 격차가 근로소득 과세표준에 미치는 효과를 분석한다.

Chernozhukov et al.(2013)의 반사실적 분포는 반사실적 조건부 분포(counterfactual conditional distribution)를 적분통합(integrate-out)한 것이다. 이를 근로소득 과세표준 분포와 연관시키면 다음과 같다. 근로소득세 납세자(taxpayer)를 특징짓는 설명변수 벡터를 X라고 하자. X는 남성 납세자의 경우 분포 F_{X_1}을 따르고, 여성 납세자의 경우 F_{X_0}을 따른다고 하자. X가 주어진 경우의 남성 납세자와 여성 납세자의 조건부 과세표준 분포는 각각 $F_{Y_1 \mid X_1}$ 및 $F_{Y_0 \mid X_0}$이라 하자. $X_1 = x$인 특징을 갖는 남성 납세자가 만약 여성이라고 가정하였을 경우 따르게 되는 조건부 과세표준 분포는 $F_{Y_0 \mid X_0}(\cdot \mid x)$가 될 것이다.[1] 남성 납세자의 특징 $X_1 = x$에서 평가한 여성의 조건부 분포함수 $F_{Y_0 \mid X_0}(\cdot \mid x)$를 반사실적 조건부 분포라고 부른다.[2] 모든 발생 가능한 x

1) 이를 $X = x$인 특징을 갖는 남성 납세자에게 여성 납세자의 조건부 분포함수를 적용한다라고 표현하기도 한다.

2) Chernozhukov et al.(2013)는 실제로 반사실적 분포함수만을 정의하였지, 반사실적 조건부 분포함수라는 용어를 정의하여 사용하지는 않았다. 반사실적 조건부 분포함수는 일종의 예측값(predicted

에 대하여 반사실적 조건부 분포함수를 적분통합(integrate-out)하여 얻는 것이 반사실적 분포함수 $F_{Y<0|1>}(\bullet) = \int F_{Y_0|X_o}(\bullet \mid x)dF_{X_1}(x)$이다. 반사실적 분포함수 $F_{Y<0|1>}(\bullet)$는 남성이 여성 납세자의 과세표준을 따르게 되는 반사실적 조건부 분포함수 $F_{Y_0|X_0}(\bullet \mid x)$와 남성 납세자의 설명변수 분포함수 F_{X_1}에 의존한다. 과세표준의 반사실적 분포함수는 과세표준의 반사실적 조건부 분포함수 $F_{Y_0|X_0}(\bullet \mid x)$에 대한 일종의 가중 평균으로 남성 납세자들의 확률밀도 dF_{X_1}를 가중치로 이용한 것이라고 할 수 있다.

본 연구에서는 과세표준의 반사실적 분포함수 $F_{Y<0|1>}(\bullet)$를 표준 로지스틱 분포를 이용하여 추정함으로써 성별 차이가 과세표준에 미치는 분위 효과(quantile effect)를 분석한다. 구체적으로 말하면, 추정한 반사실적 과세표준 분포함수를 이용하여 성별 차이에 따른 과세표준 분위 효과를 두 종류의 분위 효과로 분해한다. 하나는 남성 납세자의 과세표준 분포함수와 반사실적 과세표준 분포함수의 차이를 반영하는 분위 효과이며, 다른 하나는 반사실적 과세표준 분포함수와 여성 납세자 분포함수의 차이를 반영하는 분위 효과이다. 이러한 두 종류의 분위 효과를 추정함으로써 남성과 여성 납세자의 과세표준 분포함수 차이의 주요 원천이 무엇인가를 찾는 것이 본 연구의 목적이다. $F_{Y_0|X_0}(\bullet \mid x) \neq F_{Y_1|X_1}(\bullet \mid x)$이라면 여성 납세자와 남성 납세자가 동일한 특징 x을 가지고 있더라도 서로 다른 조건부 분포를 따르기 때문에 남성의 과세표준 분포 $F_{Y<1|1>}(\bullet) = \int F_{Y_1|X_1}(\bullet \mid x)dF_{X_1}(x)$는 반사실적 분포 $F_{Y<0|1>}(\bullet)$와 다르게 된다. 또한 관측가능한 특징을 나타내는 확률벡터 X가 성별에 따라 발생하는 정도가 달라진다면, 즉 두 분포 $F_{X_1}(x)$과 $F_{X_0}(x)$가 서로 다르다면, 여성의 과세표준 분포 $F_{Y<0|0>}(\bullet) = \int F_{Y_0|X_0}(\bullet \mid x)dF_{X_0}(x)$와 반사실적 분포 $F_{Y<0|1>}(\bullet)$는 서로 다르게 될 것이다.[3] 이렇게 성별 차이가 근로소득 과세표준에 미치는 효과를 두 가지로 분해하여 분석하고자 하는 것이 본 연구의 목적이며, 성별 차이가 근로소득 과세표준에

---

value)이라 할 수 있다.

3) $F_{Y<1|1>}(\bullet) = \int F_{Y_1|X_1}(\bullet \mid x)dF_{X_1}(x)$와 $F_{Y<0|0>}(\bullet) = \int F_{Y_0|X_0}(\bullet \mid x)dF_{X_0}(x)$은 반복 평균의 법칙(law of iterated expectation)이 적용된 것이다. 반복 평균의 법칙이 익숙하지 않은 독자는 송호신(2020b)을 참조하기 바란다.

미치는 영향을 분석한 연구는 저자가 아는 범위에서 본 연구가 첫 시도이다.[4)]

근로소득 과세표준 자체가 세무적인 개념이기 때문에 실제로 경제학에서 많이 다루어지지 않았으며, 이를 성별 차이와 연결하여 분석한 연구는 없었다. 성별 차이와 관련된 기존의 경제학 연구는 주로 임금 격차를 중심으로 활발하게 이루어져 왔다. 유경준(2001), 정진화(2007), 신광영(2011)은 성별 임금의 격차를 혼인 상태 등 인적 특징, 직종 및 직무의 특성 등과 연관하여 분석하였다. 이들 모두 성별 평균 임금의 격차를 집단별 설명변수의 평균과 집단별 추정계수를 이용하여 분해하는 Blinder(1973)와 Oaxaca(1973)에 기초한 소위 Blinder-Oaxaca 분해(decomposition)를 분석에 이용하였다. 이주환·윤자영(2015)도 동일한 방법론을 돌봄직의 임금 불이익을 설명하는데 이용하였다. 그러나 Blinder-Oaxaca 분해를 이용한 분석은 집단간 평균의 차이를 단순 회귀분석 결과를 이용하여 분석한다는 점에서 평균적인 차이를 설명하는 것에만 초점을 둘 수밖에 없는 한계가 있다. 예컨대 두 집단간 분포의 차이를 고려하는 분위효과 분석 등은 불가능하다. 김영미(2009)는 분포적인 고려가 필요하다는 인식을 하여 성별 임금 격차의 추이를 설명하기 위하여 남성과 여성 집단의 각각의 임금 분포가 다르다는 사실에 주목하였다. Machado and Mata(2005)는 성별 조건부 임금 분포함수의 차이를 고려하여 선형 분위 회귀 모형(quantile regression model)을 이용하여 분위 효과를 분석하였다. Chernozhukov et al.(2013)는 두 분포의 차이에서 기인하는 분위 효과를 반사실적 분포를 이용하여 보다 일반적인 수준에서 분위 효과를 분석할 수 있는 방법을 제시하였다.

근로소득 과세표준은 세금과 관련된 변수로 일반적으로 이용할 수 있는 데이터는 아니다. 조세재정패널의 부가 조사로 근로소득 원천자료가 포함되어 있으며, 이를 이용하여 근로소득 과세표준을 산출하여 분석 대상변수로 이용한다.[5)] 세무적으로 과세표준을 결정하는 요소들에는 비과세소득, 인적공제 등의 소득공제가 있으며 이들과 관련된 세부 정보를 담고 있는 무작위 표본은 없다. 따라서 본 연구에서는 이상적인 세부 정보는 이용할 수 없는 상황에서 일반적인 수준의 인구사회경제적인 설명변수만을 이용하여 과세표준 분포를 분석한다. Blinder-Oaxaca 분해에 비하여 분포함수에 기초를

4) 전자인 두 조건부 분포함수의 차이에서 오는 효과를 구조적인 차이에 의한 효과, 그리고 후자인 X의 두 분포함수의 차이에서 오는 효과를 구성 효과(composition effect)라고 부른다.
5) 이는 근로소득에서 각종 소득공제 항목과 기본공제를 제외하여 산출하였다.

둔 Chernozhukov et al.(2013)이 제안한 방식은 반사실적인 분포의 추정과 관련하여 그 추정의 복잡성과 적지 않은 추정 시간 등으로 비교적 많은 비용이 든다는 단점이 있으나 보다 근본적인 차원에서 분위 효과를 분해하고 분석할 수 있다는 장점이 있다.[6] Chernozhukov et al.(2013)을 적용함으로써 종전의 분위 처치 효과(quantile treatment effect) 또는 처치그룹에 대한 평균 처치 효과(average treatment effect of the treated)와는 다른 각도에서 분석할 수 있다는 점이 본 연구의 또 다른 의의이다. 특히 반사실적 분포함수라 불리는 가상적인 과세표준 분포함수를 추정함으로써 실제 분포함수와의 차이를 비교하여 두 종류의 분위 효과를 고려하는 것은 Chernozhukov et al.(2013)을 이용하기 때문에 가능한 것이라고 생각한다. 분석 방법의 잠재적인 유용성에 비하여 복잡성 때문에 실제로 많이 활용되지 못하였던 Chernozhukov et al.(2013)을 실제 분석에 이용함으로써 응용의 영역을 넓혔다는 점도 본 연구의 기여라고 생각한다.

이하에서 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장의 제1절에서는 분석에 이용한 근로소득 과세표준 관련 데이터에 관하여 소개한다. 제2절에서는 반사실적인 분포(counterfactual distribution)의 추정을 통하여 성별 격차에 따른 근로소득 과세표준 분위 효과를 분석한다. 특히 두 가지 종류의 분위 효과를 소개하고 추정한 후에, 각 추정 결과의 의미를 제시한다. 제Ⅲ장은 결론으로 연구 결과의 요약, 시사점 및 본 연구의 한계 등에 대하여 기술한다.

6) 연구에서 추정은 MATLAB을 이용하였으며 Intel(R) Core(TM) i7-4790 CPU@3.60GHz와 16GB 램이 장착된 PC에서 약 10시간 정도의 추정 시간이 소요되었다.

Ⅱ. 본론

1. 이용 데이터 소개

본고에서는 제12차 조세재정패널자료를 이용하여 근로소득 과세표준을 분석한다.[7] 과세표준은 근로소득에서 비과세소득을 제외한 총급여에서 소득공제 금액을 제외한 부분이다. 비과세소득 및 소득공제는 그에 해당되는 세부항목이 매우 다양하여 그러한 세부항목에 관한 데이터를 공식적으로 이용하는 것은 거의 불가능하다. 연구자가 운이 좋아 모든 세부항목에 대하여 국세청 행정 자료를 이용할 기회를 얻는 경우를 제외하고는 일반적으로 행정 자료를 공식적으로 활용하는 것은 불가능하다. 따라서 본 연구에서는 일반적으로 이용가능하고 근로소득 과세표준에 직접 또는 간접적으로 영향을 주는 인구사회경제적인 변수들을 이용하여, 성별 차이가 과세표준 분포에 미치는 효과에 대하여 분석한다. 과세표준이 정해지면 누진 소득세율을 적용하여 산출세액을 계산할 수 있다. 산출세액이 결정된 이후 세액감면 및 세액공제가 적용되면 납부할 결정세액이 정해진다. 세액감면 및 세액공제 관련 세부항목이 매우 다양하고 그 결정 과정이 복잡하기 때문에 본 연구에서는 분석의 범위를 과세표준으로 한정한다.

본 연구에서 분석 대상이 되는 변수는 근로소득 과세표준에 자연로그를 취한 변수로 이하에서 '로그 과세표준'이라고 부르겠다. 설명변수(covariate)로 이용하는 인구경제사회적인 변수는 로그 근로소득, 나이, 가구원 수, 가구주의 배우자 더미변수 그리고 대학졸업 더미변수이다.[8] 소개한 설명변수들은 과세표준에 직간접적으로 영향을 주는 변수들로서, 본고의 분석에서는 이들이 주어진 경우의 조건부 과세표준 분포를 고려한다.[9] 본 연구에서의 분석 대상은 만 20세 이상에서 60세 미만인 근로소득자로서 1,583명이 이에 해당된다. 이중 남성 납세자는 966명, 그리고 여성 납세자는 617명으로 각각 61% 및 39%를 차지한다. [표 1]은 분석 표본의 요약 통계이며, [표 2]는 분석 대상인 남성 납세자 집단과 여성 납세자 집단의 요약 통계이다. 남성 납세자 집단이 여성에 비하

7) 이는 귀속년도 2018년 경제상황을 반영한다.
8) 본고에서는 설명변수 또는 통제변수를 동일한 의미로 이용한다.
9) 예컨대 가구원 수 및 배우자 더미변수는 기본공제인 인적공제에 영향을 주며, 근로소득은 소비에 영향을 주어 신용카드 지출 등에 영향을 줄 것이다. 이러한 변수들이 주어진 경우의 성별 과세표준의 분포를 고려함으로써 남성 납세자와 여성 납세자의 과세표준 결정 과정들이 반영되는 것이다.

여 로그 과세표준의 평균이 더 크며, 로그 근로소득, 연령, 대졸 더미의 평균이 더 큼을 알 수 있다. 가구주의 배우자 더미변수의 평균은 여성이 약 0.65인 반면 남성은 0.02로, 여성의 경우 약 65%가 가구주의 배우자이지만 남성의 경우에는 약 2%만이 가구주의 배우자인 것으로 나타났다. [표 2]에서 보여주는 남성과 여성 납세자 집단의 요약 통계의 차이가 성별 설명변수 분포의 차이를 반영한다.

[표 1] 주요변수 요약 통계

	평균	중위값	표준편차	최대	최소
로그 과세표준	16.62	16.74	1.05	19.30	10.80
로그 근로소득	7.89	7.95	0.81	10.17	5.28
연령	42.55	43.00	9.63	59.00	20.00
가구원 수	3.31	4.00	1.16	7.00	1.00
배우자 더미	0.26	0.00	0.44	1.00	0.00
대졸 더미	0.72	1.00	0.45	1.00	0.00

주: 1. 배우자 더미변수는 가구주의 배우자이면 1, 그렇지 않으면 0
2. 표본 크기는 1,583개, 과세표준의 단위는 원, 근로소득의 단위는 만원

[표 2] 성별 요약 통계: 남성 vs 여성 납세자

	평균	중위값	표준편차	최대	최소
〈남성 납세자〉					
로그 과세표준	16.94	17.02	0.92	19.30	12.42
로그 근로소득	8.17	8.23	0.72	10.17	5.28
연령	43.47	44.00	9.16	59.00	20.00
가구원 수	3.37	4.00	1.13	7.00	1.00
배우자 더미	0.02	0.00	0.13	1.00	0.00
대졸 더미	0.76	1.00	0.43	1.00	0.00
〈여성 납세자〉					
로그 과세표준	16.12	16.18	1.05	18.44	10.80
로그 근로소득	7.46	7.42	0.74	9.48	5.38
연령	41.10	42.00	10.16	59.00	20.00
가구원 수	3.22	4.00	1.20	7.00	1.00
배우자 더미	0.65	1.00	0.48	1.00	0.00
대졸 더미	0.66	1.00	0.47	1.00	0.00

주: 1. 배우자 더미변수는 가구주의 배우자이면 1, 그렇지 않으면 0
2. 남성 납세자 표본 크기는 966개, 여성 납세자표본 크기는 617개
3. 과세표준의 단위는 원, 근로소득의 단위는 만원

이하에서는 상술한 설명변수들을 이용하여, 성별 근로소득 과세표준 분포를 추정하고 성별 차이가 근로소득 과세표준의 분포의 차이에 미치는 분위 효과를 분석한다. 이를 위하여 남성 납세자와 동일한 특징을 갖는 여성 납세자의 조건부 과세표준 분포를 남성 납세자에 적용하여 얻는 반사실적인 분포(counterfactual distribution)를 추정함으로써 성별 차이가 과세표준 분포에 미치는 효과를 두 가지 종류의 분위 효과로 분해하여 분석한다.

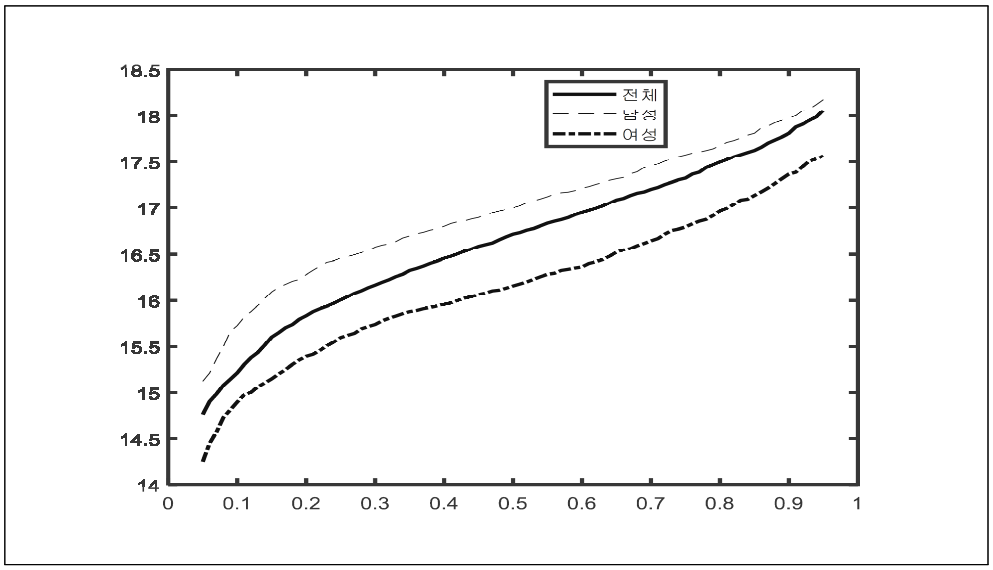
2. 분석

[그림 1]은 분석 표본의 전체 납세자 그리고 남성 및 여성 납세자의 로그 과세표준의 τ차 분위값으로 τ=0.05인 5백분위(percentile)값부터 τ=0.95인 95백분위(percentile)값을 보여주고 있다. 가로축의 과세표준 분포함수의 값 τ에 대하여 세로축의 로그 과세표준 τ차 분위값(τ-th quantile)을 보면, 남성 납세자의 τ차 분위값이 여성 납세자의 τ차 분위값보다 높다. 이는 남성 납세자의 과세표준 분포함수가 여성 납세자의 과세표준 분포함수에 비하여 우측에 위치하고 있음을 시사한다.[10] 그러나 [그림 1]은 성별에 따른 과세표준의 주변 분포(marginal distribution) 이외의 정보를 보여주지는 못한다. 구체적으로 말하면, 동일한 특징을 가지고 있는 남성과 여성 납세자의 과세표준의 조건부 분포(conditional distribution)에 대해서 고려하지 못하는 한계가 있다. 만약 x라는 특징을 가진 남성 납세자에 대하여 동일한 특징 x를 갖는 여성 납세자의 조건부 과세표준 분포를 적용하고 적분통합을 통하여 남성 납세자의 과세표준 주변 분포(marginal distribution)를 구할 수 있다면, 그렇게 구해진 과세표준 분포는 남성 납세자가 동일한 특징을 가진 여성의 조건부 과세표준 분포를 따르게 되는 상황을 반영하면서 얻게 되는 가상적인 과세표준 분포가 된다. 그렇게 얻어진 가상적인 분포는 실제로 관측될 수 없다는 의미에서 반사실적인 분포(counterfactual distribution)이다. 본 연구에서는 과세표준의 반사실적인 분포를 추정하고, 그것을 남성 납세자의 실제 과세표준 분포, 그리고 여성 납세자의 실제 과세표준 분포와 비교함으로써 성별 차이에 따른 과세표준 분포를 분해하고, 그 시사점을 찾고자 한다. 이를 위하여 본 연구에서는

10) 즉 남성 과세표준 분포함수가 여성 과세표준 분포함수를 확률적으로 지배한다(stochastic dominance)고 할 수 있다.

Chernozhukov et al.(2013)가 제안한 반사실적인 분포(counterfactual distribution)를 이용하여 분석한다.

