

www.krei.re.kr

eISSN 2713-9506

2024년 9월호

제47권 제3호 (통권 200호)



농촌경제

Journal of
Rural Development

방카슈랑스 판매비중 제한 규제가 농·축협 수수료 수익에 미치는 영향 /01

연광훈, 김태후

폭염이 집단 식중독 환자 발생에 미치는 영향 /33

연광훈, 정대희

한국농촌경제연구원

한국농촌경제연구원은 농림경제 및 농촌사회 발전에 관한 종합적인 조사, 연구를 통하여 농업정책 수립을 지원하고 국민경제 발전과 국민복지 증진에 이바지하기 위해 설립된 정부 출연 연구기관입니다.

원장 한두봉

편집위원장 안병일(고려대학교)

편집위원	김선웅(충북대학교)	김용렬(한국농촌경제연구원)
	김인석(전남대학교)	김태영(경상대학교)
	김태후(한국농촌경제연구원)	박인권(서울대학교)
	성재훈(한국농촌경제연구원)	연광훈(한국농촌경제연구원)
	유도일(서울대학교)	이명기(한국농촌경제연구원)
	이상현(고려대학교)	이용건(한국농촌경제연구원)
	이지용(강원대학교)	진현정(중앙대학교)
	홍승지(충남대학교)	황성혁(전북대학교)

제47권 제3호 (통권 200호)



농촌경제

Journal of
Rural Development

방카슈랑스 판매비중 제한 규제가 농·축협 수수료 수익에 미치는 영향 /01

연광훈, 김태후

폭염이 집단 식중독 환자 발생에 미치는 영향 /33

연광훈, 정대희

농촌경제는 한국연구재단이 선정한 등재 학술지입니다.

농촌경제에 접수된 원고를 공정하게 심사하기 위하여 필자와 심사자의 이름을 밝히지 않습니다.

농촌경제는 이중 기고를 허용하지 않습니다.

이 책에 실린 논문은 필자의 학문적 견해입니다.

방카슈랑스 판매비중 제한 규제가 농·축협 수수료 수익에 미치는 영향*

연광훈**, 김태후***

Contents

1. 서론	3
2. 자료 및 연구방법	7
3. 분석 결과	12
4. 결론	17

Keywords

방카슈랑스(bancassurance), 농협(nonghyup), 이중차분(difference-in-differences)

Abstract

우리나라는 2003년 8월 보험업법 개정을 통해 은행, 증권회사 등 금융기관을 통한 보험상품 판매를 허용하는 방카슈랑스 제도를 도입하였다. 그런데 방카슈랑스 도입으로 인한 잠재적 소비자 피해를 방지하기 위한 '판매비중 제한' 규제가 시행되면서 총자산 2조 원 이상의 농·축협은 한 개 보험사의 상품을 특정 비율 이상으로는 판매할 수 없게 되었다. 이로 인해 농·축협의 수수료 수익 감소가 우려되어 왔음에도 불구하고, '판매비중 제한' 규제가 농·축협의 수수료 수익에 미치는 인과적 효과(causal effect)에 대한 실증분석은 지금까지 이루어지지 않았다. 이러한 연구의 공백을 메우고자 본 연구는 금융감독원에서 운영하는 금융통계정보시스템 데이터를 이중차분법을 사용하여 분석하였다. 분석 결과 '판매비중 제한' 규제로 인해 규제 적용 농·축협 조합당 연간 수수료 수익이 약 15억 원 감소하는 것으로 나타났다. 또한 '판매비중 규제'로 인한 수수료 수익 감소가 농협보다 축협에서 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 '판매비중 규제'로 인한 농·축협의 수익 감소를 완화하기 위한 정부 정책이 필요할 뿐만 아니라, 정책 수립 시 농·축협의 특성을 고려할 필요가 있음을 시사한다.

* 이 연구는 농협생명보험, 농협손해보험에서 발주하고 한국농촌경제연구원에서 수행한 "농촌사회의 변화와 농·축협조합 보험사업 발전방향 연구-모집비중규제를 중심으로-(2023)"을 공개된 데이터와 새로운 연구방법으로 재분석 후 논문화한 것임.

** 한국농촌경제연구원 부연구위원.

*** 한국농촌경제연구원 연구위원, 교신저자. e-mail: taehoo82@krei.re.kr

The Effect of Sales Quota Regulations in Bancassurance on Nonghyup's Commission Income*

Kwanghun Yeon**, Taehoo Kim***

Keywords

bancassurance, nonghyup, difference-in-differences

Abstract

In August 2003, Korea amended the Insurance Business Act to introduce bancassurance, which permits the sale of insurance products through financial institutions such as banks and securities companies. A sales quota regulation was implemented to prevent potential consumer harm from this initiative. This regulation prohibits agricultural and cooperative federations with total assets of 2 trillion won or more from selling products of a single insurer beyond a specified ratio. Although there were concerns about the potential decline in commission income for Nonghyup, no empirical analysis had been conducted on the causal effect of these sales quota regulations on their commission income. Addressing this research gap, this study analyzed data from the Financial Supervisory Service's Financial Statistics Information System, utilizing the difference-in-differences method. The analysis found that the sales quota regulation resulted in a reduction of approximately 1.5 billion won in annual commission income per regulated Nonghyup. Furthermore, the reduction in commission income was greater for livestock cooperatives compared to agricultural cooperatives. These findings highlight the need for government policies to mitigate the profit reduction experienced by agricultural and livestock cooperatives due to the sales quota regulation. Additionally, the unique characteristics of these cooperatives should be considered in policy development.

* This study is a publication that reanalyzes the research titled "Changes in Rural Society and Development Directions for the Insurance Business of Agricultural and Livestock Cooperatives: Focusing on Sales Quota Regulations (2023)", commissioned by NH Life Insurance and NongHyup Property & Casualty Insurance and conducted by the Korea Rural Economic Institute, using publicly available data and new research methods.

** Research Fellow, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea.

*** Research Fellow, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea. Corresponding author. e-mail: taehoo82@krei.re.kr

1. 서론

우리나라는 2003년 8월 보험업법 개정을 통해 은행, 증권회사 등 금융기관을 통한 보험상품 판매를 허용하는 방카슈랑스 제도를 도입하였다. 이를 통해 소비자는 기존 보험가입 경로인 보험설계사뿐만 아니라 인접한 금융회사 지점을 통해서도 손쉽게 보험상품에 가입할 수 있게 되어 소비자의 보험 접근성이 개선되었다. 또한 전속보험설계사가 한 보험회사의 상품만 판매하는 것과 달리 금융기관 창구는 여러 회사의 보험상품을 판매할 수 있어, 소비자의 보험상품 선택권 역시 확대되었다. 또한 방카슈랑스 제도 도입은 고객의 편익을 증대시키는 효과뿐만 아니라 보험회사 및 금융기관의 생산성을 높이는 효과도 있는 것으로 알려져 있다(김재현, 2007; 정세창·송영효, 2008; 이석호, 2020, 2022; 정원석·이경희, 2023).

방카슈랑스 제도는 위와 같은 장점에도 불구하고 금융기관보험대리점이 고객에게 편향된 정보를 전달하거나, 보험상품에 대해 충분한 설명을 제공하지 않는 등의 문제가 발생할 수 있을 뿐만 아니라, 도입 이후 대형 보험회사나 은행 계열 보험회사의 독과점이 발생할 수 있어 ‘자산 2조 원 이상’¹⁾의 금융기관보험대리점이 특정 보험회사의 보험상품을 25% 이상 판매할 수 없는 ‘판매비중 제한’ 규제가 도입되었다(고동원, 2020; 정원석·이경희, 2023).²⁾

2012년 농협중앙회의 사업구조개편으로 인해 공제사업이 NH농협생명보험과 NH농협손해보험으로 분리되면서 지역 농·축협³⁾은 자연스럽게 방카슈랑스 규제 대상인 금융기관보험대리점으로 간주되었다. 다만 보험특례⁴⁾를 적용받아 자산총액 2조 원 미만 농·축협은 과거 공제시절과 동일하게 농협보험상품만 취급할 수 있다. 하지만 자산총액이 2조 원 이상인 농·축협은 한 개 보험사(생명과 손해 각각)의 상품을 정해진 비율 이상으로는 판매할 수 없게 되었다.

모집비중 제한은 농협법 부칙에 따라 2013년 85%, 2014년 70%, 2015년 55%, 2016년 40%가 단계적으로 적용되다가, 2017년 이후부터는 25%가 적용되고 있다. 자산이 2조 원을 초과하여 ‘판매비중

1) ‘판매비중 제한’ 규제의 기준이 자산 2조 원 이상으로 설정된 명시적 이유를 적시한 문헌은 찾을 수 없었으나 도입 취지가 대형 금융기관의 독과점 방지임에 비추어 볼 때 자산 2조 원 이상이 입법 시점에 대형 금융기관 여부를 구분하는 기준으로 사용되었음을 알 수 있음. 우리나라는 기업집단 소속회사의 자산총액합계 순위 30위까지 기업집단을 지정하다가 '02년부터 기업집단 소속회사의 자산총액합계가 5조 원 이상인 ‘출자총액제한기업집단’과 기업집단 소속회사의 자산총액합계가 2조 원 이상인 ‘상호출자제한기업집단’으로 구분하여 지정하였으며, 공정거래법상 공시대상기업집단(상호출자제한 포함) 및 출자총액제한의 대상이 되는 기업집단을 공정거래위원회가 ‘대규모기업집단’으로 지정하고 있음(e-나라지표 대규모기업집단 지정현황(https://www.index.go.kr/unity/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1175)). 이를 통해 입법 당시 대형 금융기관을 구분하는 기준으로 자산 2조 원 이상인 기업을 의미하는 ‘상호출자제한기업집단’의 기준이 준용되었음을 짐작할 수 있음.

2) 보험업법 시행령 제40조 제6항에서는 금융기관보험대리점의 자산총액이 직전 연도 말 기준 2조 원 이상일 경우에는 다음과 같이 ‘판매비중 제한’ 규제를 적용하고 있음. “금융기관보험대리점등(최근 사업연도 말 현재 자산총액이 2조 원 이상인 기관만 해당한다. 이하 제7항에서 같다)이 모집할 수 있는 1개 생명보험회사 또는 1개 손해보험회사 상품의 모집액은 매 사업연도별로 해당 금융기관보험대리점등이 신규로 모집하는 생명보험회사 상품의 모집총액 또는 손해보험회사 상품의 모집총액 각각의 100분의 25(제7항에 따라 보험회사 상품의 모집액을 합산하여 계산하는 경우에는 100분의 33)를 초과할 수 없다...”

3) 본 논문에서는 농·축협을 농협, 축협, 인삼협을 모두 포함하는 개념으로 사용하였으며, 농협, 축협, 인삼협 각각을 특정할 필요가 있을 경우에는 농·축협 대신 농협, 축협, 인삼협으로 각각 서술하였음.

4) 보험사업 약화 방지를 목적으로 2027년까지 자산 2조 원 이하 농·축협은 방카슈랑스 규제를 받지 않음.

제한'을 받게 된 농·축협 조합을 연도별로 살펴보면 <표 1>과 같다. 2013년 서울축산농협이 농·축협 조합 중 처음으로 '판매비중 제한' 규제 적용을 받게 되었으며, 2015년 수원농협이 규제 대상에 추가되었다. 이후 규제 대상 농·축협 조합은 점차 증가하여 2023년 기준 18개 조합에 이르고 있다.

전년도 자산이 2조 원을 초과하여 '판매비중 제한' 규제 대상에 편입되었다고 하더라도 이후 자산이 2조 원 미만으로 감소하게 되면, 다음 해에는 규제 대상에서 벗어날 수 있다. 하지만 규제 대상에 편입된 18개 농·축협 조합 중 자산이 다시 2조 원 미만으로 감소한 사례가 없어, 규제에 편입된 모든 조합이 규제 편입 연도 이후 현재까지 계속적으로 '판매비중 제한' 규제 적용을 받고 있다.

'판매비중 제한' 규제로 인해 방카슈랑스 소비자의 상당수가 '보험상품 선택권'과 '보험가입 편의성'을 제한받고 있다고 느끼는 것으로 나타났다(이석호, 2022). 특히 농·축협 고객의 경우 과거 농·축협과 농협중앙회가 판매하였던 공제상품에 상응하는 농협보험의 보험상품에 가입을 원함에도 불구하고 '판매비중 제한' 규제로 인해 가입하지 못하는 사례가 발생하고 있다. 또한 농업인의 경우 농업인을 위험등급으로 분류하여 보험가입 한도를 제한하고 있는 기타 보험사 대신, 농업인을 비위험등급으로 분류하여 보험가입에 제한을 두고 있지 않는 농협보험에 가입하고 싶음에도 불구하고, '판매비중 제한' 규제로 인해 가입하지 못하는 사례도 발생하고 있다.

표 1. '판매비중 제한' 규제 적용 현황

No.	조합명	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	조합별 합계
1	관악농협	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	6
2	남동농협	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	2
3	남서울농협	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	4
4	남인천농협	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	7
5	대구축산농협	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	6
6	북서울농협	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
7	서서울농협	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	2
8	서울강동농협	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	4
9	서울경기양돈농협	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
10	서울우유농협	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	5
11	서울축산농협	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
12	송파농협	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	6
13	수원농협	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
14	순천농협	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	5
15	영동농협	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	3
16	영등포농협	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	6
17	중앙농협	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	2
18	제주시농협	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	7
연도별 합계		1	1	2	2	4	8	10	12	13	16	18	87

주: 규제 적용을 받을 경우에는 1의 값을, 그렇지 않을 경우에는 0의 값을 가짐.

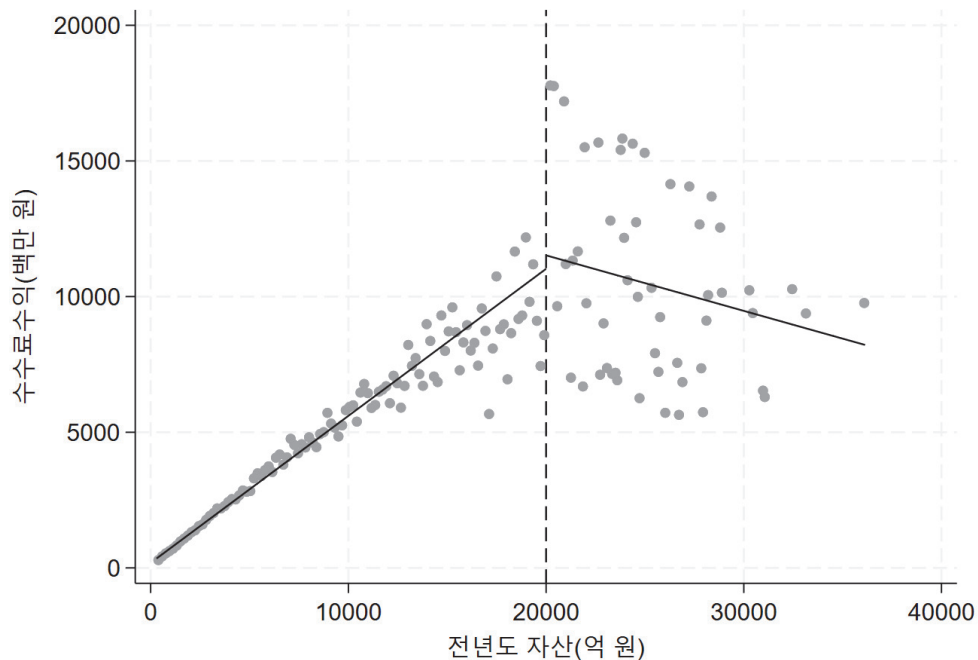
자료: 금융감독원 금융통계정보시스템 데이터(<https://data.kma.go.kr/cmmn/main.do>)를 이용하여 저자 작성.

