

가구부문 미시자료를 활용한 에너지바우처 효과 추정에 관한 연구[†]

이은솔*·박광수**·이 윤***·윤태연****

요약 : 에너지바우처사업은 약 60만 가구를 대상으로 연간 천억 원 가까이 투입되는 에너지 복지분야에서 가장 규모가 큰 사업으로, 세계적으로도 매우 드문 사례이다. 본 연구는 에너지바우처 지급에 따른 가구의 에너지소비 확대 효과를 실증한다. 「한국복지패널」 저소득가구를 대상으로 성향점수매칭을 통해 비수혜가구를 추출하며, 단순 이분차분과 함께 고정효과 모형을 활용하였다. 바우처를 수혜한 가구에서 월평균 4,371~4,870원을 에너지소비에 추가로 지출하는 것으로 추정되었다. 지원액 대비 51.9~57.7%에 상당하는 비율로, 식품권의 23~56%와 비교할 때에도 가장 높은 수준에 해당된다. 바우처 지급이라는 에너지복지분야에서의 새로운 시도는 충분히 성공적으로 자리잡은 것으로 평가할 수 있다. 반면, 비수혜가구로부터 확인되는 사각지대의 문제나 에너지소비환경을 반영할 수 있는 차등 지원 등은 향후 해소해나가야 할 과제일 것이다.

주제어 : 에너지바우처, 에너지빈곤, 한국복지패널, 성향점수매칭법(PSM), 이중차분법(DID)

JEL 분류 : D1, I3, Q3

접수일(2019년 10월 29일), 수정일(2019년 11월 20일), 게재확정일(2019년 11월 21일)

[†] 본 연구는 2019년 교육부와 한국연구재단의 사업 지원받아 수행된 연구임(NRF-2019S1A5C2A03082527).

* 선문대학교 지속가능발전경제연구소 연구원, 제1저자(email: ysl96110@sunmoon.ac.kr)

** 에너지경제연구원 선임연구위원, 공저자(email: kspark@keei.re.kr)

*** 선문대학교 국제경제통상학과 부교수, 공저자(email: lyoon21@sunmoon.ac.kr)

**** 선문대학교 국제경제통상학과 조교수, 교신저자(email: tay07001@sunmoon.ac.kr)

A Study on the Analysis of Energy Voucher Effects Using Micro-household Data

Eun Sol Lee*, Kwang Soo Park**, Yoon Lee*** and Tae Yeon Yoon****

ABSTRACT : In Korea, nearly 100 billion won is spent annually under the name of energy voucher on 600,000 households for the last five years, and this is a unique case and hard to monitor worldwide. Therefore, no studies have been conducted to assess impacts of the energy voucher on energy consumption and cost burden alleviation for beneficiaries. This paper aims to demonstrate the effectiveness of energy vouchers in terms of energy expense. The propensity score matching was conducted on samples of low-income households based on the Korea Welfare Panel. Then, simple Difference-In-Differences and Fixed-Effect Difference-In-Differences models were applied to estimate the effect of energy vouchers. In results, the beneficiaries of energy vouchers would spend an additional 4,371~4,870 won per month on energy consumption. The ratio is equivalent to 51.9~57.7 percent of the aid, which is also the highest when compared with 23~56 percent of U.S. Food Stamp. In terms of energy welfare, voucher payment could become one of the best management practices. However, identifying the blind spots as non-reciprocal households and expanding the differential support mechanism that reflects the energy consumption environment should be solved in the future.

Keywords : Energy Voucher, Energy Poverty, Korea Welfare Panel, Propensity Score Matching, Difference-In-Differences

Received: October 29, 2019. Revised: November 20, 2019. Accepted: November 21, 2019.

[†] This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea(NRF-2019S1A5C2A03082527).

* Researcher, Global Sustainable Development Economic Institute, Sunmoon University, First author(email: ysl96110@sunmoon.ac.kr)

** Senior Research Fellow, Korea Energy Economics Institute, Co-author(email: kspark@keei.re.kr)

*** Associate Professor, Dept. of International Economics & Trade, Sunmoon University, Co-author(email: lyoon21@sunmoon.ac.kr)

**** Assistant Professor, Dept. of International Economics & Trade, Sunmoon University, Corresponding author(email: tay07001@sunmoon.ac.kr)

I. 서론

2000년대 들어 에너지빈곤과 관련한 저소득가구의 사고가 잇따르며 정부는 에너지 빈곤에 대한 심각성을 인식하고 관련한 복지정책들에 관심을 가지기 시작하였다. 본격적인 지원프로그램이 시작된 것은 2006년 신설된 「에너지기본법」¹⁾에 기초한 에너지효율개선사업부터라 할 수 있다. 이후 정부는 2007년 「에너지복지현장」을 통해 에너지빈곤층 해소를 위한 목표를 설정하였으며, 2009년 「녹색성장 국가전략 5개년 계획」에서는 지원대상이나 재원확보 등에 관한 체계적인 전략을 제시하였다. 가장 최근인 2017년 문재인 정부에서는 에너지복지 관련 예산을 전년 대비 17.1% 늘리며 「기초에너지보장제도」²⁾ 도입을 추진하겠다고 선언한 바 있다. 현재까지 에너지복지 관련 지원프로그램은 요금 할인, 난방설비 교체, 긴급 지원, 신재생설비 설치 등 총 11가지로 늘었으며, 연간 투입되는 예산 역시 5천억 규모로 증가하는 등 꾸준히 확대되는 추세에 있다.

늘어나는 투입 예산과 다양해진 프로그램에도 불구하고 기존 복지정책들에 대한 문제점들은 꾸준히 지적되어 왔다. 예를 들어 전기나 가스 등과 같은 특정 에너지원에 지원이 편중된다거나, 사각지대에 대한 우려가 오히려 커지고 있다는 점, 지자체별로 상이한 지원이 이루어지고 있다는 점, 그리고 프로그램들 간의 상호 연계성이 부족하다는 점 등을 들 수 있다(산업통상자원부-한국에너지공단, 2016). 에너지복지정책의 지속성에 대한 불확실성이 커지고 있다는 경각심하에, 프로그램들을 보다 체계화하고 촘촘한 안전망을 구축하기 위해 2015년 11월 에너지바우처가 공식적으로 도입되었다. 에너지바우처는 “저소득층의 에너지 비용 부담 완화 및 에너지 접근성을 높이고, 동절기의 난방에너지 구입을 지원”하기 위한 정책으로, 현재 시행 중인 프로그램들 중 가장 규모가 큰 정책이다. 관련 예산은 2019년 기준 937억 원으로, 기준에 충족되는 취약계층 약 60만 가구를 대상으로 하고 있다.

한편 에너지바우처는 2015년 겨울 사업을 시작한 이래 올해로 5년 차에 접어들고 있는 반면, 아직까지 그 효과에 대한 논의가 이루어지지 못하고 있다. 에너지복지 전반을

1) 2010년 1월 「저탄소녹색성장기본법」 제정에 맞춰 「에너지법」으로 명칭이 변경되었다.
 2) 문재인 정부 공약 중 세부 약속 218번에 해당되며, 기초에너지는 “일상생활에 필요한 최소한의 에너지”로 표현된다. 이후 이현주 외(2018)은 기초에너지 보장을 “여러 가지 요인을 고려한 후 적정한 난방과 기타 필요한 에너지 접근, 사용이 보장되는 것”으로 정의한 바 있다.

아우르며 장기적인 지속성을 가진다는 점에서 세계적으로 그 사례를 찾기 어려우며, 연간 천억 원 가까이가 소요되는 대규모 사업임에도 불구하고 수혜자들이 실제 에너지소비를 늘렸는지, 에너지비용에 대한 부담은 얼마나 줄었는지, 바우처 지급이 현금 지원보다 효과적인지 등 그 효과에 대한 명시적이고 정량화된 분석은 이루어지지 못하고 있다.

본 연구는 학계에서 처음으로 계량경제학 기법을 활용하여 에너지바우처가 저소득층의 에너지소비에 미치는 영향을 실증한다. 구체적으로 저소득층의 생활실태 변화를 조사하는 「한국복지패널」(이하 복지패널) 자료 중 에너지바우처사업이 시행되기 이전인 10차 조사(2014년)와 시행 후인 12차(2016년)와 13차 조사(2017년) 3개년도의 패널자료를 활용한다. 분석모형으로는 패널자료를 기반으로 정책 효과를 분석하는 이중차분법(Difference-In-Differences, DID)과 성향점수매칭추정법(Propensity Score Matching estimation, PSM)을 결합한 PSM-DID 모형을 사용한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 이어지는 II장에서는 에너지바우처에 대한 소개와 함께 바우처의 효과를 추정한 사례들에 대해 살펴보며, III장에서는 이중차분법과 성향점수매칭법에 대해 간략히 정리한다. IV장에서는 복지패널로부터 구축한 표본을 제시한 후, 이를 토대로 추정된 에너지바우처의 효과에 대해 설명한다. 마지막 V장에서는 본 연구의 결과를 정리하며, 이로부터 정책적 시사점을 도출한다.

II. 이론적 배경

1. 에너지바우처 소개

바우처는 특정 재화나 서비스를 제공받을 수 있는 현금 가치를 내포한 보증서를 의미하며, 국가가 이용자에게 제공하여 원하는 서비스를 직접 구매하도록 한다(Bendick, 1989). 정부가 재화나 서비스를 직접 공급하던 방식에서 오용의 문제가 지속적으로 제기되면서, 이를 보완하기 위해 사회복지서비스 분야를 중심으로 널리 활용되고 있다. 대표적인 사례로는 미국의 식품권(Food Stamp Program)과 주택바우처(Housing Choice Voucher Program), 호주의 보육바우처(Child Voucher Program), 독일의 문화바우처(Kulture Pass), 프랑스의 여행바우처(Cheques-Vacanes) 등을 들 수 있다. 국내에서는

2007년 노인돌보미, 장애인활동지원, 지역사회서비스투자 등 3개 사업에서 처음 바우처를 지급하기 시작하였으며, 이후 문화바우처, 여행바우처, 산모·신생아도우미바우처, 에너지바우처 등 29개 사업으로 확대·시행 중이다(오윤섭 외, 2017).