[그림 1] 과세표준 분위값: 전체, 남성 및 여성



이하의 분석에서는 $j=0$은 여성 납세자 집단이며, $j=1$은 남성 납세자 집단을 가리킨다. 확률변수 Y는 과세표준을 나타내며, X는 상술한 인구사회경제 변수들의 벡터이다. 근로소득 과세표준의 반사실적(counterfactual) 분포함수 $F_{Y<0\mid 1>}(y)$는 $X_1=x$라는 특징을 갖는 남성 납세자가 여성 납세자의 조건부 과세표준 분포를 적용받게 되었을 경우의 조건부 분포함수 $F_{Y_0\mid X_0}(y\mid x)$를 모든 x에 대하여 고려한 과세표준 분포로서 다음과 같이 정의된다.

$$F_{Y<0\mid 1>}(y)=\int_{S(X)}F_{Y_0\mid X_0}(y\mid x)dF_{X_1}(x) \tag{1}$$

여기에서 $S(X)$는 설명변수 벡터 X의 서포트(support)이며, 확률벡터 X는 남성의 경우 분포 $F_{X_1}(x)$를 따른다. $F_{Y_0\mid X_0}(y\mid x)$ 인구사회경제적 특징 x를 갖는 여성 납세자의 조건부 과세표준 분포이다. 따라서 실제로 특징 x를 가지고 있는 남성 납세자에게

가상적으로 여성의 조건부 과세표준 분포를 x에서 적용하게 된다면 $F_{Y_0 \mid X_0}(y \mid x)$가 될 것이며 이것을 반사실적 조건부 분포라고 부른 것이다. 이렇게 반사실적 조건부 분포는 남성 납세자의 특징에 대하여 여성의 조건부 과세표준 분포를 적용하는 것이다.[11] $F_{X_1}(x)$를 따르는 남성의 특징을 나타내는 확률벡터 X의 모든 가능한 실현값 x에 대하여 $F_{Y_0 \mid X_0}(y \mid x)$를 구하고, 그것을 다시 $F_{X_1}(x)$을 이용하여 적분통합(integrate-out)한 것이 식 (1)의 $F_{Y<0 \mid 1>}(y)$이다. 반사실적 분포 $F_{Y<0 \mid 1>}(y)$는 반사실적 조건부 분포를 이용하였다는 점에서 구조적인 요인을 반영하고 있다.

한편 남성 납세자의 과세표준 분포 $F_{Y<1 \mid 1>}(y)$는 실제 관측되는 남성 납세자의 과세표준 분포로서 식 (2)와 같이 정의할 수 있다.

$$F_{Y<1 \mid 1>}(y) = \int_{S(X)} F_{Y_1 \mid X_1}(y \mid x) dF_1(x) \tag{2}$$

반사실적 분포 $F_{Y<0 \mid 1>}(y)$와는 다르게, 남성 납세자의 과세표준 분포 $F_{Y<1 \mid 1>}(y)$는 남성의 조건부 분포함수 $F_{Y_1 \mid X_1}(y \mid x)$와 $X \sim F_{X_1}$을 이용하고 있음에 유의하여야 한다.[12] 따라서 두 분포함수 $F_{Y<1 \mid 1>}(y)$와 $F_{Y<0 \mid 1>}(y)$의 차이는 과세표준의 결정에 있어서 동일한 특징 x를 가지고 있을 때, 남성과 여성이라는 성별 격차가 가져오는 구조적인 차이인 $F_{Y_0 \mid X_0}(y \mid x)$와 $F_{Y_1 \mid X_1}(y \mid x)$의 차이를 반영한다고 할 수 있다. 이렇게 $F_{Y_0 \mid X_0}(y \mid x)$와 $F_{Y_1 \mid X_1}(y \mid x)$의 차이에 기인하는 과세표준의 차이를 구조적인 요인에 기인하는 차이라고 한다. 따라서 구조적인 요인을 반영하는 분위 효과인 τ에서의 첫 번째 유형의 분위 효과(quantile effect at τ) $QE_I(\tau)$는 다음과 같이 정의한다.

$$QE_I(\tau) = Q_{Y<1 \mid 1>}(\tau) - Q_{Y<0 \mid 1>}(\tau) \tag{3}$$

---

11) 실제 여성의 과세표준과 설명변수에 의하여 $F_{Y_0 \mid X_0}(y \mid x)$이 결정되기 때문에 구조적인 요인을 반영한다고 볼 수 있다. 본고에서는 식 (7)에서와 같이 여성의 조건부 함수는 $F_{Y_0 \mid X_0}(y \mid x) = \Lambda(x'\beta_0(y))$로 가정하기 때문에 남성의 특징 x에 여성의 조건부 분포함수의 계수 $\beta_0(y)$를 적용하는 것이 반사실적 조건부 분포함수이며, 여성이라는 구조적인 요인을 반영하는 부분은 $\beta_0(y)$이다.

12) $X \sim F_{X_1}$는 설명변수들인 확률벡터 X가 분포 F_{X_1}을 따른다는 것을 가리킨다.

여기에서 두 분포 $F_{Y<0|1>}(y)$와 $F_{Y<1|1>}(y)$의 τ차 분위값(τ-th quantile) $Q_{Y<0|1>}(\tau)$ 및 $Q_{Y<1|1>}(\tau)$은 각각 다음과 같이 정의된다.

$$Q_{Y<0|1>}(\tau) = \inf\{y : F_{Y<0|1>}(y) \geq \tau\} \text{ 및 } Q_{Y<1|1>}(\tau) = \inf\{y : F_{Y<1|1>}(y) \geq \tau\}$$

한편 τ에서 두 번째 유형의 분위 효과 $QE_{II}(\tau)$는 다음과 같이 정의한다.

$$QE_{II}(\tau) = Q_{Y<0|1>}(\tau) - Q_{Y<0|0>}(\tau) \tag{4}$$

여기에서 $Q_{Y<0|0>}(\tau)$는 여성 납세자의 실제 과세표준의 τ차 분위값(τ-th quantile)이며 다음과 같이 정의된다.[13)]

$$Q_{Y<0|0>}(\tau) = \inf\{y : F_{Y<0|0>}(y) \geq \tau\} \tag{5}$$

여기에서 여성 납세자의 과세표준 분포함수 $F_{Y<0|0>}(y)$는 다음과 같다.

$$F_{Y<0|0>}(y) = \int_{S(X)} F_{Y_0|X_0}(y \mid x) dF_0(x) \tag{6}$$

두 번째 유형의 분위 효과 $QE_{II}(\tau)$는 식 (1)과 식 (6)을 비교하면 알 수 있듯이 성별 설명변수들의 분포인 $F_{X_1}(x)$와 $F_{X_0}(x)$의 차이를 반영한다. 따라서 $QE_{II}(\tau)$를 성별간 설명변수 분포의 차이에 기인한 분위 효과라고 부른다.

이하에서는 상술한 분포들을 추정하고 두 유형의 분위 효과를 추정한다. 먼저, 로그 과세표준의 반사실적인 분포 $F_{Y<0|1>}$와 실제 분포 $F_{Y<1|1>}$, $F_{Y<0|0>}$를 추정한다. 반사실적인 분포의 추정을 위해서 다양한 비모수적 또는 준모수적인 방식을 고려할 수도 있으나, 본고에서는 추정에 대한 부담을 최소화하기 위하여 성별 과세표준의 조건부 함수에 대하여 다음과 같이 모수적인 분포를 가정한다.

---

13) S(X)는 확률벡터 X_j의 서포트(support)로서 X_0와 X_1의 서포트는 같다고 가정한다.

$$F_{Y_j \mid X_j}(y \mid x) = \Lambda(x'\beta_j(y)) \equiv 1/(1+\exp(-x'\beta_j(y))),\ j=0,1 \tag{7}$$

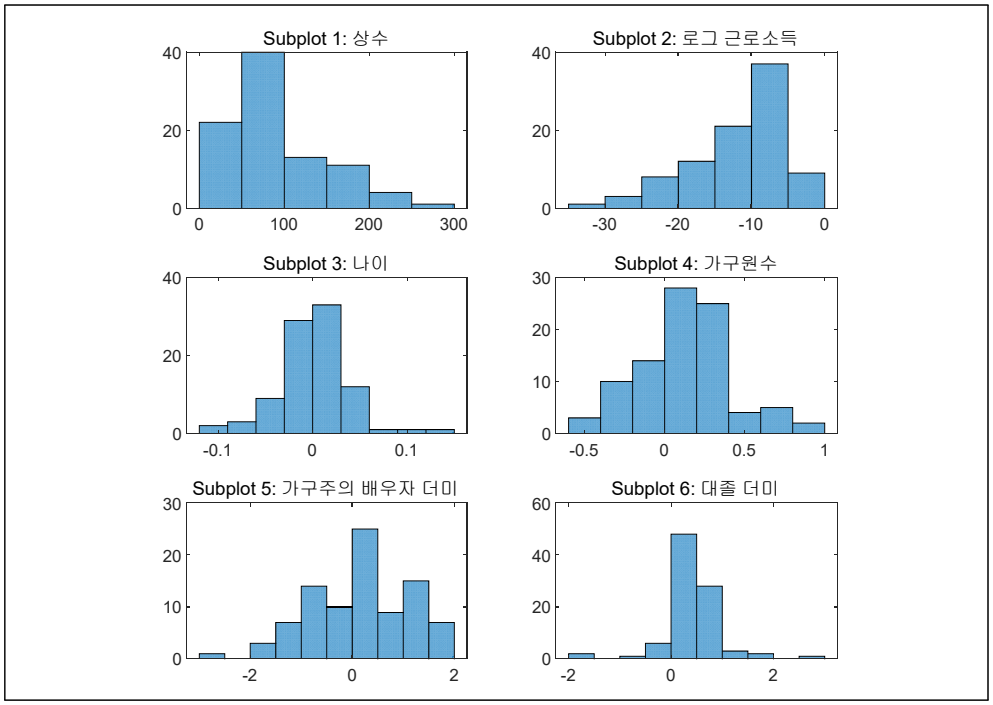
j집단으로부터 동일하고 독립적인 무작위 표본 $(Y_{j,i}, X_{j,i}), i=1,\ldots,n_j$,가 주어진 경우, 조건부 분포함수는 다음과 같이 추정된다.

$$\hat{F}_{Y_j \mid X_j}(y \mid x) = \Lambda(x'\hat{\beta}_j(y)) \tag{8-1}$$

$$\hat{\beta}_j(y) = \arg\ \max_b \sum_{i=1}^{n_j} [I(Y_{j,i} \le y)\ln(\Lambda(X_{j,i}'b)) + I(Y_{j,i} > y)\ln(1-\Lambda(X_{j,i}'b))] \tag{8-2}$$

식 (8-1)과 식 (8-2)에서 모든 점 y에서 모수 $\beta_j(y)$가 추정된다는 점에 유의해야 한다. 식 (7)과 같은 조건 하에서 $\beta_0(y)$와 $\beta_1(y)$의 차이가 구조적인 차이를 반영함에 유의해야 한다. [그림 2]는 여성 납세자 집단의 모수벡터 $\beta_0(y)$에 대한 실제 추정 결과인 $\hat{\beta}_0(y)$를 각 성분(component)별로 히스토그램으로 보여준 것이다.

[그림 2] 여성($j=0$)의 설명변수 계수에 대한 추정값 $\hat{\beta}_0(y)$의 히스토그램



한편 j집단의 K차원 설명변수 벡터 X_j의 분포함수 $F_{X_j}(x)$는 다음과 같이 추정한다.

$$\hat{F}_{X_j}(x) = \frac{1}{n_j}\sum_{i=1}^{n_j} I(X_{j,i} \le x),\ j=0,1 \tag{9}$$

여기에서 $I(.)$은 지시함수이며, 만약 사건 A가 참이면 $I(A)=1$, 그렇지 않으면 $I(A)=0$이다. $I(X_{j,i} \le x) \equiv \prod_{k=1}^{K} I(X_{j,i,k} \le x_k)$, 그리고 $n_j = \sum_{i=1}^{n} I(i \in \text{집단}\, j)$이다. 따라서 특징 $x \in S(X) \subset R^K$를 가지고 있는 남성 납세자가 만약 여성 납세자의 과세표준 분포 $F_{Y_0 \mid X_0}(y \mid x)$를 따르게 되는 경우 얻게 되는 반사실적인 과세표준 분포함수 $F_{Y<0 \mid 1>}(y)$는 다음과 같이 추정된다.

$$\hat{F}_{Y<0 \mid 1>}(y) = \int_{S(X)} \hat{F}_{Y_0 \mid X_0}(y \mid x) d\hat{F}_{X_1}(x) \tag{10-1}$$

$$= \frac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1} \hat{F}_{Y_0 \mid X_0}(y \mid X_{1,i}) \tag{10-2}$$

$$= \frac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1} \Lambda(X_{1,i}{}'\hat{\beta}_0(y)) \tag{10-3}$$

식 (10-3)의 $\Lambda(\cdot)$는 식 (7)에 정의되어 있다. 식 (10-1)~(10-3)을 보면 반사실적인 분포함수는 여성의 조건부 분포함수의 모수 $\beta_0(y)$에 대한 추정값 $\hat{\beta}_0(y)$와 분포함수 F_{X_1}에 의존하고 있다는 것을 알 수 있다. 반사실적 분포함수 $\hat{F}_{Y<0 \mid 1>}(y)$의 추정 결과는 [그림 3]에 제시되어 있다.

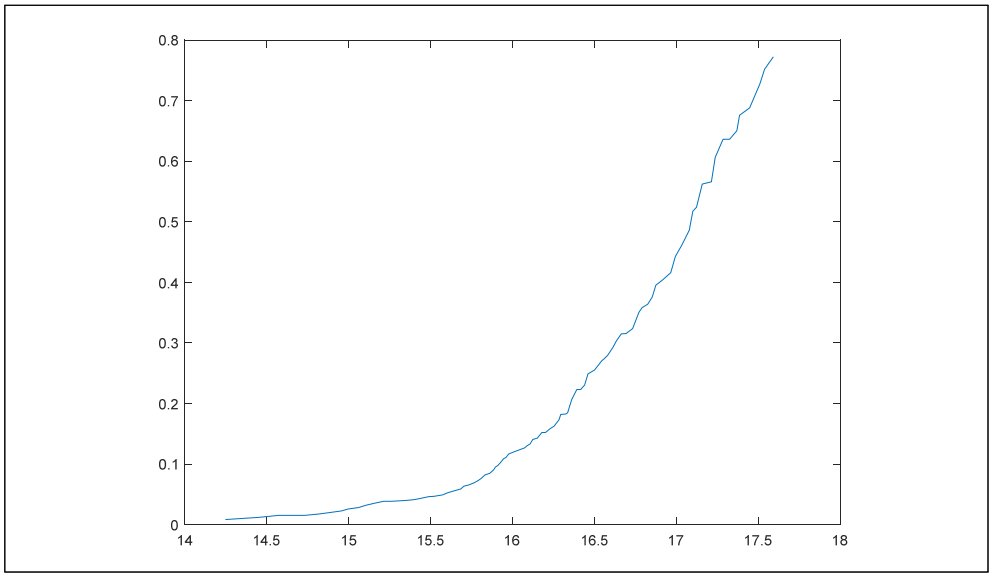
이를 이용하여 구한 τ차 분위값(τ-th quantile) $\hat{Q}_{Y<0 \mid 1>}(\tau)$는 다음과 같다.

$$\hat{Q}_{Y<0 \mid 1>}(\tau) = \inf\{y : \hat{F}_{Y<0 \mid 1>}(y) \ge \tau\} \tag{11}$$

한편 남성 납세자 집단의 과세표준 분포 $F_{Y<1 \mid 1>}(y)$는 다음과 같이 추정된다.

$$\hat{F}_{Y<1 \mid 1>}(y) = \frac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1} I(Y_{1,i} \le y) \tag{12}$$

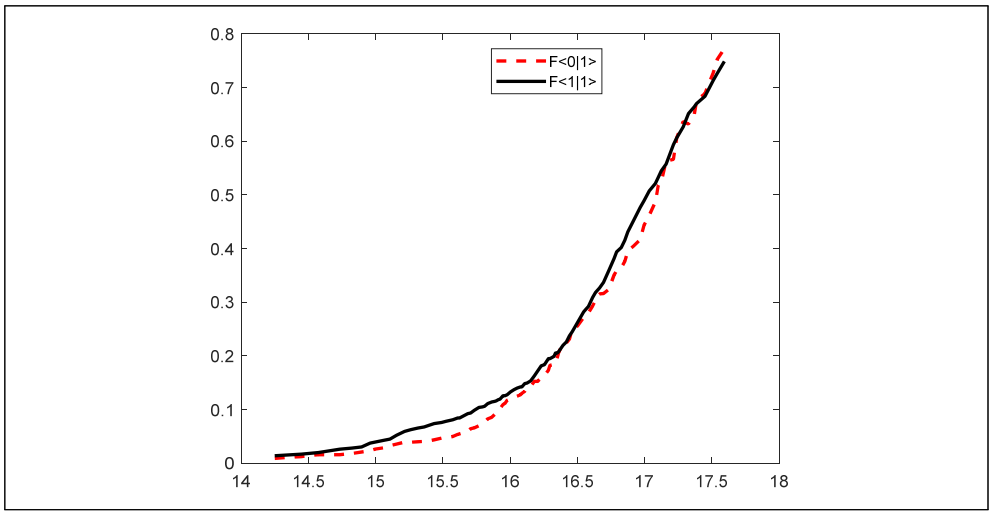
[그림 3] $F_{Y<0\,|\,1>}(y)$의 추정 결과: $\hat{F}_{Y<0\,|\,1>}(y)$



여기에서 Y_1는 남성 납세자의 과세표준이며, n_1은 남성 납세자 표본의 크기이다. 이를 이용하여 구한 τ차 분위값(τ-th quantile)은 다음과 같다.

$$\hat{Q}_{Y<1\,|\,1>}(\tau) = \inf\{y : \hat{F}_{Y<1\,|\,1>}(y) \geq \tau\} = \inf\left\{y : \frac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1} I(Y_{1,i} \leq y) \geq \tau\right\} \quad (13)$$

[그림 4] $\hat{F}_{Y<0\,|\,1>}(y)$와 $\hat{F}_{Y<1\,|\,1>}(y)$



[그림 4]는 남성 납세자의 관측되는 과세표준 분포함수 추정값 $\hat{F}_{Y<1\mid 1>}(y)$와 반사실적인 분포함수 추정값 $\hat{F}_{Y<0\mid 1>}(y)$를 보여주고 있다.[14] 동일한 τ에 대하여 반사실적인 분포함수의 τ차 분위값(τ-th quantile)이 실제 분포함수의 τ차 분위값보다 대부분 큰 것으로 나타난다. 즉 남성 납세자의 실제 과세표준 분포 추정값 $\hat{F}_{Y<1\mid 1>}(y)$의 τ차 분위값 $\hat{Q}_{Y<1\mid 1>}(\tau)$보다 반사실적 분포함수 추정값 $\hat{F}_{Y<0\mid 1>}(y)$의 τ차 분위값 $\hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau)$이 대부분의 τ에서 크다. 본고의 분석에서 이러한 차이는 근본적으로 남성 납세자의 모수 $\beta_1(y)$에 대한 추정값 $\hat{\beta}_1(y)$와 여성 납세자의 모수 $\beta_0(y)$에 대한 추정값 $\hat{\beta}_0(y)$의 차이에서 기인한다. 이렇게 두 모수의 차이에서 발생하는 차이를 구조적인 차이라고 한다. 이는 아래의 남성의 과세표준 분포와 반사실적 과세표준 분포를 비교하면 알 수 있다.

$$F_{Y<1\mid 1>}(y)=\int_{S(X)}F_{Y_1\mid X_1}(y\mid x)dF_1(x)=\int_{S(X)}\Lambda(x'\beta_1(y))dF_1(x) \quad (14\text{-}1)$$

$$F_{Y<0\mid 1>}(y)=\int_{S(X)}F_{Y_0\mid X_0}(y\mid x)dF_1(x)=\int_{S(X)}\Lambda(x'\beta_0(y))dF_1(x) \quad (14\text{-}2)$$

식 (14-1)의 남성 과세표준 분포와 식 (14-2)의 반사실적 과세표준 분포의 차이는 모수 $\beta_1(y)$와 $\beta_0(y)$의 차이임을 알 수 있다. 따라서 해당 추정값 $\hat{F}_{Y<1\mid 1>}(y)$와 $\hat{F}_{Y<0\mid 1>}(y)$의 차이도 각 모수의 추정값 $\hat{\beta}_1(y)$와 $\hat{\beta}_0(y)$의 차이에서 기인하는 것이며, 이들 모수의 차이에서 오는 분위값의 차이가 식 (3)에서 정의한 구조적인 요인에 기인하는 분위 효과 $QE_I(\tau)=Q_{Y<1\mid 1>}(\tau)-Q_{Y<0\mid 1>}(\tau)$이다.

추정된 반사실적인 과세표준 분포 $\hat{F}_{Y<0\mid 1>}(y)$로부터 얻어진 τ차 분위값(τ-th quantile) $\hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau)$와 추정된 남성 납세자의 과세표준 분포 $\hat{F}_{Y<1\mid 1>}(y)$를 이용하여 구한 τ차 분위값 $\hat{Q}_{Y<1\mid 1>}(\tau)$를 이용하여 분위 효과 $\widehat{QE}_I(\tau)$를 다음과 같이 정의한다.

---

14) 남성 i의 특징 $X_{1,i}$와 추정값 $\hat{\beta}_0(y)$에 따라서 $\hat{F}_{Y<0\mid 1>}(y)=\frac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1}\Lambda(X_{1,i}'\hat{\beta}_0(y))$의 비감소성(nondecreasing property)이 일부 분위(τ)에서 나타나지 않을 수 있다. 이 경우 해당 분위값(τth-quantile)이 감소하지 않도록 직전 분위값과 같도록 조정한다.

$$\widehat{QE}_I(\tau) = \hat{Q}_{Y<1\mid 1>}(\tau) - \hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau) \tag{15}$$

분위 효과 $\widehat{QE}_I(\tau)$에 대한 통계적인 추론은 다음과 같이 부츠트랩(bootstrap)을 이용하여 수행한다.