보험상품·서비스 측면에서도 농협보험 상품에 가입하는 것이 유리하다. 상품구성 측면에서 보면 농협보험 상품은 공제시절과 유사하게 보장성 상품이 주를 이루고 있는 반면 방카슈랑스 상품은 저축성 상품 위주로 취급되고 있다. 보험 서비스 측면에서 보면 농·축협에서 농협보험 상품 가입 시 고객은 보험금 청구, 보험료 납부 확인, 계약 변경 등의 업무를 농·축협에서 직접 처리할 수 있지만, 기타 보험사 보험상품 가입 시에는 농·축협에서 보험금 청구, 계약 변경 등 보험계약의 관리 업무처리가 불가능하다. 이러한 이유로 농·축협 고객은 기타 보험사 상품 가입 대신 농협보험 상품 가입을 선호하게 된다. 하지만 역시 판매비중 제한' 규제로 인해 농협보험에 가입하지 못하는 사례가 발생하고 있다. 이처럼 방카슈랑스 '판매비중 제한' 규제는 농업인을 포함한 농·축협 고객의 '보험상품 선택권'과 '보험가입 편의성'을 제약하고 있다.

이러한 상황에서 '판매비중 제한' 규제 적용 농·축협이 농협보험 상품에 가입을 원하는 고객에게 농협보험 상품을 제공하기 위해서는 먼저 기타 보험사 방카슈랑스 특화 상품 판매량을 늘려 농협보험 상품의 판매비중을 줄여야 한다. 이로 인해 규제 대상 농·축협은 고객에게 보다 혜택이 많은 농협보험 상품을 제공하기 위해, 혜택이 상대적으로 적은 기타 보험사 방카슈랑스 특화 상품을 고객에게 판매해야만 하는 문제에 직면하게 된다. 하지만 전술한 바와 같이 농·축협 고객이 농협보험 상품을 선호하기 때문에 기타 보험회사 상품의 판매를 늘리는 것이 현실적으로 쉽지 않다. 이로 인해 농협보험 상품 역시 판매할 수 없어, 농업인을 포함한 보험소비자의 후생이 감소할 수 있다. 또한 규제 대상 농·축협은 농협보험 판매에 따른 수수료 수익이 감소할 수 있다.

〈그림 1〉은 2013~2023년 농·축협 조합의 자산 규모에 따른 수수료 수익의 변화를 보여주고 있다. 전년도 자산이 판매비중 규제의 기준이 되는 2조 원 미만일 경우에는, 전년도 자산이 증가함에 따라 수수료 수익이 증가하는 모습을 보이고 있지만, 전년도 자산이 2조 원을 초과하는 경우에는, 전년도 자산이 증가할수록 수수료 수익이 오히려 감소하고 있다. 이는 '판매비중 제한' 규제로 인해 규제 대상 조합의 수수료 수익이 감소할 수 있음을 시사한다.

그림 1. 농·축협 조합 자산규모에 따른 수수료 수익 (2013~2023년)



주: X축은 전년도 자산규모를 Y축은 조합의 연간 수수료 수익의 평균을 나타냄.

자료: 금융감독원 금융통계정보시스템 데이터(<https://data.kma.go.kr/cmmn/main.do>)를 이용하여 저자 작성.

방카슈랑스 제도 도입으로 인한 고객 편익 증대와 보험회사 및 판매금융기관의 생산성 증대에 관한 연구로는 김재현(2007), 정세창·송영효(2008), 이석호(2020), 이석호(2022), 정원석·이경희(2023)가 있으며, 방카슈랑스 제도 도입과 보험업법 적용이 상호금융에 미치는 영향에 관한 연구로는 안철경(2012)과 황의식 외(2015)가 있다. 안철경(2012)은 농협보험이 「보험업법」의 적용을 받게 되면서 ‘보험시장 내 공정경쟁 촉진’, ‘일자리 창출 및 채용 경쟁 과열’, ‘농협은행의 판매비중 제한 규제에 의한 기존 보험사의 시장 확대’, ‘농·축협 조합의 보험특례로 인한 방카슈랑스 규제 요구 증가’의 가능성을 제시하였다. 황의식 외(2015)는 농·축협에 대한 방카슈랑스 규제 적용으로 인해 보험 서비스의 질이 저하되어 농가와 지역주민이 피해를 볼 수 있으며, 농·축협 경영기반 약화로 인해 농·축협의 수익이 감소되어 각종 공익사업 역시 축소될 수 있음을 지적하였다. 하지만 ‘판매비중 제한’ 규제로 인한 농·축협의 수수료 수익 감소에 대한 실증분석은 지금까지 이루어지지 않았다. 이에 본 연구의 목적은 ‘판매비중 제한’ 규제가 농·축협의 수수료 수익에 미치는 인과적 효과(causal effect)를 분석하고 이 결과를 토대로 정책적 시사점을 제시하는 데 있다.

본 연구의 내용은 다음과 같다. 제2장에서는 분석 자료 및 연구방법에 대해 설명한다. 그리고 제3장에서는 분석 결과를 설명한다. 마지막으로, 제4장에서는 연구의 결론 및 시사점을 제시한다.

2. 자료 및 연구방법

2.1. 분석 자료

본 연구는 분석을 위해 금융감독원에서 운영하는 금융통계정보시스템에서 제공하는 농협단위조합 데이터를 이용하였다.⁵⁾ 해당 시스템은 2023년 기준 1,111개인 농·축협 조합 중 1,059개의 조합에 대한 조합별 통계자료를 제공하고 있다. 통계자료가 이용 가능한 1,059개 농·축협 조합에는 ‘판매비중 제한’ 규제 대상인 농·축협 조합 18개가 모두 포함되어 있다. 데이터는 일반현황, 재무현황, 주요경영지표로 분류하여 제공되고 있다. 항목에 따라 제공되는 데이터의 기간은 상이하나 수수료 수익 등 본 연구에서 필요로 하는 변수의 경우 2012~2023년의 자료가 제공되어 해당 기간의 자료를 분석에 사용하였다.

본 연구의 종속변수에 해당하는 수수료 수익의 경우 2012~2023년의 자료가 모두 이용 가능하다. 하지만 ‘판매비중 제한’ 규제 대상을 결정하는 기준이 전년도 총자산이기 때문에 2012년 관측치의 경우 전년도인 2011년 총자산이 데이터가 이용 가능하지 않은 문제가 있다. 이러한 이유로 2012년 데이터를 제외한 2013~2023년 데이터를 분석에 이용하였다. 또한 각 조합의 특성을 나타내는 변수이면서 시간에 관계없이 일정한 값을 갖는 변수인 농협, 축협, 인삼협 여부 및 입지유형(대도시형, 도농복합형, 농촌형, 품목협)을 공변량(covariates)으로 분석에 이용하였다.

분석을 위해, 금융감독원 금융통계정보시스템에서 제공하는 1,059개 농·축협 조합 데이터 중 결측치를 포함하고 있는 농·축협의 데이터를 제외한 1,046개 농·축협 조합에 대한 데이터를 이용하여 2013년부터 2023년까지의 연간 균형 패널자료(yearly balanced panel data)를 구성하였다. 기초통계량은 <표 2>와 같다.

전체 농·축협 조합 중 농협, 축협, 인삼협이 각각 차지하는 비율을 살펴보면, 농협이 86.0%로 가장 많았고, 그다음이 축협으로 12.9%를 차지하는 것으로 나타났다. 인삼협은 1.1%로 그 비중이 매우 작았다. 전체 농·축협 조합을 입지유형별로 살펴보면, 농촌형 농·축협이 70.9%로 가장 많았고, 도농복합형 농·축협은 15.9%, 품목협은 7.5%, 대도시형 농·축협은 5.7%로 나타났다.

전체 농·축협 조합의 연평균 수수료 수익은 약 19.3억 원으로 나타났다. 연평균 수수료 수익의 최솟값은 약 1천9백만 원, 최댓값은 약 194억 원으로 나타나 조합 간 수수료 수익의 편차가 큰 것으로 나타났다. 연말 자산 평균의 경우 3,460억 원으로 나타났으며, 최솟값은 310억 원, 최댓값은 4조 1,310억 원으로 나타나, 자산규모 역시 농·축협 조합 간 차이가 큰 것으로 나타났다.

농협, 축협, 인삼협 별로 기초통계량을 살펴보면 축협의 연평균 수수료 수익이 약 23.0억 원으로 가장 컸으며, 농협의 연평균 수수료 수익은 약 18.9억 원으로 나타나 축협보다 수수료 수익이 다소 적은 것으로 나타났다. 인삼협의 경우 수수료 수익이 약 7.5억 원으로 축협과 농협에 비해 적은 것으로 나타

⁵⁾ 금융감독원 금융통계정보시스템(<https://fisis.fss.or.kr/fss/fsview/indexw.html>).

났다. 연말 기준 자산의 경우 축협이 평균 4,510억 원으로 규모가 큰 것으로 나타났고, 농협은 평균 3,320억 원으로 축협보다 규모가 작은 것으로 나타났다. 인삼협의 경우 1,490억 원으로 축협과 농협보다 자산 규모가 작았다.

입지유형별로 기초통계량을 살펴보면 도농복합형 농·축협의 연평균 수수료 수익이 약 33.7억 원으로 가장 컸으며, 대도시형 농·축협은 약 30.4억 원, 품목협은 약 20.5억 원, 농촌형 농·축협은 13.6억 원으로 나타났다. 연말 기준 자산의 경우 대도시형 농·축협이 평균 6,060억 원, 도농복합형 농·축협이 평균 6,050억 원으로 규모가 비교적 큰 것으로 나타났고, 품목협은 평균 3,780억 원, 농촌형은 평균 2,410억 원으로 대도시형 및 도농복합형 농·축협에 비해 상대적으로 자산 규모가 작은 것으로 나타났다.

표 2. 기초통계량

변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
전체 조합				
농협	0.860	0.347	0.000	1.000
축협	0.129	0.335	0.000	1.000
인삼협	0.011	0.102	0.000	1.000
대도시형	0.057	0.233	0.000	1.000
도농복합형	0.159	0.365	0.000	1.000
농촌형	0.709	0.454	0.000	1.000
품목협	0.075	0.263	0.000	1.000
수수료 수익 (억 원)	19.286	20.515	0.186	193.931
자산 (조 원)	0.346	0.389	0.031	4.131
N = 11,506				
농협				
수수료 수익 (억 원)	18.875	20.496	0.186	177.822
자산 (조 원)	0.332	0.384	0.031	4.131
N = 9,900				
축협				
수수료 수익 (억 원)	22.990	20.795	1.704	193.931
자산 (조 원)	0.451	0.419	0.045	2.675
N = 1,485				
인삼협				
수수료 수익 (억 원)	7.454	4.720	1.051	20.053
자산 (조 원)	0.149	0.074	0.037	0.379
N = 121				
대도시형				
수수료 수익 (억 원)	30.418	26.23	1.051	131.474
자산 (조 원)	0.606	0.579	0.037	4.131
N = 2,134				
도농복합형				
수수료 수익 (억 원)	33.675	28.727	1.051	193.931
자산 (조 원)	0.605	0.491	0.037	3.012
N = 2,178				
농촌형				

(계속)

변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
수수료 수익 (억 원)	13.646	12.527	0.877	193.931
자산 (조 원)	0.241	0.239	0.031	2.675
N = 8,690				
품목협				
수수료 수익 (억 원)	20.485	18.446	0.186	193.931
자산 (조 원)	0.378	0.326	0.034	2.494
N = 1,716				

주 1) 2013~2023년 자료에 대한 기초통계량.

2) 수수료 수익은 소비자물가지수를 활용하여 2023년 물가수준으로 환산한 금액임.

3) '판매비중 제한' 규제 기준이 명목 총자산 2조 원이므로, 자산은 실질금액이 아닌 명목 금액을 사용하였음.

4) 대도시형은 '본점이 특별시·광역시에 소재한 지역 농·축협', 도농복합형은 '본점이 시에 소재한 지역 농·축협', 농촌형은 '본점이 읍·면에 소재한 지역 농·축협'을 의미함. 품목협은 품목 중심으로 운영되어 여러 지역에 걸쳐 있을 수 있음.

자료: 금융감독원 금융통계정보시스템 데이터(<https://data.kma.go.kr/cmmn/main.do>)를 이용하여 저자 작성.

2.2. 분석 모형

DID(difference-in-differences)는 통제그룹(control group)을 처치그룹(treatment group)의 관찰 불가능한 대안사실(counterfactual)로 사용함으로써 내생성(endogeneity)을 통제할 수 있어 정책평가(policy evaluation)에 널리 사용되어 왔다. 최근 몇 년 전까지 2개의 그룹(treatment and control group)과 2개의 기간(two time periods)을 가정하는 전형적인 DID(canonical difference-in-differences) 모형뿐만 아니라 다수의 그룹과 여러 기간을 가정하는 경우에도 정책 효과 추정에 이원고정효과모형(two-way fixed effects model)이 널리 이용되었다. 하지만 다수의 그룹과 기간을 가정하는 경우에도 이원고정효과모형이 사용되기 위해서는 정책효과가 다수의 그룹과 기간에 상관없이 일정해야 한다는 가정이 필요한데, 이러한 가정이 실제 만족되기는 쉽지 않다는 것이 최근 여러 연구를 통해 밝혀졌다(Roth et al., 2023; De Chaisemartin & D'Haultfoeuille, 2024). 따라서 정책의 시행 시기 또는 정책의 효과가 정책 대상별로 다를 경우에는 이원고정효과모형을 사용할 경우 그 추정치가 편의를 가지게 된다(Athey & Imbens, 2022; Borusyak et al., 2024; Callaway & Sant'Anna, 2021; De Chaisemartin & d'Haultfoeuille, 2020; Goodman-Bacon, 2021; Sun & Abraham, 2021).

'판매비중 제한' 규제는 전년도 자산이 2조 원 이상인 농·축협에 적용된다. 농·축협마다 자산규모가 2조 원이 되는 연도가 상이하므로 규제 적용이 시작되는 시기 역시 다를 수밖에 없으며, 규제로 인한 효과도 코호트⁶⁾에 따라 다를 수 있다. 하지만 이원고정효과모형을 사용하여 분석할 경우 모든 농·축협이

⁶⁾ 코호트란 농·축협이 몇 년도에 처음으로 '판매비중 제한' 규제 적용을 받는지를 의미함. 가령 서울축산농협은 2013년에 처음으로 규제 적용을 받았으므로 2013년 코호트에 해당함.

동일한 시점에 규제 적용을 받는 것을 가정하게 되므로 추정치가 편의를 가질 수 있다. Callaway & Sant'Anna(2021)는 이원고정효과모형의 대안으로 표본의 기간이 여러 해에 걸쳐있을 경우(multiple time periods)와 정책의 적용 시점이 다른 경우(variation in treatment timing)에도 적용 가능한 DID(앞으로 CSDID로 통칭) 접근법을 제시하였다. 따라서 본 연구에서는 CSDID를 사용하여 분석을 수행한다.