「에너지법」 제2조에 따르면 에너지바우처는 “에너지 이용에서 소외되기 쉬운 계층의 사람이 에너지 공급자에게 제시하여 에너지를 공급받을 수 있도록 일정한 금액이 기재된 증표”로 정의된다. 가구원수에 따라 차등 지급되며, 2015년 도입 이후 거의 매년 그 지원 대상과 금액은 꾸준히 확대되고 있다. 시행 당시 저소득가구³⁾ 중 노인, 영유아, 장애인을 포함하는 취약계층으로 한정되었으나, 2016년 임산부, 2018년 중증질환자와 희귀난치성질환자, 2019년에는 한부모와 소년소녀가장 가구로까지 확대되었으며, 해당 기간 3인 이상 가구를 기준으로 연간 114,000원이던 지원액은 156,500원까지 37.3% 증가하였다.⁴⁾ 사용기간 역시 기존 11월부터 이듬해 3월⁵⁾까지 겨울철 난방기간으로 한정되던 것이 2019년부터는 7월에서 9월 여름철 기간 냉방용으로 사용될 수 있도록 연장되었다.

에너지바우처는 기본적으로 명시적 바우처⁶⁾를 채택하며, 이용자의 편의를 고려하여 구매 가능한 난방연료(등유, LPG, 연탄)를 직접 결제하는 실물카드와 청구형태로 네트워크 에너지(전기, 도시가스, 지역난방)를 간접 결제할 수 있는 가상카드 두 가지로 제공되고 있다.⁷⁾ 2017년 기준 지원대상 가구의 신청률은 97.8%에 달하며, 만족도 역시 5점 만점에 4.1점을 기록하는 등 도입 이후 에너지지원이 필요한 취약계층들에게 큰 관심을 받고 있다(한국에너지공단, 2016). 또한 설계 당시부터 「에너지특별회계」로 재원을 분명히 하여 2035년까지 중장기적인 지원이 가능하도록 하였으며, 향후 에너지비용 지원을 목적으로 하는 여러 프로그램들과 통합해나갈 계획을 가지고 있다.

3) 「국민기초생활보장법」에 따른 기준중위소득 40% 이하인 생계급여 또는 의료급여 수급자에 해당한다.
 4) 연도별 에너지바우처의 지원 기준 및 금액은 <부록 표 1>을 참조할 수 있다.
 5) 사업이 처음 시행되던 2015년 당시에는 12월부터 이듬해 3월까지로 한정되었으나, 이후 2016년부터 4월까지로 연장되었다.
 6) 바우처는 지급방식에 따라 명시적(explicit), 묵시적(implicit), 그리고 환급형(reimbursement) 세 가지로 구분할 수 있다(최성은·최석준, 2007). 명시적 바우처는 쿠폰 또는 카드 등 물리적인 형태로 구매권을 부여하는 방식이며, 묵시적 바우처는 수혜자가 지원금액 내에서 재화 및 서비스를 이용하면 정부가 공급자에게 비용을 지불하는 방식이다. 환급형 바우처는 수혜자 본인이 우선 지불한 후 증빙서류를 제출하면 정부가 수혜자에게 환급하는 방식이다.
 7) 그 외에 전산상의 문제나 난방에너지 사용이 불가능한 경우 등에 한해 제한적으로 환급형 바우처를 실시하고 있다.

에너지바우처와 같이 에너지복지문제 해결을 위해 통합적 체계하에서 장기적 지속성을 가지고 설계된 바우처는 세계적으로도 찾아보기 어렵다. 몇몇 에너지비용 지원을 위해 바우처가 지급되는 사례들이 있으나 대부분이 긴급구호 성격으로 한시적으로 지급되고 있다. 예를 들어 호주 New South Wales주에서 실시하고 있는 Energy Accounts Payment Assistance(EAPA) 프로그램에서는 긴급지원이 필요한 가구를 대상으로 전기와 가스를 사용할 수 있도록 1회에 한해 AU\$50 상당의 묵시적 바우처를 제공하고 있다. 우리의 에너지바우처와 유사한 사례로는 최근 프랑스에서 시행된 에너지수표(Chèque d'énergie)가 유일하다. 해당 정책의 경우 기존 요금할인과 현물지급 사업을 통합하여 2016년과 2017년 시범운영을 거쳐 2018년 1월 1일부터 프랑스 전역으로 시행되었다. 약 4백만 가구를 대상으로 하며, 2018년 기준 소득에 따라 월 €48~227를 수표 형태로 지급한다. 초기 단계의 사업으로 우리의 에너지바우처 사례와 마찬가지로 몇몇 초기 연구들⁸⁾만 확인될 뿐 그 효과를 실증하는 연구는 아직 수행된 바 없다.

2. 문헌조사

에너지바우처와 관련한 연구 대부분은 국내에서 진행되어 왔으며, 도입에 앞서 수행된 사전연구들이 다수이다. 예를 들어 박광수(2009)는 저소득가구의 에너지소비실태 및 구입비용을 분석한 후, 이를 토대로 에너지바우처의 지급 기준과 대상에 대해 논의한다. 이현주 외(2013)는 기존 에너지복지정책들의 한계에 대해 지적한 후, 에너지바우처 시행에 필요한 향후 과제와 사업 설계에 관한 내용을 다룬다. 이후 윤태연·박광수(2016)는 에너지빈곤층을 추정하는 방법 중 하나로 에너지바우처의 지원기준을 적용하며, 이로부터 사각지대 문제가 발생할 수 있음을 언급한 바 있다.

에너지바우처의 지급 효과에 대해 연구한 사례로는 한국개발연구원(2014)의 「에너지바우처지원사업」과 한국에너지공단(2016)의 「2016년 에너지바우처 패널조사 연구」를 들 수 있다. 먼저 한국개발연구원은 에너지바우처사업 시행에 앞서 수행한 예비타당성조사 연구로, 기존 수행된 바우처 사업들의 효과로부터 해당 사업에서 기대되는 편익

8) 예를 들어, Podesta·Poudou(2018)은 에너지수표와 유사한 사례로 한국의 에너지바우처를 소개하고 있으며, 불완전경쟁시장 하에서 에너지수표와 같은 바우처 도입에 따른 소비자와 공급자의 행동에 대해 이론적 분석을 진행한다.

에 대해 검토한다. 복지패널 자료와 고정효과 모형을 사용하며, 1만 원에 해당되는 에너지바우처 지급이 2,724원의 난방비 지출로 이어질 것으로 추정한다. 따라서 현금 지원과 비교하여 나은 결과를 얻기가 쉽지 않으며 행정비용을 고려할 때 오히려 현금 지원이 적절하다고 결론 내리고 있다.

반면 한국에너지공단은 에너지바우처의 효과에 대해 한국개발연구원과는 다른 결론을 제시한다. 에너지바우처를 수혜한 1,017가구를 대상으로 2014년 대비 지급 후인 2015년의 동절기 기간 연료비 지출액을 비교한다. 조사결과 수혜가구에서 44.6%에 해당하는 월평균 11,036원 지출을 늘렸으며, 이로부터 에너지바우처가 저소득층의 에너지비용 경감에 상당한 기여를 하는 것으로 평가하고 있다.

두 연구 모두 구체적인 수치를 들어 에너지바우처의 효과에 대해 평가하고 있다. 반면 한국개발연구원은 유사 바우처 사업들로부터 간접적으로 그 효과를 추정하며, 한국에너지공단에서 제시하는 수치는 수혜가구로 한정된 단순비교에 그친다는 점에서 둘 모두 에너지바우처의 효과를 적절하게 추정한다고 보기는 어렵다.

한편 에너지소비에 국한된 바우처는 아니더라도 여타 바우처들의 효과를 실증하는 연구들은 국내외에서 꾸준히 진행되어 왔다. 가장 유명한 사례로는 식품권(Food Stamp) 지급에 따른 식품소비 확대효과를 추정하는 연구들로, 현금지원과 비교하기 위해 식품소비의 한계소비성향을 추정하는 방식으로 이루어진다(예, Senauer·Young, 1986; Devaney·Fraker, 1989; Levedahl, 1995). 연구들마다 차이는 있지만 대략 바우처 1달러를 지급할 때 23~56% 식품소비를 늘리는 것으로 분석하고 있다.

식품바우처 외에도 교육이나 주택, 의료 등 다양한 바우처들에 대한 실증 연구들이 이어지고 있으며, 이들 사례를 방법론을 기준으로 정리하면 다음과 같다. 우선 회귀-불연속설계(Regression Discontinuity Design, RDD) 모형을 활용하는 연구로, 우석진 외(2014)는 문화바우처 지급이 수혜가구의 관련 소비지출을 연간 4.69만 원 늘린 것으로 추정한다. Egalite·Wolf(2016) 역시 동일한 모형을 통해 교육바우처가 이를 수혜를 받지 않은 주변 학교들의 성적에도 긍정적인 영향을 준다는 사실을 밝힌 바 있다. 다음으로 성향점수매칭법(Propensity Score Matching, PSM)을 적용하는 사례로, 이민홍 외(2013)는 노인돌봄기본서비스가 수혜노인들의 자기방임 수준을 4점 척도 기준 0.08점 낮추며, 사회관계망 형성은 6점 척도 기준으로 1.93~2.52점 높이는 효과가 있는 것으로 평가한

다. Cowen et al.(2013)은 교육바우처가 지급된 고등학교의 졸업률이 상대적으로 2.1~7.1% 높으며, 대학 진학률 역시 4.2% 더 높다고 밝히고 있다. 이어 이중차분법(Difference-In-Differences, DID)을 활용한 연구로, 홍정림(2016)은 고운맘카드가 임신부들의 내원일수를 8~10%, 진료비 지출은 12~23% 높인다는 사실을 확인하였으며, Nguyen et al.(2012)는 방글라데시에서 모성보건바우처(Maternal Health Voucher)를 수혜한 임신부들이 자격을 갖춘 의사를 통해 출산할 확률은 46.4%, 공식기관을 통해 출산할 확률은 13.6% 높이는 효과가 있는 것으로 실증한다. 마지막으로 도구변수법(Instrumental variable)을 사용하는 연구로, 박상곤(2013)은 여행바우처가 수혜자의 여행참여를 37.6%, 여행일수는 2.2일 증가시키는 효과가 있다고 평가하며, Dee(1998)는 교육바우처를 수혜한 사립학교의 등록률이 10% 증가할 때 주변 공립학교의 졸업률 역시 2.3% 높이는 간접효과가 있다는 사실을 입증한 바 있다.