(i) 각 모집단에 대하여 독립적으로 B개의 부츠트랩 표본을 구축한다. 모집단 j의 표본으로부터 반복을 허용하여 n_j개를 무작위 추출하여 각 부츠트랩 표본을 구축한다. 즉 b번째 부츠트랩 표본은 $(Y_{b,j,i}, X_{b,j,i}), i = 1,\ldots,n_j$이며, 모두 B개의 부츠트랩 표본을 구축한다.

(ii) b번째 부츠트랩 표본에 대하여 각각 다음과 같이 추정량을 구한다.

$$\hat{F}_{Y<1\mid 1>,b}(y) = \frac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1} I(Y_{b,1,i} \le y), \text{ 그리고 } \hat{F}_{Y<0\mid 1>,b}(y) = \frac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1} \Lambda(X_{b,1,i}{}'\hat{\beta}_{0,b}(y)),$$

여기에서

$$\hat{\beta}_{0,b}(y) = \arg\max_b \sum_{i=1}^{n_0} \left[I(Y_{b,0,i} \le y)\ln\left(\Lambda(X_{b,0,i}{}'b)\right) + I(Y_{b,0,i} > y)\ln\left(1-\Lambda(X_{b,0,i}{}'b)\right)\right].$$

(iii) 위의 결과를 이용하여 각각 다음을 구한다.

$$\widehat{QE}_{I,b}(\tau) = \hat{Q}_{Y<1\mid 1>,b}(\tau) - \hat{Q}_{Y<0\mid 1>,b}(\tau).$$

이러한 추정을 각 τ에 대하여 독립적인 부츠트랩 표본을 이용하여 B번 수행한다.

(iv) 각 τ=0.05, 0.06,..., 0.95에 대하여 (i)~(iii)을 반복한다. 각 τ에 대해 B개의 부츠트랩 추정량 $\widehat{QE}_{I,b}(\tau)$, $b = 1,\ldots,B$를 구한 후, 이들을 오름차순으로 정렬하여 5번째 백분위값(5th percentile) $\widehat{QE}_{I,0.05B}(\tau)$와 95번째 백분위값(5th percentile) $\widehat{QE}_{I,0.95B}(\tau)$를 구하여 부츠트랩 90% 신뢰구간을 구축한다.

[그림 5]는 분위 효과 $\widehat{QE}_I(\tau) = \hat{Q}_{Y<1\mid 1>}(\tau) - \hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau)$와 90% 부츠트랩 신뢰구간 [$\widehat{QE}_{I,0.05B}(\tau)$, $\widehat{QE}_{I,0.95B}(\tau)$]를 보여준다. 추정 결과, 각 τ에서의 분위 효과

$\widehat{QE}_I(\tau)$는 일부 분위($\tau = 0.22, 0.56, 0.63, 0.67$)를 제외하고는 음수 또는 0으로 추정되었다. 이는 이들 분위를 제외하고는 대부분의 분위에서 구조적인 요인에 의하여 남성 납세자의 과세표준이 반사실적인(counterfactual) 남성 납세자에 비하여 큰 것을 시사한다.[15] 특히 $0.05 \leq \tau \leq 0.10$와 $0.41 \leq \tau \leq 0.49$에서 0(zero)이 90% 부츠트랩 신뢰구간에 포함되지 않아, 해당 τ차-분위에서 남성 납세자의 과세표준이 반사실적인 남성 납세자와 같다는 가설은 10%의 유의 수준에서 기각되는 것으로 나타났다.[16] 다른 분위에서도 분위 효과 추정값 $\widehat{QE}_I(\tau)$는 대부분 음수로 나타났지만 통계적인 유의성을 보이지는 못하였다. 따라서, 구조적인 요인에 기인하여 남성 납세자가 여성 납세자에 비하여 근로소득 과세표준이 더 작은 것으로 나타났다는 추정 결과는 낮은 분위($0.05 \leq \tau \leq 0.10$) 또는 중간 분위($0.41 \leq \tau \leq 0.49$) 에서만 통계적인 유의성을 갖는 것으로 나타났다. 로그 과세표준에 대한 분위 효과 $\widehat{QE}_I(\tau)$를 과세표준 수준에 대한 분위 효과로 변환하면 다음과 같이 정의된다.

$$\widehat{QE}_{I,\text{수준}}(\tau) = \exp(\hat{Q}_{Y<1\mid 1>}(\tau)) - \exp(\hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau)) \tag{16}$$

상술한 결과를 $\widehat{QE}_{I,\text{수준}}(\tau)$ 기준으로 다시 기술하면, 낮은 분위($0.05 \leq \tau \leq 0.10$)에서 과세표준 수준에 대한 분위 효과 $\widehat{QE}_{I,\text{수준}}(\tau)$는 약 -237~-121만원으로 추정된다. 한편 중간 분위($0.41 \leq \tau \leq 0.49$)에서의 과세표준 수준에 대한 분위 효과는 약 -281~-163만원으로 나타났다([그림 6] 참조). 이는 구조적인 요인에 의하여 남성 납세자의 과세표준이 여성보다 해당 분위에서 약 121~281만원 더 작아졌음을 시사한다.

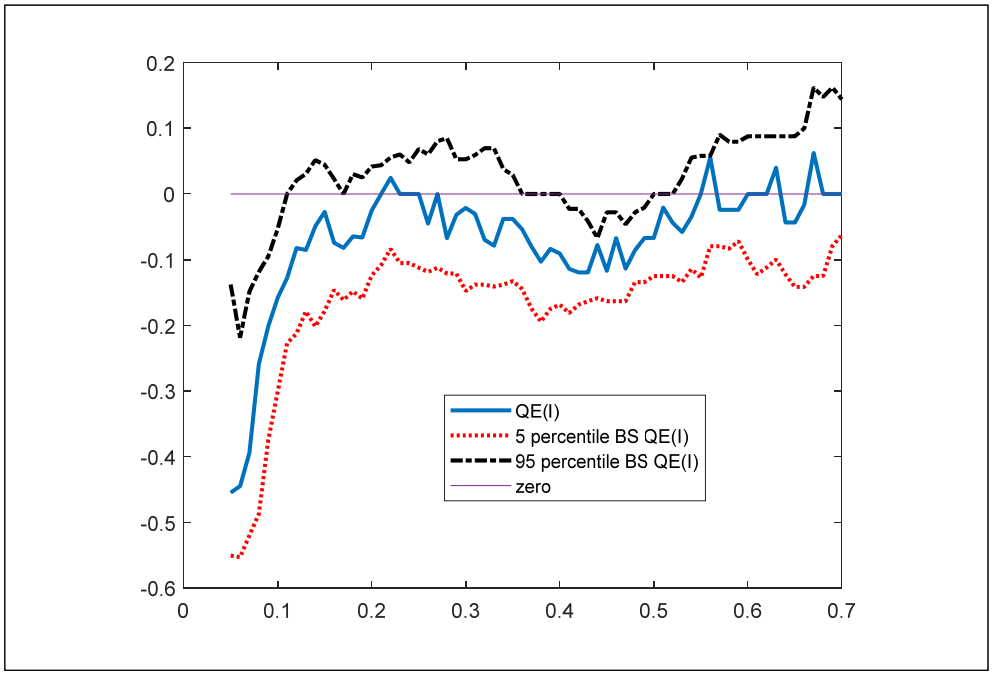
식 (12)의 남성 납세자의 과세표준 분포함수 $F_{Y<1\mid 1>}(y)$의 추정량 $\hat{F}_{Y<1\mid 1>}(y)$와 유사하게 여성 납세자의 과세표준 분포함수 $F_{Y<0\mid 0>}(y)$의 추정량 $\hat{F}_{Y<0\mid 0>}(y)$는 다음과 같다.

---

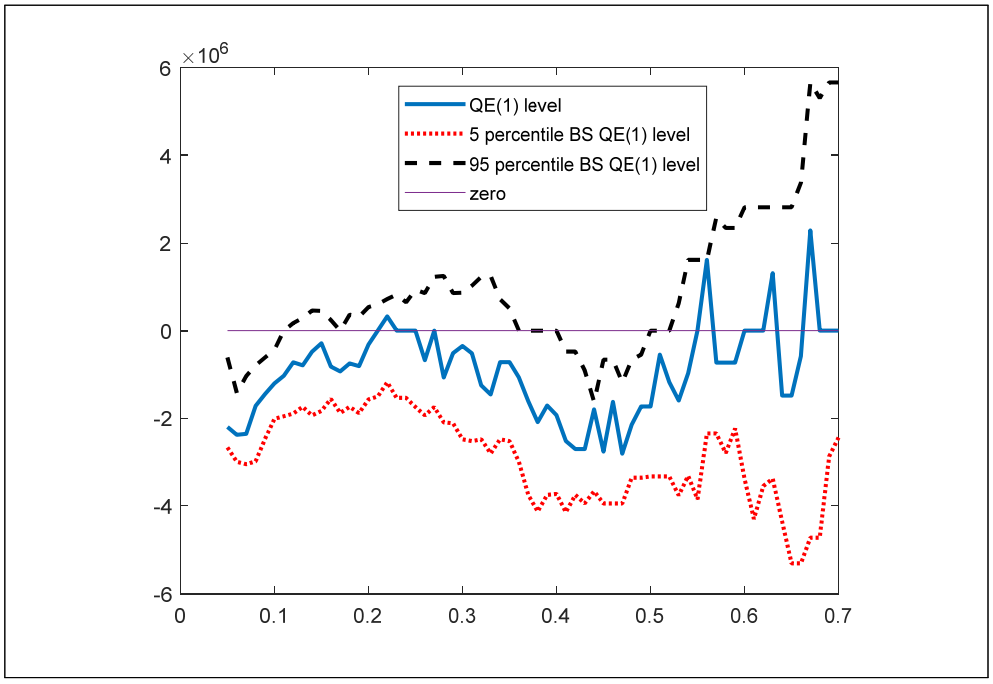
15) 이는 가상적인 여성의 조건부 과세표준 분포에 남성의 특징을 대입하여 얻은 반사실적인 남성의 과세표준 분포함수가 실제 남성의 과세표준 분포함수보다 대부분의 분위에서 경우 우측에 있다는 것을 의미한다.

16) 남성 납세자의 과세표준이 반사실적인 남성 납세자와 같다는 가설은 남성과 여성의 구조적인 요인에 기인한 차이가 없다는 가설과 동일한 것이다.

[그림 5] 로그 과세표준 분위 효과 추정값 $\widehat{QE}_I(\tau)$과 부츠트랩 신뢰구간



[그림 6] 과세표준 수준 분위 효과 추정값 $\widehat{QE}_{I,\text{수준}}(\tau)$과 부츠트랩 신뢰구간



$$\hat{F}_{Y<0\mid 0>}(y) = \frac{1}{n_0}\sum_{i=1}^{n_0} I(Y_{0,i} \le y) \tag{17}$$

여기에서 Y_0는 여성의 과세표준이며, n_0는 여성 납세자의 수이다. τ차 분위값 $\hat{Q}_{Y<0\mid 0>}(\tau)$도 $\hat{Q}_{Y<1\mid 1>}(\tau)$와 유사하게 다음과 같이 정의된다.

$$\hat{Q}_{Y<0\mid 0>}(\tau) = \inf\{y : \hat{F}_{Y<0\mid 0>}(y) \ge \tau\} \tag{18}$$

이번에는 여성 납세자의 과세표준 분포함수 추정값 $\hat{F}_{Y<0\mid 0>}(y)$과 분위값 $\hat{Q}_{Y<0\mid 0>}(\tau)$, 그리고 남성 납세자에 여성의 조건부 과세표준 분포를 적용하여 얻은 반사실적 분포함수 추정값 $\hat{F}_{Y<0\mid 1>}(y)$와 분위값 $\hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau)$를 이용하여 두 번째 유형의 로그 과세표준에 대한 분위 효과 $\widehat{QE}_{II}(\tau)$를 다음과 같이 정의한다.

$$\widehat{QE}_{II}(\tau) = \hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau) - \hat{Q}_{Y<0\mid 0>}(\tau) \tag{19}$$

$\widehat{QE}_{II}(\tau)$는 남성 납세자와 여성 납세자의 설명변수 분포함수의 차이에 기인하는 분위 효과로 해석하는 데 그 이유는 다음과 같다.

$$F_{Y<0\mid 1>}(y) = \int_{S(X)} F_{Y_0\mid X_0}(y \mid x)dF_1(x) = \int_{S(X)} \Lambda(x'\beta_0(y))dF_1(x) \tag{20-1}$$

$$F_{Y<0\mid 0>}(y) = \int_{S(X)} F_{Y_0\mid X_0}(y \mid x)dF_0(x) = \int_{S(X)} \Lambda(x'\beta_0(y))dF_0(x) \tag{20-2}$$

식 (20-1)과 식 (20-2)를 비교하면, 반사실적 남성의 과세표준 분포 $F_{Y<0\mid 1>}(y)$와 여성의 과세표준 분포 $F_{Y<0\mid 0>}(y)$의 차이가 $F_{X_1}(x)$와 $F_{X_0}(x)$의 차이에 기인하는 것임을 알 수 있다. 즉 남성의 설명변수 분포와 여성의 설명변수 분포의 차이에 기인하는 것이다. $QE_{II}(\tau) = Q_{Y<0\mid 1>}(\tau) - Q_{Y<0\mid 0>}(\tau)$라는 사실과 $\hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau)$ 및 $\hat{Q}_{Y<0\mid 0>}(\tau)$가 각각 $Q_{Y<0\mid 1>}(\tau)$ 및 $Q_{Y<0\mid 0>}(\tau)$의 일치 추정량이라는 것을 감안

하면 $\widehat{QE}_{II}(\tau)$의 차이는 두 설명변수의 분포의 차이에 기인하는 것임을 알 수 있다. $\widehat{QE}_{II}(\tau)$는 남성 납세자와 여성 납세자의 설명변수 분포함수의 차이, 즉 $F_{X_1}(x)$와 $F_{X_0}(x)$의 차이에 기인하는 분위 효과임을 알 수 있다. 식 (16)과 유사한 방식으로 근로소득 과세표준 수준에 대한 분위 효과 $\widehat{QE}_{II,\text{수준}}(\tau)$를 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\widehat{QE}_{II,\text{수준}}(\tau) = \exp(\hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau)) - \exp(\hat{Q}_{Y<0\mid 0>}(\tau)) \tag{21}$$

따라서 남성과 여성의 근로소득 과세표준의 분위 효과 추정값 $\widehat{QE}(\tau)=\hat{Q}_{Y<1\mid 1>}(\tau) - \hat{Q}_{Y<0\mid 0>}(\tau)$는 다음과 같이 분해될 수 있다.[17]

$$\widehat{QE}(\tau) = \hat{Q}_{Y<1\mid 1>}(\tau) - \hat{Q}_{Y<0\mid 0>}(\tau) \tag{22-1}$$

$$= [\hat{Q}_{Y<1\mid 1>}(\tau) - \hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau)] + [\hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau) - \hat{Q}_{Y<0\mid 0>}(\tau)] \tag{22-2}$$

$$= \widehat{QE}_{I}(\tau) + \widehat{QE}_{II}(\tau) \tag{22-3}$$

두 번째 식 (22-2)에서 첫 번째 대괄호(bracket)는 $\widehat{QE}_{I}(\tau)$이며, 두 번째 대괄호(bracket)는 $\widehat{QE}_{II}(\tau)$이다. $\widehat{QE}_{I}(\tau)$이 성별 차이에 따른 구조적인 요인에 의한 분위 효과인 반면, $\widehat{QE}_{II}(\tau)$ 성별간 설명변수의 분포의 차이에 기인한 분위 효과이다.

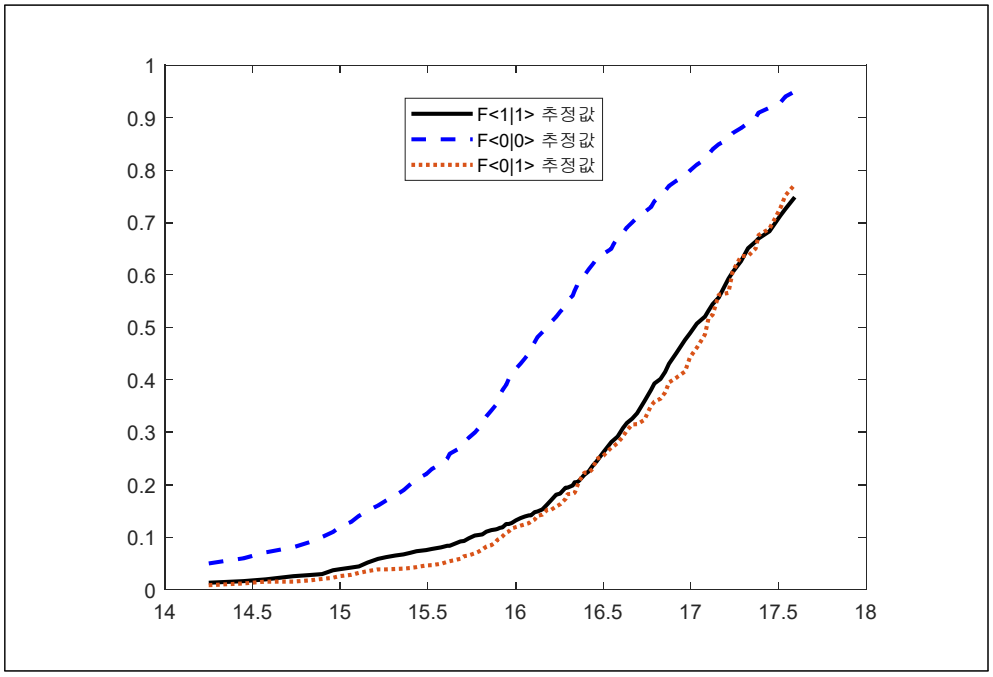
분위 효과 분해를 위해서 먼저 세 분포함수의 추정값 $\hat{F}_{Y<1\mid 1>}(y)$, $\hat{F}_{Y<0\mid 0>}(y)$ 그리고 $\hat{F}_{Y<0\mid 1>}(y)$를 구한다. [그림 7]은 세 분포함수의 추정값을 보여주고 있다. 동일한 분포함수의 값 τ에서 해당 분위값들을 비교해 보면, $\hat{Q}_{Y<1\mid 1>}(\tau)$와 $\hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau)$의 거리가 상대적으로 $\hat{Q}_{Y<0\mid 1>}(\tau)$와 $\hat{Q}_{Y<0\mid 0>}(\tau)$의 거리에 비하여 매우 작다는 것을 알 수 있다. 이는 전체 분위 효과 $\widehat{QE}(\tau) = \widehat{QE}_{I}(\tau) + \widehat{QE}_{II}(\tau)$에서 $\widehat{QE}_{II}(\tau)$의 비중이 상대적으로 $\widehat{QE}_{I}(\tau)$에 비하여 매우 크다는 것을 의미한다. 즉 남성 납세자와 여성 납세자의 과세표준의 분위 효과는 설명변수들의 분포의 차이에 기인하는 부분이 구조적인

17) 이는 실제로 관측되는 남성 납세자와 여성 납세자의 τ차 분위의 차이이다.

요인에 기인하는 부분보다 상대적으로 크다는 것을 시사한다.