CSDID는 먼저 각 그룹과 시간별로 평균처치효과(average treatment effect for the treated: ATET⁷⁾)를 계산하는데, 이 값은 그룹-시간 평균처치효과(group-time average treatment effect)로 명명된다. 그룹-시간 평균처치효과를 계산하는 세부적인 방법으로는 OR(outcome regression), IPW(inverse probability weighting), DR(doubly robust)이 있으며, 이 중 DR은 OR과 IPW를 결합한 방법으로 OR과 IPW 둘 중 한 모형만 올바르게 설정될 경우에도 적합한 방법이기 때문에 OR과 IPW에 비해 더 강건한 방법이다(Callaway & Sant'Anna, 2021). 따라서 본 연구에서는 DR을 이용하여 분석을 수행한다. 공변량을 포함하고 있지 않을 경우 평균처치효과는 식 (1)과 같이 잠재결과 모델(potential outcome model)로 나타낼 수 있다(Callaway & Sant'Anna, 2021)⁸⁾:

$$ATET(g,t) = E[Y_t - Y_{g-1} | G_g = 1] - E[Y_t - Y_{g-1} | C = 1] \quad (1)$$

위 식 (1)에서 Y_t 는 t 년의 농·축협 수수료 수익을 나타내며 Y_{g-1} 은 농·축협이 g 년에 처음으로 '판매비중 제한' 규제를 받았을 경우 그 직전 연도인 $g-1$ 년의 수수료 수익을 나타낸다. G_g 는 더미변수로 농·축협이 처음으로 규제를 받은 시점이 g 년인 경우에는 1의 값을 가지며, 그 이외의 경우에는 0의 값을 갖는다. C 는 더미변수로 표본 기간 내에 '판매비중 제한' 규제를 받지 않은 경우에는 1의 값을 가지며, 규제를 받은 경우에는 0의 값을 갖는다. 즉, $E[Y_t - Y_{g-1} | G_g = 1]$ 은 g 년에 처음으로 '판매비중 제한' 규제를 받은 농·축협들(처치그룹)의 t 년도 수수료 수익이 규제 직전 연도인 $g-1$ 년 대비 평균적으로 얼마나 변화했는지를 나타내며, $E[Y_t - Y_{g-1} | C = 1]$ 은 표본 기간 내에 '판매비중 제한' 규제를 받지 않는 농·축협들(통제그룹)의 t 년도 수수료 수익이 $g-1$ 년 대비 평균적으로 얼마나 변화했는지를 나타낸다. $ATET(g,t)$ 는 처치그룹의 수수료 수익 변화와 통제그룹의 수수료 수익 변화의 차이로 g 년에 처음으로 '판매비중 제한' 규제를 받은 농·축협에 대한 t 년의 $ATET$ 를 나타낸다. 이렇게 구한 여러 $ATET(g,t)$ 값을 가중평균하여 단일한 $ATET$ 값을 구할 수 있다(Callaway & Sant'Anna, 2021).

그런데 CSDID를 이용한 분석은 몇 가지 가정을 필요로 한다. 첫째, 해당 모형은 각 코호트에 대해 규제 시행 전의 데이터가 표본에 포함될 것을 가정한다. 여기서 코호트란 농·축협이 몇 년도에 처음으로

⁷⁾ 논문에 따라 'average treatment effect for the treated'의 약자로 ATT나 ATET가 사용되고 있음. Callaway & Sant'Anna(2021)의 경우 ATT를 약자로 사용하고 있으나, 일부 논문에서는 ATT를 'average treatment effect'의 약자로 사용하고 있기에, 혼동을 피하고자 본 논문에서는 ATET를 'average treatment effect for the treated'의 약자로 사용하였음.

⁸⁾ Callaway & Sant'Anna(2021)는 식 (1)의 평균처치효과를 회귀분석을 이용한 모수추정(parametric estimation)이 아닌 비모수추정(nonparametric estimation) 방식인 OR, IPW, DR을 이용하여 추정함. 자세한 계산 방법 및 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 205-206p를 참고 바람.

‘판매비중 제한’ 규제 적용을 받는지를 의미한다. 가령 서울축산농협은 2013년에 처음으로 규제 적용을 받았으므로 2013년 코호트에 해당한다. 그런데 서울축산농협의 경우 2013~2023년 동안 총자산이 모두 2조 원 이상이었으므로 표본에 규제 전의 데이터가 포함되어 있지 않다. 따라서 서울축산농협은 CSDID 분석을 위한 가정을 충족시키지 못하므로 분석에서 제외하였다.

둘째, 정책의 적용이 비가역적일 것을 가정한다. 즉, 농·축협의 자산 규모가 $g-1$ 년에 2조 원 이상이 되어 g 년부터 규제 대상이 되었다면, 그 이후($g+1, g+2, \dots$)에도 계속 규제 대상이 되어야 함을 의미한다. <표 1>에서 보듯 모든 규제 대상 농·축협이 해당 가정을 만족하고 있다.

셋째, 정책이 시행되기 전 정책 대상이 정책 시행을 예상하여 행동 또는 전략을 미리 바꿀 경우 정책 효과가 정책 시행 전에 미리 나타날 수 있으므로, 그러한 사전적 행동이 없을 것에 대한 가정이 필요하다(no anticipation). 해당 가정이 만족되는지 살펴보기 위해 일반적으로 이벤트 스터디(event study)⁹⁾가 이용된다.

넷째, 정책 시행이 없었을 경우 처치그룹과 통제그룹의 종속변수인 수수료 수익이 같은 추세를 따랐을 것, 즉 공통추세(common trends 또는 parallel trends)를 가정한다. 만약 공통추세 가정이 만족되지 않는다면, 이는 통제그룹이 처치그룹의 관찰 불가능한 대안사실로 적합하지 않음을 의미한다. 따라서 공통추세 가정이 만족되는지 검증할 필요가 있으며, 이 검증에도 일반적으로 이벤트 스터디가 이용된다. 만약 처치 이전 기간(pre-treatment period)에 정책효과가 없다는 귀무가설을 기각하지 못할 경우, 공통추세 가정이 만족되는 것으로 판단한다.

식 (1)에 시간에 관계없이 일정한 값을 갖는 공변량(time-invariant covariates)을 추가할 경우 공통추세 가정을 완화할 수 있다(Wing et al., 2024). 반면, 시간에 따라 변화하는 공변량(time-varying covariates)을 추가하게 될 경우에는 공변량이 처치(treatment)로부터 영향을 받지 않을 뿐만 아니라 공변량이 처치효과(treatment effect)에 영향을 미치지 않는다는 강한 가정이 요구되지만 이러한 가정은 많은 경우 성립하지 않는다(Wing et al., 2024). 따라서 공변량의 사용에는 주의가 요구된다. 본 연구에서는 공변량을 포함하지 않는 모델과 시간에 따라 변화하지 않는 공변량인 농협·축협·인삼협 여부 및 입지유형(대도시형, 도농복합형, 농촌형, 품목협)을 포함한 모형을 모두 이용하여 분석하였다.

9) 이벤트 스터디는 정책 도입 직전 연도를 기준으로 각 시점의 정책효과인 동적 처치 효과(dynamic treatment effects)를 추정하는 방법으로 공통추세 검증에도 활용됨.

3. 분석 결과

3.1. ‘판매비중 규제’로 인한 수수료 수익 감소 분석

앞서 설명한 것과 같이 DID(difference in differences)분석을 위해서는 규제 대상 농·축협 조합이 규제 적용을 예상하여 행동 또는 전략을 미리 바꾸는 사전적 행동이 없을 것이라는 가정(no anticipation)이 필요하다. 이윤을 추구하는 농·축협 특성상 현재 규제 적용을 받지 않음에도 불구하고, 규제 적용 수준으로 농협보험 판매를 스스로 줄일 가능성은 매우 낮으므로, 사전적 행동이 없을 것이라는 가정은 충족될 것으로 생각된다. 가령 한 농협 또는 축협 조합이 차 년도에 ‘판매비중 제한’ 규제 적용으로 인해 농협보험을 25% 이상 판매할 수 없을 것을 예상하여, 올해 농협보험을 25% 이상 판매할 수 있음에도 불구하고 25% 미만으로 판매하지는 않을 것이다. 이 가정이 실제 충족되는지를 검정하기 위하여 이벤트 스터디(event study design)를 이용하였다.

또한 정책 시행이 없었을 경우 처치그룹과 통제그룹의 종속변수인 수수료 수익이 같은 추세를 따랐을 것을 가정하는 공통추세(common trend) 가정 역시 검정이 필요하다. 공통추세 가정 역시 이벤트 스터디를 이용하여 검정하였다.

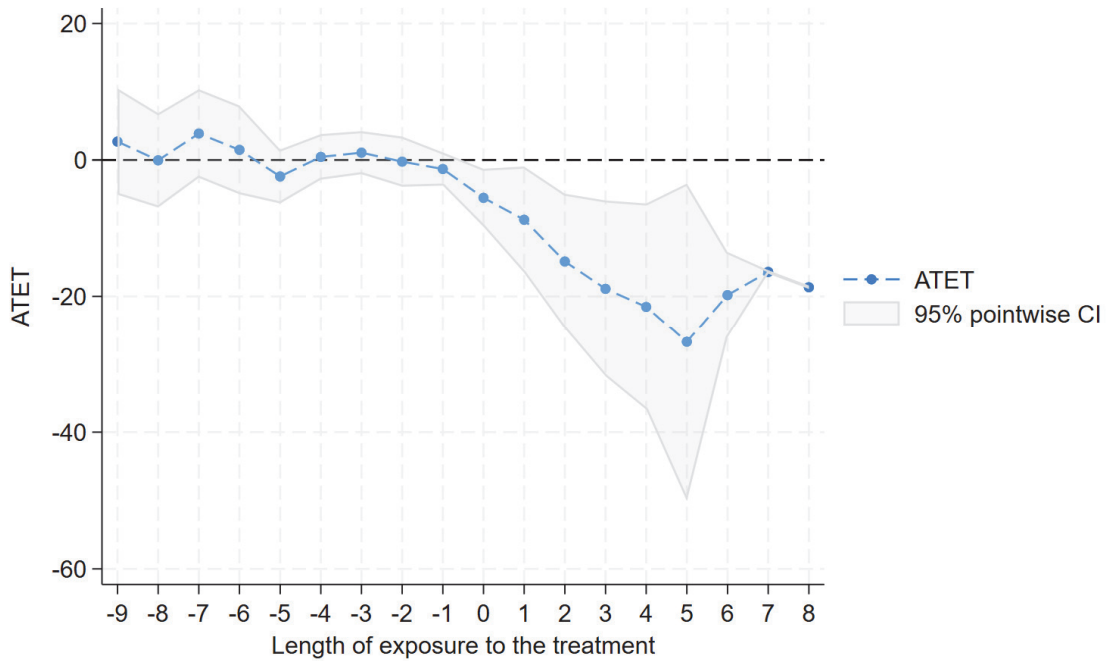
〈그림 2〉에서 X축은 ‘판매비중 제한’ 규제 적용이 시작된 연도를 기준으로 한 상대적 시간을 나타낸다. 만약 한 농·축협 조합이 2017년부터 ‘판매비중 제한’ 규제 적용을 받게 되었다면, 2017년부터 2023년은 각각 0, 1, ..., 6의 값을 갖게 된다. 그리고 2013년부터 2016년은 -4, -3, -2, -1의 값을 각각 갖는다. Y축은 ‘판매비중 제한’ 규제 적용으로 인한 평균처리효과인 ATET(average treatment effect for the treated)를 나타낸다. 그림에서 파란색 점은 시점별 ATET 추정치를 나타내며, 회색으로 표시된 영역은 ATET 추정치의 95% 신뢰구간을 나타낸다. 방카슈랑스 규제 적용 이전시점, 즉 X축의 상대적 시간이 -1 이하인 경우 ATET 추정치가 0에 근접해 있을 뿐만 아니라 95% 신뢰구간이 0을 포함하고 있어, 공통추세 가정이 만족됨을 알 수 있다.¹⁰⁾ 또한 규제 적용 이전에 규제 대상 조합들의 사전적 행동이 없었다고 판단할 수 있다.

‘판매비중 제한’ 규제 적용 이후시점, 즉 X축의 상대적 시간이 0 이상인 경우 ATET 추정치가 음수일 뿐 아니라 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않고 음수 영역에 있어 ‘판매비중 제한’ 규제로 인해 규제 대상 농·축협 조합의 수수료 수익이 유의미하게 감소했음을 알 수 있다.¹¹⁾ 또한 규제 적용 이후 ATET 추정치 그래프가 V자 형태를 띠고 있어, 수수료 수익 감소가 점차 심화되다 이후 다소 회복되었음을 알 수 있다. 〈그림 2〉의 자세한 추정치 및 신뢰구간은 〈부표 1〉에 제시하였다.

10) 규제 적용 이전 시점에 ‘정책효과가 없다’는 귀무가설이 기각되지 않을 경우 공통추세 가정이 성립하는 것으로 평가됨.

11) 〈그림 2〉에서 exposure이 8인 시점(규제 도입으로부터 8년 뒤)의 경우 ATET 추정치의 95% 신뢰구간이 매우 작은 것을 확인할 수 있음. 이는 표본기간(2013~2023년) 내에 ‘규제 적용으로부터 8년 뒤’까지의 데이터를 가진 농·축협이 1개(수원농협) 밖에 없기 때문임. 수원농협은 2015년(exposure이 0)에 처음으로 규제 적용을 받았기 때문에 2023년(exposure이 8)은 규제 적용으로부터 8년 뒤에 해당함.

그림 2. Event study estimates without covariates



주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.
자료: 저자 작성.

〈표 3〉은 그룹-시간 평균처리효과를 가중평균하여 구한 단일 추정치를 보여준다.¹²⁾ 〈표 3〉에서 ATET는 -14.309로 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 이는 ‘판매비중 제한’ 규제 적용을 받은 농·축협 조합의 수수료 수익이 조합당 연간 약 14.309억 원 감소했음을 의미한다.

표 3. aggregated estimates without covariates

ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-14.309***	4.88	-23.874	-4.745

주 1) 농·축협 조합 level의 clustered standard error를 사용하였음.

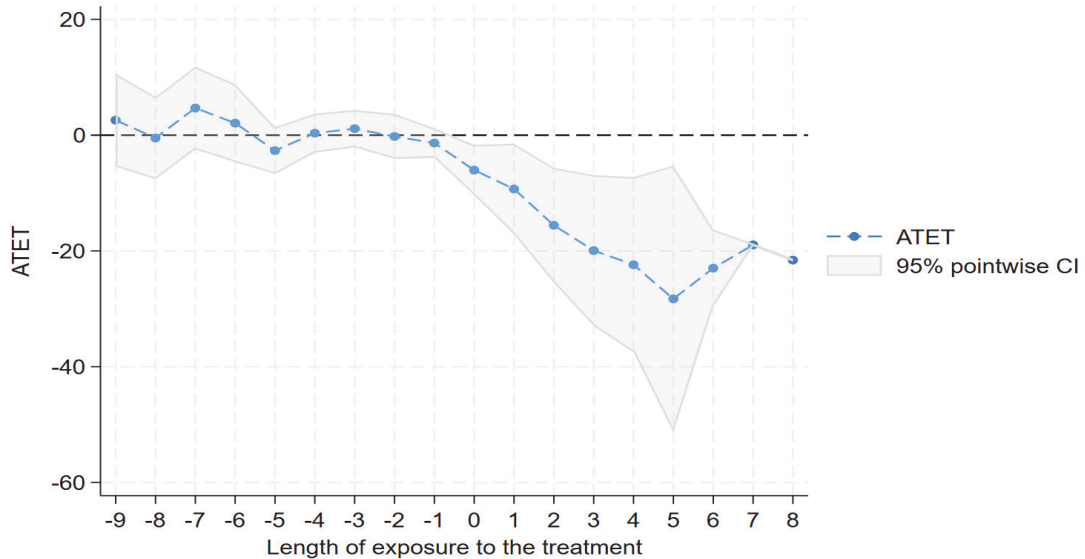
2) 관측치 수는 11,506.