한편 최근 들어 패널자료를 활용하여 정책의 효과를 분석하는 연구들에서 기존 사용되던 성향점수매칭법(PSM)과 이중차분법(DID)을 결합한 모형(PSM-DID)을 활용하는 사례들이 나타나고 있다. 해당 결합모형은 시가변(time-variant)변수들의 영향을 통제할 수 없는 성향점수매칭법과 선택편의의 문제를 내재하는 이중차분법, 이들 둘 각각의 단점을 결합을 통해 서로 보완하며 완화시킨다는 점에서 강점을 가진다(Gertler et al., 2010). 아직까지 바우처 관련 연구에 적용된 사례는 확인되지 않지만 정책 전후의 패널 자료를 활용하는 연구들을 중심으로 점차 그 사용이 늘고 있다.

예를 들어, 해외의 경우 Liu·Lynch(2010)는 미국 Mid-Atlantic주들에서 수행된 PDR(Purchase of Development Right) 프로그램의 도입 전과 후 효과를 실증하는데 PSM-DID 모형을 활용하며, Bergemann et al.(2009)는 역시 해당 결합모형을 통해 동독일에서 진행된 ALMP(Active Labor Market Policies) 훈련프로그램의 효과를 평가한 바 있다. 국내 역시 권현정 외(2011)가 노인장기요양보험제도 도입이 가족들의 삶의 질과 관계 만족도에 미치는 영향을 실증하는데 PSM-DID 모형을 적용하고 있다.

본 연구 역시 에너지바우처사업 시행 전과 후 가구의 에너지소비가 어떻게 달라지는지 그 동태적 변화를 추적하기 위해 패널자료를 이용하며, 사업의 순수한 효과를 추출하기 위해 비수혜가구 표본을 함께 비교한다. 구체적으로 선택편의를 줄이기 위해 성향점수매칭을 수행하여 수혜가구와 유사한 비수혜가구를 추출하며, 사업시행 전후를 비교

하기 위해 이중차분법을 적용한다.

우리나라와 같이 바우처 사업을 중심이 두고 에너지복지와 관련한 국가전략을 수립하고 정책들을 입안하는 사례는 매우 드물 것이다. 반면 에너지는 식품이나 주거 등과 마찬가지로 일정 이상의 소비가 보장되어야 하는 가장 기초적인 재화이며, 이는 곧 바우처가 적극 활용될 수도 충분히 효과적일 수도 있다는 것을 의미한다. 본 연구는 2015년 겨울 사업이 시행된 이후 학술적으로는 처음으로 에너지바우처사업의 효과에 대해 실증하기 위해 준비되었다. 에너지복지 분야에서 처음으로 시도되는 바우처 사업이 기대한 만큼의 충분한 효과를 내고 있는지를 실제 자료를 토대로 계량경제학기법을 활용하여 평가한다. 지난 사업에 대한 평가는 물론이며, 향후 사업의 확대나 재검토 여부를 판단하기 위해서도 반드시 필요한 과정일 것이다.

III. 연구 방법론

1. 성향점수매칭법(Propensity Score Matching, PSM)

정책의 효과를 평가하기 위한 가장 직관적이고 효과적인 방법은 무작위 배정(randomization)을 통해 수혜집단과 비수혜집단을 비교하는 방법일 것이다. 반면 에너지바우처사업을 포함하여 대부분의 정책들은 무작위 배정이 아닌 특정한 기준에 따라 수혜자를 선정하게 되며, 이 경우 선택편의(selection bias)가 발생하게 된다. 성향점수매칭법은 이와 같이 무작위 실험이 불가능하거나 선택편의가 있다고 판단되는 경우 사용되는 통계기법 중 하나로, 정책을 수혜 받을 확률에 해당하는 성향점수를 계산한 후 이를 기준으로 수혜가구와 유사한 비수혜가구를 비교집단으로 추출하는 방법이다.

성향점수매칭 시행을 위해서는 ‘조건부독립성 가정(Conditional Independence Assumption)’과 ‘공통영역 조건(Common Support Condition)’ 두 조건을 만족해야 한다. 우선 ‘조건부독립성 가정’은 관측되지 않은 설명변수가 수혜(treatment) 여부에 영향을 주어서는 안 된다는 조건으로, 다음의 식 (1)과 같이 표현된다. T 는 수혜여부를 나타내며 0과 1의 값을 갖는다.

$$Y_{T=1}, Y_{T=0} \perp T \mid X \quad (1)$$

두 번째 조건인 ‘공통영역 조건’은 다수의 설명변수들을 조합하는 경우 발생하는 차원의 문제(dimensionality problem)를 해결하기 위해 성향점수(p)가 확률로서 0과 1 사이의 양(+)의 값을 가지도록 공통영역에 머물러야 한다는 조건이다. 이를 수식으로 표현하면 다음 식 (2)와 같다. 성향점수 p 는 수혜여부(T)를 종속변수로 두는 이항(binomial) 모형을 통해 추정되며, 성향점수를 토대로 이중차분 수행에 필요한 비수혜가구를 선정하게 된다.

$$0 < p(T=1|X) < 1 \quad (2)$$

성향점수매칭을 수행하는 과정은 우선 터미변수인 정책 수혜여부를 종속변수로 설정하고, 로짓(logit)이나 프로빗(probit) 모형으로부터 예측 확률값인 성향점수를 가구들마다 추정한다. 다음으로 계산된 성향점수의 분포로부터 중첩된 영역(common support)을 확인하게 되며, 마지막으로 nearest neighbor, kernel function, stratified matching 등의 매칭기법을 통해 수혜가구와 유사한 비수혜가구를 선정하게 된다. 본 연구는 가장 근방에 있는 관측치를 비교 대상으로 사용하는 nearest neighbor 기법을 사용하며, 설명력을 높이기 위해 1:3 매칭을 선택한다.⁹⁾ 이 과정에서 중첩된 영역에 속하지 못한 가구는 매칭에서 제외되며, 선정된 표본은 상호 동질적이면서도 독립적인 상태로 판단할 수 있다 (Rosenbaum·Rubin, 1983).

2. 이중차분법(Difference-In-Differences, DID)

이중차분법은 정책 시행 전과 후 두 기간 동안 수혜집단과 비수혜집단 간 비교를 통해 정책의 효과를 추정한다. 집단 간 비교에 앞서 정책 수행 이전 두 집단의 상태가 서로 균형이 잡혀 있어야 하며, 그렇지 않을 경우 동일하지 않은 상태를 제거해주어야 정책에 따

9) 1:1 매칭의 경우 실험집단과 비교집단의 성향점수가 비슷하지 않으면 많은 수의 실험집단 표본이 탈락되는 단점이 있다. 또한 비교집단의 표본수가 충분하다면 1:1 보다는 1:N 매칭을 수행하는 것이 보다 안정된 추정치를 얻을 수 있는 것으로 알려져 있다(이동규, 2016). 본 연구의 경우 비교집단에 해당되는 비수혜가구의 표본수는 6.1 배로 충분하며, 수혜집단인 실험집단의 표본수를 유지하기 위해 1:3 매칭을 사용한다.

른 순수한 효과를 추정할 수 있으며, 이때 사용되는 방법이 이중차분법이다(우석진, 2018). 우선 수혜가구와 비수혜가구 각각에 대해 정책 시행 후($t = 1$) 목표로 하는 재화의 소비량($Y_{T,1}$)에서 지급 전($t = 0$)의 소비량($Y_{T,0}$)을 1차로 차분($\Delta Y_T = Y_{T,1} - Y_{T,0}$)한다. 이어 1차 차분한 수혜가구($T = 1$)의 변화분에서 비수혜가구($T = 0$)의 변화분을 2차로 차분($\Delta(\Delta Y_T) = \Delta Y_1 - \Delta Y_0$)하여 정책의 효과를 구한다. 이와 같이 단순히 소비량(Y) 변화만을 고려하여 그 효과를 추정하는 이중차분법의 추정식은 다음 식 (3)과 같다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 t + \beta_3 T \times t + u \quad (3)$$

1차 차분에 해당하는 수혜가구와 비수혜가구의 정책 도입 전과 후의 소비량 변화는 각각 β_2 와 $\beta_2 + \beta_3$ 에 해당되며, 정책 수행에 따른 효과인 소비량 증가분은 1차 차분된 수혜가구와 비수혜가구 변화분을 서로 다시 차분하여 최종적으로 β_3 으로 추정된다.

〈표 1〉 단순 이중차분법을 적용한 정책 효과

구 분	비수혜집단 ($T=0$)	수혜집단 ($T=1$)	2차 차분
정책 시행 전($t=0$)	β_0	$\beta_0 + \beta_1$	-
정책 시행 후($t=1$)	$\beta_0 + \beta_2$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	-
1차 차분	β_2	$\beta_2 + \beta_3$	β_3

한편 단순 이중차분을 통해 추정되는 정책의 효과(β_3)는 시간에 따라 변하는 변수들의 영향을 통제하지 못하는 한계를 가진다. 예를 들어 가구의 에너지소비는 기후의 영향을 크게 받는 반면, 수혜가구와 비수혜가구 각각에 미치는 기후의 영향은 상이할 수 있다. 반면 식 (3)에서 시간에 따른 소비량 변화는 β_2 로 반영되며, 이는 기후와 같은 시가변(time-variant)변수들의 영향이 수혜집단과 비수혜집단 간 동일한 것으로 가정하게 된다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 t + \beta_3 T \times t + \beta_4 X_t + u \quad (4)$$

반면 식 (4)와 같이 시가변변수들(X_t)의 영향이 수혜가구와 비수혜가구 간 다르게 나타날 경우, 식 (3)에서 평가된 β_3 에는 정책의 영향 외에도 이들 변수들의 영향이 포함되게 된다. 따라서 시간가변 변수들을 포함하는 식 (4)를 가정하며, $t = 1$ 에서 $t = 0$ 을 1계차분한 편차(Δ)를 이용하여 회귀분석을 수행한다. 이와 같은 방법은 패널자료에서 주로 사용되는 고정효과(fixed effects) 모형과 동일하며, 최종 회귀식은 다음의 식 (5)와 같다.

$$\Delta Y = \beta_2 + \beta_3 T + \beta_4 \Delta X + \Delta u \quad (5)$$

본 연구에서 에너지바우처 지급이 가구의 에너지소비에 미치는 효과를 분석하기 위해 앞서 소개한 성향점수매칭법(PSM)과 이중차분법(DID)을 혼합한 PSM-DID 모형을 사용한다. 에너지바우처의 수혜여부를 더미변수로 하는 로짓모형을 통해 성향점수를 추정하며, 이로부터 이중차분을 시행할 비수혜가구를 선정한다. 에너지소비량을 대리하여 에너지비용에 해당되는 광열수도비를 활용하며, 단순과 고정효과 두 이중차분 모형을 적용하여 에너지바우처의 효과를 추정한다.