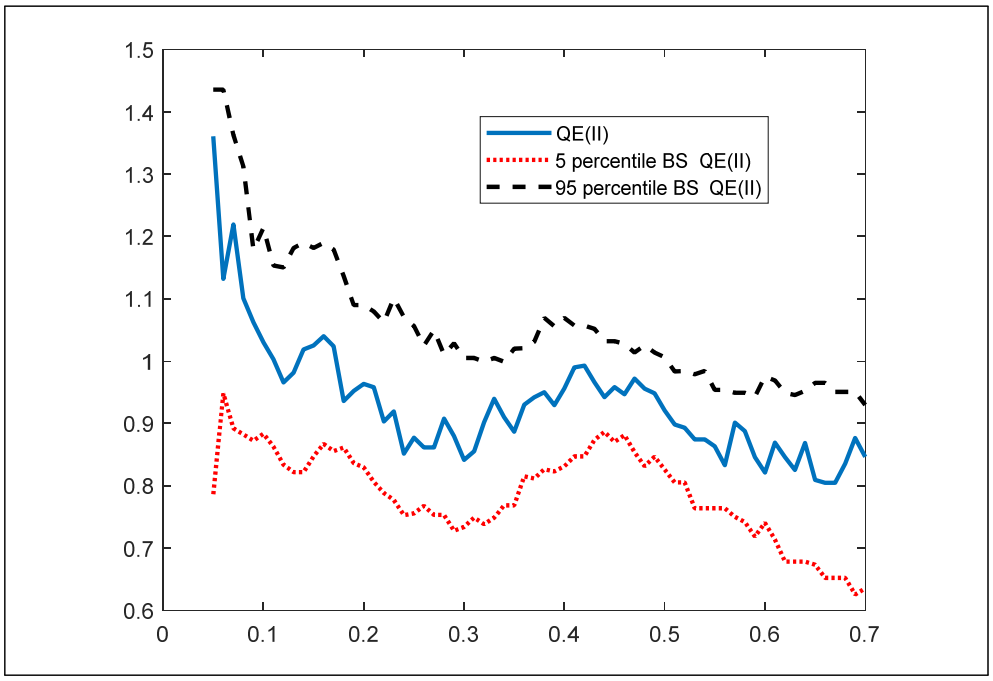
이하에서는 두 번째 유형의 분위 효과 $QE_{II}(\tau)$에 대한 추정 결과를 소개한다. [그림 8]은 $\widehat{QE}_{II}(\tau)$의 추정값과 90% 부츠트랩 신뢰구간 [$\widehat{QE}_{II,0.05B}(\tau)$, $\widehat{QE}_{II,0.95B}(\tau)$]을 보여준다.[18] 비교 가능한 모든 분위인 $0.05 \le \tau \le 0.70$에서 분위 효과 $\widehat{QE}_{II}(\tau)$와 부츠트랩 90% 신뢰구간의 상한과 하한은 모두 양수로 추정되었다. 모든 τ에서 신뢰구간에는 0이 포함되어 있지 않기 때문에 두 번째 유형의 과세표준 분위 효과 $\widehat{QE}_{II}(\tau)$는 모든 τ에서 통계적으로 유의하게 양수인 것으로 나타났다. [그림 8]과 [그림 9]는 각각 분위 효과 $\widehat{QE}_{II}(\tau)$와 $\widehat{QE}_{II,\text{수준}}(\tau)$를 보여준다. $\widehat{QE}_{II}(\tau)$는 낮은 분위에서 상대적으로 큰 것으로 보이지만, 과세표준 수준을 기준으로 한 $\widehat{QE}_{II,\text{수준}}(\tau)$를 보면 높은 분위에서 분위 효과가 더 크게 나타난다는 것을 알 수 있다. $\widehat{QE}_{II,\text{수준}}(\tau)$는 가장 작은 값은 $\widehat{QE}_{II,\text{수준}}(0.05)$인 447만원이며, 가장 큰 값은 $\widehat{QE}_{II,\text{수준}}(0.69)$인 2,352만원으로 추정되었다.

[그림 7] $\hat{F}_{Y<1|1>}(y)$, $\hat{F}_{Y<0|0>}(y)$ 그리고 $\hat{F}_{Y<0|1>}(y)$

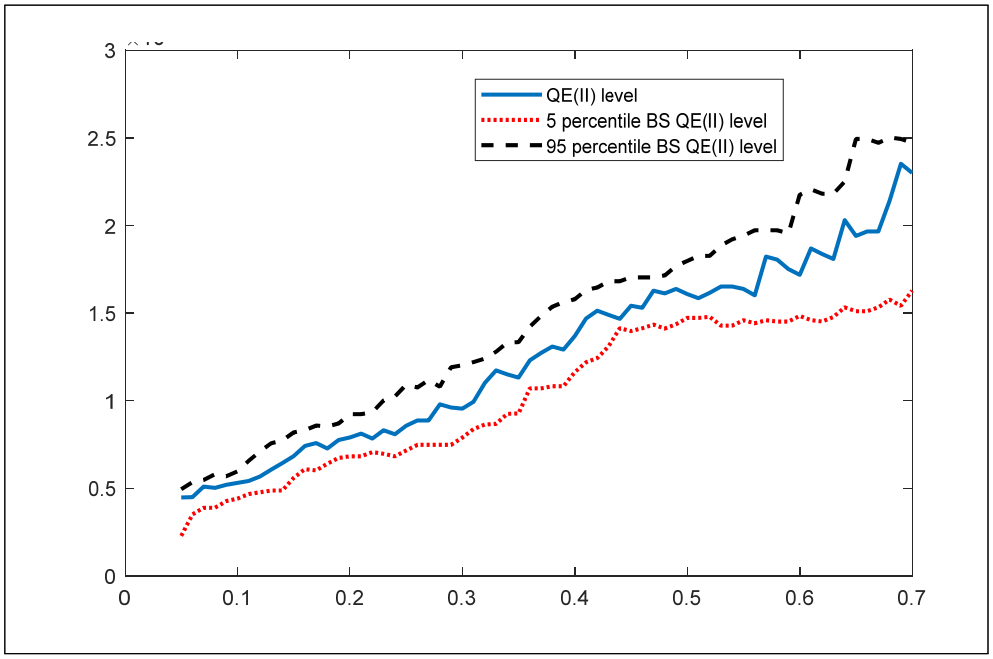


18) 부츠트랩 신뢰구간은 $\widehat{QE}_{I}(\tau)$에서 (i)~(iv)와 같은 방식으로 구할 수 있다.

[그림 8] 로그 과세표준 분위 효과 $\widehat{QE}_{II}(\tau)$ 추정 결과



[그림 9] 과세표준 분위 효과 $\widehat{QE}_{II,\text{수준}}(\tau)$ 추정 결과



분위 효과 분해(quantile effect decomposition) 분석 측면에서 남성과 여성 납세자 과세표준의 τ차 분위 효과 $\widehat{QE}(\tau) = \widehat{QE}_I(\tau) + \widehat{QE}_{II}(\tau)$는 주로 남성과 여성의 설명변수 분포의 차이 $\widehat{QE}_{II}(\tau)$에 기인하는 것으로 추정되었다. 다만 일부 낮은 분위 및 중간 분위에서는 조건부 분포의 모수의 차이인 구조적 요인에 기인하는 분위 효과 $\widehat{QE}_I(\tau)$가 통계적으로 유의하게 음수로 추정되었다. 중위인 $\tau = 0.5$인 경우를 예를 들어 살펴보자. 이 경우 두 유형의 분위 효과는 각각 $\widehat{QE}_I(0.5)$=-0.067과 $\widehat{QE}_{II}(0.5)$=0.921이며, 전체 분위 효과는 $\widehat{QE}(\tau) = 0.854$이다. 이를 수준으로 환산하면, $\widehat{QE}_{I,\text{수준}}(0.5)$ =-0.17$\times 10^7$ 및 $\widehat{QE}_{II,\text{수준}}(0.5)$=1.61$\times 10^7$으로 전체 분위 효과는 $\widehat{QE}_{\text{수준}}(\tau) = 1.44 \times 10^7$이다. 즉 남성과 여성의 과세표준 중위에서의 차이는 약 1,440만원이지만, 구조적인 요인에 기인한 것은 약 -170만원인 반면, 설명변수 분포의 차이에 기인한 부분은 1,610만원이다. 이는 중위에서 남성이 여성의 조건부 분포함수의 적용을 받았다면 과세표준이 약 170만원 증가하였음을 시사한다. 반면 중위에서 설명변수 분포의 차이에 기인한 분위 효과는 1,610만원으로 남성 납세자가 여성에 비하여 큰 것으로 나타났는데, 이는 근로소득과 납세자의 가구주의 여부 등의 차이가 작용한 것으로 추측된다.[19]

19) [표 2]의 성별 설명변수 요약통계는 성별 설명변수 분포의 차이를 보여준다.

Ⅲ. 결론

본고에서는 성별 차이가 근로소득 과세표준에 미치는 분위 효과를 반사실적인 분포함수를 이용하여 추정하였다. 분위 효과는 두 가지로 분해하였는데, 하나는 남성 납세자에 여성 납세자의 조건부 분포를 적용하여 얻은 남성 납세자의 반사실적 과세표준 분포와 실제 남성의 과세표준의 차이를 이용한 분위 효과이다. 이는 동일한 특징에 대하여 남성과 여성의 과세표준의 조건부 분포함수를 다르게 만드는 조건부 분포함수의 모수 $\beta_0(y)$와 $\beta_1(y)$의 차이에서 발생하는 구조적인 요인에 기인하는 분위 효과이다. 다른 하나는 관측되는 설명변수의 분포 자체가 성별에 따라 달라지기 때문에 발생하는 분위 효과이다. 추정 결과, 구조적인 요인에 의하여 발생하는 분위 효과는 대부분 음의 효과를 보이는 것으로 추정되었는데, 이는 남성 납세자들이 동일한 특징을 갖는 여성의 과세표준 분포를 적용받을 경우 과세표준이 커지는 효과가 발생한다는 것을 시사한다. 이러한 효과는 낮은 분위 또는 중간 분위에서만 통계적인 유의성을 갖는 것으로 나타났다. 반면 설명변수 분포 자체가 남성 납세자와 여성 납세자가 다르기 때문에 발생하는 분위 효과는 모든 분위에서 양의 효과를 갖는 것으로 유의하게 추정되었다. 이는 모든 분위에서 남성 납세자의 설명변수 분포가 여성 납세자의 설명변수 분포에 비하여 상대적으로 과세표준을 더욱 증대시키는 효과를 가져왔음을 시사한다. 즉 반사실적인 과세표준 분포함수 $\hat{F}_{Y<0\mid 1>}(y)$가 여성의 과세표준 분포함수 $\hat{F}_{Y<0\mid 0>}(y)$를 확률적으로 지배(stochastic dominance)하고 있음을 의미한다. 분석 결과를 종합하면, 관측되는 남성 납세자와 여성 납세자의 과세표준 분포의 차이는 주로 성별간 설명변수의 분포의 차이에 기인하는 것으로 나타났으며, 일부 분위에서 구조적인 요인에 의한 분위 효과가 통계적으로 유의하게 나타났다.

본고의 연구 방법은 다른 많은 연구주제에 응용될 수 있다는 점에서 유용성이 높은 연구라고 생각한다. 성별 임금 격차의 분위 효과 분석, 성별 자산 격차의 분위 효과 분석 등 특정 집단과 여타 집단간의 분위 효과를 분해하고 분석하는 연구 등에 적용될 수 있을 것으로 기대된다. 마지막으로 본 연구의 한계점과 향후 발전 방향에 대하여 기술한다. 본 연구에서 반사실적 분포를 추정하기 위한 인덱스 모형으로 표준 로지스틱(standard logistic) 분포를 가정하였다. 이는 많은 설명변수를 하나의 인덱스(index)로 요약

하고, 그것을 잘 알려진 표준 로지스틱 분포함수에 결합하여 조건부 분포함수를 매우 다루기 편하게 만들어주는 장점이 있다. 만약 데이터가 충분히 많은 상황에서 보다 완화된 제약 하에서의 추정을 위해서 준모수적인 싱글 인덱스(single index) 모형에 기초한 조건부 분포함수를 이용한다면 한층 더 기여도가 큰 연구가 될 것이다. 특히 Horowitz(2009)의 조건부 분위 함수(conditional quantile function)의 싱글 인덱스(single index) 모형, Bierens and Song(2012), 그리고 Bierens and Song(2018)에서의 준비모수적 분포함수 및 조건부 분포함수(semi-nonparametric distribution and conditional distribution)를 이용한다면 추정은 훨씬 복잡해지겠지만 보다 완화된 제약 하에서의 분위 효과로의 확장이라는 점에서 문헌상 기여도가 높은 연구가 될 것이다. 한편 본 연구는 이용자료의 측면에서 제약이 있다. 그 이유는 분석에서 이용한 근로소득 과세표준이 재정패널조사 응답자 가운데 자발적으로 원천자료를 제공한 경우에만 조사되는 자료이기 때문이다. 응답자의 선택에 따라서 과세표준 자료가 제공된다는 점에서 과세표준변수는 재정패널자료의 다른 변수들에 비하여 무작위성이 약할 수 있음을 시사한다. 그러나 현재 근로소득 원천징수 자료가 제공되는 것은 재정패널부가 조사 자료뿐이어서 아직까지는 다른 특별한 대안이 없는 상황이다. 납세 정보와 관련하여 보다 엄밀하고 정확한 연구를 위해서는 조세 관련 변수가 포함된 표본을 구축하는 것이 필요하다.[20] 이를 위해서는 재정패널자료에 국세청 행정 자료를 적절하게 결합하여 통합된 표본을 구축하는 것이 필요하며, 그와 관련하여 국세청, 통계청 및 관련 연구기관들의 긴밀한 협력과 적극적인 노력이 필요하다.

20) 송호신(2020a)은 관련된 이슈를 다루었다.

참고문헌

김영미, “분포적 접근으로 본 한국 성별임금격차 변화, 1982~2004년,”「경제와 사회」 제84호, 비판사회학회, 2009, 206~229쪽.

송호신,「소득세 신고자료의 표본추출 방안 연구」, 국회예산정책처 연구용역보고서, 2020a.

_____,「경제통계학」, 시대가치, 2020b.

송호신·전병힐,「미시자료를 활용한 소득세 정책 효과 분석—선행연구 검토 및 새로운 방법론 제안」, 한국조세재정연구원, 2022.

신광영, “한국의 성별 임금격차: 차이와 차별,”「한국사회학」 제45권 제4호, 한국사회학회, 2011, 97~127쪽.

유경준, “성별 임금격차의 차이와 차별,”「나라경제」 제23권 제1호, 한국개발연구원, 2001, 193~232쪽.

이주환·윤자영, “돌봄직의 임금불이익과 임금격차 분해,”「사회복지연구」 제46권 제4호, 한국사회복지연구회, 2015, 33~57쪽.

정진화, “한국 노동시장에서의 성별 임금격차 변화—혼인상태 및 직종특성별 비교,”「노동경제논집」 제30권 제2호, 한국노동경제학회, 2007, 33~60쪽.

Bierens, H. J., and H. Song, “Semi-Nonparametric Estimation of Independently and Identically Repeated First-Price Auctions via an Integrated Simulated Moments Method,” *Journal of Econometrics,* vol.168 issue.1, 2012, pp.108-119.

_____, “Semi-Nonparametric Modeling and Estimation of First-Price Auctions Models with Auction-Specific Heterogeneity,” *Working Paper*, 2018.

Blinder, A., “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates,” *Journal of Human Resources,* vol.8 no.4, 1973, pp.436-455.

Chernozhukov, V., Ivan Fernandez-Val, and B. Melly, “Inference on Counterfactual Distributions,” *Econometrica*, vol.81 issue.6, 2013, pp.2205-2268.

Horowitz, J. L., *Semiparametric and Nonparametric Methods in Econometrics,* Springer, 2009.

Machado, J. A. F., and J. Mata, “Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions using Quantile Regression,” *Journal of Applied Econometrics,* vol.20 no.4, 2005, pp.445-465.

Oxaca, R., “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review,* vol.14 no.3, 1973, pp.693-709.

An Analysis of the Quantile Effect of the Gender Difference on Labor Income Tax Base

Hosin Song*

Abstract

This paper analyzes the quantile effect of gender differences on the labor income tax base by estimating the counterfactual distribution proposed by Chernozhukov et al.(2013). The counterfactual distribution is the hypothetical distribution which is obtained when male taxpayers are subject to the conditional distribution of the tax base of female taxpayers given the same covariate vector. The quantile effect is decomposed into two types of quantile effects. The first type of the quantile effect is due to the difference between the distribution of male taxpayer's tax base and the male taxpayer's counterfactual distribution. It reflects the structural difference of tax base determination, which is due to the gender difference in spite of the same characteristics. The second type of the quantile effect is due to the difference in the distribution of the covariate vector by gender when the conditional distribution of the tax base given covariate vector is the same to both male and female taxpayers.

The estimation results show that the quantile effect is mainly due to the second type of quantile effect. The second type of quantile effect was found to have statistically significant positive effects at every quantile, which implies that the male taxpayer's tax base is larger than the female taxpayer's because of the discrepency between male and female distributions of covariate vector. On the other hand, the estimation results show that the first type of the quantile effect was non-positive except for a few quantiles. This suggests that the male taxpayer's tax base is mostly smaller than that of the female taxpayer's when male and female taxpayers have the same covariate vector. The first type of the quantile effect is found to have statistically negative significance only at low and middle quantiles, specifically less than 10th percentile and between 40th and 50th percentiles. It means that the male taxpayer's tax base would increase if the male taxpayer at the low and middle quantiles is subject to the female taxpayer's conditional distribution of the tax base given the same covariates.

□ Keywords: Counterfactual Distribution, Labor Income Tax Base Distribution, Quantile Effect, Quantile Effect Decomposition

* Associate Professor, Ewha Womans University

▌ 예산정책연구 제11권 제3호 2022. 9. pp.111-146 https://doi.org/10.35525/nabo.2022.11.3.004

근로장려세제(EITC)가 단독가구의 노동공급에 미치는 효과 분석: 연령대별 효과를 중심으로*

이정우** 홍우형*** 김두언****

국문초록

본 연구는 네 차례에 걸쳐 단독가구의 연령요건을 확대하는 근로장려세제(EITC)의 제도변화를 외생적인 경제충격(exogenous economic shocks)으로 간주하고, 단독가구의 노동공급에 미치는 연령별 효과를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 재정패널 5~11차 자료를 활용하였으며, 인과추론(causal inference)을 위한 방법론으로서 이중차분법(DID)을 적용하였다. 분석 결과, 단독가구의 연령을 확대한 근로장려세제(EITC)의 제도변화는 노동참여의 측면에서 양적인 노동공급을 유인하는 데 효과적이지 못한 것으로 나타났다. 다만 30대와 50대 단독가구의 경우에 연령조건을 완화한 제도변화가 근로자의 근로시간을 유의미하게 증가시키는 데 기여한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 근로장려세제(EITC)의 제도변화로 인해 상당한 조세지출이 발생하였음에도 불구하고 최소한 노동공급의 관점에서는 상당히 제한적인 효과만 나타나고 있다는 근거를 제시하여, 단독가구에 대한 현행 근로장려세제(EITC) 제도를 보다 효율적으로 재설계할 필요가 있음을 시사한다.

□ 주제어: 근로장려세제(EITC), 노동공급, 단독가구, 이중차분법(DID), 자연실험

투고일: 2022. 4. 28. 수정일: 2022. 6. 14. 게재확정일: 2022. 7. 13.
* 본 연구의 교신저자는 한성대학교 교내학술연구비 지원과제로 연구를 수행하였음을 밝힙니다.
** 제1저자: 한성대학교 경제학과 석사 (hoegameja@naver.com)
*** 교신저자: 한성대학교 경제학과 조교수 (whhong@hansung.ac.kr)
**** 공동저자: ㈜두물머리 빅데이터 이코노미스트 (kimdooun@doomoolmori.com)

Ⅰ. 서론

근로장려세제(Earned Income Tax Credit, EITC)는 노동시장에 참여하고 있는 저소득층 가구의 근로를 장려하고 생계를 지원하기 위한 목적으로 도입된 근로연계형 소득지원 제도이다. 우리나라는 2009년 아시아권 국가 중 최초로 근로장려금 제도를 시행하였으며, 이후 근로장려금의 지급 규모를 지속적으로 확대하는 방향으로 여러 차례의 제도개편이 이루어졌다. 특히 문재인 정부에서 근로장려세제(EITC)가 소득주도성장의 핵심적인 정책 중 하나로 부각되었으며, 이로 인해 시행된 2018년 제도개편의 결과, 근로장려금의 지급가구는 약 2.29배, 지급금액은 약 3.36배 증가하였다.[1)]

이렇게 수혜규모가 크게 확대된 근로장려세제(EITC)는 근로의욕 촉진을 통해 근로빈곤층의 탈 빈곤을 유도하는 것에도 정책적 목표를 두고 있으나, 이론적 관점에서 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과는 불분명하다. '점증-평탄-점감구간'으로 구분되는 소득구간에 따라 근로장려금 지급액이 차등적으로 결정되므로, 각 구간별로 대체효과(substitution effect)와 소득효과(income effect)가 다르게 작용할 수 있기 때문이다.

이에 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 살펴보기 위한 다양한 실증연구가 이루어졌으나, 대부분의 선행연구는 부부가구 혹은 전체가구를 대상으로 한 노동공급효과를 살펴보는 것에 집중하였다. 예를 들어 홍우형(2021)은 2013년 근로장려금 산정방식 변화로 인한 부부가구의 노동공급효과를 분석하였는데, 그 결과 주소득자가 아닌 부소득자의 노동공급에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 신우리·송헌재(2018a)는 근로장려세제(EITC)의 시행부터 2014년까지의 확대개편이 부부가구, 한부모가구, 전체가구에 미친 노동공급효과를 분석하였는데, 이러한 확대개편은 전반적인 가구의 경제활동참가를 증가시켰다는 실증적 근거를 제시하고 있다. 하지만 아직까지 단독가구만을 대상으로 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 분석한 연구는 찾아보기 힘들며, 이에 본 연구의 차별성이 있다고 생각된다.

근로장려세제(EITC)의 단독가구에 대한 노동공급효과를 살펴보는 것은 두 가지 측

---

1) 「국세통계연보」에 따르면 소득귀속년도 기준 근로장려금의 지급가구는 2017년 약 169만 가구에서 2018년 약 389만 가구로 증가하였으며, 지급금액은 2017년 약 1.28조원에서 2018년 약 4.30조원으로 증가한 것을 알 수 있다.