자료: 저자 작성.

공통추세 가정을 완화하기 위하여 시간에 관계없이 일정한 값을 갖는 공변량(time-invariant covariates)인 농협·축협·인삼협 여부를 공변량으로 추가하여서도 분석을 진행하였다. 공변량 없이 추정했을 때와 마찬가지로 ‘판매비중 제한’ 규제 적용 이전시점, 즉 X축의 상대적 시간이 -1 이하인 경우 ATET 추정치가 0에 근접해 있을 뿐만 아니라 95% 신뢰구간이 0을 포함하고 있어, ‘공통추세 가정’ 및 ‘규제 적용 이전 시점에 규제 대상 농·축협 조합들의 사전적 행동이 없었다는 가정’ 역시 만족된 것으로 판단된다.

¹²⁾ ATET의 단일 추정치는 $ATET(g, t)$ 의 가중평균으로 계산됨. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant’Anna(2021)의 211p를 참고 바람.

그림 3. Event study estimates with covariates



주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.

자료: 저자 작성.

‘판매비중 제한’ 규제 적용 이후시점, 즉 X축의 상대적 시간이 0 이상인 경우 공변량을 사용하지 않았을 때와 마찬가지로 ATET 추정치가 음의 값을 가질 뿐만 아니라 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않는 것으로 나타나, ‘판매비중 제한’ 규제로 인해 규제 대상 농·축협 조합의 수수료 수익이 유의미하게 감소했음을 알 수 있다. 또한 규제 적용 이후 ATET 추정치 그래프가 공변량을 사용하지 않았을 때와 유사한 V자 형태를 보여, 수수료 수익 감소가 점차 심화되다 이후 다소 회복된 것으로 나타났다. <그림 3>의 자세한 추정치 및 신뢰구간은 <부표 2>에 제시하였다.

<표 4>의 ATET는 -15.226으로 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 이는 ‘판매비중 제한’ 규제 적용을 받은 농·축협 조합의 수수료 수익이 조합당 연간 약 15.226억 원 감소했음을 의미한다. 이는 공변량을 사용하지 않고 추정했을 때의 결과인 -14.309보다 다소 큰 수치로, 공통추세 가정이 완화된 모형을 통한 추정치이기 때문에 보다 강건한 추정치라고 할 수 있다.

표 4. aggregated estimates with covariates

ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-15.226***	4.844	-24.719	-5.732

주 1) 농·축협 조합 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 11,506.

자료: 저자 작성.

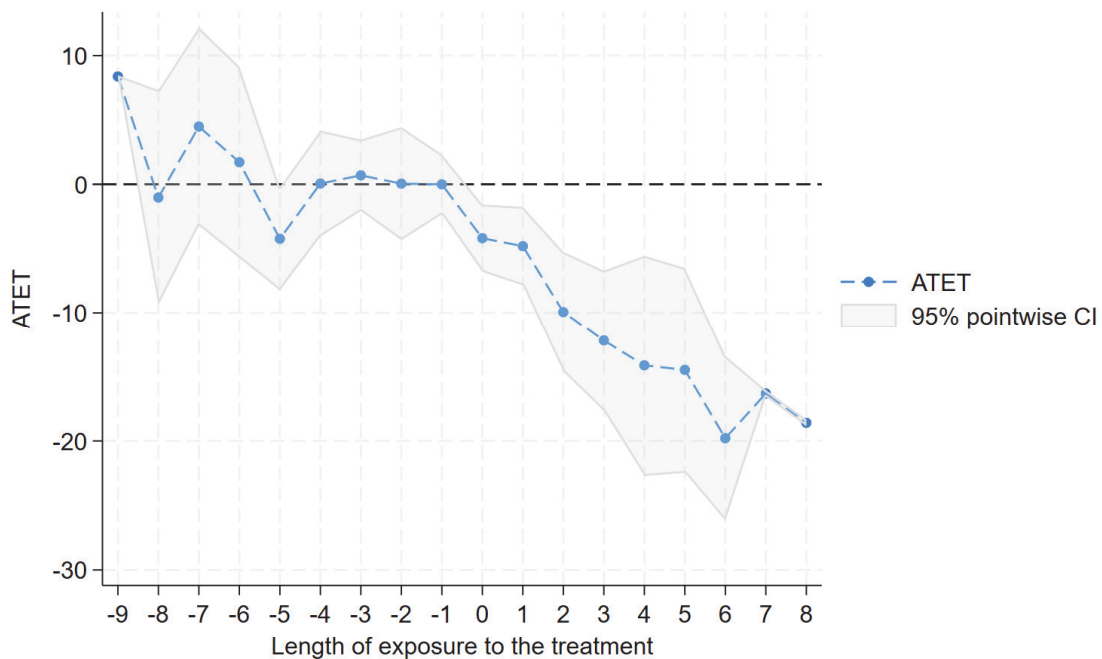
농·축협의 입지유형(도시형, 도농복합형, 농촌형, 품목협) 역시 수수료 수익에 영향을 미치는 주요한 요인일 수 있으므로 농협·축협·인삼협 여부와 함께 공변량으로 포함하여 추가적인 분석을 진행하였다.

하지만 <부도 1>과 <부표 3>에서 제시한 것과 같이 DID 분석을 위한 가정 중 ‘사전적 행동이 없을 것이란 가정’과 ‘공통추세 가정’이 만족되지 않아 정책효과를 추정하지는 못하였다.

3.2. 농·축협 유형 구분에 따른 효과분석

농·축협 유형에 따른 ‘판매비중 제한’ 규제의 차별적 효과를 살펴보기 위하여 표본을 농협과 축협으로 구분하여 정책효과를 추정하였다. 농협의 경우 <그림 4>에서 보듯 ‘공통추세 가정’ 및 ‘규제 적용 이전 시점에 규제 대상 농협의 사전적 행동이 없었다는 가정’이 대체로 만족되는 것으로 나타났다.¹³⁾ 규제 적용 이후에는 ATET 추정치 그래프가 대체로 우하향하여, 수수료 수익이 지속적으로 감소하고 있음을 알 수 있다. <그림 4>의 자세한 추정치 및 신뢰구간은 <부표 5>에 제시하였다.

그림 4. 농협 - Event study estimates



주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.
자료: 저자 작성.

<표 5>의 ATET는 -9.538로 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 이는 ‘판매비중 제한’ 규제 적용을 받은 농협의 수수료 수익이 조합당 연간 약 9.538억 원 감소했음을 의미한다.

13) 입지유형(도시형, 도농복합형, 농촌형, 품목협)을 공변량으로 모형에 포함하여 분석을 시도하였으나 ‘공통추세 가정’이 만족되지 않아 해당 결괏값은 <부도 2>와 <부표 4>에 첨부하였으며, 본문에는 DID 가정을 만족하는 모형(공변량을 포함하지 않는 모형)의 분석 내용을 제시하였음.

표 5. 농협 - aggregated estimates

ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9.538***	1.454	-12.388	-6.687

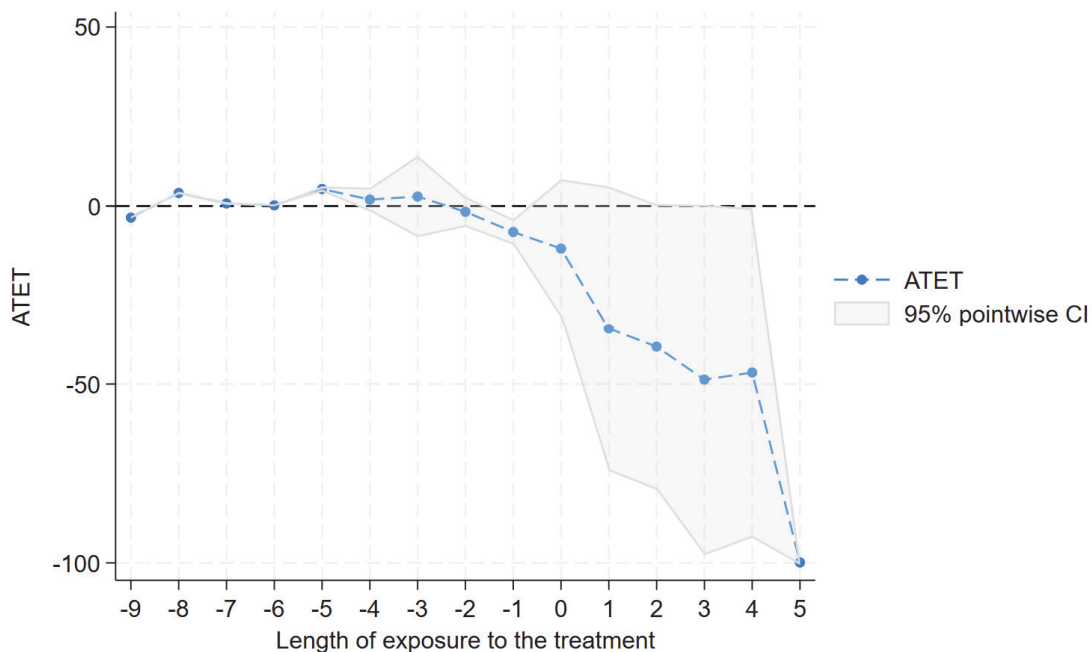
주 1) 농협 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 9,900.

자료: 저자 작성.

축협의 경우 <그림 5>에서 보듯 규제 적용 이후에는 ATET 추정치 그래프가 큰 폭으로 우하향하여, 수수료 수익이 농협에 비해 더 가파르게 감소하고 있는 것으로 나타났으나, ‘공통추세 가정’ 및 ‘규제 적용 이전 시점에 규제 대상 축협의 사전적 행동이 없었다는 가정’이 대체로 만족되지 않은 것으로 나타났다.¹⁴⁾ <그림 5>의 자세한 추정치 및 신뢰구간은 <부표 7>에 제시하였다.

그림 5. 축협 - Event study estimates



주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.

자료: 저자 작성.

<표 6>의 ATET는 -39.548로 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 하지만 <표 2>에 제시된 축협의 연평균 수수료 수익이 약 23억 원인 점을 고려할 때, ‘판매비중 제한’ 규제로 인해 축협의 연평균 수수료 수익이 약 39.548억 원 감소한다는 결과는 DID 분석의 주요 가정인 ‘공통추세 가정’과 ‘사전적 행동이 없었다는 가정’이 만족 되지 않아 발생한 것으로 보인다.

¹⁴⁾ 농·축협 입지유형(도시형, 도농복합형, 농촌형, 품목형)을 공변량으로 모형에 포함하여 분석을 시도하였으나 ‘공통추세 가정’ 및 ‘규제 적용 이전 시점에 규제 대상 축협의 사전적 행동이 없었다는 가정’이 만족되지 않아 해당 결괏값은 <부도 3>, <부표 6>에 제시하였음.

표 6. 축협 - aggregated estimates

ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-39.548*	20.940	-80.589	1.493

주 1) 축협 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 1,485.

자료: 저자 작성.

3.3. 입지 유형 구분에 따른 효과분석

입지 유형에 따른 ‘판매비중 제한’ 규제의 차별적 효과를 살펴보기 위하여 표본을 대도시형, 도농복합형, 품목협으로 구분하여 정책효과를 추정하였다.¹⁵⁾ 세 표본을 공변량(농협·축협·인삼협 여부)을 포함한 모형과 포함하지 않은 모형 모두를 이용하여 분석을 시도하였지만, 모든 모형에서 ‘공통추세 가정’이 만족되지 않아 입지 유형에 따른 ‘판매비중 제한’ 규제의 차별적 효과는 추정하지 못하였다. 다만 참고를 위하여 해당 결괏값은 〈부도 4~ 9〉, 〈부표 8~13〉에 첨부하였다.

4. 결론

2003년 8월 보험업법 개정을 통해 방카슈랑스 제도가 도입되면서, 은행, 증권회사 등 금융기관을 통한 보험상품 판매가 허용되었다. 이를 통해 금융 소비자의 보험 접근성 및 보험상품 선택권이 확대되었다. 또한 보험회사 및 금융기관의 생산성 역시 증대되었다(김재현, 2007; 정세창·송영효, 2008; 이석호, 2020, 2022; 정원석·이경희, 2023). 이와 같은 장점에도 불구하고 금융기관보험대리점이 고객에게 편향된 정보를 전달하거나, 보험상품에 대해 충분한 설명을 제공하지 않는 문제가 발생할 수 있어, 고객보호를 위해 금융기관보험대리점이 특정 보험회사의 보험상품을 25% 이상 판매할 수 없는 ‘판매비중 제한’ 규제가 도입되었다(정원석·이경희, 2023).

2012년 농협중앙회의 사업구조개편으로 인해 농·축협이 방카슈랑스 규제 대상인 금융기관보험대리점으로 간주되면서, 총자산이 2조 원 이상인 농·축협은 2013년부터는 한 개 보험사(생명과 손해 각각)의 상품을 정해진 비율 이상으로는 판매할 수 없게 되었다. 규제 대상 농축협은 2013년 1개에서 점차 증가하여 2023년 기준 18개까지 증가하였다.

‘판매비중 제한’ 규제로 인해 방카슈랑스 소비자의 상당수가 보험상품 선택권과 보험가입 편의성을 제한받게 되었다(이석호, 2022). 특히 농업인을 포함한 농·축협 고객들이 선호하는 농협보험의 보험상품의 경우 공제상품에 상응하는 상품들이 있을 뿐만 아니라, 농업인을 비위험등급으로 분류하여 보험

¹⁵⁾ 표본 기간 내에 규제 대상인 농촌형 조합은 없음.

가입에 제한을 두고 있지 않고 있으며, 고객에게 보험금 청구, 보험료 납부 확인, 계약 변경 등의 업무를 농·축협에서 직접 처리할 수 있는 등 많은 혜택을 제공하고 있어 농·축협 고객은 기타 보험회사 상품 대신 농협보험의 상품 가입을 선호하고 있다. 그런데 ‘판매비중 제한’ 규제로 인해 자산 2조 원 이상 농·축협의 경우 농협보험 상품을 25% 이상 판매할 수 없기 때문에 농협보험 상품을 고객에게 추가로 판매하기 위해서는 먼저 기타 보험사의 상품 판매량을 늘려 농협보험 상품의 판매 비중을 줄여야 한다. 하지만 농·축협 고객이 농협보험 상품을 선호하기 때문에 기타 보험회사 상품 판매를 늘리는 것이 현실적으로 쉽지 않다. 이로 인해 농협보험 역시 판매할 수 없어, 규제 대상 농·축협의 수수료 수익이 감소될 수 있다.