IV. 자료 구축 및 추정 결과

1. 자료 및 변수 소개

본 논문은 에너지바우처가 수혜가구의 에너지소비에 미치는 영향을 분석하기 위하여 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 공동으로 제공하는 「한국복지패널데이터」(이하 복지패널)의 가구 및 주거 관련 정보를 활용한다. 구체적으로 에너지바우처사업 시행 전과 후의 에너지비용 증가분을 추정하며, 이를 위해 해당 사업이 시작된 2015년을 기준으로 시행 전에 해당되는 10차(2014년)와 시행 후인 12차(2016년)와 13차(2017년)¹⁰⁾ 3개년도 자료를 사용한다. 추가적으로 복지패널의 경우 2006년 처음 설

10) 에너지바우처사업은 2015년 11월 시행된 반면, 복지패널은 조사년도에 대해 월 평균값에 해당되는 1개의 광열수도비 정보만을 제공한다. 11차에 해당되는 2015년 자료는 11월과 12월 2개월에 해당되는 제한적인 에너지바우처 효과에 대한 정보를 담게 되며, 따라서 본 연구에서는 이를 제외한다.

계 당시 중위소득 60%를 기준으로 일반가구와 저소득가구로 구분하여 패널자료를 구축·운영해오고 있으며, 본 연구에서는 해당 기간 저소득가구에 해당되는 1,723가구¹¹⁾로 분석대상을 한정한다. 이들 1,723가구 중 에너지바우처를 수혜한 가구는 242가구로 표본의 14.0%에 해당된다.

우선 본 연구에서는 가구가 지출한 에너지비용으로 복지패널에서 제공하는 월평균 광열수도비 정보를 사용한다. 해당 광열수도비에는 난방비나 전기료 외에 수도료를 포함하며, 본 연구는 분석기간 수혜가구와 비수혜가구 간 수도료 차이를 유인하는 요금제의 변화는 없다고 가정한다.¹²⁾ 이 외 복지패널에서는 가구의 에너지소비에 영향을 미치는 가구(가구규모, 가구소득, 가구구성 등)나 주거(거주면적, 주택형태, 난방시설 등) 관련 정보들을 함께 제공하며, 2016년 12차부터는 에너지바우처 수혜여부에 대한 조사항목이 추가되었다.

〈표 2〉 성향점수매칭 변수 소개

변수명	단위	변수 설명
에너지바우처	0/1	에너지바우처 수혜여부
가구소득	만 원	전체 가구원의 연간 경상소득
가구원수	명	함께 거주하는 가구원의 수
노인	0/1	만 65세 이상 가구원 포함여부
장애인	0/1	「장애인복지법」에 따라 등록된 1~6급 장애인 가구원 포함여부
성별	0/1	가구주 성별(여성 = 1)
주거면적	m ²	단독주택은 건평, 공동주택은 분양면적 기준
난방시설(가스)	0/1	가스 또는 중앙 난방시설(기타난방시설 = 0)
난방시설(기름)	0/1	기름 난방시설(기타 난방시설 = 0)
난방시설(연탄)	0/1	연탄 난방시설(기타 난방시설 = 0)

11) 2017년 기준 저소득가구 표본은 총 2,689가구이며, 이전 2014년과 2016년 정보를 모두 가지고 있는 가구는 2,203가구이다. 이중 주거정보가 바뀌게 되는 이사를 한 480가구를 제외한 1,723가구의 정보를 사용한다.

12) 복지패널은 ‘광열수도비’의 하위 항목으로 ‘난방비’ 정보를 따로 제공하고 있으나 난방비에는 전기료를 포함하지 않는다. 반면 에너지바우처로 사용가능한 에너지원으로 전기가 포함되며, 한국에너지공단(2016) 조사에 따르면 2016년 기준으로 수혜가구의 17.4%는 전기료로 바우처를 신청하고 있다. 본 연구에서는 부득이 전기료를 포함하는 광열수도비로 에너지비용을 대리한다. 한편, 22개 지자체의 상수도사업을 위탁 운영하는 수자원공사를 비롯하여 서울, 부산, 인천 등 주요 광역시의 2014~2017년 기간 할인제도와 관련한 변화는 확인되지 않으며, 해당 기간 사용량 및 요금 변화를 고려한 수도료 증가액은 가구 평균 17.9원 수준에 그치는 것으로 추산된다.

〈표 2〉 성향점수매칭 변수 소개 (계속)

변수명	단위	변수 설명
난방시설(전기)	0/1	전기 난방시설(기타 난방시설 = 0)
단독주택	0/1	단독 또는 다가구 주택(기타 주택 = 0)
연립주택	0/1	연립 또는 다세대 주택(기타 주택 = 0)
아파트	0/1	일반 아파트(기타 주택 = 0)
임대아파트	0/1	영구임대 또는 국민임대 아파트(기타 주택 = 0)
주거환경 ¹⁾	4점척도	거주 주택의 구조·성능 및 환경에 대한 긍정적인 응답 정도
난방도일 ²⁾	난방도일	일평균기온 18도 기준 사도별 대표지역 난방도일

주: 1) 복지패널 'VI. 주거' 조사항목 중에서 “거주한 주택의 구조·성능 및 환경이 어떠하였습니까?”에 관한 4가지 질문에 대해 응답한 결과를 토대로 변수를 구축하였다.

2) 복지패널은 전국을 6개 권역으로 묶어 지역정보를 제공하며, 권역별 주요 관측지점에서의 난방도일을 가중 평균하여 변수를 구축하였다.

복지패널에서 제공하는 정보들 중 우선 성향점수매칭 수행에 사용되는 변수들은 다음 <표 2>에서 정리된다. 종속변수로 에너지바우처에 대한 수혜여부를 나타내는 더미 변수(에너지바우처)가 사용되며, 설명변수로 크게 에너지바우처의 선정기준으로 활용되는 가구 정보(가구소득, 가구원수, 노인, 장애인 등)와 에너지소비에 영향을 미치는 주거 정보(주거면적, 난방시설, 아파트, 난방도일 등)를 포함한다.

〈표 3〉 고정효과 이중차분 모형 변수 소개

구분	변수명	단위	변수 설명
종속변수	에너지비용	만 원	월평균 광열수도비 지출액
제도변수	시점더미(2016)	0/1	2016년 = 1(2014년 = 0)
	시점더미(2017)	0/1	2017년 = 1(2014년 = 0)
	제도효과(2016)	-	집단더미 ¹⁾ × 시점더미(2016)
	제도효과(2017)	-	집단더미 × 시점더미(2017)
통제변수	가구소득	만 원	전체 가구원의 연간 경상소득
	연료가격 ²⁾	-	난방연료별 소비자물가지수(2015년 = 100.0)
	식료품비	만 원	월평균 식료품비 지출액
	가구원수	명	함께 거주하는 가구원의 수
	난방도일	도일	일평균기온 18도 기준 사도별 대표지역 난방도일

주: 1) 집단더미는 에너지바우처 수혜여부를 나타내는 더미변수로, 수혜가구가 '1'의 값을 가진다.

2) 국가통계포털(KOSIS)에서 제공하는 해당 연도의 연료별 소비자물가지수를 사용한다.

이어서 앞서 식 (5)의 고정효과 모형에 사용되는 변수들은 다음 <표 3>과 같다. 종속 변수로는 광열수도비로 에너지비용을 대리하며, 에너지바우처의 효과는 수혜집단 여부를 나타내는 집단더미와 2014년 대비 연도별 시점더미 간의 교차항인 제도효과 변수(제도효과(2016), 제도효과(2017))로부터 추정된다.

추가적으로 시가변변수들의 영향을 통제하기 위해 가구소득, 연료가격, 식료품비, 가구원수, 난방도일을 포함한다. 식료품은 에너지와 마찬가지로 기초적인 재화로 가계 지출에서 에너지비용과 경합하는 것으로 알려져 있다(박광수, 2017). 에너지바우처 지원이 에너지가 아닌 식료품 소비로 전용될 수 있으며, 이러한 효과를 통제하기 위해 식료품비를 모형에 추가한다. <표 6>에서 확인되듯이 저소득가구에서 노인가구가 차지하는 비중은 절대적이며, 2017년까지 4년 기간 중 가구원 변동이 일어날 가능성이 일반가구보다 높을 수 있다.¹³⁾ 본 연구에서는 시가변변수로 가구원수를 포함한다.

2. 성향점수매칭을 통한 표본 추출 및 질 평가

이중차분 시행에 앞서 선택편의로 인한 수혜가구와 비수혜가구 간 격차를 줄이기 위해 성향점수매칭을 시행한다. 그 첫 번째 단계로 에너지바우처 수혜여부를 종속변수로 두는 로짓모형을 통해 성향점수를 추정하며, 그 결과는 아래 <표 4>에서와 같다.

<표 4> 성향점수매칭을 위한 로짓모형 추정 결과

변수명	추정치	표준오차	z-값	$p > z $
가구소득	-0.297	0.121	-2.450	0.010
가구원수	0.351	0.103	3.420	0.000
노인	0.001	0.000	9.480	0.000
장애인	0.691	0.096	7.190	0.000
성별	-0.465	0.101	-4.610	0.000
주거면적	-0.037	0.003	-13.380	0.000
난방시설(가스)	1.278	0.414	3.090	0.000
난방시설(기름)	1.228	0.411	2.990	0.000
난방시설(연탄)	1.848	0.463	3.990	0.000

13) 2017년 기준으로 10%가 넘는 182가구에서 2014년 대비 가구원수 변동이 확인되었다.