면에서 중요성을 갖는다. 첫째, 연령대별로 다르게 나타날 수 있는 노동공급 행태의 일단을 살펴볼 수 있을 것으로 기대된다. 부부가구의 경우 두 차례의 근로장려금 산정방식 변화가 있었지만, 수급자의 연령과는 무관한 제도변화였으므로 이러한 효과를 살펴보기 어렵다. 하지만 단독가구의 경우 총 다섯 차례에 걸쳐 연령요건을 완화하는 제도변화가 이루어졌기 때문에 연령대별로 상이하게 나타날 수 있는 근로자의 노동행태를 살펴보기에 적합하다. 둘째, 단독가구의 근로장려금 수혜규모가 크게 증가하는 추세이므로, 재정지출의 효율성을 제고하고 제도의 실효성을 평가하기 위해 단독가구의 노동공급에 대한 검증이 필요한 시점으로 판단된다. 2013년에는 근로장려금 지급가구 및 지급금액 모두 단독가구가 부부가구(맞벌이가구와 홑벌이가구)에 훨씬 못 미쳤으나, 이후 단독가구의 수혜규모가 빠르게 증가하여 2019년에는 단독가구의 수혜규모가 부부가구를 역전한 것으로 나타났다.[2] 이처럼 상당한 규모로 조세지출을 증가시킨 제도변화가 제도의 목적과 부합하게 실제로 노동공급 면에서도 효과적이었는가를 살펴보고, 제도의 실효성을 평가하는 것은 정책결정에 있어서 필수적이라 할 수 있다.

본 연구는 단독가구의 연령요건을 확대하는 제도변화가 연구자에게 적절한 자연실험(natural experiment)의 기회를 제공하는 것에 주목하여 근로장려세제(EITC)가 단독가구의 연령대별 노동공급에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 본 연구에서는 재정패널 5~11차 자료를 활용하여 단독가구를 대상으로 네 차례에 걸쳐 이루어진 근로장려세제(EITC)의 연령요건 확대개편이 각각 60, 50, 40, 30대 단독가구의 경제활동참가(extensive margin)와 주 평균 근로시간(intensive margin)에 미친 효과를 이중차분법(DID)을 확장한 패널고정효과모형을 통해 추정하였다. 분석결과, 단독가구에 대한 근로장려금 수급연령 확대개편은 미취업자의 노동참여 유인하는 양적(quantitative) 노동공급 증가에는 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 다만 30대와 50대 단독가구의 경우에 연령조건을 완화한 제도변화가 근로자의 근로시간을 유의미하게 증가시키는 데 기여한 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 근로장려세제(EITC)로 인한 근로유인이 최소한 근로시간에 한해서 연령별로 이질적인 효과가 있음을 시사한다.

---

2) 「국세통계연보」에 따르면 소득귀속년도 기준, 2019년 근로장려금이 지급된 가구 수는 단독가구와 부부가구가 각각 267만 가구, 154만 가구이며, 근로장려금 지급액수는 단독가구와 부부가구가 각각 2.26조원, 2.13조원으로 나타난다.

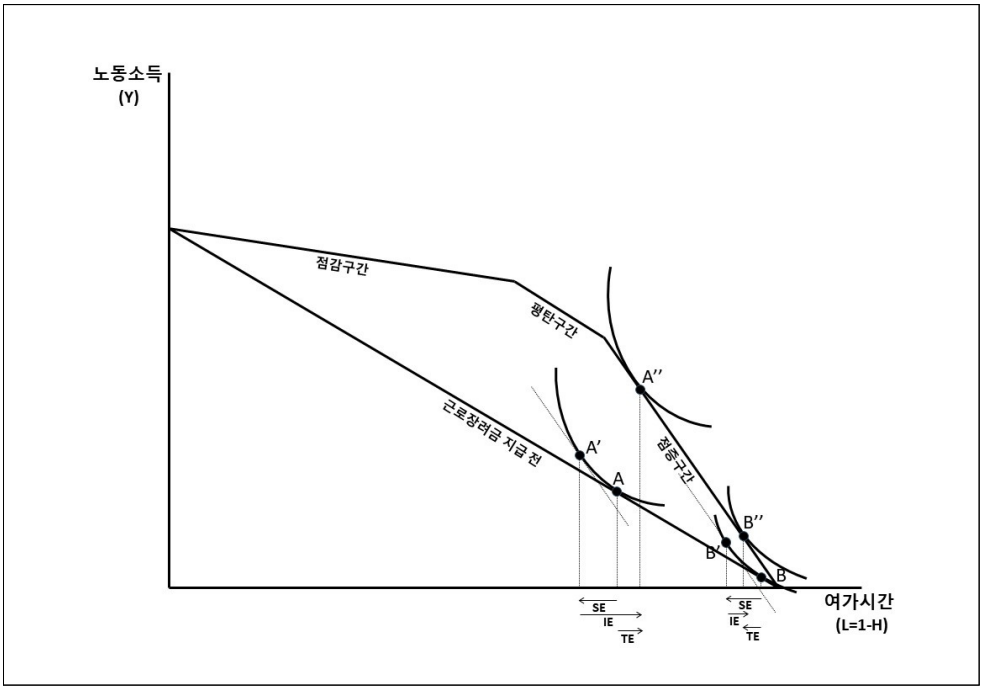
본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과에 관련된 이론적 배경과 선행연구를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 근로장려세제(EITC)의 제도변화에 따른 자연실험의 기회에 대해 고찰하고, 제Ⅳ장에서는 분석자료와 실증분석전략에 대해 논의한다. 제Ⅴ장에서는 수급요건 확대로 인한 단독가구의 노동공급효과에 대한 실증분석 결과를 연령대별로 제시한다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행연구

근로장려세제(EITC)는 수급조건을 만족하는 저소득의 근로자가구에게 소득수준에 따라 산정된 근로장려금을 지급하여 생계를 지원하고 근로를 장려하는 근로연계형 소득지원 제도이다. 근로장려금은 수급자의 소득수준에 따라 차등 지급되는데, 근로하지 않는 가구에 대해서는 지급되지 않으므로 급여액이 0에서 시작하며, '점증-평탄-점감구간'에 따라 지급액이 달라지는 독특한 구조를 가진다.

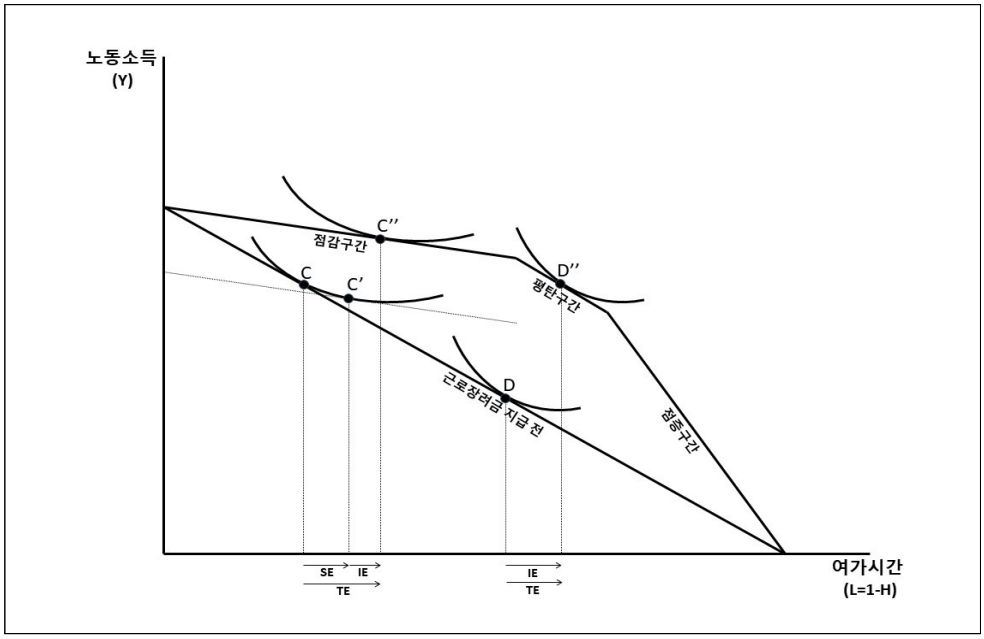
이론적으로 근로장려세제(EITC)는 미취업자의 경제활동참가(labor supply at the extensive margin) 유인에는 긍정적 효과를 미치지만, 취업자의 노동시간(labor supply at the intensive margin)에 대해서는 '점증-평탄-점감구간'별로 상이한 효과를 미칠 수 있다. 이는 각 소득 구간별로 근로장려금 지급액이 달라지는 근로장려세제(EITC)의 독특한 제도적 특성에 기인하며, 이로 인해 취업자의 예산제약선은 꺾인 형태(kinked budget constraint)를 갖는다.

[그림 1] 근로장려세제(EITC)가 노동시간에 미치는 효과(점증구간)



먼저 [그림 1]을 통해 점증구간에서 근로장려세제(EITC)가 노동시간에 미치는 효과를 살펴보자. 점증구간에서는 노동시간에 대해 정(+)의 대체효과와 부(-)의 소득효과가 발생하며, 노동시간에 대한 총 효과는 대체효과와 소득효과의 크기에 따라 증가 혹은 감소할 수 있다. 반면 [그림 2]에서 제시한 것과 같이, 근로장려금이 불변인 평탄구간에서는 노동시간에 대해 부(-)의 소득효과만 나타나기 때문에 총 효과는 감소할 것이다. 또한 근로장려세제(EITC)가 점감구간에서 노동시간에 미치는 효과를 살펴보면, 부(-)의 대체효과와 부(-)의 소득효과가 발생하므로 총 효과는 감소할 것이다. 따라서 근로장려세제(EITC)로 인한 이론적인 노동공급 증가효과는 점증구간에서만 나타날 것으로 예상할 수 있다.

[그림 2] 근로장려세제(EITC)가 노동시간에 미치는 효과(평탄·점감구간)



이론적으로 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과는 정(+)의 효과와 부(-)의 효과가 혼재되어 있기 때문에 이를 실증적으로 규명하기 위한 다양한 연구가 활발하게 진행되었다. 기존 문헌을 살펴보면 근로장려세제(EITC)는 대체로 경제활동참가 및 취업자 수 증가에는 양(+)의 영향을 미친 것으로 나타났으나, 노동시간 및 근로일수에 미치는 효과는 그 결과가 혼재된 것으로 나타나고 있다. 예를 들어 Leigh(2007), 임완섭(2011),

이대웅 외(2015), 남재량(2017) 등은 근로장려세제(EITC)가 경제활동참가율과 취업자 수 증가에 유의하게 기여하였다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 반면 근로장려세제(EITC)가 노동시간 및 근로일수에 미치는 효과에 대해서 Gregg and Harkness (2003), Leigh(2007), 박능후(2011), 박상현·김태일(2011), 정의룡(2013), 현다운·석재은(2014), 남재량(2017) 등은 정(+)의 효과가 있다고 보고하고 있으나, 임완섭(2011), 기재량 외(2014), 박능후·임금빈(2014) 등은 유의미한 영향이 없다는 상반된 연구 결과를 제시하고 있다.

한편 근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 효과를 분석대상의 특성별로 구분하여 분석한 실증분석 결과도 존재한다. 예를 들어 홍우형(2021)은 2014년에 이루어진 근로장려세제(EITC)의 산정방식 변화가 주소득자가 아닌 부소득자의 노동공급에만 유의미한 영향을 미쳤으며, 부소득자 중에서도 여성, 20~50세, 노동취약계층에서 노동공급의 증대효과가 뚜렷하다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 한편 Chetty et al.(2013)은 근로장려세제(EITC)에 대한 지식이 있는 집단과 그렇지 않은 집단을 구분하여 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 분석하였는데, 근로장려세제(EITC)에 대한 지식이 있는 여성의 경우, 그렇지 않은 여성보다 자녀가 태어난 이후에도 일할 가능성이 높다는 근거를 보이고 있다.

근로장려세제(EITC)로 인한 여성의 노동공급효과를 분석한 연구도 다수 존재한다. 예를 들어 유민이 외(2014), 한종석 외(2019), 노혜진·이지은(2020), Bastian(2020) 등은 근로장려세제(EITC)가 여성의 경제활동참가와 취업 증가에 미치는 효과가 긍정적이라고 보고하였으며, Stancanelli(2008)는 프랑스의 근로장려금 제도가 동거녀의 고용률에 정(+)의 영향을 미쳤다는 실증분석 결과를 제시하였다. 한편 근로장려세제(EITC)가 미혼모의 노동공급에 미친 효과는 그 결과가 혼재된 것으로 나타나고 있다. Eissa and Liebman(1996), Meyer and Rosenbaum(2001), Francesconi and Van der Klaauw(2007)는 근로장려세제(EITC)가 미혼모의 노동시장 참여 및 근로시간에 정(+)의 효과를 미쳤으며, 자녀가 미취학 아동이고 미혼모의 학력이 고졸 이하일수록 그 효과가 크게 나타나는 것으로 보고하였다. 반면 Bettendorf et al.(2014)과 Kleven(2019)은 근로장려세제(EITC)가 미혼모의 노동공급에 유의미한 영향을 미치지 못했다는 상반된 실증분석 결과를 제시하였다.

근로장려세제(EITC)의 소득재분배 효과 및 근로소득에 미치는 효과를 실증적으로 분

석한 연구도 진행되었다. 신상화(2019), 홍우형(2019)은 2018년 근로장려세제(EITC)의 확대개편이 어느 정도 소득재분배 개선에 기여하였다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 박능후·임금빈(2014), 현다운·석재은(2014)은 근로장려세제(EITC)가 근로소득 증대에 기여하였다고 보고하고 있으나, 기재량 외(2014)는 근로소득과 시간당 임금을 오히려 감소시켰다고 보고하였다. 한편 Hoynes and Patel(2018)은 미혼 여성을 대상으로 근로장려세제(EITC)의 소득증대효과를 분석하였다. 그 결과 근로장려세제(EITC)의 소득증대효과는 소득 대비 빈곤 수준이 75~100%인 구간에서 집중적으로 나타났다는 실증적인 근거를 제시하였다.

또한 다수의 자료를 활용해 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 비교분석한 연구도 존재하며, 그 결과는 분석자료별로 상이한 것으로 나타났다. 홍민철 외(2016)는 재정패널에서는 근로장려세제(EITC)가 경제활동참여를 유의하게 증가시켰으나, 복지패널에서는 경제활동참여와 주당 근로시간을 감소시키는데 기여한 것으로 보고하고 있다. 복지패널, 노동패널, 재정패널, 가계금융복지 자료를 활용하여 근로장려세제(EITC)가 노동시장 참여에 미치는 효과를 분석한 박지혜·이정민(2018) 역시 사용자료에 따라 실증분석 결과가 상이한 것으로 보고하였다.

기존의 연구는 주로 근로장려세제(EITC)가 부부가구, 한부모가구, 여성의 노동공급에 미친 효과에 대한 실증적 근거를 제시하고 있지만, 아직까지 단독가구만을 대상으로 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 분석한 연구는 찾아보기 힘들다. 기존 연구들과 달리 본 연구에서는 근로장려세제(EITC)가 단독가구의 연령별로 순차적으로 확대된 정책변화에 주목하여 근로장려세제(EITC)가 단독가구의 노동공급에 미친 효과를 분석하였으며, 연령대별로 이질적으로 나타날 수 있는 노동공급 행태의 일단을 살펴볼 수 있다는 점에서 기존 연구와 차별성을 가진다.

Ⅲ. 제도적 배경과 정책변화

근로장려세제(EITC) 도입 이후의 개정내용을 정리한 [표 1]을 살펴보면, 우리나라의 근로장려세제(EITC)는 제도 도입 이후 비교적 짧은 기간 동안 여러 차례 급격히 변화한 것을 알 수 있다. 이를 보면, 근로장려금 산정방식에서 두 차례의 큰 제도변화가 있었는데, 2011년 개정을 통해 미국과 유사하게 부양자녀 수에 따라 소득구간별 지급액을 차등 지급하는 방향으로 개편되었으며, 2013년 개정에서는 벌이형태별(홑벌이가구, 맞벌이가구)로 차등 지급하는 방향으로 개편되었다. 이러한 산정방식의 변화는 부부가구나 부양자녀가 있는 한부모가구의 근로유인에 영향을 미칠 수 있는 제도변화로 볼 수 있다. 한편 단독가구의 경우 제도 도입 초기에는 근로장려금의 지급대상이 아니었으나, 지급대상에 포함된 이후에는 연령요건을 완화하는 형태로 수급대상이 지속적으로 확대되었다. 우선 2012년에는 60세 이상의 단독가구에만 근로장려금이 제한적으로 지급되는 개정이 이루어졌다. 그 후 2015년 개정에서는 단독가구의 연령요건이 50세 이상으로 확대되었으며, 2016년과 2017년 개정에서는 각각 40세 이상과 30세 이상으로 연령요건의 폭이 더욱 확대되었다. 마침내 2018년 개정을 통해 단독가구의 연령요건은 완전히 폐지되었다.

근로장려세제(EITC)는 도입 이후 지급가구 및 지급금액을 꾸준히 확대하는 방향으로 개편이 이루어졌다. 근로장려금의 지급현황을 정리한 [표 2]와 [그림 3]을 살펴보면 이러한 확대개편의 방향성이 뚜렷하게 나타난다. 특히 소득·재산요건과 최대지급액을 크게 확대하고 단독가구의 연령요건을 완전히 폐지한 2019년[3]에는 지급가구 수와 지급금액의 증가폭이 매우 큰 것을 알 수 있다. 지급가구의 경우 169만 가구에서 389만 가구로 약 2.29배 증가하였으며, 지급액은 1.28조원에서 4.30조원으로 무려 3.36배 증가한 것으로 나타난다. 또한 [그림 4]는 가구유형별 근로장려금 산정방식의 변화를 도식화하였는데, 모든 유형의 가구에서 근로장려금의 최대지급액이 지속적으로 증가한 것으로 나타난다. 2019년에는 점증구간의 범위가 다소 축소되긴 했지만, 평탄·점감구간의 범위가 대폭 확대되어 수혜 대상자가 크게 확대된 것 역시 확인할 수 있다.

---

3) 귀속년도가 아닌 근로장려금 수급년도 기준이다. 2018년 관련법이 개정되어 개정된 법에 따라 2019년 근로장려금 수급이 이루어진 바, 이때 수급의 기준이 되는 소득의 귀속년도는 2018년이다.

[표 1] 근로장려세제(EITC) 주요 개정 내용

	2008년 시행 (2009년 수급)	2011년 개정안 (2012년 수급)	2012년 개정안 (2013년 수급)	2013년 개정안 (2014년 수급)	2014년 개정안 (2015년 수급)	2015년 개정안 (2016년 수급)	2016년 개정안 (2017년 수급)	2017년 개정안 (2018년 수급)	2018년 개정안 (2019년 수급)
수급 대상자	근로소득자	근로소득자, 보험모집인, 방문판매원			자영업자 포함(전문직 제외)				
소득 요건	부부 합산 1,700만원 미만	- 부양자녀 없음: 1,300만원 - 부양자녀 1인: 1,700만원 - 부양자녀 2인: 2,100만원 - 부양자녀 3인 이상: 2,500만원		- 단독: 1,300만원 - 홑벌이: 2,100만원 - 맞벌이: 2,500만원					- 단독: 2,000만원 - 홑벌이: 3,000만원 - 맞벌이: 3,600만원
부양 자녀 요건	18세 미만의 부양자녀 1인 이상	배우자 또는 부양자녀	60세 이상인 경우 단독가구도 가능			50세 이상의 단독가구	각각 40세, 30세 이상 단독가구		연령에 상관 없이 단독가구 신청 가능
주택 요건	무주택 또는 5,000만원 이하 1주택	무주택 또는 6,000만원 이하 1주택			무주택 또는 1주택		주택요건 폐지		
재산 요건	토지, 건물, 주택, 자동차, 전세금 등 합계 1억원 미만				재산합계액 1억 4,000만원 미만				재산합계액 2억원 미만
최대 지급액	120만원	- 부양자녀 없음: 70만원 - 부양자녀 1인: 140만원 - 부양자녀 2인: 170만원 - 부양자녀 3인 이상: 200만원		- 단독: 70만원 - 홑벌이: 170만원 - 맞벌이: 210만원			- 단독: 77만원 - 홑벌이: 185만원 - 맞벌이: 230만원	- 단독: 85만원 - 홑벌이: 200만원 - 맞벌이: 250만원	- 단독: 150만원 - 홑벌이: 260만원 - 맞벌이: 300만원

자료: 신우리·송헌재(2018a)와 개정세법해설을 참조하여 저자 작성

이처럼 근로장려세제(EITC)에 나타난 제도변화는 연구자에게 매우 적절한 자연실험(natural experiment)의 기회를 제공하고 있다. 특히 단독가구의 경우 다섯 차례의 개정을 통해 10세 단위의 연령대별로 수급연령요건이 점차 완화되었으므로 연령요건에 따른 처치군과 통제군의 식별이 명확하다. 따라서 연령요건을 제외한 다른 요인에 영향을 받지 않는 분석을 실시할 수 있다면, 노동공급 행태 혹은 효과를 해당 연령별로 분리하여 살펴볼 수 있을 것으로 판단된다.