농·축협의 수수료 수익 감소는 장기적으로 농·축협의 수익성을 악화시켜 농·축협의 경영 안정성을 위협할 수 있다. 농업인의 고령화, 인구감소 및 지방소멸이 날로 심각해지고 있는 상황에서, 농업 및 농촌 지역의 발전에 다방면으로 기여하고 있는 농·축협의 경영 안정성 악화는 큰 문제가 아닐 수 없다. 이에 대한 논의를 보다 엄밀히 진행하기 위해서는 ‘판매비중 제한’ 규제가 농·축협의 수수료 수익에 미치는 영향에 대한 실증적 분석이 선행되어야 함에도 불구하고 지금까지 이에 대한 연구는 이루어지지 않았다. 이러한 연구의 공백을 메우고자 본 연구는 이중차분법을 사용하여 ‘판매비중 제한’ 규제가 농·축협의 수수료 수익에 미치는 인과적 효과(causal effect)를 분석하였다.

분석 결과 ‘판매비중 제한’ 규제로 인해 규제 적용 농·축협 조합당 수수료 수익이 연평균 약 15.226억 원 감소하는 것으로 나타났다. 농협과 축협으로 구분하여 시행한 분석에서는, ‘판매비중 제한’ 규제로 인해 규제 적용 농협은 수수료 수익이 연평균 약 9.538억 원이 감소하는 것으로 나타나, ‘판매비중 제한’ 규제 적용으로 인한 축협의 수수료 수익 감소가 농협의 수수료 수익 감소보다 더 큰 것으로 나타났다.

본 연구결과는 다음과 같은 정책적 시사점을 제시한다. 첫째, 방카슈랑스 ‘판매비중 제한’ 규제로 인한 농·축협의 수수료 수익 감소는 농·축협의 경영안정성 악화로 이어질 수 있다. 따라서 ‘판매비중 제한’ 규제로 인한 농·축협 조합의 피해를 막기 위한 정부 정책이 요구된다. 정책 방안으로 농·축협 조합에 대해서는 ‘판매비중 제한’ 규제를 폐지하는 것을 고려할 수 있다. 또한 방카슈랑스 제도가 도입된 시점인 2003년 우리나라의 명목 GDP가 약 837조 원에서 2022년 기준 약 2,162조 원으로 약 2.58배 상승한 점을 감안하여, 현재 ‘판매비중 제한’ 규제 기준으로 사용되고 있는 ‘자산 2조 원’을 2.5배인 ‘자산 5조 원’으로 상향하는 것 역시 고려할 수 있다. 이 외에도 실행 가능한 정책대안에는 무엇이 있는지 그리고 어떠한 정책 대안이 보다 효과적일지에 대해서는 추가적인 연구와 논의가 필요할 것으로 생각된다.

둘째, ‘판매비중 제한’ 규제로 인한 축협의 수수료 수익 감소액이 농협의 수수료 수익 감소액보다 더 큰 것으로 나타났다. 이는 농·축협 조합의 특성에 따라 ‘판매비중 제한’ 규제로 인한 피해 정도가 상이할 수 있음을 의미한다. 따라서 ‘판매비중 제한’ 규제로 인한 농·축협 조합의 피해를 완화하기 위한 정책을 수립 및 시행함에 있어, 농·축협 조합에 공통된 정책뿐만 아니라 두 조합의 상이한 특성을 고려한 세부적인 정책이 필요할 것으로 생각된다.

셋째, 농업인 고령화, 인구감소 및 지역소멸이 심화되고 있는 현시점에서 더 많은 역할을 요구받고 있는 농·축협의 수익성이 악화된다면, 농업인을 포함한 농·축협 고객의 후생이 감소할 수밖에 없다. 따라서 ‘판매비중 제한’ 규제로 인한 농·축협의 수수료 수익 감소가 농업인 및 농·축협 고객의 후생에 미치는 영향에 대한 연구 역시 앞으로 필요할 것으로 생각된다.

마지막으로, 본 연구는 다음과 같은 연구의 한계점을 가지고 있다. 첫째, 공변량에 입지 유형을 포함하여 정책효과를 추정한 경우와 표본을 입지 유형별로 구분하여 정책효과를 추정한 경우 DID 가정이 충족되지 않아 정책효과 분석에 입지 유형을 고려하지 못한 한계점이 있다. 둘째, 농협의 조합경영계수 요람 자료와 본 연구에서 사용한 금융감독원 금융통계정보시스템 데이터를 연계할 경우 ‘농축협의 사업별 비중(경제사업, 여수신, 공제 등)’ 또는 ‘조합원·준조합원 비중’을 기준으로 유형을 구분하여 분석이 가능하지만 본 연구에서 수행하지 못한 한계점이 있다. 따라서 보다 실효성 있는 정책적 시사점을 도출하기 위해서는 후속 연구에서 이러한 한계점이 보완되어야 할 필요가 있다.



이 저작물은 크리에이티브 커먼즈 저작자표시-비영리-변경금지 4.0 국제 라이선스에 따라 이용하실 수 있습니다.

This work is licensed under CC BY-NC-ND 4.0.

참고문헌

- 고동원. (2020). 은행 보험대리업 규제의 개선 과제. *금융감독연구*, 7(2), 183-220.
<https://dx.doi.org/10.23229/fss.2020.7.2.006>
- 금융감독원 금융통계정보시스템. <<https://fisis.fss.or.kr/fss/fsiview/indexw.html>>. 검색일: 2023. 8. 7.
- 김재현. (2007). 방카슈랑스 도입에 따른 생명보험회사의 비용효율성 및 생산성변화 연구. *보험금융연구*, 50, 3-40.
 UCI : G704-000164.2007.18.1.005
- 안철경. (2012). 이슈 : 농협의 보험업 진출에 따른 보험산업 영향. *KIRI 리포트(포커스)*, 174(0), 1-6.
- 이석호. (2020). 방카슈랑스 시행에 따른 생명보험사의 비용효율성 영향 분석: Bootstrap DEA 와 Stochastic Frontier Analysis 를 중심으로. *KIF 연구보고서*, 2020(4), 1-86.
- 이석호. (2022). 방카슈랑스에 대한 소비자 인식 설문조사 결과의 시사점. *주간금융브리프*, 31(3), 20-22.
- 정세창, 송영효. (2008). 방카슈랑스 효과와 생명보험회사의 경영전략. *보험금융연구*, 19(2), 33-53. UCI : G704-000164.2008.19.2.006
- 정원석, 이경희. (2023). 보험 판매채널에 따른 판매자의 편향된 정보전달: 동일 금융회사의 보험설계사와 방카슈랑스 불완전판매를 중심으로. *금융감독연구*, 10(1), 107-136.
<https://dx.doi.org/10.23229/fss.2023.10.1.004>
- 황의식, 오내원, 오정태, 김경덕, 김상봉, 이유경. (2015). 농업인의 보험이용실태와 농·축협조합 보험사업 발전방향. 한국 농촌경제연구원.
- e-나라지표. 대규모기업집단 지정현황.
 <https://www.index.go.kr/unity/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1175>, 검색일: 2024. 9. 4.
- Athey, S., & Imbens, G. W. (2022). Design-based analysis in difference-in-differences settings with staggered adoption. *Journal of Econometrics*, 226(1), 62-79. <https://doi.org/10.3386/w24963>
- Borusyak, K., Jaravel, X., & Spiess, J. (2024). Revisiting event-study designs: robust and efficient estimation. *Review of Economic Studies*, rdae007. <https://doi.org/10.47004/wp.cem.2022.1122>
- Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of econometrics*, 225(2), 200-230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
- De Chaisemartin, C., & d'Haultfoeuille, X. (2020). Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. *American economic review*, 110(9), 2964-2996.
<https://doi.org/10.1257/aer.20181169>
- De Chaisemartin, C., & d'Haultfoeuille, X. (2024). Difference-in-differences estimators of intertemporal treatment effects. *Review of Economics and Statistics*, 1-45. https://doi.org/10.1162/rest_a_01414
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of econometrics*, 225(2), 254-277. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014>
- Roth, J., Sant'Anna, P. H., Bilinski, A., & Poe, J. (2023). What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature. *Journal of Econometrics*, 235(2), 2218-2244.
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2023.03.008>
- Sun, L., & Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of econometrics*, 225(2), 175-199.
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>
- Wing, C., Yozwiak, M., Hollingsworth, A., Freedman, S., & Simon, K. (2024). Designing difference-in-difference studies with staggered treatment adoption: Key concepts and practical guidelines. *Annual Review of Public Health*, 45.
<https://doi.org/10.1146/annurev-publhealth-061022-050825>

부록

부표 1. Event study estimates without covariates

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9	2.700	3.977	-5.094	10.494
-8	-0.047	3.533	-6.972	6.877
-7	3.878	3.315	-2.619	10.375
-6	1.485	3.323	-5.027	7.998
-5	-2.415	2.019	-6.372	1.542
-4	0.453	1.708	-2.894	3.800
-3	1.074	1.610	-2.081	4.230
-2	-0.240	1.877	-3.919	3.439
-1	-1.322	1.244	-3.761	1.117
0	-5.540**	2.173	-9.798	-1.282
1	-8.757**	3.983	-16.563	-0.950
2	-14.877***	5.073	-24.820	-4.934
3	-18.887***	6.612	-31.846	-5.928
4	-21.540***	7.739	-36.708	-6.371
5	-26.766**	11.904	-50.097	-3.435
6	-19.808***	3.231	-26.142	-13.475
7	-16.405***	0.131	-16.662	-16.149
8	-18.649***	0.129	-18.902	-18.396

주 1) 농·축협 조합 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 11,506.

3) ATET는 ATET(g, g+e)의 가중평균으로 계산됨. g는 각 농·축협이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 2. Event study estimates with covariates

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9	2.595	4.108	-5.456	10.646
-8	-0.499	3.636	-7.625	6.627
-7	4.693	3.657	-2.475	11.861
-6	2.081	3.446	-4.673	8.836
-5	-2.663	2.073	-6.726	1.401
-4	0.339	1.728	-3.047	3.725
-3	1.124	1.654	-2.118	4.365
-2	-0.222	1.986	-4.114	3.671
-1	-1.354	1.309	-3.919	1.212
0	-6.038***	2.231	-10.410	-1.666
1	-9.301**	4.005	-17.150	-1.451
2	-15.568***	5.083	-25.531	-5.606
3	-19.937***	6.659	-32.988	-6.886
4	-22.382***	7.731	-37.534	-7.229
5	-28.283**	11.76	-51.333	-5.233
6	-22.973***	3.417	-29.670	-16.275
7	-18.951***	0.120	-19.186	-18.717
8	-21.589***	0.118	-21.820	-21.358

주 1) 농·축협 조합 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 11,506.

3) ATET는 ATET(g, g+e)의 가중평균으로 계산됨. g는 각 농·축협이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 3. Event study estimates with covariates (농·축·인삼협 유형 및 입지 유형)

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9	16.050***	3.733	8.734	23.366
-8	-59.797	39.021	-136.276	16.682
-7	80.607	55.705	-28.572	189.786
-6	46.260	33.717	-19.824	112.343
-5	-45.078**	21.617	-87.445	-2.710
-4	-2.374	10.992	-23.918	19.171
-3	14.588	16.239	-17.239	46.416
-2	-25.711**	11.128	-47.522	-3.900
-1	-18.241*	9.651	-37.157	0.674
0	-95.602***	20.443	-135.668	-55.535
1	-149.995***	42.363	-233.025	-66.965
2	-226.154***	62.414	-348.484	-103.825
3	-255.502***	56.486	-366.212	-144.792
4	-229.115***	50.818	-328.717	-129.514
5	-353.108***	71.982	-494.191	-212.025
6	-133.501***	9.681	-152.476	-114.526
7	-153.431***	0.067	-153.563	-153.300
8	-171.856***	0.066	-171.984	-171.727

주 1) 농·축협 조합 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 11,506.

3) ATET는 $ATET(g, g+e)$ 의 가중평균으로 계산됨. g 는 각 농·축협이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e 는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 4. 농협 - Event study estimates with covariates (입지 유형)

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9	141.942***	0.020	141.903	141.982
-8	-46.552	57.857	-159.949	66.845
-7	60.998	70.799	-77.766	199.762
-6	18.967	59.413	-97.480	135.414
-5	-69.525***	23.255	-115.105	-23.945
-4	-0.570	15.342	-30.639	29.499
-3	-4.731	13.399	-30.993	21.532
-2	-28.443	18.410	-64.525	7.639
-1	-1.422	11.211	-23.395	20.550
0	-60.436***	16.567	-92.907	-27.965
1	-66.702***	17.019	-100.059	-33.346
2	-128.614***	29.786	-186.994	-70.234
3	-120.735***	27.665	-174.958	-66.513
4	-80.532***	25.049	-129.628	-31.437
5	-85.924***	13.110	-111.620	-60.228
6	-114.429***	9.062	-132.190	-96.669
7	-131.105***	0.078	-131.257	-130.953
8	-147.289***	0.076	-147.438	-147.139

주 1) 농협 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 9,900.

3) ATET는 $ATET(g, g+e)$ 의 가중평균으로 계산됨. g 는 각 농협이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e 는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 5. 농협 – Event study estimates

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9	8.376***	0.050	8.277	8.474
-8	-1.029	4.263	-9.384	7.327
-7	4.488	3.931	-3.218	12.193
-6	1.715	3.797	-5.728	9.158
-5	-4.237**	2.050	-8.255	-0.219
-4	0.054	2.103	-4.068	4.177
-3	0.692	1.418	-2.088	3.471
-2	0.049	2.245	-4.352	4.450
-1	-0.005	1.190	-2.337	2.327
0	-4.189***	1.339	-6.814	-1.564
1	-4.808***	1.559	-7.863	-1.753
2	-9.939***	2.398	-14.639	-5.239
3	-12.195***	2.799	-17.682	-6.709
4	-14.132***	4.379	-22.715	-5.548
5	-14.488***	4.077	-22.478	-6.497
6	-19.785***	3.264	-26.182	-13.389
7	-16.320***	0.139	-16.593	-16.048
8	-18.591***	0.137	-18.860	-18.323

주 1) 농협 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 9,900.

3) ATET는 ATET(g, g+e)의 가중평균으로 계산됨. g는 각 농협이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 6. 축협 – Event study estimates with covariates (입지 유형)

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9	-20.720***	0.072	-20.861	-20.578
-8	14.232***	0.067	14.101	14.364
-7	4.369***	0.071	4.230	4.507
-6	4.479***	0.062	4.356	4.601
-5	29.044***	1.253	26.588	31.500
-4	-5.614	19.782	-44.386	33.158
-3	86.399	92.818	-95.521	268.319
-2	-21.663**	10.950	-43.125	-0.202
-1	-81.799**	33.423	-147.306	-16.291
0	-257.438	210.703	-670.408	155.531
1	-703.767	475.207	-1635.155	227.621
2	-768.194	502.883	-1753.827	217.440
3	-922.665	604.780	-2108.012	262.682
4	-871.855	565.099	-1979.430	235.719
5	-2117.441***	0.114	-2117.663	-2117.218

주 1) 축협 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 1,485.