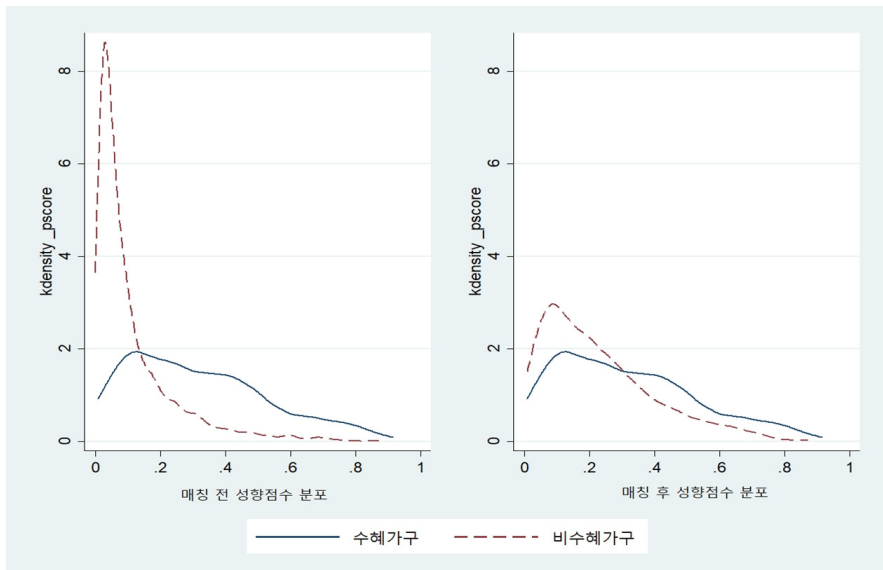
<표 4> 성향점수매칭을 위한 로짓모형 추정 결과 (계속)

변수명	추정치	표준오차	z-값	$p > z $
난방시설(전기)	0.770	0.486	1.580	0.110
단독주택	0.451	0.342	1.320	0.190
연립주택	0.248	0.386	0.640	0.520
아파트	0.399	0.391	1.020	0.310
임대아파트	1.885	0.365	5.170	0.000
주거환경	0.048	0.110	0.430	0.660
난방도일	0.007	0.001	7.100	0.000
상수	-6.468	0.759	-8.520	0.000

LR $X^2(15) = 914.8(p > X^2 = 0.00)$

<표 4>의 결과로 추정된 성향점수를 토대로 1:3 매칭을 통해 비수혜가구들 중 395가구를 비교집단으로 추출하였다. 아래 <그림 1>은 매칭 후 두 집단 간 성향점수가 얼마나 유사해졌는지를 명시적으로 보여준다.

<그림 1> 성향점수매칭 수행 결과



매칭 수행 후에는 성향점수매칭의 질을 확인하는 과정이 필요하며, 이를 평가하기 위해 주로 표준화된 차이(standardized differences)의 퍼센트 감소(percent reduction)를 확인하는 방법과 Pseudo- R^2 값을 비교하는 방법이 사용된다. 우선 수혜집단과 비수혜집단 간의 차이는 표준화된 차이(14)를 통해 나타낼 수 있으며, 일반적으로 편차의 절댓값이 20% 이내이면 두 집단 간 균형화가 이루어진 것으로 평가한다(Lee, 2013). Pseudo- R^2 의 경우 로짓모형의 적절성을 보여주는 값으로, 매칭 전과 비교하여 해당 값이 0에 근접하게 되면 매칭이 적절하게 이루어진 것으로 평가된다. 다음 <표 5>에서는 매칭 전과 후의 평균과 표준화된 편차, 그리고 t -값을 통해 매칭의 질을 보여준다.

<표 5> 성향점수매칭의 질 평가 결과

변수명	매칭	평균값		표준화된 편차(%)	퍼센트 감소(%)	t -값	$p > t $
		수혜가구	비수혜가구				
가구소득	전	1281.3	1131.7	26.3	84.8	6.94	0.00
	후		1307.8	-4.0		-0.69	0.49
가구원수	전	1.534	1.537	-0.3	-1473.1	-0.08	0.94
	후		1.578	-4.9		-0.88	0.38
노인	전	0.758	0.901	-38.9	81.8	-11.24	0.00
	후		0.734	7.1		1.14	0.25
장애인	전	0.464	0.258	43.8	93.5	11.50	0.00
	후		0.477	-2.8		-0.51	0.61
성별	전	0.613	0.564	9.9	95.3	2.45	0.01
	후		0.606	0.5		0.09	0.93
주거면적	전	47.853	65.366	-79.7	97.0	-18.04	0.00
	후		47.633	2.4		0.54	0.59
난방시설(가스)	전	0.661	0.434	46.8	90.5	11.50	0.00
	후		0.636	4.5		0.86	0.39
난방시설(기름)	전	0.269	0.438	-36.0	87.5	-8.66	0.00
	후		0.293	-4.5		-0.90	0.37
난방시설(연탄)	전	0.039	0.026	6.9	96.2	1.85	0.06
	후		0.039	-0.3		-0.05	0.96
난방시설(전기)	전	0.022	0.058	-18.4	98.7	-4.02	0.00
	후		0.023	-0.2		-0.06	0.95

14) 표준화된 차이 = $\frac{\overline{X}_T - \overline{X}_C}{\sqrt{0.5(s_T^2 + s_C^2)}} \times 100$. 여기에서 \overline{X}_T 와 \overline{X}_C 는 각각 수혜가구와 비수혜가구의 평균값을, 그리고 s_T 와 s_C 는 표준편차를 의미한다.

〈표 5〉 성향점수매칭의 질 평가 결과 (계속)

변수명	매칭	평균값		표준화된 편차(%)	퍼센트 감소(%)	t-값	p > t
		수혜가구	비수혜가구				
단독주택	전	0.517	0.683	-34.5	91.2	-8.86	0.00
	후		0.526	-3.0		-0.56	0.58
연립주택	전	0.066	0.083	-6.3	97.2	-1.52	0.13
	후		0.066	0.2		0.04	0.97
아파트	전	0.069	0.146	-25.2	94.7	-5.67	0.00
	후		0.066	1.3		0.32	0.75
임대 아파트	전	0.332	0.066	70.5	92.4	22.83	0.00
	후		0.316	5.4		0.82	0.41
주거환경	전	0.251	0.211	9.4	23.4	2.40	0.02
	후		0.278	-7.2		-1.31	0.19
난방도일	전	560.290	542.020	37.5	87.1	8.76	0.00
	후		557.788	4.8		0.97	0.33

Pseudo- R^2 : 매칭 전 0.039, 매칭 후 0.004

매칭 후 모든 변수들에서 표준화된 편차의 값은 10% 이내에 위치하게 되며, 수혜집단과 비수혜집단 간의 통계적 유의한 차이는 사라진다. 마찬가지로 Pseudo- R^2 값 역시 매칭 전에 비해 0에 보다 근접하고 있다. 본 연구에서 사용하는 표본에서 매칭이 균형 있게 이루어졌으며, 수혜집단과 비수혜집단 간의 유의한 차이가 사라져 이중차분을 시행하기 위한 준비가 되었음을 확인하였다. 최종적으로 다음 <표 6>에서는 성향점수매칭을 시행하기 전과 후의 비수혜가구 통계량을 수혜가구와 비교한다.

〈표 6〉 성향점수매칭 전후 통계량 비교

변수명	수혜가구		비수혜가구(매칭 전)		비수혜가구(매칭 후)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
에너지비용	8.515	3.352	9.447	3.875	8.761	3.449
가구소득	1281.342	608.628	1131.718	526.519	1307.753	642.160
가구원수	1.534	0.788	1.537	0.729	1.578	0.829
노인	0.758	0.429	0.901	0.298	0.734	0.442
장애인	0.464	0.499	0.258	0.438	0.477	0.500
성별	0.613	0.487	0.565	0.496	0.606	0.489
주거면적	47.856	18.382	65.366	25.078	47.633	18.459

〈표 6〉 성향점수매칭 전후 통계량 비교 (계속)

변수명	수혜가구		비수혜가구(매칭 전)		비수혜가구(매칭 후)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
난방시설(가스)	0.661	0.474	0.434	0.496	0.636	0.481
난방시설(기름)	0.269	0.444	0.438	0.496	0.293	0.455
난방시설(연탄)	0.039	0.193	0.026	0.160	0.039	0.195
난방시설(전기)	0.022	0.147	0.058	0.234	0.023	0.149
단독주택	0.517	0.517	0.683	0.465	0.526	0.500
연립주택	0.066	0.249	0.083	0.275	0.066	0.249
아파트	0.069	0.253	0.146	0.353	0.066	0.465
임대아파트	0.332	0.471	0.066	0.249	0.316	0.465
주거환경	0.251	0.434	0.211	0.408	0.278	0.448
난방도일	560.295	43.749	542.020	53.356	557.788	48.618
표본 크기	242		1,481		395	

주: 1) 에너지비용의 단위는 '만 원'이며, 나머지 변수들의 단위는 <표 2>에서와 동일하다.

성향점수 추정에 사용된 변수가 아님에도 에너지비용은 매칭 후 6,860원이 줄어들어 수혜가구와의 격차가 2.4% 수준까지 좁혀진 것을 확인할 수 있다. 지원대상 선정에 활용되는 노인, 장애인, 가구소득, 가구원수 등 역시 매칭 후 수혜가구와의 차이는 상당히 줄어든다. 만 65세 이상 노인과 장애인 가구원의 비율은 기존 각각 14.3%와 20.6%의 차이를 보인 반면, 매칭 후에는 2.4%와 1.3%까지 줄어든다. 가구소득 역시 150만 원에 달하던 격차가 26만 원 수준까지 떨어진다. 주거 관련 변수들 역시 마찬가지로 주거면적에서부터 난방도일에 이르기까지 모두들에서 수혜가구와의 차이가 확연하게 줄었음을 확인할 수 있다. 특히 난방비를 결정하는 핵심인자인 주거면적의 경우 그 차이가 기존 17.5m²에서 0.2m²까지 좁혀진다.