근로자들은 그가 속해 있는 생애단계에 따라 교육지출, 의료지출 등 다양한 소비 행태를 보일 것이며, 이에 따라 노동공급 행태도 달라질 것이다. 비록 근로장려세제(EITC)의 제도변화라는 제한된 처치효과에 따른 노동공급 행태의 변화이기는 하나, 연령대별로 노동공급 행태의 일단을 살펴볼 수 있다는 것은 연령대별로 차별화된 정책 개발 등의 함의가 있을 것으로 보여진다. 또한 [표 2]에서 볼 수 있듯이, 전체 근로장려금 지급현황에서 단독가구가 차지하는 비중이 2020년에는 지급가구와 지급금액 모두 홑벌이와 맞벌이가구를 역전하는 등 급격히 증가하는 추세이다. 따라서 단독가구의 노동공급효과에 대해 살펴보는 것은 조세지출의 효율성을 제고하고 제도의 실효성을 평가한다는 측면에서도 정책적 시사점을 도출할 수 있을 것으로 판단된다.

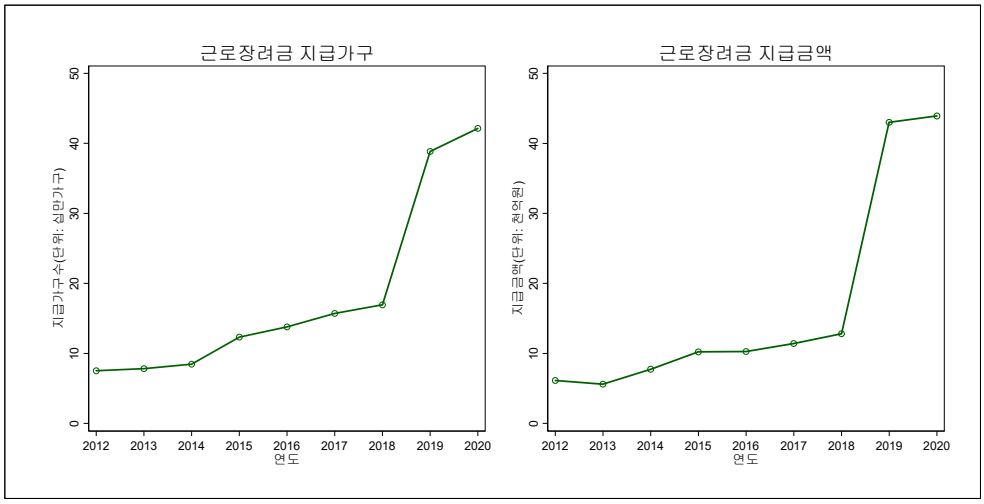
[표 2] 근로장려금 지급현황

(단위: 백만원)

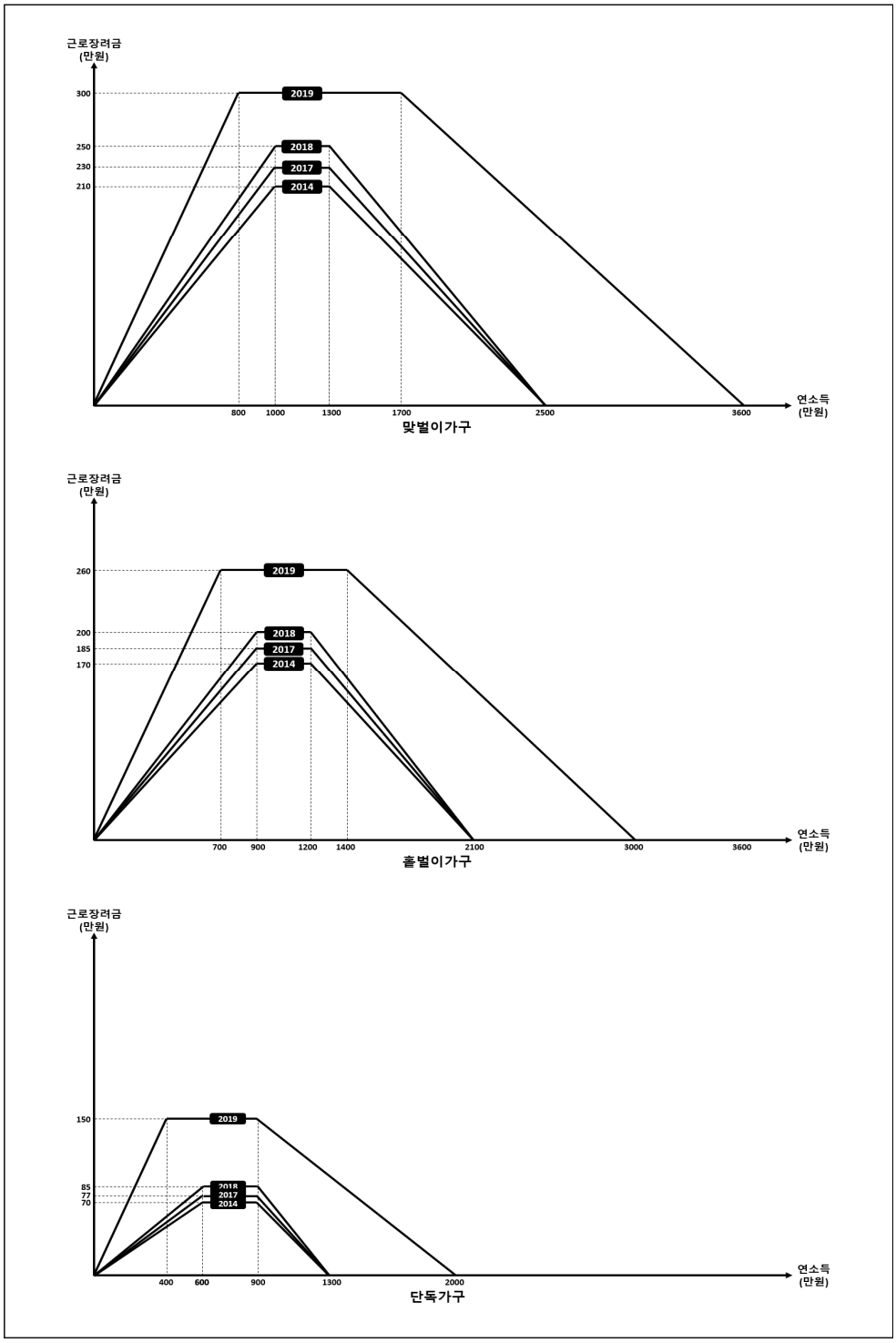
수급년도		2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
지급가구	단독	142,778	194,678	417,984	646,483	795,432	2,381,247	2,671,439
	홑벌이	627,205	887,150	828,590	806,297	796,096	1,230,152	1,272,823
	맞벌이	76,035	150,718	132,379	117,662	102,084	273,812	270,015
지급금액	단독	48,198	63,921	155,144	263,801	363,454	2,068,227	2,259,795
	홑벌이	636,017	807,318	741,254	752,139	798,695	1,831,389	1,768,966
	맞벌이	90,277	150,443	131,651	125,666	118,672	400,726	362,767

자료: 국세청, 「국세통계연보」, 14-3-2, 각 연도

[그림 3] 근로장려금 지급현황



[그림 4] 가구유형별 근로장려금 산정방식의 변화



Ⅳ. 분석자료 및 분석방법

1. 분석자료

본 연구는 2013년부터 2018년까지 네 차례에 걸친 근로장려세제(EITC)의 연령요건 확대개편이 단독가구[4]의 노동공급에 미치는 효과를 연령대별로 분석하기 위해 재정패널(National Survey of Tax and Benefits, NaSTaB) 5~11차 자료를 활용하였다. 이는 근로장려금 수급년도 기준 2012~2018년에 해당한다.

패널조사는 횡단면조사로는 파악할 수 없는 장기적 효과나 누적효과를 측정하는 데 유용하다는 장점이 존재하지만, 동일한 응답자를 대상으로 서로 다른 시점에 여러 차례 반복조사를 실시하므로 조사기간이 길어질수록 표본의 노후화가 발생한다는 문제점 역시 존재한다. 본 연구는 근로장려세제(EITC)의 연령요건 확대개편이 단독가구에 미치는 효과를 연령대별로 비교하여 살펴보고자 하므로, 표본의 노후화 문제는 실증분석 결과의 신뢰성 및 통계적 타당성에 영향을 미칠 수 있다. [표 3]은 2012~2018년 재정패널조사의 연령대별 단독가수 수를 비교하였는데, 중·장년층에 해당하는 50, 60대에 비해 청년층에 해당하는 20, 30대의 가구 수가 상대적으로 적은 것으로 나타난다. [표 4]는 이러한 단독가구 중 근로장려금 수급요건을 모두 만족하는 가구 수를 연령대별로 비교하였는데, 전체 단독가구 중 근로장려금 수급요건을 모두 만족하는 가구는 상당히 적은 편이며, 특히 젊은층의 연령대일수록 표본 부족의 문제가 있음을 확인할 수 있다.

[표 3] 재정패널조사의 연령대별 단독가구 수

(단위: 명)

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	합계
60대	173	174	189	193	201	212	213	1,355
50대	165	171	193	205	215	226	247	1,422
40대	141	139	154	167	157	155	149	1,062
30대	133	121	121	132	144	148	134	933
20대	64	74	83	77	76	77	86	537

4) 「조세특례제한법」 제100조의3 제5항에는 근로장려세제(EITC)의 가구유형에 대한 정의를 제시하고 있으며, 단독가구는 배우자, 부양자녀 및 직계존속이 없는 가구로 정의하고 있다. 하지만 본 연구에서는 단독가구를 배우자 및 부양자녀가 없는 가구로 정의하였다.

[표 4] 재정패널조사의 근로장려금 수급요건을 모두 만족하는 연령대별 단독가구 수

(단위: 명)

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	합계
60대	87	77	70	83	75	87	74	553
50대	56	56	56	57	51	40	52	368
40대	34	26	24	28	17	18	13	160
30대	13	14	10	15	18	10	10	90
20대	9	12	12	12	7	9	11	72

이와 같은 패널자료 노후화로 인한 표본 부족이라는 문제점을 보완하기 위해 국세청 과세자료를 우선적으로 고려해 볼 수 있다. 이 경우 근로장려금 수급자 모집단에 대한 충분한 표본을 확보할 수 있다는 이점이 있다. 하지만 국세청 과세자료는 경제활동참가 여부와 근로시간 등 노동공급에 대한 정보뿐만 아니라 단독가구를 식별해내기 위한 가구에 대한 정보가 부재하기 때문에 본 연구의 목적에 적합하지 않다.

반면 근로장려세제(EITC)의 제도변화가 단독가구의 노동공급에 미치는 영향을 실증분석하기 위해 재정패널을 활용하는 것은 크게 세 가지의 이점이 있다. 첫째, 재정패널은 경제활동참가 여부와 근로시간 등 노동공급에 대한 정보뿐만 아니라, 인적정보와 가구정보 등 노동공급에 영향을 미칠 수 있는 기타 결정요인에 대한 정보를 제공한다. 둘째, 재정패널은 국세청의 과세흐름에 따라 소득 및 자산 정보를 수집하므로 근로장려세제(EITC)의 적용요건에 맞는 수급대상자를 식별하기에 매우 적합한 정보를 제공한다. 셋째, 재정패널은 설문응답자로부터 자발적인 근로소득 원천징수영수증, 과세표준확정신고 등의 소득증빙자료를 수집하므로, 소득과 과세정보에 대한 신뢰성이 매우 높다고 할 수 있다.

2. 분석방법 및 실증분석 전략

본 연구는 2013, 2016, 2017, 2018년의 근로장려세제(EITC) 제도변화를 외생적인 경제충격(exogenous economic shock)으로 간주하고, 수급연령을 완화하는 제도의 개정이 단독가구의 연령대별 노동공급에 미친 효과를 실증적으로 분석한다. 이를 위해 본 연구에서는 다음과 같은 식을 추정하여 이중차분법(difference-in-differ-

ences, DID)을 확장한 패널고정효과모형을 적용한다.

$$y_{it} = \delta Eitc_i \times T_t + X_{it}\gamma + \lambda_i + \lambda_t + u_{it} \quad (1)$$

여기서 y_{it}는 종속변수로, 단독가구 i의 t시점에서의 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간을 의미한다. $Eitc_i$는 처치군(treatment group)에 대한 변수로 제도개정 이후 모든 근로장려금 수급요건을 만족하면 1, 연령조건을 제외한 모든 근로장려금 수급요건을 만족하면 0의 값을 갖는 더미변수이다. T_t는 처치시점(treatment period)에 대한 변수로 근로장려세제(EITC) 제도개정 이후면 1, 이전이면 0의 값을 갖는 더미변수이다. X_{it}는 단독가구의 경제활동참가 여부 및 주 평균 근로시간에 영향을 미칠 수 있는 통제변수들로, 본 연구에서는 가구원의 연령, 특별·광역시 거주 여부, 비근로소득, 순자산, 주택보유 여부 변수를 사용했다. λ_i는 가구 고정효과로 이를 통해 관측되지 않는 가구별 고유 특성을 통제하였으며, λ_t는 연도별 고정효과로 이를 통해 관측되지 않는 거시적 경제충격(macroeconomic shocks)을 통제하였다. 마지막으로 u_{it}는 오차항(error term)을 의미한다.

근로장려세제(EITC)의 노동공급효과는 근로장려금 수급 여부와 처치시점의 교차항인 $Eitc_i \times T_t$의 계수값인 δ를 통해 추정할 수 있다. 만약 δ가 통계적으로 유의한 양의 값을 가진다면, 근로장려금 수급요건 확대가 해당 연령대의 단독가구의 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간, 즉 노동공급을 증가시키는 데 유의미한 영향을 미친 것으로 해석할 수 있을 것이다.

순차적으로 개정된 근로장려세제(EITC) 제도변화로 인한 연령별 노동공급효과를 분석하기 위해서는 해당 개정의 효과를 식별하기 위한 실증전략을 신중히 설정할 필요가 있다. 이는 해당 개정의 효과를 추정할 수 있도록 적절한 처치군(treatment group)과 통제군(control group)을 설정함으로써 달성할 수 있을 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 선행연구들(Eissa and Liebman 1996; Meyer and Rosenbaum 2001; Hoynes and Patel 2018; 박지혜·이정민 2018)과 유사하게 처치군을 처치시점 이후 연령요건을 포함한 모든 근로장려금 수급요건[5]을 만족하는 단독가구로 설정[6]하였으며, 통제군은 처치시점 이후 연령요건을 제외한 모든 근로장려금 수급요건을 만족하는

단독가구로 설정하였다.[7] 추가적으로 연령별 이질성을 최소화하기 위해 본 연구의 실증분석에서는 처치군은 제도변화에 영향을 받는 연령대로, 통제군은 제도변화에 영향을 받지 않는 연령대 중 처치군과 가장 인접한 연령대로 한정하였다. 이를 통해 통제군은 연령요건을 제외하고 근로장려금 수급요건을 모두 만족할 뿐만 아니라 연령도 처치군과 가장 인접하기 때문에, 최소한 경제활동 측면에서는 처치군과 매우 유사한 특성을 보유하고 있는 것으로 예상할 수 있다.

[표 5] 연령대별 노동공급효과를 식별하기 위한 실증분석 전략

개정내용	분석기간	처치시점	처치군	통제군
60세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2012 ~ 2014	2013	2013~2014년 동안 근로장려금 수급요건을 한 번이라도 만족한 60~69세의 단독가구	2013~2014년 동안 근로장려금 수급요건을 한 번이라도 만족한 50~59세의 단독가구
50세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2015 ~ 2016	2016	2016년에 근로장려금 수급요건을 만족한 50~59세의 단독가구	2016년에 근로장려금 수급요건을 만족한 40~49세의 단독가구
40세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2016 ~ 2017	2017	2017년에 근로장려금 수급요건을 만족한 40~49세의 단독가구	2017년에 근로장려금 수급요건을 만족한 30~39세의 단독가구
30세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2017 ~ 2018	2018	2018년에 근로장려금 수급요건을 만족한 30~39세의 단독가구	2018년에 근로장려금 수급요건을 만족한 20~29세의 단독가구

5) 본 연구는 부부가구가 아닌 단독가구의 노동공급효과에만 집중하고자 하므로 부부가구에만 영향을 미치는 제도개정 내용은 고려하지 않았으며, 근로장려금 최대지급액은 수급대상자를 결정하는 요인이 아니므로 이에 대한 개정사항도 고려하지 않았다. 또한 2013년 수급대상자 요건은 근로소득자로 한정하였으며, 2016년부터는 수급대상자 요건에 자영업자를 포함시켜 분석대상을 설정하였다.

6) 재정패널은 근로장려금 수급 여부에 관한 정보를 보유하고 있으나, 처치군을 실제 근로장려금을 수급한 단독가구로 한정한다면 패널자료의 표본 노후화의 문제로 인해 젊은 연령층에서는 표본이 부족할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 기존 연구들과 유사하게 처치군(treatment group)을 근로장려금 수급요건을 모두 만족하는 가구로 정의하였다. 이로써 실제 근로장려금 수급 여부와 무관하게 근로장려금 제도의 유인에 반응할 가능성이 있는 가구를 처치군에 포함하였다.

7) 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과에 분석함에 있어 Eissa and Liebman(1996), Meyer and Rosenbaum(2001), Hoynes and Patel(2018) 등의 해외 문헌에서는 실제 수급 여부 보다는 자격요건을 기준으로 처치군을 구성하는 것이 더욱 일반적이다. 이는 수급 여부를 기준으로 처치군을 설정할 경우 노동공급을 증가시킨 수급자만이 처치군이 되기 때문에, 표본선택(sample selection)으로 인해서 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 과대추정할 우려가 있기 때문이다. 이러한 점을 고려하여 국내연구로 박지혜·이정민(2018)이 자격요건을 기준으로 처치군을 구성하고 실증분석을 수행하였으며, 본 연구도 이와 유사하게 연령요건을 제외한 자격요건을 기준으로 처치군과 통제군을 구성하였다.

[표 5]에는 연령대별 처치효과를 식별하기 위한 본고의 실증분석 전략을 요약하여 제시하였다. 구체적으로 본 연구는 순차적으로 연령요건을 완화한 제도변화의 효과를 분석하기 위해, 해당 개정에 따라 분석기간을 네 개로 구분하고 인접한 두 연령대 간의 노동공급효과를 연속적으로 비교하였다. 우선 60대 단독가구의 노동공급에 미치는 순 효과를 식별하기 위해 분석기간을 2012~2014년으로 설정하였으며, 50대 단독가구를 통제집단으로 설정하였다. 2015년에는 수급대상자를 자영업자로 확대하는 개정과 주택요건과 재산요건을 완화하는 개정이 이루어졌으므로, 이를 배제하기 위해 분석기간을 2014년까지로 제한하였다. 다음으로 50대 단독가구에 대하여 수급을 확대한 2016년 제도변화가 50대 단독가구에 미친 노동공급효과를 식별하기 위해 통제집단을 40대 단독가구로 한정하고 2015~2016년 기간을 분석하였다. 마찬가지로 40대 단독가구와 30대 단독가구까지 연령요건을 순차적으로 완화하여 수급을 확대한 2017년과 2018년의 처치효과를 식별하기 위해 각각 30대와 20대 단독가구를 통제집단으로 하였으며, 분석기간은 2016~2017년과 2017~2018년으로 각각 설정[8]하였다.

3. 기초통계

[표 6]은 주요변수에 대한 기초통계량을 처치군과 통제군의 연령대별로 비교하여 제시하였다. 우선 노동공급에 대한 변수를 살펴보면 처치군에 비해 대체로 젊은 연령대인 통제군의 노동공급량이 전반적으로 더 높은 것으로 나타난다. 특히 60대와 50대를 비교한 경우 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간 모두 통제군에 해당하는 50대가 크게 높은 것으로 나타난다. 이는 정년퇴직 연령을 초과하는 60대의 경제활동이 둔화되었기 때문인 것으로 판단된다. 다음으로 가구특성을 살펴보면, 특별·광역시 거주 여부를 제외한 모든 변수에서 통제군에 비해 상대적으로 과거세대(old generation)인 처치군의 평균이 더 높은 것으로 나타난다. 순자산의 경우 30대와 20대를 비교했을 때 가장 큰 차이를 보였는데, 이는 경제활동을 시작한 지 얼마 되지 않은 20대의 보유자산 비중이 매우 작기 때문인 것으로 판단된다. 또한 비근로소득과 주택보유 여부의 경우 60대와 50대를 비교했을 때와 40대와 30대를 비교했을 때 큰 차이를 보였다.

8) 2017년에는 40대로 연령요건을 확대하는 변화 외에도 주택요건 폐지라는 변화가 있었지만, 이를 통제하기 위해 주택보유 여부를 통제변수로서 실증분석모형에 포함하였다.