3) ATET는 ATET(g, g+e)의 가중평균으로 계산됨. g는 각 축협이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 7. 축협 - Event study estimates

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9	-3.241***	0.144	-3.524	-2.959
-8	3.664***	0.169	3.333	3.995
-7	0.733***	0.182	0.376	1.089
-6	0.191	0.128	-0.061	0.442
-5	4.753***	0.386	3.996	5.51
-4	1.812	1.689	-1.499	5.123
-3	2.665	5.814	-8.73	14.06
-2	-1.600	2.170	-5.854	2.653
-1	-7.238***	1.835	-10.834	-3.641
0	-11.879	9.900	-31.283	7.524
1	-34.437*	20.368	-74.357	5.484
2	-39.540*	20.449	-79.619	0.539
3	-48.763*	25.073	-97.904	0.379
4	-46.791**	23.566	-92.98	-0.602
5	-99.880***	0.359	-100.583	-99.177

주 1) 축협 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 1,485.

3) ATET는 $ATET(g, g+e)$ 의 가중평균으로 계산됨. g 는 각 축협이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e 는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 8. 대도시형 - Event study estimates without covariates

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9	7.036***	0.368	6.316	7.756
-8	-2.531	4.175	-10.715	5.653
-7	2.933	3.822	-4.557	10.423
-6	0.873	3.750	-6.476	8.223
-5	-3.262**	1.599	-6.396	-0.129
-4	-0.123	2.005	-4.053	3.807
-3	1.200	1.701	-2.135	4.534
-2	-1.876	1.494	-4.805	1.052
-1	-1.022	0.891	-2.767	0.724
0	-6.433**	2.840	-11.998	-0.867
1	-10.094*	5.211	-20.308	0.120
2	-16.204**	7.123	-30.165	-2.243
3	-19.271**	9.718	-38.318	-0.224
4	-19.660	13.093	-45.322	6.001
5	-25.219	16.283	-57.132	6.694
6	-21.864***	0.990	-23.803	-19.924

주 1) 대도시형 조합 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 660.

3) ATET는 $ATET(g, g+e)$ 의 가중평균으로 계산됨. g 는 각 조합이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e 는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 9. 대도시형 – Event study estimates with covariates (농·축·인삼협 유형)

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9	7.841***	0.362	7.133	8.550
-8	-2.752	4.428	-11.431	5.927
-7	3.443	4.142	-4.676	11.562
-6	1.189	4.044	-6.737	9.114
-5	-3.473**	1.696	-6.796	-0.149
-4	-0.145	2.027	-4.118	3.827
-3	1.075	1.668	-2.195	4.345
-2	-2.140	1.511	-5.102	0.823
-1	-1.115	0.978	-3.032	0.801
0	-6.723**	2.800	-12.212	-1.235
1	-10.307**	5.150	-20.400	-0.214
2	-16.475**	7.063	-30.319	-2.631
3	-19.895**	9.718	-38.942	-0.848
4	-20.209	13.311	-46.298	5.881
5	-25.765	16.406	-57.920	6.390
6	-24.120***	0.941	-25.964	-22.276

주 1) 대도시형 조합 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 660.

3) ATET는 ATET(g, g+e)의 가중평균으로 계산됨. g는 각 조합이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 10. 도농복합형 – Event study estimates without covariates

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-5	-14.741***	0.165	-15.064	-14.417
-4	-4.483***	0.185	-4.846	-4.120
-3	1.779	4.572	-7.181	10.740
-2	13.748***	1.566	10.679	16.816
-1	5.229**	2.108	1.098	9.361
0	-1.797	2.116	-5.944	2.350
1	1.141	1.244	-1.297	3.580
2	-5.572	3.477	-12.386	1.242
3	-9.973**	4.544	-18.879	-1.068
4	-16.824***	5.505	-27.613	-6.036
5	-15.866***	0.957	-17.742	-13.991
6	-15.338***	0.981	-17.261	-13.415
7	-16.207***	0.486	-17.159	-15.254
8	-18.060***	0.483	-19.006	-17.113

주 1) 도농복합형 조합 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 1,826.

3) ATET는 ATET(g, g+e)의 가중평균으로 계산됨. g는 각 조합이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 11. 도농복합형 – Event study estimates with covariates (농·축·인삼협 유형)

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-5	-22.274***	0.138	-22.543	-22.004
-4	-6.967***	0.166	-7.293	-6.642
-3	2.780	7.193	-11.318	16.879
-2	20.887***	2.331	16.318	25.456
-1	8.079***	3.102	1.999	14.158
0	-2.822	3.142	-8.980	3.336
1	1.620	1.981	-2.262	5.501
2	-8.477*	5.003	-18.282	1.329
3	-15.113**	6.680	-28.206	-2.020
4	-25.380***	8.118	-41.292	-9.469
5	-24.059***	0.955	-25.930	-22.188
6	-22.982***	1.584	-26.086	-19.879
7	-24.240***	0.420	-25.064	-23.417
8	-27.233***	0.412	-28.040	-26.425

주 1) 도농복합형 조합 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 1,826.

3) ATET는 $ATET(g, g+e)$ 의 가중평균으로 계산됨. g 는 각 조합이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e 는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 12. 품목협 – Event study estimates without covariates

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9	-3.289***	0.188	-3.657	-2.920
-8	3.371***	0.198	2.983	3.759
-7	1.106***	0.192	0.730	1.482
-6	0.502***	0.189	0.132	0.872
-5	4.642***	0.468	3.725	5.558
-4	3.430**	1.400	0.687	6.173
-3	-4.501***	0.342	-5.171	-3.831
-2	-2.913	2.528	-7.867	2.042
-1	-8.010***	2.804	-13.506	-2.513
0	0.104	0.820	-1.503	1.711
1	-5.766***	0.318	-6.391	-5.142
2	-10.117***	0.454	-11.008	-9.226
3	-13.263***	0.537	-14.315	-12.211
4	-13.972***	0.590	-15.128	-12.816

주 1) 품목협 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 858.

3) ATET는 $ATET(g, g+e)$ 의 가중평균으로 계산됨. g 는 각 조합이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e 는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

부표 13. 품목협 – Event study estimates with covariates (농·축·인삼협 유형)

Exposure	ATET	Clustered S.E.	95% confidence interval	
-9	-11.996***	0.125	-12.240	-11.751
-8	8.240***	0.116	8.012	8.467
-7	2.529***	0.122	2.290	2.769
-6	2.593***	0.108	2.382	2.804
-5	16.815***	0.728	15.387	18.242
-4	10.501***	3.391	3.855	17.146
-3	-15.793***	0.201	-16.187	-15.399
-2	-9.483	8.740	-26.614	7.648
-1	-24.718***	8.582	-41.538	-7.898
0	0.346	2.315	-4.191	4.884
1	-18.366***	0.167	-18.694	-18.038
2	-33.005***	0.188	-33.374	-32.636
3	-39.008***	0.320	-39.635	-38.380
4	-42.080***	0.323	-42.713	-41.448

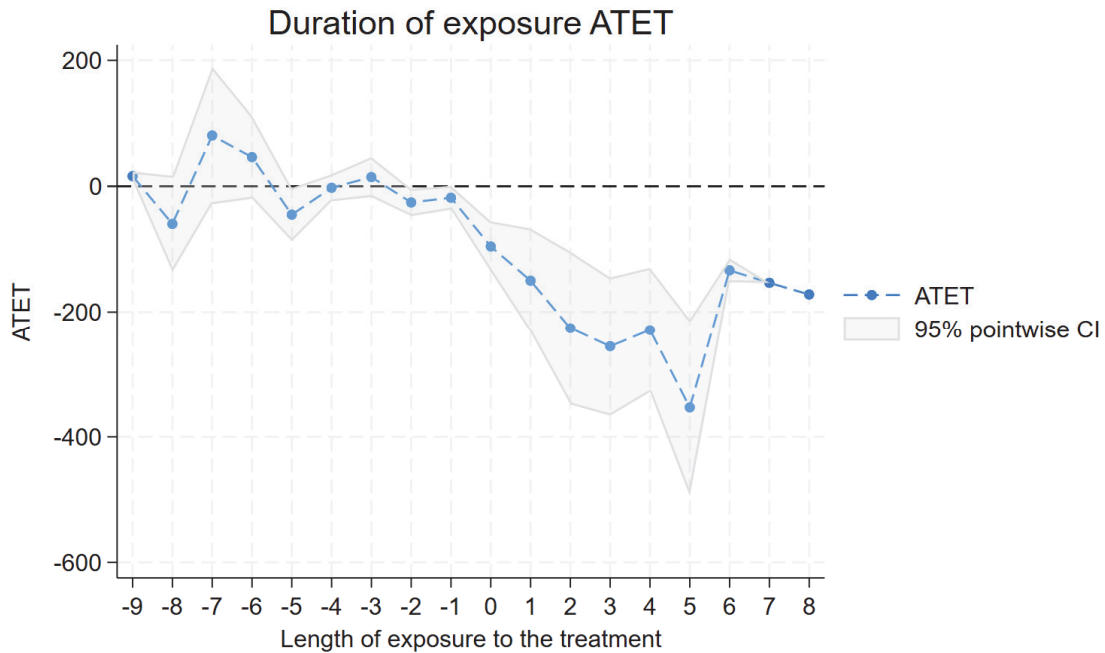
주 1) 품목협 level의 clustered standard error를 사용하였음.

2) 관측치 수는 858.

3) ATET는 $ATET(g, g+e)$ 의 가중평균으로 계산됨. g 는 각 조합이 '판매비중 제한' 규제 적용을 처음 받은 연도를 의미하며, e 는 규제에 노출된 기간을 의미함. 자세한 계산 방법 및 이에 대한 설명은 Callaway & Sant'Anna(2021)의 208-210p를 참고 바람.

자료: 저자 작성.

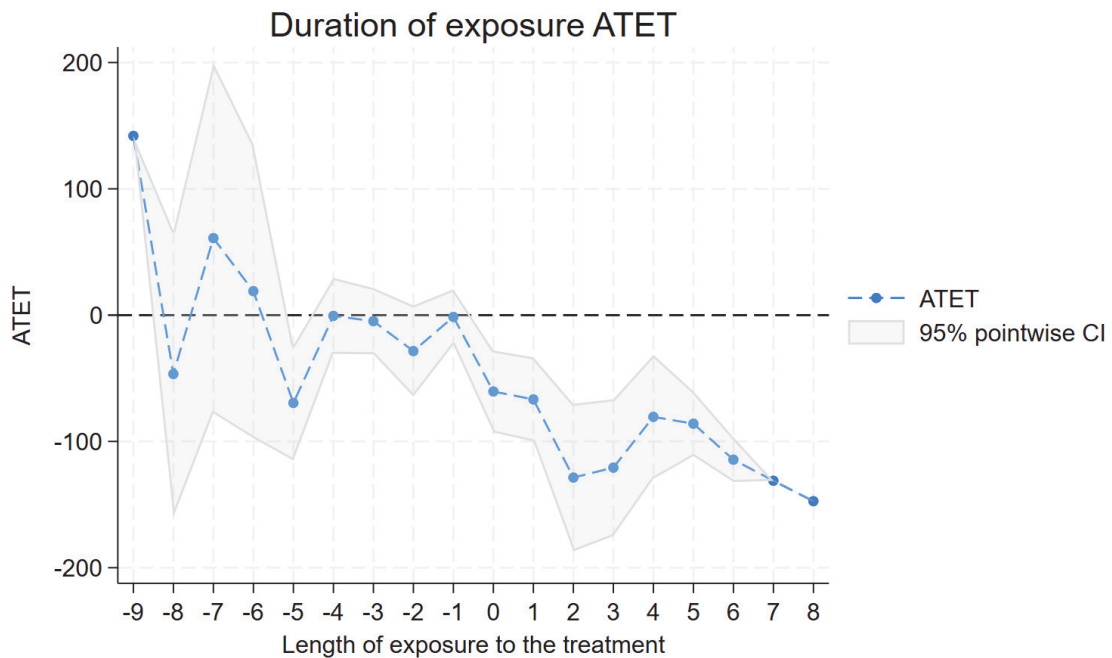
부도 1. Event study estimates with covariates (농·축·인삼협 유형 및 입지 유형)



주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.

자료: 저자 작성.

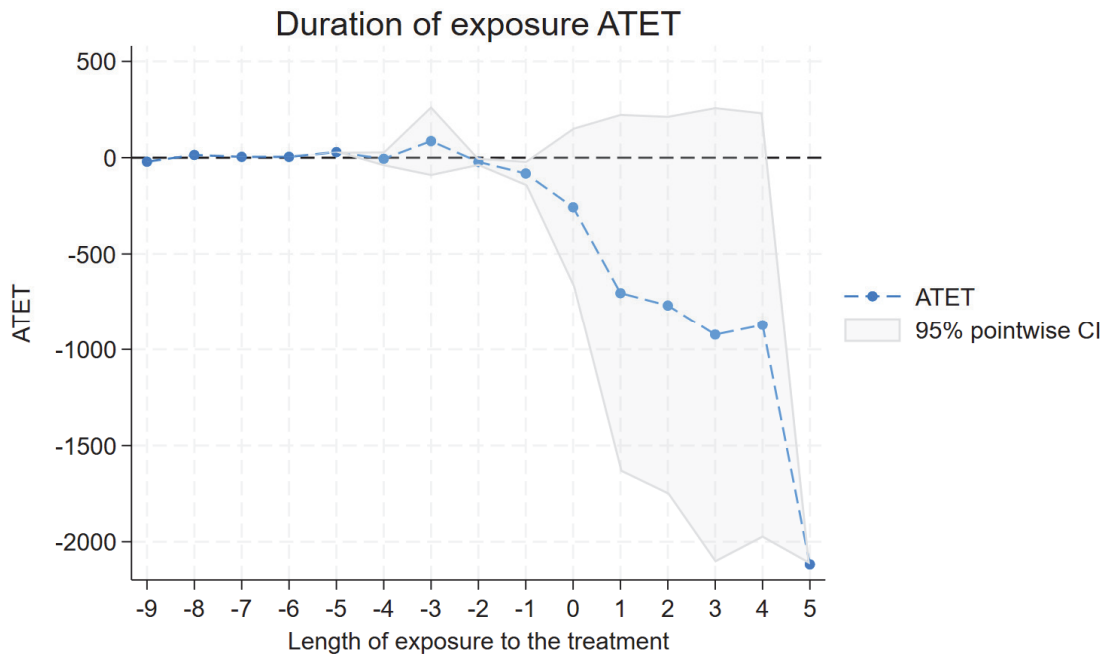
부도 2. 농협 - Event study estimates with covariates (입지 유형)



주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.