비수혜가구 1,879가구 중 성향점수를 기준으로 1:3매칭을 통해 395가구를 비교집단으로 선정하였다. 수혜가구 선정에 직접 활용되는 가구 관련 변수들 외에도 가구의 에너지 소비에 영향을 주는 주거 관련 변수들 역시 매칭 이후 수혜가구와 유사한 통계량을 보인다. 그 결과 앞서 <표 4>에서의 성향점수 추정에 사용되지 않았음에도 수혜가구와 비수혜가구는 매우 유사한 비용을 에너지 소비에 지출하는 것으로 나타났다. 최종적으로 기존 수혜가구 242가구와 성향점수매칭을 통해 선정된 비수혜가구 395가구를 합쳐 총

637가구에 대한 2014년, 2016년, 2017년 3년간의 패널자료를 구축한다.

3. 단순 이중차분 모형 추정 결과

수혜 242가구와 비수혜 395가구 간 단순 이중차분을 시행하였으며, 그 결과는 아래 <표 7>에 정리된다.

<표 7> 단순 이중차분 모형 추정 결과

차분 집단	차분 연도	평균	표준오차	t-값	$p > t $
비수혜 집단	2014	8.972	0.246	-	-
	2016	8.527	0.157	-	-
	차분(2016-2014)	-0.445	0.298	3.28	0.00***
수혜 집단	2014	8.147	0.232	-	-
	2016	8.139	0.169	-	-
	차분(2016-2014)	-0.008	0.282	0.95	0.35
차분	이중차분(수혜-비수혜)	0.437	0.385	1.51	0.13
비수혜 집단	2014	8.972	0.246	-	-
	2017	9.098	0.185	-	-
	차분(2017-2014)	0.126	0.302	1.87	0.06*
수혜 집단	2014	8.147	0.232	-	-
	2017	8.730	0.168	-	-
	차분(2017-2014)	0.583	0.284	-0.61	0.54
차분	이중차분(수혜-비수혜)	0.457	0.32	2.43	0.09*

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

2016년의 경우 2014년 대비 수혜집단과 비수혜집단 모두 월평균 지출하는 에너지비용은 줄어든다. 반면 그 감소폭은 비수혜집단에서 훨씬 크게 나타나며, 최종적으로 두 집단 간 이중차분한 값은 4,371원으로 추정된다. 2016년과는 반대로 2017년의 경우 두 집단 모두 에너지비용을 늘리며, 비수혜집단 대비 수혜집단에서 평균적으로 4,567원 더 많은 금액을 지출한다. 기후나 유가 등의 영향으로 해마다 에너지비용 전반의 등락이 확인되는 반면, 2016년과 2017년 모두 에너지바우처를 지급받은 수혜집단이 그렇지 않은

비수혜집단에 비해 상대적으로 2014년 대비 더 많은 비용을 에너지소비에 지출하며, 그 크기는 해당연도 에너지비용의 5%를 조금 넘는 수준이다.

한편 수혜가구의 가구원수 정보를 이용하여 2016년과 2017년의 에너지바우처 수급액을 추정할 수 있으며, 이를 월평균 값으로 환산할 경우 각각 8,416원과 8,694원에 해당된다. <표 7>에서 이중차분으로 추정된 수혜가구의 에너지비용 증가액은 2016년과 2017년 각각 4,370원과 4,570원이며, 이는 해당연도 수급액의 51.9%와 52.6%에 해당되는 금액이다. 즉 1만 원에 상당하는 에너지바우처를 지급할 경우 이를 수혜한 가구에서는 절반이 조금 넘는 금액만큼 에너지소비에 대한 지출을 늘리는 것으로 추정된다.

일반적인 재화들과는 달리 에너지의 경우 사용환경에 따라 가구마다 적합한 소비량이 존재한다(김지효·남수현, 2016). 수혜가구에서 늘리는 에너지비용이 바우처 지급액의 절반 수준에 그친다는 사실은 일면 필요 이상으로 지급액이 과도하게 책정된 것으로 해석될 수 있다. 하지만 앞서 <표 6>에서 확인된 수혜가구의 평균 에너지비용은 85,000원가량으로, 이는 평균적인 가구에서 지출하는 비용의 80% 수준에 그친다.¹⁵⁾ 바우처를 통해 충분한 에너지를 소비하고 있기 때문이라기보다는 절감한 만큼 다른 재화의 소비에 사용한 것으로 해석할 수 있다. 실제 수혜가구에서는 비수혜가구 대비 2016년과 2017년 평균 식료품비 지출을 월 3,540원 늘리고 있다.

식료품비와 같이 수혜, 비수혜 가구 간에 서로 다르게 변화는 시가변변수들이 존재할 경우 <표 8>의 단순 이중차분 모형에서 추정한 에너지바우처 효과에는 이들의 영향이 포함되게 된다. 예를 들어 식료품비 비중을 늘린 만큼 경합하는 에너지비용에 대한 지출은 줄어들 것으로 예상되며, 따라서 이러한 식료품비 영향을 통제하지 못할 경우 에너지바우처의 효과는 과소평가된다. 이어지는 고정효과 이중차분 모형에서는 패널자료의 장점을 살려 식료품비를 비롯하여 가구소득, 연료가격, 난방도일 등과 같은 시가변변수들을 모형 내에 포함함으로써, 이들의 영향을 배제한 에너지바우처의 효과를 추정한다.

15) 2014년 「가계동향조사」 기준 광열수도비 중 수도료가 차지하는 비중은 15.5%이며, 이를 <표 7>의 에너지비용에 적용할 경우 수도료를 제외한 순수한 비용은 7,205원으로 추정된다. 한편 윤태연·박광수(2016)는 <표 3-4>에서 가구원수에 따른 에너지비용을 추정하며, 1,534명의 가구원을 가진 가구의 평균 비용은 약 9,030원으로 계산된다.

4. 고정효과 이중차분 모형 추정 결과

복지패널에서 제공하는 정보를 활용하여 기후나 가구소득, 연료가격 등 시간에 따라 변하며 가구의 에너지소비에 영향을 줄 것으로 예상되는 변수들을 구축하였다. 시점더미변수들과 함께 이들 시가변변수들을 포함하는 고정효과 모형을 통해 이중차분을 실시하였으며, 그 결과는 다음 <표 8>과 같다.

<표 8> 고정효과 이중차분 모형 추정 결과

변수명	추정치	표준오차	t-값	$p > t $
제도효과(2016)	0.486	0.277	1.76	0.08*
제도효과(2017)	0.487	0.283	1.72	0.09*
시점더미(2016)	-0.278	0.495	0.56	0.57
시점더미(2017)	0.346	0.468	0.74	0.46
가구소득	0.001	0.000	2.93	0.00***
연료가격	0.029	0.011	2.55	0.01**
식료품비	-0.036	0.021	1.73	0.08*
난방도일	0.008	0.006	1.25	0.21
가구원수	0.764	0.492	1.55	0.12
상수	-0.616	3.610	0.17	0.87

$F(9,1053) = 6.95(p > F = 0.00)$, Hausman test¹⁶⁾: $X^2 = 43.50(p = 0.00)$

우선 시점더미변수들과는 달리 에너지바우처 효과를 추정하는 제도효과(2016)와 제도효과(2017) 두 변수 모두 10% 수준에서 통계적으로 유의한 결과가 확인된다. 비수혜 가구에 비해 수혜가구에서 2016년과 2017년 유사한 월평균 4,860원과 4,870원을 에너지소비에 더 지출한 것으로 추정되며, 이는 각각 해당연도 바우처 지원액의 57.7%와 56.0%에 해당하는 금액이다. 앞서 <표 7>의 단순 이중차분 추정치들보다 각각 489원(11.2%)과 303원(6.6%)이 늘어난 수치로, 이는 물론 시가변변수들을 포함한 결과일 것이다.

16) 고정효과(fixed effects) 모형의 사용이 적절한지를 확인하기 위해 Hausman test를 실시하였으며, 그 결과 확률효과(random effects) 모형은 1% 유의수준에서 기각된다.

5개 시가변변수들 모두 예상되는 방향성을 나타내며, 이 중 *가구소득*, *연료가격*, *식료품비*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 가진다. 소득이나 가구원 수, 난방도일은 가구의 에너지소비에 양(+)의 영향을 미치며, 따라서 2014년 대비 이들 값이 증가한 가구일수록 평균적으로 에너지비용 지출을 늘린 것으로 추정된다. 연료가격 역시 마찬가지로, 특히 고유가 시기인 2014년 대비 등유나 도시가스를 중심으로 가격 하락 폭이 컸었음에도 비탄력적인 에너지소비의 특성상 그 만큼의 소비 증가로 이어지지 않아 양(+)의 부호가 추정되게 된다.¹⁷⁾ 식료품비 비중을 늘릴수록 이와 경합하는 에너지소비 지출은 줄어들 가능성이 크며, 이는 <표 8>에서 음(-)의 추정치로 나타난다. 분석기간 비수혜가구와 비교하여 수혜가구의 소득 증가폭은 30.8만 원이 적었던 반면, 식료품비 지출은 월 4,224원으로 조사된다. 바우처 사용으로 절감되는 에너지비용 일부가 식료품비로 전용된 것으로 사료되며, 이러한 집단 간 상이한 가구소득과 식료품비의 영향을 제외할 경우 단순 이중차분 대비 <표 9>의 고정효과 모형 추정치는 큰 값을 가지게 된다.¹⁸⁾¹⁹⁾

수혜가구의 에너지소비에 상대적으로 불리하게 작용한 시가변변수들의 영향을 통제 한 후 추정되는 에너지바우처의 효과는 지원액의 56.0%(2017년)에서 57.7%(2016년) 수준으로 확인된다. 한국개발연구원(2014)에서 예상한 27.2%보다 두 배 이상 높은 비율이며, 한국에너지공단(2016)에서 수혜가구로 한정하여 조사한 44.6%보다도 높은 수치이다.²⁰⁾ 미국 식품권의 지출비율이 23~56% 사이에서 추정되는 사례에 비추어볼 때, 에너지바우처를 수혜한 가구에서 늘린 에너지비용의 비율은 충분히 높은 수치로 판단

17) 2014년 대비 2016년과 2017년 등유의 가격은 평균 38.1%가 떨어져 가장 큰 감소폭을 나타냈으며, 도시가스 역시 30.1%가 하락하였다.