[표 6] 주요변수의 기초통계량

변수	분석기간							
	2012~2014		2015~2016		2016~2017		2017~2018	
	처치군: 60대	통제군: 50대	처치군: 50대	통제군: 40대	처치군: 40대	통제군: 30대	처치군: 30대	통제군: 20대
경제활동참가 여부(참가=1)	0.387 (0.488)	0.618 (0.488)	0.750 (0.435)	0.733 (0.450)	0.806 (0.402)	0.941 (0.243)	0.778 (0.428)	0.944 (0.236)
주 평균 근로시간	15.394 (20.955)	24.919 (22.693)	31.696 (23.349)	34.200 (23.507)	29.742 (22.833)	39.059 (12.023)	35.667 (21.091)	35.722 (11.636)
연령	64.890 (2.938)	54.449 (2.770)	54.217 (3.005)	46.000 (2.435)	44.516 (2.606)	33.471 (2.601)	35.500 (2.875)	26.333 (1.328)
특별·광역시 거주 여부 (거주=1)	0.492 (0.501)	0.640 (0.482)	0.620 (0.488)	0.767 (0.430)	0.516 (0.508)	0.529 (0.514)	0.278 (0.461)	0.556 (0.511)
비근로소득 (백만원)	3.955 (4.400)	1.775 (4.134)	2.290 (8.235)	2.362 (3.318)	4.721 (10.121)	1.791 (3.799)	2.210 (3.490)	1.921 (4.001)
순자산 (백만원)	35.907 (32.445)	24.604 (35.293)	37.012 (48.020)	35.423 (38.621)	44.221 (62.074)	36.818 (37.805)	42.882 (23.856)	15.767 (37.554)
주택보유 여부 (보유=1)	0.359 (0.481)	0.162 (0.370)	0.196 (0.399)	0.133 (0.346)	0.194 (0.402)	0.059 (0.243)	0.056 (0.236)	0.000 (0.000)
관측치	181	136	92	30	31	17	18	18

주: 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함

다음으로 [표 7]~[표 10]은 제도변화 전후 근로장려금 수급대상 가구(처치군)와 미수급가구(통제군)의 노동공급변화를 연령대별로 제시하였다. 또한 이론적인 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과는 소득구간에 따라 상이하게 나타나므로 전체구간 뿐만 아니라 점증구간과 평탄·점감구간에 속한 가구로 구분하여 제시하였다.

먼저 60대와 50대를 비교한 [표 7]을 살펴보면, 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간 모두 제도변화 이후 60대는 전 구간에서 감소한 것으로 나타난 반면 50대는 전 구간에서 증가한 것으로 나타났다. 이를 통해 단독가구의 수급연령을 60세 이상으로 확대하였음에도 불구하고 2013년의 제도변화가 주 수혜대상인 60대에게 적절한 노동공급 유인을 제공하지 못했다는 추론이 가능하다.

다음으로 50대와 40대를 비교한 [표 8]을 살펴보면, 50대와 40대 모두 제도변화 이후 전 구간에서 전반적인 노동공급이 감소한 것으로 나타났지만, 그 감소폭은 처치군인

50대에서 더 작은 것으로 나타났다. 이를 통해 단독가구의 수급연령을 50세 이상으로 확대한 2016년의 제도변화가 수혜대상인 50대의 노동공급에 상대적으로 긍정적 영향을 미쳤음을 유추할 수 있다.

다음으로 40대와 30대를 비교한 [표 9]를 살펴보자. 경제활동참가 여부의 경우 제도변화 이후 40대에서는 증가하였지만 30대에서는 감소한 것으로 나타났다. 주 평균 근로시간의 경우 제도변화 이후 40대와 30대에서 모두 감소하는 것으로 나타났지만, 그 감소폭은 처치군인 40대에서 더 작은 것으로 나타났다. 이를 통해 단독가구의 수급연령을 40세 이상으로 확대한 2017년의 제도변화가 수혜대상인 40대에게 상대적으로 높은 노동공급 유인을 제공하였다는 추론이 가능하다.

마지막으로 30대와 20대를 비교한 [표 10]을 살펴보면, 30대와 20대 모두 제도변화 이후 전 구간에서 전반적인 노동공급이 감소한 것으로 나타났지만, 그 감소폭은 처치군인 30대에서 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 이를 통해 단독가구의 수급연령을 30세 이상으로 확대한 2018년의 제도변화가 수혜대상인 30대의 노동공급에 유의미한 영향을 미치지 못한 것을 유추해 볼 수 있다.

이를 종합하면 근로자가 속해 있는 생애주기에 따라 노동행태가 상이하게 나타날 수 있으므로, 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과 역시 연령대별로 다르게 나타날 수 있음을 추론할 수 있다. 하지만 이는 어디까지나 평균을 비교한 기초통계에 불과하므로 연령대별로 상이한 노동공급효과가 나타날 수 있음을 시사할 뿐, 근로장려세제(EITC)의 수급연령 확대로 인한 실제 처치효과를 의미하는 것은 아니라는 점에 유의할 필요가 있다. 이에 제Ⅴ장에서 보다 엄밀한 실증분석을 통해 근로장려세제(EITC)의 연령별 노동공급효과를 살펴본다.

[표 7] 처치군과 통제군의 노동공급변화: 60대 vs 50대

구분		처치군: 60대				통제군: 50대			
		2012		2013~2014		2012		2013~2014	
		관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)
경제 활동 참가 여부 (참가 =1)	전체	58	0.414 (0.497)	123	0.374 (0.486)	36	0.556 (0.504)	100	0.640 (0.482)
	점증	48	0.292 (0.459)	101	0.238 (0.428)	26	0.385 (0.496)	62	0.419 (0.497)
	평탄 점감	21	0.952 (0.218)	43	0.860 (0.351)	19	0.895 (0.315)	58	0.966 (0.184)
주 평균 근로 시간	전체	58	15.397 (19.875)	122	15.393 (21.529)	36	22.361 (22.510)	100	25.840 (22.800)
	점증	48	8.854 (14.776)	100	8.840 (17.264)	26	14.192 (20.833)	62	16.032 (21.843)
	평탄 점감	21	39.381 (11.020)	43	38.093 (18.768)	19	36.842 (16.194)	58	40.172 (15.181)

[표 8] 처치군과 통제군의 노동공급변화: 50대 vs 40대

구분		처치군: 50대				통제군: 40대			
		2015		2016		2015		2016	
		관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)
경제 활동 참가 여부 (참가 =1)	전체	41	0.780 (0.419)	51	0.725 (0.451)	13	0.769 (0.439)	17	0.706 (0.470)
	점증	22	0.591 (0.503)	27	0.481 (0.509)	5	0.400 (0.548)	6	0.167 (0.408)
	평탄 점감	28	1.000 (0.000)	33	0.970 (0.174)	10	1.000 (0.000)	13	0.923 (0.277)
주 평균 근로 시간	전체	41	31.073 (22.027)	51	32.196 (24.567)	13	37.077 (24.801)	17	32.000 (22.986)
	점증	22	21.409 (23.989)	27	19.741 (24.659)	5	24.400 (34.305)	6	5.000 (12.247)
	평탄 점감	28	42.357 (13.929)	33	45.758 (15.486)	10	48.200 (14.980)	13	41.846 (16.067)

[표 9] 처치군과 통제군의 노동공급변화: 40대 vs 30대

구분		처치군: 40대				통제군: 30대			
		2016		2017		2016		2017	
		관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)
경제 활동 참가 여부 (참가 =1)	전체	14	0.786 (0.426)	17	0.824 (0.393)	7	1.000 (0.000)	10	0.900 (0.316)
	점증	8	0.625 (0.518)	8	0.625 (0.518)	3	1.000 (0.000)	5	0.800 (0.447)
	평탄 점감	9	1.000 (0.000)	12	0.917 (0.289)	7	1.000 (0.000)	8	1.000 (0.000)
주 평균 근로 시간	전체	14	30.929 (23.493)	17	28.765 (22.952)	7	41.429 (8.997)	10	37.400 (13.986)
	점증	8	27.000 (27.008)	8	26.250 (23.107)	3	46.667 (11.547)	5	32.800 (18.417)
	평탄 점감	9	36.667 (16.039)	12	29.083 (22.452)	7	41.429 (8.997)	8	41.250 (5.339)

[표 10] 처치군과 통제군의 노동공급변화: 30대 vs 20대

구분		처치군: 30대				통제군: 20대			
		2017		2018		2017		2018	
		관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)
경제 활동 참가 여부 (참가 =1)	전체	8	0.875 (0.354)	10	0.700 (0.483)	7	1.000 (0.000)	11	0.909 (0.302)
	점증	2	0.500 (0.707)	3	0.000 (0.000)	4	1.000 (0.000)	5	0.800 (0.447)
	평탄 점감	7	1.000 (0.000)	8	0.875 (0.354)	6	1.000 (0.000)	9	0.889 (0.333)
주 평균 근로 시간	전체	8	39.000 (17.889)	10	33.000 (23.949)	7	37.143 (6.986)	11	34.818 (14.091)
	점증	2	20.000 (28.284)	3	0.000 (0.000)	4	36.250 (7.500)	5	29.800 (10.733)
	평탄 점감	7	44.571 (9.144)	8	41.250 (18.668)	6	36.667 (7.528)	9	37.556 (13.703)

V. 실증분석 결과

1. 단독가구의 연령대별 노동공급효과

본 연구에서는 2013, 2016, 2017, 2018년 단독가구의 연령요건을 각각 60세 이상, 50세 이상, 40세 이상, 30세 이상으로 점차 완화하는 근로장려세제(EITC)의 확대개편을 외생적인 경제충격(exogenous economic shock)으로 간주하고, 이러한 제도의 변화가 단독가구의 연령대별 노동공급에 미치는 효과를 분석하였다. 근로자가 속한 생애주기에 따라 노동행태가 달라질 수 있으므로 본 연구에서는 연령대별로 상이하게 나타날 수 있는 노동공급효과에 주목하고자 하였다.

[표 11]과 [표 12]는 근로장려세제(EITC) 확대개편의 연령대별 노동공급효과를 이중차분법(DID)을 확장한 패널고정효과모형으로 추정한 결과를 제시하였다. 근로장려세제(EITC)는 미취업자의 경제활동참가(extensive margin)뿐만 아니라 기존 근로자의 노동시간(intensive margin)에 영향을 미칠 수 있다. 이에 (1)~(3)열은 경제활동참가 여부를 (4)~(6)열은 주 평균 근로시간을 종속변수로 활용하여 추정하였다. 또한 근로장려세제(EITC)의 이론적인 노동공급효과는 '점증-평탄-점감구간'에 따라 상이하게 나타날 수 있으므로 (1), (4)열은 전체가구를, (2), (5)열은 점증구간에 속한 가구만을, (3), (6)열은 평탄 및 점감구간에 속한 가구만을 대상으로 표본을 구성하여 추정한 결과를 제시하였다.

먼저 60대의 노동공급효과에 대한 실증분석 결과를 제시한 [표 11]을 살펴보면, 종속변수와 상관없이 $Eitc_i \times T_t$의 계수가 전 구간에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 2013년 제도변화로 인해 근로장려세제(EITC)의 수급대상이 되었음에도 불구하고 60대의 경제활동참가와 주 평균 근로시간이 50대와 비교하여 유의미하게 변화하지 않았음을 보여준다.

[표 11] 실증분석 결과: 60대의 노동공급효과

변수명	종속변수					
	경제활동참가 여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
$Eitc_i \times T_t$	-0.0627	-0.0784	-0.1004	-2.2822	-1.6278	-5.5401
	(0.066)	(0.090)	(0.095)	(2.959)	(3.654)	(4.945)
연령	0.0275	0.0364	0.0286	1.6592	1.9411	3.3856
	(0.036)	(0.049)	(0.050)	(1.623)	(2.000)	(2.619)
특별시/광역시 거주 여부 (거주=1)	-0.9353***	-0.9113**	-0.9458***	-39.229***	-38.320***	-38.9747**
	(0.305)	(0.353)	(0.297)	(13.605)	(14.397)	(15.452)
비근로소득 (백만원)	-0.0035	-0.0038	-0.0087	-0.0715	-0.1466	0.0333
	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.254)	(0.290)	(0.388)
순자산 (백만원)	-0.0007	-0.0011	-0.0007	0.0454	0.0264	0.0893
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.042)	(0.050)	(0.070)
주택보유 여부 (보유=1)	-0.1498	-0.1690	-0.1838	1.0757	-3.5295	-1.3260
	(0.144)	(0.185)	(0.221)	(6.401)	(7.552)	(11.497)
고정효과 여부						
가구별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
연도별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
가구 수	131	96	56	131	96	56
N	317	237	141	316	236	141
R-squared	0.081	0.087	0.184	0.062	0.071	0.129

주: *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을, 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함

다음으로 [표 12]에서 먼저 50대의 노동공급효과에 대한 실증분석 결과를 살펴보자. 경제활동참가 여부에 대한 $Eitc_i \times T_t$의 계수는 전 구간에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 주 평균 근로시간에 대한 처치효과 계수는 전체구간에서 10% 수준의 유의한 양(+)의 값을 가지는 것을 확인할 수 있다. 구체적으로 (4)열의 결과에 따르면 2016년 제도개편 이후 50대의 주 평균 근로시간은 약 8.6시간 증가한 것으로 나타났다. 또한 점증구간에 속한 가구로 표본을 제한하여 분석한 결과 주 평균 근로시간의 증가폭은 더욱 크게 나타났으며, 통계적 유의성 또한 크게 증가한 것으로 나타났

다. 이는 2016년 근로장려세제(EITC) 제도개편의 수혜대상인 50대의 노동시간이 40대에 비해 유의미하게 증가하였음을 보여주며, 이러한 현상은 점증구간에서 더욱 뚜렷하여 이론적 예측과도 일치하는 실증적 근거를 제시한다. 40대의 노동공급효과에 해당하는 실증분석 결과를 살펴보면, 종속변수와 상관없이 $Eitc_i \times T_t$의 계수가 전 구간에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 2017년 근로장려세제(EITC) 제도변화의 수혜대상인 40대의 경제활동참가와 주 평균 근로시간이 비수혜대상인 30대에 비해 유의미하게 증가하지 않았다는 결과를 보여준다.

마지막으로 30대의 노동공급효과에 해당하는 실증분석 결과를 살펴보자. 경제활동참가 여부에 대한 $Eitc_i \times T_t$의 계수는 전 구간에서 통계적 유의성이 나타나지 않았으나, 주 평균 근로시간에 대한 처치효과 계수는 점증구간에서만 10% 수준의 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 구체적으로 (5)열의 결과에 의하면 제도변화 이후 30대의 주 평균 근로시간은 약 31시간 증가한 것으로 확인되었다.[9] 이는 점증구간에 한하여 2018년 근로장려세제(EITC) 제도개편이 수혜대상인 30대의 노동시간 증가에 유의미한 기여를 하였다는 근거를 제시한다.

이상의 결과는 단독가구의 근로장려금 수급연령을 확대한 네 차례의 제도변화가 미취업자의 노동참여를 유인하여 양적(quantitative)으로 단독가구의 노동공급을 증가시키는 데에는 효과적이지 못하였지만, 전체 연령 중 50대와 30대 단독가구의 근로시간 증가에는 유의미한 기여를 하였다는 결론을 지지한다.

---

9) 점증구간에서 주당 근로시간에 대해 23~31시간의 상당한 규모의 노동공급 증가가 나타난 것은 두 가지 요인에 의한 것으로 볼 수 있다. 첫째, 근로시간의 증가는 지속적으로 고용상태에 있는 근로자가 근로장려세제(EITC)의 확대에 따라 근로시간을 증가시킨 데 따른 결과이다. 단 이 경우 주 평균 근로시간의 급격한 증가를 완전히 설명하기 어렵다. 두 번째 요인은 경제활동참가 인원의 증가에 따른 근로시간 증가이다. 이 경우 실업에서 고용상태로 전환되면서 근로시간이 크게 증가하게 된다. 특히 근로장려세제(EITC) 개편 이후 처치군의 경제활동인원의 증가는 30대와 50대에서 더욱 두드러진 것으로 나타났으며, 이러한 변화가 점증구간에서 상당한 노동시간의 증가를 설명할 수 있는 것으로 판단된다.

[표 12] 실증분석 결과: 50, 40, 30대의 노동공급효과

변수명	종속변수					
	경제활동참가 여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
Panel A. 50대의 노동공급효과						
$Eitc_i \times T_t$	0.0344	0.1590	0.0958	8.5529*	23.6148***	10.4135
	(0.080)	(0.187)	(0.083)	(4.706)	(6.448)	(6.230)
가구 수	68	33	46	68	33	46
N	122	60	84	122	60	84
R-squared	0.061	0.146	0.199	0.086	0.413	0.106
Panel B. 40대의 노동공급효과						
$Eitc_i \times T_t$	-0.0063	-0.0452	0.0000	-3.5410	1.1995	-12.6247
	(0.123)	(0.261)	(0.000)	(7.820)	(11.285)	(9.555)
가구 수	27	13	20	27	13	20
N	48	24	36	48	24	36
R-squared	0.620	0.682	1.000	0.402	0.626	0.476
Panel C. 30대의 노동공급효과						
$Eitc_i \times T_t$	0.2378	0.4954	0.2615	-0.8421	31.0487*	-1.5287
	(0.215)	(2.931)	(0.228)	(2.515)	(3.175)	(2.352)
가구 수	21	8	17	21	8	17
N	36	14	30	36	14	30
R-squared	0.604	0.771	0.621	0.953	1.000	0.964

주: 1. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을, 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함
2. 제시된 추정결과는 근로자의 연령, 거주지역, 비근로소득, 순자산, 주택보유 여부, 가구별 고정효과, 연도별 고정효과를 모두 포함하여 추정한 결과임

2. 부표본(Subsample) 분석

본 절에서는 동일한 연령대에서도 집단 내 특성에 따라 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과가 이질적으로 나타날 수 있다는 점을 고려하여 처치군을 축소하거나 부표본(subsample)을 구성하여 추가적인 분석을 시행하였다. 우선 60대의 경우 통계적으로 유의한 노동공급효과가 나타나지 않았으므로 정년퇴직으로 인한 효과를 살펴보기 위해 정년퇴직 직후인 60~64세와 정년퇴직 후 일정기간이 지난 65~69세로 처치군을 구성하여 동일한 분석을 시행하였다. 또한 통계적으로 유의한 근로시간 증가가 나타난

50대의 경우 근로유인에 보다 민감하게 반응할 수 있는 노동취약계층[10]과 상대적으로 둔감하게 반응할 수 있는 비노동취약계층으로 부표본을 구성하여 동일한 분석을 시행하였다. 40대와 30대의 경우 충분한 표본크기를 확보하지 못해 추가적인 분석을 시행하지 못하였다.

먼저 60대의 처치군을 축소하여 동일한 분석을 시행한 [표 13]의 실증분석 결과를 살펴보자. 60~64세 경우 주 평균 근로시간에 대한 처치효과 계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 경제활동참가 여부에 대한 처치효과 계수는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 구체적으로 (1)열의 결과에 의하면 2013년 제도변화 후 60~64세의 경제활동참가자 수는 약 0.15명 감소한 것으로 나타나며, 특히 (3)열의 결과는 이러한 감소가 평탄 및 점감구간에서 더 뚜렷하게 나타났다는 결론을 지지한다. 65~69세의 경우 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간에 대한 처치효과 계수 모두 전 구간에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 정년퇴직으로 인한 노동시장에서의 이탈 효과가 2013년 근로장려금 수급연령 확대로 인한 노동공급효과보다 더 크게 작용하였다는 추론이 가능하다. 정년퇴직 직후인 60~64세의 양적 노동공급이 유의미하게 감소하였다는 결과는 이러한 추론에 대한 실증적 근거를 제시한다.

다음으로 노동취약계층과 비노동취약계층으로 부표본을 구성하여 50대의 노동공급효과에 대해 동일한 분석을 시행한 [표 14]의 결과를 살펴보자. 비노동취약계층의 경우 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간에 대한 $Eitc_i \times T_t$ 계수 모두 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 하지만 노동취약계층의 경우 제도변화 이후 주 평균 근로시간이 점증구간에 한해 약 22.1시간 증가한 것으로 나타났으며 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것을 확인할 수 있다. 이는 2016년 제도변화로 인한 50대의 근로시간 증가효과가 주로 노동시장에 유연하게 대처할 수 있는 노동취약계층에 의해 견인되었음을 보여준다.

10) 분석기간 내에 임시직·일용직으로 일한 경험이 있거나 노동시장에 참여한 적이 없는 자로 정의하였다.