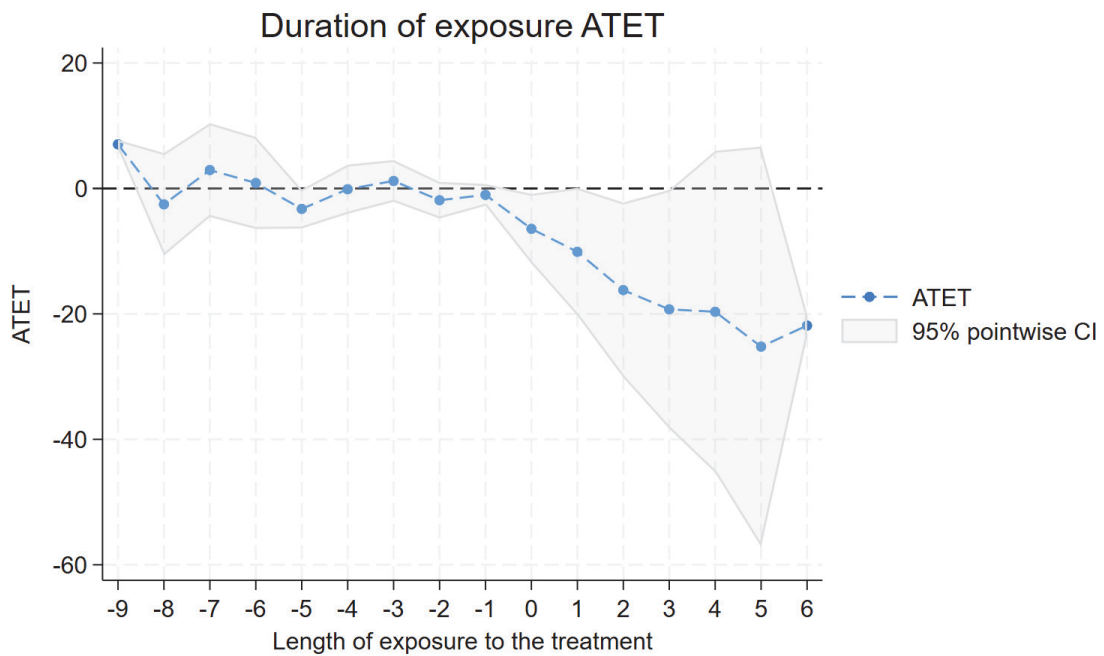
자료: 저자 작성.

부도 3. 축협 – Event study estimates with covariates (입지 유형)



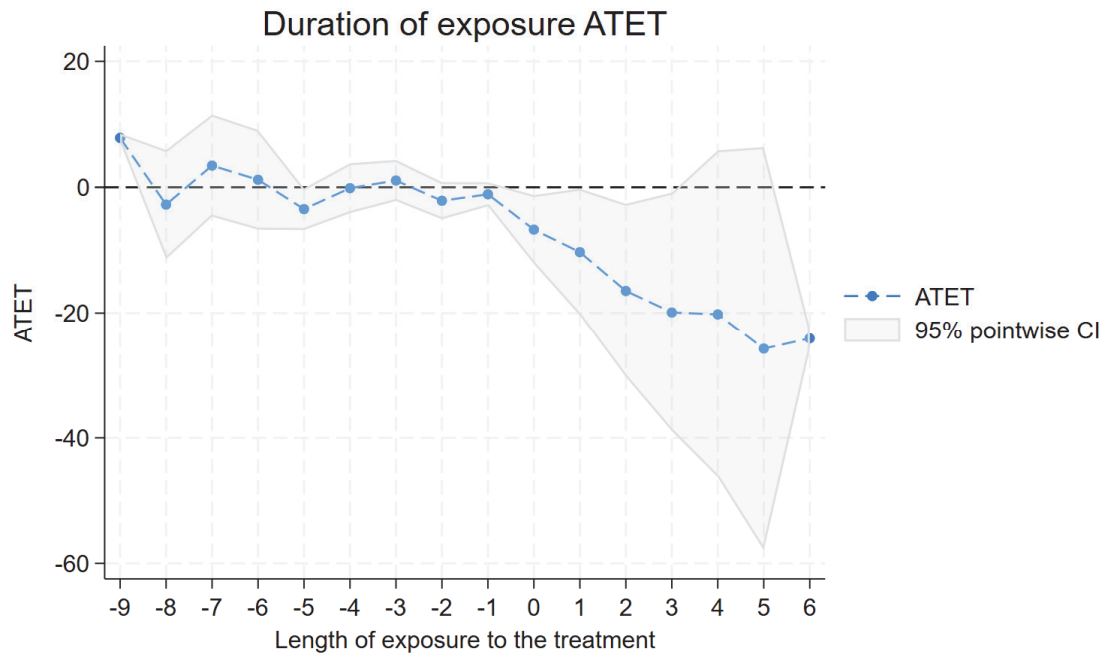
주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.
자료: 저자 작성.

부도 4. 대도시형 – Event study estimates without covariates



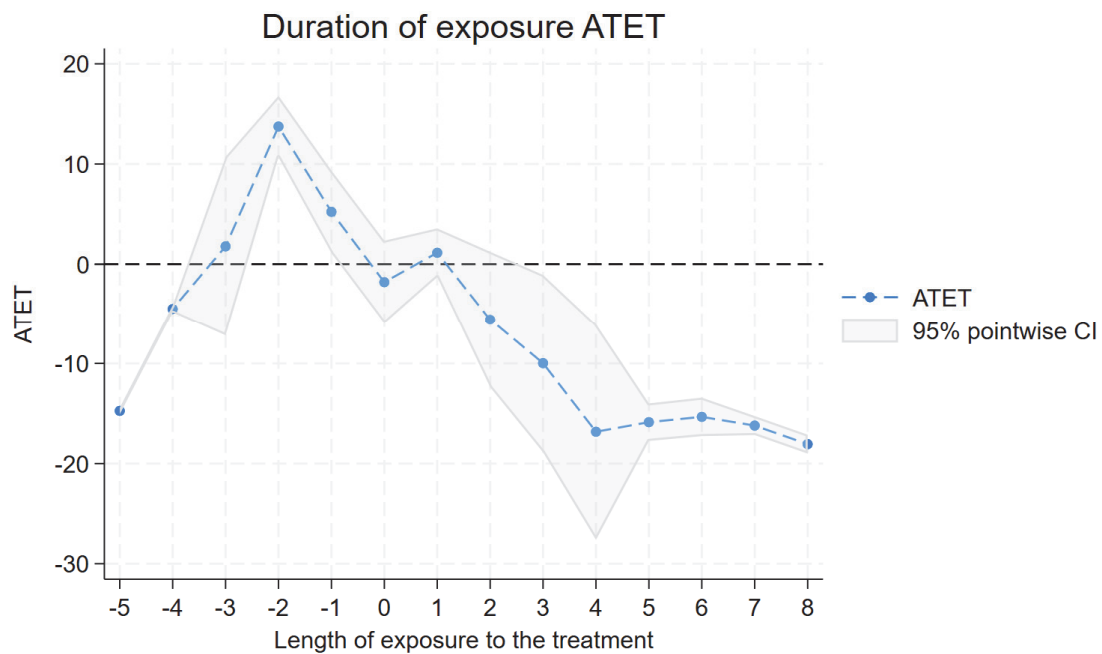
주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.
자료: 저자 작성.

부도 5. 대도시형 – Event study estimates with covariates (농·축·인삼협 유형)



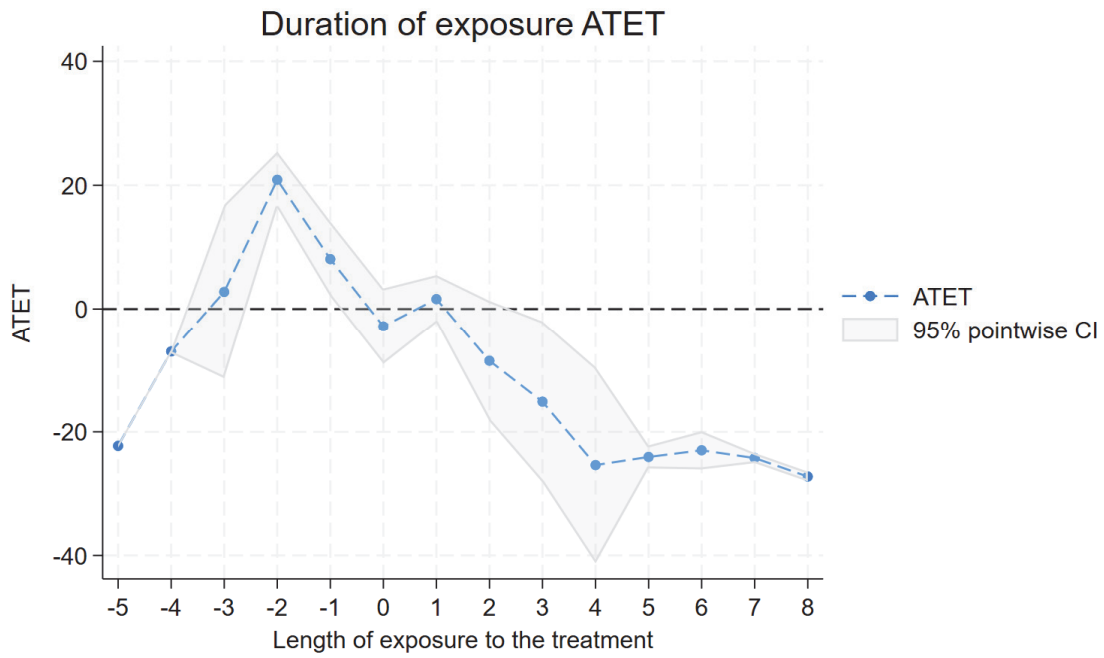
주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.
 자료: 저자 작성.

부도 6. 도농복합형 – Event study estimates without covariates



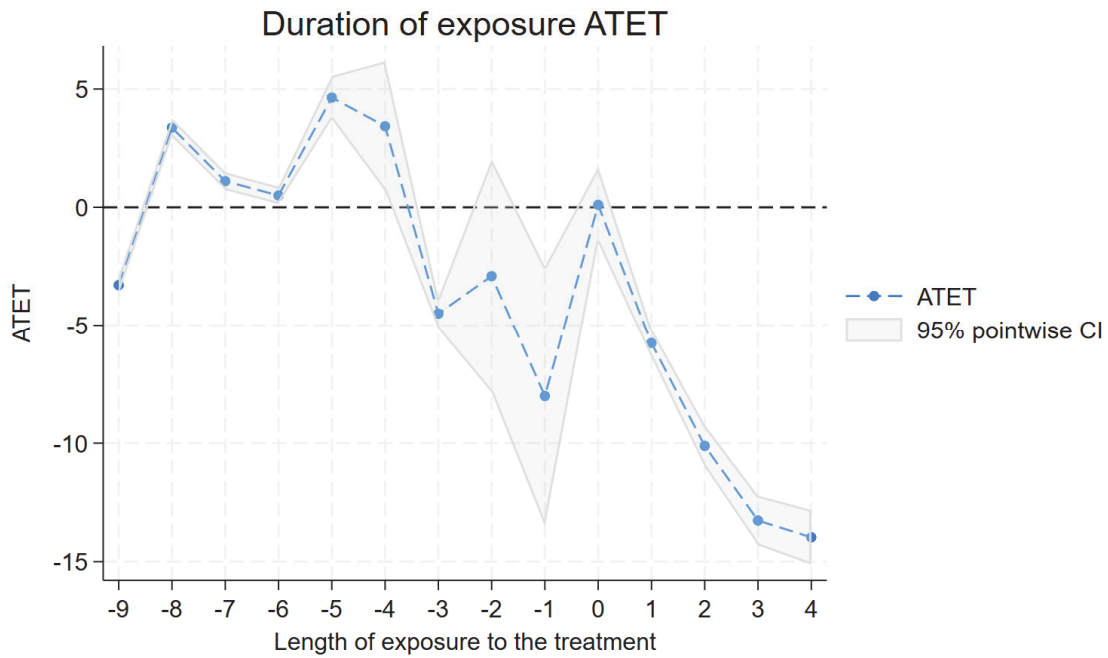
주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.
 자료: 저자 작성.

부도 7. 도농복합형 – Event study estimates with covariates (농·축·인삼협 유형)



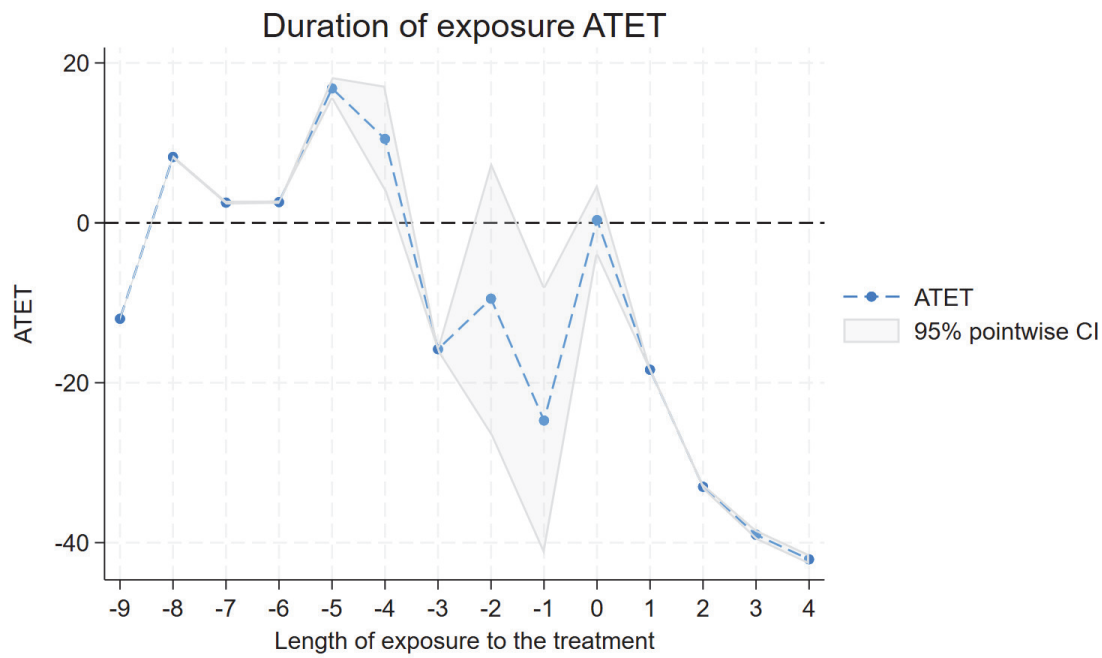
주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.
자료: 저자 작성.

부도 8. 품목협 – Event study estimates without covariates



주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.
자료: 저자 작성.

부도 9. 품목협 – Event study estimates with covariates (농·축·인삼협 유형)



주: Y축은 ATET(억 원)를 의미하며, X축은 규제 적용 연도를 0으로 설정한 상대적 시간을 나타냄.
자료: 저자 작성.

폭염이 집단 식중독 환자 발생에 미치는 영향

연광훈*, 정대희**

Contents

1. 서론	35
2. 자료 및 연구방법	37
3. 분석 결과	41
4. 결론	46

Keywords

기후변화(climate change), 폭염(heat waves), 식중독(food-borne diseases)

Abstract

최근 연구들은 기후변화가 식중독 발생에 영향을 미치고 있음을 보고하고 있다. 하지만, 대표적인 이상기후인 폭염이 집단 식중독 발생에 미치는 영향에 대한 연구는 아직 부족하다. 이에 본 연구에서는 도구변수를 이용하여 폭염과 집단 식중독 발생의 인과관계를 분석하였다. 분석을 위해 식품의약품안전처에서 제공하는 시·도별 집단 식중독 환자 수 데이터 중 2002년부터 2020년까지의 패널데이터를 이용하였다. 분석 결과, 연간 폭염일수가 1일 증가하면, 연간 집단 식중독 환자 수는 7.4% 증가하며, 연간 약 1,371억 원의 사회·경제적 비용이 발생하는 것으로 나타났다. 이는 폭염에 적응하기 위한 정부의 식품보건정책이 필요함을 시사한다.

* 한국농촌경제연구원 부연구위원.