18) 일반가구와 달리 저소득가구의 경우 특히 난방기간 식료품과 에너지 소비 간에 경합하는 경향이 나타나는 것으로 알려져 있다. 두 재화의 소비 결정이 동시에 이루어질 수 있다는 의미로, <표 8>의 추정에 있어 동시성으로 인한 편의(simultaneity bias)가 발생할 수 있다. 반면 <표 8>에서 확인되는 식료품비의 영향이 그리 크지 않고 소비지출 구조보다는 바우처 영향에 초점을 맞추는 연구이므로 본 논문에서는 모형상에서 특별히 해당 편의를 고려하지는 않는다. 동절기 난방비를 포함하여 저소득가구의 소비지출에 관한 연구는 박광수(2017)를 참조할 수 있다.

19) 이외 *연료가격*이나 *난방도일*, *가구원수*의 경우 수혜가구와 비수혜가구 간 유의미한 차이는 확인되지 않는다.

20) 한국에너지공단(2016)에서 비교하는 2015년은 연료가격이 급락하기 시작한 해로, 2014년 대비 등유와 도시가스는 각각 26.7%와 16.4% 하락하였다. 바우처의 효과로 제시하는 44.6%라는 수치에는 이들 가격 하락의 영향이 상당부분 포함되었을 것으로 예상된다. 실제 <표 9>에서 가격이 추가적으로 하락했던 2016년의 수혜가구 에너지비용은 2014년 대비 오히려 일부 감소한 것으로 나타난다.

할 수 있다. 박광수(2017)에 따르면 에너지는 식품, 보건, 교통 등 여타 소비항목들에 비해 가장 낮은 0.4의 소득탄력성 값을 가진다.²¹⁾ 소득이 증가하더라도 소비를 늘리는 폭이 가장 적은 재화로, 생계급여와 같은 현금지원으로는 한계가 있다는 것을 의미한다. 바우처를 통한 보다 직접적인 지원이 지원액의 절반이 넘는 소비증대 효과로 나타나며, 이는 에너지바우처사업이 저소득층의 에너지소비 확대 또는 에너지비용 절감이라는 목적을 충실히 수행하는 것으로 평가할 수 있다.

한편, 절반 이상이 실제 에너지소비 지출로 이어졌다는 추정결과는 수혜가구와 같은 저소득가구에서는 기존에 에너지를 충분히 소비하지 못하고 있었다는 의미이기도 하다. 윤태연·박광수(2016)에 따르면, 소득1분위 가구가 에너지소비에 지출하는 비용은 전체 가구소득의 19.8%를 차지하며, 겨울철 난방기간 28.1%까지 올라간다. 비용에 대한 부담으로 상당수 저소득가구는 과도하게 에너지소비를 줄인 채 생활하며, 이러한 압박이 바우처 지급 시 소비 확대로 나타난 것으로 짐작된다. 실제 1~2인 가구를 기준으로 2014년 수혜가구의 광열수도비는 복지패널 일반가구의 74.6% 수준에 그치며, 이후 2017년 86.7% 수준까지 회복된다. 에너지바우처 지급이 저소득가구의 에너지소비 압박을 어느 정도 해소시켜주고 있는 것으로 판단할 수 있다.

동일한 관점에서, 비수혜가구의 경우 비슷한 환경에 놓여있음에도 여전히 충분한 에너지를 소비하지 못하고 있다는 설명 역시 가능하다. 본 연구는 매칭을 통해 수혜가구와 유사한 비수혜가구를 추출, 이중차분에 활용한다. 앞서 <표 6>에서 가구특성은 물론이며 에너지소비환경 역시 유사한 통계량을 보이며, 결과로 나타나는 에너지비용 역시 두 집단 모두 8만 원 후반대로 확인된다. 바우처 지급이 수혜가구의 적극적인 에너지소비 확대를 유인하였다면, 비수혜가구 역시 에너지소비에 대한 충분한 수요를 가진다는 것을 의미한다. <표 8>에서의 월 5천 원 상당의 통계적으로 유의한 집단 간 차이는 바우처 수혜여부에 따른 결과로 볼 수 있으며, 이는 곧 바우처 지급에서 소외된 비수혜가구는 에너지복지의 사각지대에 놓이게 된다는 것을 의미한다.

21) 에너지에 이어, 소득탄력성은 식품 0.53, 보건 0.74, 기타 1.10, 교통 1.46 순으로 추정된다.

V. 결론 및 시사점

2018년 여름철 기록적인 무더위로 취약계층에 대한 우려가 커지자 정부는 지원대책으로 냉방용 에너지바우처 지급을 고려하겠다고 발표하며, 이를 위해 40억 원의 예산을 신규 배정하였다. 2019년 8월 역시 추가경정예산 60억 원을 활용하여 에너지바우처사업의 지원대상을 한부모와 소년소녀가장 가구들까지 확대한 바 있다. 2019년 기준 60만 가구를 대상으로 937억 원의 예산이 투입되는 사업으로, 2020년 1,634억 원까지 늘릴 계획을 밝히고 있다.²²⁾ 에너지복지 관련 가장 큰 규모의 사업임은 물론이며 정부 정책의 집중적인 조명을 받으며 지난 5년간 성장해온 사업임에도 불구하고, 취약계층의 에너지 소비를 보장하고 비용부담을 완화한다는 사업의 목적을 충실히 수행하고 있는지에 대해 실증하는 연구는 이루어지지 못하고 있다.

본 논문은 학계에서 처음으로 에너지바우처 지급에 따른 가구의 에너지소비 확대효과를 추정하였다. 「한국복지패널」의 광열수도비 지출액으로 에너지소비량을 대리하며, 사업이 시행된 2015년을 전후하여 2014년, 2016년, 2017년 저소득가구 표본을 대상으로 성향점수매칭을 시행, 수혜가구 242가구와 유사한 비수혜 395가구를 추출하였다. 이어서 외부유인들의 영향을 통제한 순수한 소비확대 효과를 추정하기 위해, 단순이중차분을 비롯하여 소득, 기후, 연료가격 등의 시가변변수들을 포함하는 고정효과 모형을 활용하였다.

비수혜가구와 비교하여 에너지바우처를 수혜한 가구에서 월평균 4,371원에서 4,870원의 광열수도비를 추가로 지출하는 것으로 추정되었다. 바우처 지급액 대비 51.9~57.7%에 상당하는 지출비율로, 기존 한국개발연구원(2014)이나 한국에너지공단(2016)에서 제시한 수치를 크게 뛰어넘으며, 미국 식품권의 효과로 소개되는 23~56%와 비교할 때에도 가장 높은 수준에 해당된다. 또한 <표 9>에서 식료품비 지출과 통계적으로 유의한 음(-)의 부호가 추정되며, 수혜가구에서 월 3,540원의 식료품비를 추가로 늘린 것이 확인되었다. 난방이 집중되는 겨울철은 저소득가구의 적자 역시 확대되는 기간으로,²³⁾ 이러한 가계수지의 계절성을 고려하지 못하는 일반 복지정책들의 한계를 에너

22) 산업통상자원부, 내년도 산업부 예산 9조 4,608억 원, 23% 확대 편성, 보도자료., 2019.08.28.

23) 예를 들어, 사업 이전인 2014년 「가계동향조사」 자료에 따르면, 소득1분위 가구의 1~3월 월평균 경상소득은

지바우처사업이 보완하고 있다고 볼 수 있다. 결론적으로, 바우처 지급이라는 에너지복지 분야에서 새로운 시도는 충분히 성공적이며, 그 설계된 역할을 효과적이고 충실히 수행하고 있는 것으로 평가할 수 있다.

에너지바우처사업의 효과가 상당하다는 의미는 수혜가구들이 비용부담으로 인해 그동안의 에너지소비에 큰 압박을 받아왔다는 것을 뜻한다. 그리고 나아가 유사한 환경에 있는 비수혜가구의 경우 바우처 혜택에서 배제되어 지금도 에너지복지의 사각지대에 머물러 있다는 의미이기도 하다. 이들 비수혜가구 대부분에 해당되는 89.1%는 기초보장급여 기준에 해당되지 않기 때문에 지급대상에서 탈락하는 것으로 확인된다. 2016년 복지패널에서 조사한 기초보장급여 탈락사유를 살펴보면 부양의무자 기준에 미달하기 때문이라는 응답이 72.9%로 압도적으로 높음을 확인할 수 있다.²⁴⁾ 앞서 <표 6>에서 수혜와 비수혜 가구 간의 연 소득 격차가 26만 원에 그쳤던 점을 감안할 때, 이들 바우처를 지급받지 못한 상당수는 부양의무자 기준 때문일 것으로 짐작할 수 있다.²⁵⁾ 아동, 노인, 장애인, 질환자 등 상대적으로 취약한 계층을 우선으로 꾸준히 그 지원대상을 확대해온 반면, 이들 취약계층에 속하는 가구 중에서도 상당수는 부양의무자 기준 등에 미달하여 탈락하게 되며, 결과적으로 바우처의 사각지대에 놓이게 된다.

한편 표본의 61.2%를 차지하는 1인 수혜가구의 평균 지출비율은 60.4%로, 2인 52.6%와 3인 이상 44.7%에 비해 높게 나타난다. 기초보장급여 산정 시 사용되는 기준 중위소득은 가구균등화지수에 따라 가구원수별로 달리 산정되며, 이때 가구균등화지수는 가구원수별 소득수준을 반영하여 설계된다.²⁶⁾ 에너지소비의 경우 규모의 경제로 인해 가구원수가 늘수록 증가하는 속도가 가구소득에 비해 느리며,²⁷⁾ 따라서 가구원수가 적을수록 에너지비용에 대해 느끼는 부담을 커지게 된다. 마찬가지로 아파트에 거주하는 경우 단독주택에 비해 에너지비용을 절감할 수 있으며,²⁸⁾ 이러한 비용부담 차이는 60.2%

31.3천 원으로, 그 외 기간 34.4천 원 대비 90.9% 수준에 그친다. 여기에 난방비까지 고려할 경우 이를 제외한 1~3월의 잔여소득은 여타 기간의 74.6% 수준까지 떨어진다.