[표 13] 60대의 노동공급효과: 60~64세 vs 65~69세

변수명	종속변수					
	경제활동참가 여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
Panel A. 처치군: 60~64세						
$Eitc_i \times T_t$	-0.1549* (0.082)	-0.1844 (0.112)	-0.2139* (0.114)	-4.1385 (3.941)	-3.3037 (4.813)	-8.0376 (6.023)
가구 수	84	56	44	84	56	44
N	204	142	109	204	142	109
R-squared	0.143	0.155	0.253	0.101	0.124	0.204
Panel B. 처치군: 65~69세						
$Eitc_i \times T_t$	0.0092 (0.080)	0.0015 (0.103)	-0.0126 (0.107)	-0.1783 (3.782)	-0.2226 (4.501)	0.9489 (6.709)
가구 수	109	80	44	109	80	44
N	240	180	103	239	179	103
R-squared	0.106	0.111	0.289	0.098	0.098	0.207

주: 1. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을, 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함
2. 제시된 추정결과는 근로자의 연령, 거주지역, 비근로소득, 순자산, 주택보유 여부, 가구별 고정효과, 연도별 고정효과를 모두 포함하여 추정한 결과임

[표 14] 50대의 노동공급효과: 노동취약계층 vs 비노동취약계층

변수명	종속변수					
	경제활동참가 여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
Panel A. 노동취약계층						
$Eitc_i \times T_t$	0.0593 (0.097)	0.1567 (0.204)	0.1425 (0.109)	9.0663 (5.558)	22.1045** (8.170)	10.9447 (8.310)
가구 수	47	25	26	47	25	26
N	85	45	48	85	45	48
R-squared	0.081	0.164	0.166	0.197	0.446	0.315
Panel B. 비노동취약계층						
$Eitc_i \times T_t$	0.1209 (0.132)	-0.0904 (0.071)	0.1209 (0.132)	6.7845 (9.977)	4.9035 (3.008)	6.7845 (9.977)
가구 수	21	8	20	21	8	20
N	37	15	36	37	15	36
R-squared	0.588	0.885	0.588	0.240	0.410	0.240

주: 1. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을, 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함
2. 제시된 추정결과는 근로자의 연령, 거주지역, 비근로소득, 순자산, 주택보유 여부, 가구별 고정효과, 연도별 고정효과를 모두 포함하여 추정한 결과임

3. 강건성 분석(Robustness Check)

본 절에서는 실증분석 결과의 강건성(robustness)을 확인하고자 통제군의 설정요건을 완화하여 추가적인 분석을 시행하였다. 구체적으로 기존 분석에서는 제도변화에 영향을 받지 않는 연령 중 처치군과 인접한 최상위 연령대로만 통제군을 구성하였지만, 강건성 분석에서는 제도변화에 영향을 받지 않는 전 연령으로 통제군을 확대하였다. 통제군에 대한 설정요건을 완화하면 관측치를 더 많이 확보할 수 있을 것으로 기대된다. 하지만 연령요건을 확대하는 제도개편이 이루어질수록 제도의 영향을 받지 않는 연령의 폭이 작아지므로 시간순서상 뒷부분에 해당하는 분석에서는 관측치의 증가가 크지 않다. 이러한 이유로 30대의 노동공급효과를 살펴보기 위한 분석의 경우 통제군을 확대하였음에도 불구하고 추가적인 관측치를 전혀 확보하지 못해 강건성 분석을 시행하지 못하였다.

[표 15] 60, 50, 40대의 노동공급효과: 통제군의 연령요건 완화

변수명	종속변수					
	경제활동참가 여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
Panel A. 60대의 노동공급효과: 통제군을 59세 이하 전 연령으로 완화						
$Eitc_i \times T_t$	-0.0710	-0.1160	-0.1384*	-1.3116	-2.0706	-4.8481
	(0.052)	(0.081)	(0.071)	(2.716)	(3.551)	(4.349)
가구 수	184	115	98	184	115	98
N	445	282	245	444	281	245
R-squared	0.051	0.068	0.115	0.007	0.017	0.021
Panel B. 50대의 노동공급효과: 통제군을 49세 이하 전 연령으로 완화						
$Eitc_i \times T_t$	0.0302	0.1833	0.0162	9.2600**	20.2277***	9.8122**
	(0.064)	(0.162)	(0.056)	(3.539)	(5.847)	(4.301)
가구 수	93	39	69	93	39	69
N	165	72	123	165	72	123
R-squared	0.200	0.282	0.405	0.264	0.484	0.297
Panel C. 40대의 노동공급효과: 통제군을 39세 이하 전 연령으로 완화						
$Eitc_i \times T_t$	0.0187	0.0088	-0.0000	-0.2515	3.3877	-6.8233
	(0.087)	(0.213)	(0.000)	(5.732)	(9.203)	(6.800)
가구 수	36	17	27	36	17	27
N	63	30	49	63	30	49
R-squared	0.614	0.672	1.000	0.393	0.620	0.439

주: 1. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을, 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함
2. 제시된 추정결과는 근로자의 연령, 거주지역, 비근로소득, 순자산, 주택보유 여부, 가구별 고정효과, 연도별 고정효과를 모두 포함하여 추정한 결과임

[표 15]는 통제군을 확대하여 기존과 동일한 분석을 시행한 추정결과를 제시하였는데, 결과는 대체적으로 기존과 유사하지만 일부 구간에서 통계적 유의성이 증가한 것으로 나타났다. 먼저 60대의 경우 기존의 분석결과와 다르게 평탄·점감구간에서 경제활동참가 여부에 대한 처치효과 계수가 음(-)이며 통계적 유의성이 증가한 것으로 나타났다. 다음으로 50대는 기존 분석결과에 비해 주 평균 근로시간에 대한 처치효과 계수의 통계적 유의성이 전체구간에서 증가한 것으로 나타나며, 평탄·점감구간에서도 통계적 유의성을 보이는 것으로 나타났다. 마지막으로 40대에서는 기존의 분석결과와 마찬가지로 전 구간에서 통계적 유의성이 나타나지 않는 것으로 확인되었다.

이상의 결과는 단독가구의 근로장려금 수급연령을 확대하는 제도변화가 주로 50대의 근로시간 증가에 유의미한 기여를 하였음을 보여, 본 연구 결과의 강건성을 지지하고 있다.

Ⅵ. 결론

본 연구는 2013년부터 2018년까지 네 차례에 걸친 근로장려세제(EITC)의 단독가구 연령요건 확대개편을 외생적인 경제충격(exogenous economic shock)으로 간주하고, 이러한 정책변화가 단독가구의 연령대별 노동공급에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 재정패널 5~11차 자료를 활용하였으며, 이중차분법(DID)을 적용하여 처치효과를 추정하였다. 특히 처치군을 처치시점 이후 연령요건을 포함한 모든 근로장려금 수급요건을 만족하는 단독가구로, 통제군은 처치시점 이후 연령요건을 제외한 모든 근로장려금 수급요건을 만족하는 단독가구로 정의하여, 기타 수급요건 변화로 인한 효과를 배제하고 오직 연령요건으로 인한 처치효과만을 식별하고자 하였다.

실증분석 결과, 단독가구의 연령을 확대한 근로장려세제(EITC)의 제도변화는 노동참여의 측면에서 양적인 노동공급을 유인하는 데 효과적이지 못한 것으로 나타났지만, 근로시간에 대해서는 일부 연령대에서 유의미하게 증가한 것으로 나타났다. 이러한 근로시간의 증가는 주로 50대와 30대에서 확인할 수 있었으며, 이론적 예측과 일치하게 점증구간에서 더욱 유의미한 노동공급효과가 나타났다. 또한 50대의 경우 근로장려세제(EITC) 확대로 인한 근로시간의 증가가 주로 노동취약계층의 노동공급을 통해 나타난 것을 확인할 수 있었다.

이처럼 50대와 30대에서 노동공급 행태에 있어서 세대간 단절현상(generation gap)이 나타난 것은 각 연령대에서 상이하게 나타나는 소득의 안정성 때문인 것으로 추론된다. 40대는 생애주기상 가장 활발한 경제활동이 이루어지고 안정적인 소득이 보장되는 단계이므로 근로장려세제(EITC)를 통한 추가적인 근로유인에 반응하지 않은 것으로 판단된다. 반면 50대는 실질적으로 정년퇴직이 이루어지고 있는 시점이고, 30대는 사회에 자리를 잡기 시작한 지 얼마 되지 않은 시점이므로 40대에 비해 상대적인 소득의 안정성이 떨어져 근로장려세제(EITC)의 추가적인 근로유인에 대해 근로시간을 증가시킴으로써 반응한 것으로 추론된다.

근로장려세제(EITC)는 근로장려효과 외에 저소득층의 생계를 지원하는 복지적 성격 역시 갖기 때문에 단순히 노동공급효과만으로 본 제도의 종합적 실효성에 대해 평가하는 것은 적절하지 않을 것이다. 그러나 본 연구는 단독가구의 연령요건을 확대한 근

로장려세제(EITC)의 제도변화로 인해 상당한 조세지출이 발생하였음에도 불구하고 최소한 노동공급의 관점에서는 상당히 제한적인 효과만 나타나고 있음을 지지한다. 특히 2019년 단독가구를 대상으로 근로장려금 지급가구를 2.29배, 지급금액을 3.36배로 크게 확대하였음에도 불구하고 근로자의 양적 노동공급을 유인하지 못하였으며, 50대와 30대의 근로시간 증가에만 한정적 효과를 미쳤다는 것은 해당 제도변화가 효율적이지 못한 결과라는 것을 여실히 보여준다. 따라서 본 연구의 결과는 재정지출의 효율성 측면에서 단독가구에 대한 현행 근로장려세제(EITC) 제도를 보다 효율적으로 재설계할 필요가 있음을 시사한다.

본 연구는 다른 가구에 비해 상대적으로 패널조사 가구 수가 적은 단독가구만을 대상으로 하였고, 단독가구를 대상으로 거의 매년 수급연령을 확대한 근로장려세제(EITC)의 특성으로 인해 분석기간이 2~3년으로 매우 짧았기 때문에 분석대상에 대한 충분한 관측치를 확보하지 못한 한계가 있다. 그럼에도 그동안 재정지출 대비 효과에 대한 분석이 전무했던 단독가구의 노동공급효과에 대하여, 비록 자료의 한계에도 불구하고 단독가구에 대한 근로장려금의 노동공급효과를 연령대별로 분석해 본 것이 본 연구의 의의라 하겠다.

참고문헌

국세청, 「국세통계연보」, 국세청, 각 연도.

기재량·김재호·김진희, “근로장려세제의 근로유인효과—최저임금이하의 시간당 임금을 중심으로,” 「한국사회보장학회 정기학술발표논문집」, 한국사회보장학회, 2014, 173~197쪽.

남재량, 「근로장려세제(EITC)의 성과 연구」, 한국노동연구원, 2017.

노혜진·이지은, “근로장려금 수급이 여성의 노동공급과 소득에 미치는 영향—가구특성에 따른 차이를 중심으로,” 「사회복지정책」, 제47권 제3호, 2020, 63~95쪽.

박능후, “근로장려세제 시행초기 효과 실증분석,” 「사회복지정책」 제38권 제2호, 한국사회복지정책학회, 2011, 165~191쪽.

박능후·임금빈, “근로장려세제가 노동공급에 미치는 효과 분석,” 「사회보장연구」 제30권 제1호, 한국사회보장학회, 2014, 51~80쪽.

박상현·김태일, “근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과,” 「한국행정학회 동계학술발표논문집」, 한국행정학회, 2011, 1~23쪽.

박지혜·이정민, “근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과,” 「노동경제논집」 제41권 제3호, 한국노동경제학회, 2018, 1~59쪽.

신상화, “EITC 확대 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향,” 「예산정책연구」 제8권 제1호, 국회예산정책처, 2019, 69~100쪽.

신우리·송헌재, “근로장려세제 확대 개편의 효과 분석,” 「한국노사관계학회 학술대회」, 한국고용노사관계학회, 2018a, 183~209쪽.

_____, “근로장려세제의 노동공급효과 분석: 복지패널 자료를 활용하여,” 「시장경제연구」 제47권 제1호, 서강대학교 지암남덕우경제연구원, 2018b, 61~89쪽.

유민이·임다희·조민효, “근로장려세제의 노동공급효과 분석: 가구특성과 성별에 따른 분석,” 「정책분석평가학회보」 제24권 제1호, 한국정책분석평가학회, 2014, 21~50쪽.

이대웅·권기헌·문상호, “근로장려세제(EITC)의 정책효과에 관한 연구—성향점수 매칭(PSM) 이중·삼중차이 분석을 중심으로,” 「한국정책학회보」 제24권 제2호, 한국정책학회, 2015, 27~56쪽.

임완섭, “근로장려세제의 수급결정요인과 노동공급효과,” 「한국복지패널 학술대회 논문

집」 제4권, 한국보건사회연구원, 2011, 45~61쪽.

정의룡, “한국 근로연계 복지정책의 효과성 분석: 근로장려세제를 중심으로,”「한국행정학회 추계학술발표논문집」, 한국행정학회, 2013, 2023~2046쪽.

한종석·장용성·김선빈, “근로장려세제의 거시경제적 효과,”「한국경제의 분석」 제25권 제2호, 한국금융연구원, 2019, 1~40쪽.

현다운·석재은, “근로장려세제가 근로빈곤층의 소득증대와 근로유인에 미치는 영향,”「한국사회보장학회 정기학술발표논문집」, 한국사회보장학회, 2014, 305~313쪽.

홍민철·문상호·이영석, “근로장려세제 효과 분석: 경제활동참여, 근로시간 및 개인별 빈곤을 중심으로,”「정책분석평가학회보」 제26권 제2호, 한국정책분석평가학회, 2016, 1~27쪽.

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

_____, “근로장려세제가 부부가구의 노동공급에 미치는 효과 분석: 근로장려금 산정방식의 변화에 따른 정책실험(Policy Experiment)를 중심으로,”「재정학연구」 제14권 제4호, 한국재정학회, 2021, 77~106쪽.

Bastian, J., “The rise of working mothers and the 1975 earned income tax credit,” *American Economic Journal: Economic Policy*, vol.12 no.3, 2020, pp.44-75.

Bettendorf Leon, Kees Folmer, and Egbert Jongen, “The dog that did not bark: The EITC for single mothers in the Netherlands,” *Journal of Public Economics*, vol.119, 2014, pp.49-60.

Chetty Raj, John N. Friedman, and Emmanuel Saez, “Using Differences in Knowledge across Neighborhoods to Uncover the Impacts of the EITC on Earnings,” *American Economic Review*, vol.103 no.7, 2013, pp.2683-2721.

Eissa Nada, and Jeffrey B. Liebman, “Labor supply response to the earned income tax credit,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol.111 no.2, 1996, pp.605-637.

Francesconi, M., and Wilbert van der Klaauw, “The socioeconomic consequences of “in-work” benefit reform for British lone mothers,” *Journal of Human Resources*, vol.42 no.1, 2007, pp.1-31.

Gregg, P., and Susan Harkness, “Welfare reform and lone parents employment in the UK,” *CMPO Working Paper Series*, no.03/072, University of Bristol, Department of Economics, 2003.

Hoynes, H. W., and Ankur J. Patel, "Effective policy for reducing poverty and inequality? The Earned Income Tax Credit and the distribution of income," *Journal of Human Resources*, vol.53 no.4, 2018, pp.859-890.

Kleven, H., "The EITC and the extensive margin: A reappraisal," *Working paper*, 26405, National Bureau of Economic Research, 2019.

Leigh, A., "Earned income tax credits and labor supply: New evidence from a British natural experiment," *National Tax Journal*, vol.60 no.2, 2007, pp.205-224.

Meyer, B. D., and Dan T. Rosenbaum, "Welfare, the earned income tax credit, and the labor supply of single mothers," *The Quarterly Journal of Economics*, vol.116 no.3, 2001, pp.1063-1114.

Stancanelli, Elena, "Evaluating the impact of the French tax credit on the employment rate of women," *Journal of Public Economics*, vol.92 issue.10-11, 2008, pp.2036-2047.

The Effects of Earned Income Tax Credit on the Labor Supply of Single Households*

Lee Jung-Woo** Hong Woo-Hyung*** Kim Doo-Un****

Abstract

The Korean government exacted 4 times sequential reforms on the Earned Income Tax Credit (EITC) by expanding the age requirement for single households. By applying a difference-in-differences (DID) method, we examine those effects of the reforms on labor supply of single households. Our results show the reforms were not effective in inducing labor supply at the extensive margin whereas there was a statistically significant positive effect at the intensive margin of working hours only in 50s and 30s. These results indicate that there were only limited effects of the reforms in terms of labor supply despite significant tax expenditures. In conclusion, our results imply that the current Korea EITC system for single households needs to be redesigned to be more fiscally efficient.

□ Keywords: EITC, Labor Supply, Single Household, DID, Natural Experiment

* Hong acknowledges that this work is financially supported by Hansung University

** First Author, Department of Economics, Hansung University

*** Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics, Hansung University

**** Co-Author, Big Data Economist, Doomoolmori Corporation

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 개회하고, 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 저작재산권은 국회예산정책처가 갖는다.

② 논문 투고자는 저작재산권 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 한다)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 개회하고, 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 '게재불가(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 게재) ① 심사결과는 게재 가(A), 수정 후 게재(B), 수정 후 재심사(C), 게재 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 게재'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 10월 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.

다 음

□ 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)

「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 저작재산권 이양 동의서
   ④ KCI 논문유사도 검사결과
8) 학술지에 게재하는 논문에 대한 모든 저작재산권은 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	◦ 글꼴 - 한글: HY신명조 - 영문: Times New Roman
위/아래 30	줄간격 180	크기 11포인트
왼쪽/오른쪽 35	들여쓰기 한글 2글자	◦ 장평 - 한글/한자/기호: 95% - 영문: 100%
머리말 12	양쪽 혼합	◦ 자간 - 한글/한자/기호: -5 - 영문: 0
꼬리말 10	낱말 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:

$$\int_0^{\infty} f(x)\,dx + C \qquad (1)$$

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

$$= \exp[\theta,\ \pi] \qquad (2\text{-b})$$

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 에는 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·백웅기·김필헌·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」, 율곡출판사, 2009.

Blank, R. M., “Analyzing the Length or 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 제11권 제3호

발 간 일	2022년 9월 20일
발 행 인	조의섭 국회예산정책처장
편 집	기획관리관 기획예산담당관실
발 행 처	국회예산정책처 서울특별시 영등포구 의사당대로 1 (Tel 02·2070·3114)
인 쇄 처	(주)디자인여백플러스

ISSN 2287-2310 (Print)
ISSN 2713-8321 (Online)
이 책의 무단 복제 및 전재는 삼가주시기 바랍니다.

Ⓒ 국회예산정책처, 2022

nabo STATS
재정경제통계시스템

www.nabostats.go.kr

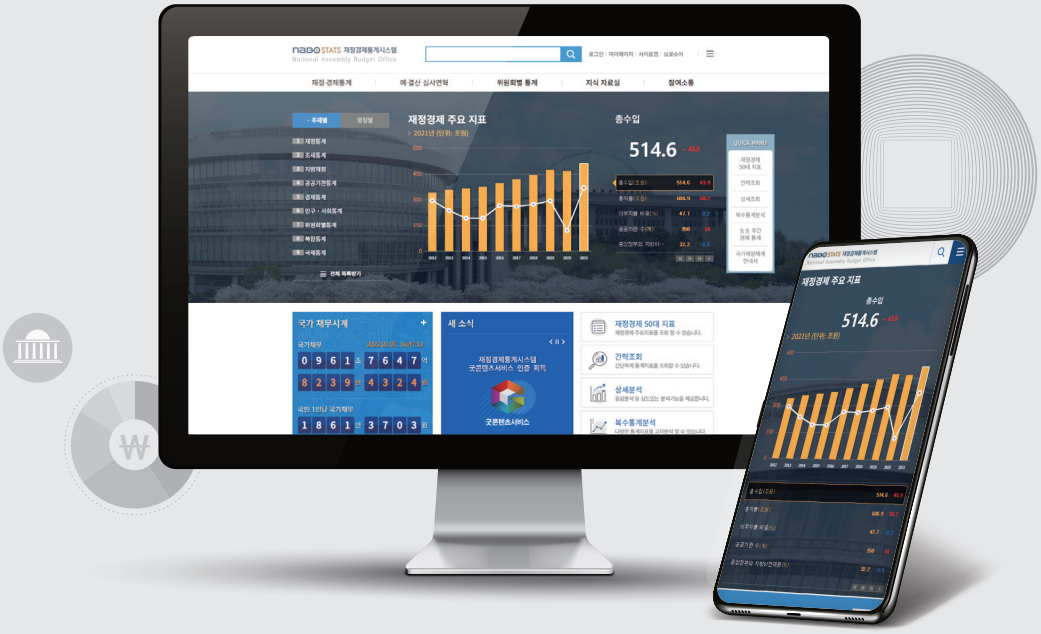
NABOSTATS(재정경제통계시스템)은
국회예산정책처가 의정활동 및 학술연구에 필요한 재정·경제 통계,
국회의 예·결산 심사연혁 등을 One-Stop으로 제공하는 **통계정보시스템**입니다.

재정·경제 통계

예·결산 심사연혁 위원회별 통계

국제통계 (OECD·IMF 등)

북한통계



* NABOSTATS의 모든 통계정보는 모바일 웹 또는 앱을 통해서도 이용할 수 있으며,
엄선된 주요 통계는 매년 경제재정수첩, 조세수첩 등 책자로도 제공되고 있습니다.

Vol.11 No.3
September 2022

Journal of Budget and Policy

- Why and How to Reform Local Education Subsidy and its Impact on Long-term Fiscal Space
  Kim, Hag-Soo

- The Effect of COVID-19 and Public Transfer Programmes on Poverty:
  Evidence from South Korea
  Ha, Taiwon

- An Analysis of the Quantile Effect of the Gender Difference on Labor Income Tax Base
  Hosin Song

- The Effects of Earned Income Tax Credit on the Labor Supply of Single Households
  Lee Jung-Woo, Hong Woo-Hyung, Kim Doo-Un

National Assembly Budget Office
서울특별시 영등포구 의사당대로1
Tel. 02-2070-3114 www.nabo.go.kr

발 간 등 록 번 호
31-9700485-001581-09