24) 이의 자동차나 집 등 재산 기준이 17.0%, 소득으로 인한 탈락은 10.2%에 그친다.

25) 실제로 소득과 재산이 충분히 낮음에도 부양의무자 기준으로 인해 기초보장급여를 받지 못하는 가구는 2016년 기준으로 약 53만 가구에 달하며, 복지 사각지대의 큰 원인으로 지목되고 있다(손병돈 외, 2018).

26) 기준 중위소득 산정에는 'OECD 수정 균등화지수'가 가구균등화지수로 사용된다. 해당 균등화지수에 대한 자세한 설명은 보건복지부(2013)를 참조할 수 있다.

27) 윤태연·박광수(2016)의 <표 2-6>에 따르면, 1인 대비 3인 가구의 가구소득 비율은 2.6배인 반면, 연료비 비율은 1.9배에 그친다.

와 47.7%라는 단독주택과 아파트 수혜가구 간 지출비율 차이로 나타난다. 이 외에도 겨울철 난방기간 에너지사용이 집중된다는 점이나, 연료별로 가격과 할인혜택 등에서 큰 차이를 보인다는 점 등을 고려할 때 거주지역이나 사용연료 등에 따른 비용부담 차이 역시 상당할 것으로 예상된다. 소득수준이 비슷하더라도 에너지소비환경에 따라 가구에 서 느끼는 에너지비용 지출에 대한 압박은 다를 수밖에 없는 반면, 현행 사업 체계로는 이러한 소비환경 차이를 반영하기는 어려운 여건이다.

2015년 시작하여 올해로 5년째를 맞는 에너지바우처사업은 지원액의 절반이 넘는 액수가 실제 취약계층의 에너지소비를 늘리는데 사용되고 있다는 점에서 충분히 성공적인 자리 잡은 것으로 평가할 수 있다. 반면 에너지복지 분야에서 점차 그 사업의 규모나 역할이 커져가고 있는 현 시점에서, 가구의 에너지소비 특성을 반영할 수 있는 보다 세심한 사업 설계에 대한 고민 역시 필요할 것이다. 에너지바우처가 보다 촘촘한 안전망이 되기 위해서는 에너지복지의 특징을 고려하는 지원대상 선정, 가구특성을 반영한 지원기준 설계, 에너지소비환경을 고려한 지원의 차등화와 현실화 등이 검토될 수 있다.

[References]

- 권현정·조용운·고지영, “노인장기요양보험제도가 대상노인 및 부양가족의 삶의 질과 가족 관계 만족도에 미치는 영향: 성향점수매칭과 이중차이 결합모형을 이용한 분석”, 『한국사회 복지학』, 제63권 제4호, 2011, pp. 301~326.
- 김지효·남수현, 『가정 부문 전력사용 효율성 실증 연구: 가구에너지소비상설표본조사자료 분석』, 에너지경제연구원 수시연구보고서 16-12, 2016.
- 박광수, 『에너지 소비지출과 불평등 연구』, 에너지경제연구원 수시연구보고서 17-10, 2017.
- 박광수, 『저소득층을 위한 에너지바우처 제도 연구』, 에너지경제연구원 기본연구보고 09-02, 2009.
- 박상곤, “관광정책 평가방법 및 사례 발표: 여행바우처 사업의 효과 분석을 중심으로”, 『한국 행정학회』 학술발표논문집, 2013, pp.154~197.

28) 윤태연·박광수(2016)의 <표 3-3> 추정결과에 따르면, 아파트에 거주할 경우 월 11,659원의 연료비를 절감할 수 있으며, 이는 가구 연료비의 10.9%에 상당한다.

- 보건복지부, 최저생계비와 중위소득 비교(안) (2013년, 4인기준), 2013.
- 산업통상자원부, 내년도 산업부 예산 9조 4,608억 원, 23% 확대 편성, 보도자료, 2019.08.28.
- 산업통상자원부·한국에너지공단, 난방카드 에너지바우처 사업안내, 2016.
- 손병돈·이원진·한경훈, 『노인빈곤 해소를 위한 소득보장제도 개편 방안 연구』, 대통령직속 정책기획위원회 소득주도성장특별위원회, 2018.
- 오윤섭·강지원·강형민·이예나·김은하·전승훈·홍인기·추병주·최거정·이인수, 『핵심평가: 바우처 사업 정책 효과』, 한국보건사회연구원 정책보고서 17-73, 2017.
- 우석진, 『정책분석을 위한 STATA』, 지필미디어, 2018.
- 우석진·김인유·정지운, “문화바우처가 저소득층 문화소비에 미치는 인과적 효과”, 『한국재정학회』, 제7권 제1호, 2014, pp. 29~51.
- 윤탈연·박광수, 『에너지빈곤층 추정 및 에너지 소비특성 분석』, 에너지경제연구원 기본연구 보고서 16-09, 2016.
- 이동규, “Propensity score matching method의 소개”, *Anesth Pain Med*, 11, 2016, pp. 130~148.
- 이민홍·강은나·이재정, “노인돌봄서비스의 효과성 분석: 우울, 자기방임, 그리고 사회적 관계망을 중심으로”, 『한국노년학』, 제33권 제4호, 2013, pp. 787~803.
- 이현주·박세경·박광수·한치록·전지현, 『에너지 바우처 도입방안 연구』, 한국보건사회연구원 정책보고서 2013-20, 2013.
- 이현주·조성은·박광수·김영희·전지현·김근혜, 『기초에너지보장제 도입방안 연구』, 한국보건사회연구원 정책보고서, 2018.
- 최성은·최석준, 『바우처 제도의 효과제고를 위한 평가방안』, 한국보건사회연구원, 2007.
- 한국개발연구원, 『에너지바우처지원사업』, 2014년도 예비타당성조사 보고서, 2014.
- 한국에너지공단, 『2016년 에너지바우처 패널조사 연구』, 2016.
- 홍정림, “임신·출산 진료비 지원정책이 의료이용 및 건강성장에 미친 효과”, 『보건경제와 정책연구』, 제22권 제3호, 2016, pp. 67~87.
- Bendick, M., Privatizing Delivery of Services, in Kamerman, S. B. & Kahn, A. J., ed., *Privatization and the Welfare State*, Princeton Univ. Press, 1989, pp. 97~120.
- Bergemann, A., B. Fitzenberger, and S. Speckesser, “Evaluating the Dynamic Employment Effects of Training Programs in East Germany Using Conditional Difference-in-differences,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24, 2009, pp. 797~823.
- Cowen, J. M., D. J. Fleming, J. F. Witte, P. J. Wolf, and B. Kisida, “School Vouchers and Student

- Attainment: Evidence from a State-mandated Study of Milwaukee's Parental Choice Program,” *Policy Studies Journal*, Vol. 41, No. 1, 2013, pp. 147~167.
- Dee, T. S., “Competition and the Quality of Public Schools,” *Economics of Education Review*, Vol. 17, No. 4, 1998, pp. 419~427.
- Devaney, B., and T. Fraker., “The Effect of Food Stamps on Food Expenditures: An Assessment of Findings From the Nationwide Food Consumption Survey,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, 1989, pp. 99~104.
- Egalite, A. J., and P. J. Wolf, “Review of the Empirical Research on Private School Choice,” *Peabody Journal of Education*, Vol. 91, No. 4, 2016, pp. 441~454.
- Lee, W., “Propensity Score Matching and Variations on the Balancing Test,” *Empirical Economics*, Vol. 44, No. 1, 2013, pp. 47~48.
- Levedahl, J. W., “A Theoretical and Empirical Evaluation of the Functional Forms Used to Estimate the Food Expenditure Equation of Food Stamp Recipients,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 77, 1995, pp. 960~968.
- Liu, X., and L. Lynch, “Do Agricultural Land Preservation Programs Reduce Farmland Loss? Evidence from a Propensity Score Matching Estimator,” *Land Economics*, Vol. 87, No. 2, 2010, pp. 183~201.
- Nguyen, H. T., L. Hatt, M. Islam, N. L. Sloan, J. Chowdhary, J. O. Schmidt, A. Hossain, and H. Wang, “Encouraging Maternal Health Service Utilization: An Evaluation of the Bangladesh Voucher Program,” *Social Science & Medicine*, Vol. 74, 2012, pp. 989~996.
- Podesta, M., and J. C. Poudou, “Public Policies Against Energy Poverty in Deregulated Markets,” *Working Paper, University of Perpignan*, 2018.
- Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, Vol. 70, No. 1, 1983, pp. 41~45.
- Senauer, B., and N. Young, “The Impact of Food Stamps on Food Expenditures: Rejection of the Traditional Model,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 68, 1986, pp. 37~43.

[부록]

〈부록 표 1〉 연도별 에너지바우처 수혜기준 및 지원액

연도	지원액(원)			수혜기준	
	1인	2인	3인 이상		
2015	81,000	102,000	114,000	노인(만 65세 이상) 영·유아(만 6세 미만) 장애인(1~6급)	
2016	83,000	104,000	116,000	노인(만 65세 이상) 영·유아(만 6세 미만) 장애인(1~6급) 임산부(분만 후 6개월 이내 또는 임신 중)	
2017	84,000	108,000	121,000	노인(만 65세 이상) 영·유아(만 6세 미만) 장애인(1~6급) 임산부(분만 후 6개월 이내 또는 임신 중)	
2018	86,000	120,000	145,000	노인(만 65세 이상) 영·유아(만 6세 미만) 장애인(1~6급) 임산부(분만 후 6개월 이내 또는 임신 중) 중증질환자, 희귀난치성질환자	
2019	여름	5,000	8,000	11,500	노인(만 65세 이상) 영·유아(만 6세 미만) 장애인(1~6급) 임산부(분만 후 6개월 이내 또는 임신 중) 중증질환자, 희귀난치성질환자 한부모가족, 소년소녀가정세대, 보호아동 위탁세대
	겨울	86,000	120,000	145,000	
	계	91,000	128,000	156,500	

주: 1) 공통 자격요건은 「국민기초생활보장법」에 따른 생계급여 또는 의료급여 수급자를 의미하며, 가구원 중 한 명이라도 기준에 해당되면 수혜 가능하다.