** 한국농촌경제연구원 부연구위원, 교신저자. e-mail: dhchung@krei.re.kr

The Impact of Heat Waves on the Occurrence of Mass Food Poisoning Outbreaks

Kwanghun Yeon^{*}, Dae Hee Chung^{**}

Keywords

climate change, heat waves, food-borne diseases

Abstract

Recent studies have reported that climate change is affecting the occurrence of food poisoning. However, research on the impact of heat waves, a representative extreme weather event, on the occurrence of mass food poisoning is still lacking. Therefore, to fill the research gap, this study estimates the effects of heat waves on the incidence of mass food poisoning cases using yearly administrative panel data from 2002 through 2020. Using an instrumental variable approach, we find that an extra day of heat waves would increase the incidence of mass food poisoning cases by approximately 7.4%, resulting in social and economic costs of 137.1 billion won per year. It implies that precautionary measures to adapt to heat waves are needed.

^{*} Research Fellow, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea.

^{**} Research Fellow, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea. Corresponding author. e-mail: dhchung@krei.re.kr

1. 서론

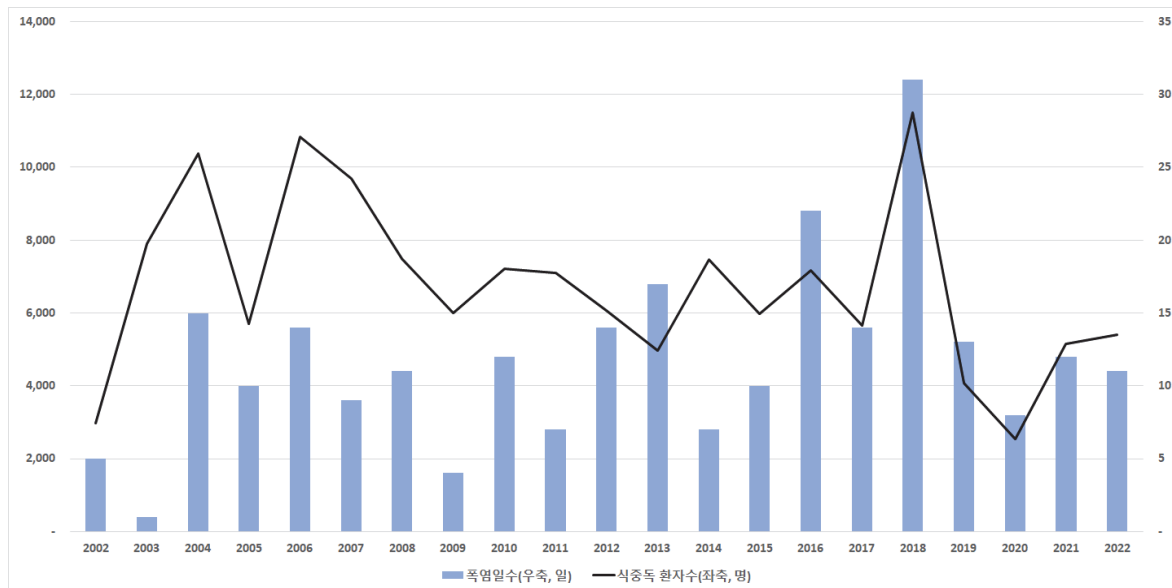
인간의 경제 활동은 에너지 사용을 동반하며, 화석에너지 사용으로 인한 온실가스 배출이 증가함에 따라 기후변화도 가속화되고 있다. 특히 2018년 여름은 전세계적으로 기록적인 폭염을 겪었고, 한국도 100년 만에 낮 최고 기온 40℃를 넘어섰다. 이는 ‘기후변동에 관한 정부 간 패널(Intergovernmental Panel on Climate Change: IPCC)’의 RCP 8.5 시나리오의 2050년 전망치를 넘어서는 기록으로 기후로 인한 미래의 불확실성이 현재의 예상치보다 더 클 수 있음을 시사한다(정대희·한두봉, 2018). IPCC의 4차 보고서에서는 기후변화가 인간 건강에 미치는 영향은 다양하나, 설사, 대기질 악화로 인한 질병 및 사망, 기아로 인한 질환, 말라리아 확산, 수온 상승으로 인한 콜레라 증가 등 대체로 인간에게 해로운 영향을 주는 것으로 분석되었다(김동진 외, 2012).

기후변화는 인간 활동의 다양한 측면에서 영향을 미치고 있으며, 특히 기후변화로 인해 기온과 강수량이 변화하면 물이나 음식물 매개 질환이 증가하는 등 식품안전에도 영향을 미칠 수 있다(신호성 외, 2009; 김동진 외, 2012). 신호성 외(2009)에서는 기온이 1℃ 상승 시 식중독 환자 수는 6.18~7.01% 증가하는 것으로 나타났다. 김동진 외(2012)에서는 기온이 1℃ 상승할 경우 설사병 환자 수는 인구 천 명당 평균 68.35명 증가하는 것으로 나타났다. 신호성 외(2015) 연구에서는 24.3℃ 이후에서 주간 평균 기온이 1℃ 상승할 경우 평균 주간 장염 질환 발생 건수가 5% 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 기온과 질병과의 상관관계는 해외 연구에서도 찾아볼 수 있다. Checkley et al.(2000)에서는 1977~1998년 기간 동안 페루에서 이상기온에 의한 설사병으로 병원에 입원한 어린이 환자 수가 2배 이상 증가한 것으로 나타났으며, Madico et al.(1997)에서는 기온이 1℃ 상승할 경우 장출혈성대장균 발생위험이 4.6% 증가하는 것으로 나타났다. Bentham & Langford(2001)는 영국의 사례를 분석했는데, 기온이 1~3℃ 증가할 경우 식중독 발생 건수는 4.5~14.8% 증가하는 것으로 분석되었다. D'souza & Jaykus(2003)의 연구에 따르면, 호주 5개 도시를 대상으로 분석한 결과 월평균 기온이 1℃ 증가할 경우 살모넬라(Salmonella)로 인한 식중독 발생 건수는 4~10% 증가하는 것으로 나타났다. 또한 Kovats et al.(2004)은 유럽 10개국을 대상으로 분석한 결과 6℃ 이상에서 월평균 기온이 1℃ 증가할 경우 덴마크 0.3%, 영국 12.5%까지 국가에 따라 결과의 차이가 있을 수 있음을 나타냈다. 한편, 세계보건기구(WHO)의 2002 World Health Report에 따르면 전세계적으로 발생하는 설사병의 2.4%가 기후변화에 영향을 받은 것으로 나타났다(김동진 외, 2012).

식중독 발생은 장기적인 기온상승뿐만 아니라 이상기온에 의해서도 영향을 받는다(신호성 외, 2009). 이상기후를 나타내는 폭염은 그 위험성이 점차 증가하고 있으며(Marx et al., 2021), 한국의 경우 폭염일수는 연도별 편차는 존재하지만, 최근으로 올수록 증가하고 있다(그림 1 참조). 전반적인 식중독 환자 수는 개인위생 관념의 향상과 식품생산 기업 및 정부 당국의 노력으로 최근 들어 감소하는 추세를 보이고는 있지만, 최근으로 올수록 이상기후와 동조되고 있는 모습을 보이고 있다(그림 1 참

조>. 특히 연중 폭염일수가 31일에 달했던 2018년에는 식중독 환자 수도 11,504명으로 2002년에서 2022년 기간 중 가장 많았다.

그림 1. 연간 폭염일수 및 집단 식중독 발생 추이 (2002~2022년)



주 1) 좌축은 집단 식중독 환자 수(명)를 의미하며, 우축은 폭염일수(일)를 의미한다.

2) 식중독 자료는 2002~2021년은 확정 통계치이며, 2022년은 잠정 통계치이다.

자료: 기상청 기상자료개방포털. <<https://data.kma.go.kr/cmmn/main.do>>; 식품안전나라. <<https://www.foodsafetykorea.go.kr/>>.

식중독은 구토, 설사, 복통, 발열, 근육력증, 착시현상, 신경장애, 호흡곤란 등의 다양한 증상을 일으킬 뿐만 아니라 면역저하자에게는 수막염, 패혈증을 일으키기도 함으로써 개인의 삶의 질을 하락시킨다. 또한 사회·경제적으로도 많은 손실을 발생시킨다. 식품의약품안전처(이하 식약처)의 2022년 보도 자료에 따르면, 병원 진료비 등과 같이 개인에게 직접적으로 발생하는 비용은 4,625억 원이나, 식중독 발생에 따른 우리나라의 사회·경제적 손실 비용은 연간 1조 8,532억 원(개인 비용 1조 6,418억 원, 기업 비용 1,958억 원, 정부 비용 156억 원)에 이르는 것으로 나타났다.¹⁾ 이처럼 식중독으로 인해 막대한 사회·경제적 비용이 발생하고 있다.

90년대 후반부터 최근까지 국내외 연구들은 (신호성 외, 2009; 김동진 외, 2012; 신호성 외, 2015; Bentham & Langford, 2001; Checkley et al., 2000; D'souza & Jaykus, 2003; Kovats et al., 2004; Madico et al., 1997) 기후변화와 식중독의 관계를 연구해 왔으나 최근 증가되고 있는 이상기후는 고려하지 못했다. 또한 인과관계가 아닌 상관관계 분석에 그친 한계점이 있다. '폭염일수가 증가할수록 식중독 발생 가능성이 증가한다'는 상관관계는 일반적인 상식으로 받아들여지고 있으나, 그 영

1) 우리나라 식중독 발생현황(2016~2018년)을 근거로 산출되었다. 개인 비용은 병원비 등과 같은 직접비용과 작업 휴무에 따른 생산성 손실 비용과 같은 간접비용 등을 의미하며, 기업 비용은 제품 회수, 보상, 브랜드 가치 하락 등에 따른 손실 비용을 의미한다. 그리고 정부 비용은 관련 기관의 지도, 점검, 역학조사, 검체 구입 등에 소요되는 비용을 의미한다.

향의 구체적 크기에 대해서는 지금껏 알려진 바가 없기에 그 크기가 정책적 고려가 필요 없는 수준으로 작은 수준인지, 예상보다 피해가 훨씬 커 시급한 정책적 고려가 필요한 수준인지를 판단하는 데 어려움이 있다. 그런데 인과관계가 아닌 상관관계를 추정하는 경우에는 추정치의 크기뿐 아니라 추정치의 방향도 편의를 가질 수 있는 한계점이 있다. 이에 본 연구는 이러한 선행연구의 공백을 메우고자 도구변수를 사용하여 폭염이 집단 식중독 발생에 미치는지 인과적 효과(causal effect)를 분석하였으며, 이를 통해 관련 논의 및 정책 수립을 위해 필요한 기초 정보를 제공한다는 점에서 기여점이 있다.

본 연구의 내용은 다음과 같다. 제2장에서는 분석 자료 및 모형에 대해 설명한다. 그리고 제3장에서는 분석 결과를 설명한다. 또한 분석 결과의 강건성 검증도 실시한다. 마지막으로, 제4장에서는 연구의 결론 및 시사점을 제시한다.

2. 자료 및 연구방법

2.1. 분석 자료

본 연구의 종속변수인 집단 식중독 환자 수는 식약처에서 제공하는 식중독 통계 중, 2002년부터 2020년까지의 시·도별 연간자료를 이용하였다.²⁾ 식약처에서 ‘식중독 발생원인 조사절차에 관한 규정’에 따라 산출하는 식중독 통계는 집단 식중독³⁾에 대한 통계자료이다. 따라서, 보고되는 식중독 환자 수가 실제 발생한 식중독 환자 수 보다 적은 문제점이 발생한다. 또한 식중독 발생 인지 시 관할 지자체에 보고할 의무를 갖는 의사, 한의사 및 집단급식소 설치·운영자가 보고를 하지 않을 경우에도, 식중독 환자 수 통계가 과소 산출되는 문제점이 발생할 가능성이 있다.⁴⁾ 따라서 식약처의 통계는 식중독 환자 수가 과소 보고되는 측정오차(measurement error)의 문제를 내재하고 있다. 그러나 종속변수에 측정오차가 있을 경우, 추정된 계수의 분산은 증가하게 되지만, 불편추정량이라는 사실에는 변함이 없으므로, 유효한 통계적 추론이 가능하다(Gujarati, 2015; Greene, 2018; Wooldridge, 2019).

한편, 식품의약품안전처는 2002년부터 17개 시·도별 연간 집단 식중독 환자 수를 제공하고 있다. 세종특별자치시(이하 세종시)의 경우, 2012년 7월 1일 충청북도와 충청남도의 일부 지역이 병합되어 출범하였기 때문에, 2002년부터 2011년까지 결측치를 가지고 있다. 따라서 본 연구에서는 17개 시·도 중 세종시를 제외한 16개 시·도를 분석대상으로 하였다.

폭염일수는 일 최고 기온이 33℃ 이상인 날의 수를 의미하며, 전국 66개 지점에 위치한 기상관측 자

2) 분석에 이용된 집단 식중독 통계는 식품의약품안전처에서 운영하는 식품안전나라 웹사이트에서 이용 가능. <<https://www.foodsafetykorea.go.kr/main.do>>. 검색일: 2023. 7. 6.

3) 집단 식중독이란, 동일한 식품의 섭취로 인하여 2인 이상의 사람이 유사한 질병을 경험한 사건을 의미한다.

4) Bellemare & Nguyen(2018) 또한 미국 정부의 식중독 발생 통계를 이용한 연구에서 같은 문제점을 지적하였다.

료를 바탕으로 산출된다.⁵⁾ 본 연구에서는 기상청의 광역별 평균 산출 기준을 따라, 전국 66개 지점에서 수집한 연평균 폭염일수를 이용하여, 16개 시·도별 연간 폭염일수를 계산하였다.⁶⁾ 그리고 집단 식중독 발생의 주요 원인 중 하나인 습도(Wang et al., 2018)를 통제하기 위하여 16개 시·도별 연간 강수일수를 역시 같은 방법으로 계산하였다. 지역별, 연도별 연간 폭염일수 및 집단 식중독 환자 수는 〈부표 1〉~〈부표 4〉에 각각 제시하였다.

선행연구들은 지역, 성별, 연령, 고용상황, 소득수준 역시 식중독 발생에 영향을 미치는 요인으로 고려하였다(Doorduyn et al., 2006; Scallan et al., 2011; Newman et al., 2015; Varga et al., 2015; Krinsky et al., 2022). 지역, 성별, 연령, 고용상황, 소득수준에 따른 상이한 식생활 양식 및 건강 상태는 식중독 발생에 영향을 줄 수 있다. 가령 지자체별로 식중독 발생을 예방하기 위한 세부 정책 및 인프라가 다를 수 있다. 성별의 경우 남성과 여성은 생물학적 차이로 인해 일일 식품 섭취량 및 건강에 차이가 있을 수 있으며, 연령의 경우 청년, 중년, 고령층은 식생활 행태뿐만 아니라 건강 상태에 차이를 보일 수 있다. 그리고 실업자의 경우 식품소비 및 건강관리 비용을 줄일 수 있으므로 이로 인해 식중독 발생에 차이가 나타날 수 있다. 또한 소득수준의 높고 낮음에 따라 식품소비행태와 건강 수준이 상이할 수 있으므로 이에 대한 고려 역시 필요하다. 따라서 본 연구에서는 지역적 특성이 집단 식중독 발생에 미치는 영향을 통제하고자 지역 고정효과를 모형에 포함하였다. 또한 성별 및 연령에 따른 집단 식중독 발생을 통제하고자 통계청에서 제공하는 시·도별 성별, 연령별 인구통계를 이용하여 성비, 연령별 인구 구성비(0~19세, 20~44세, 45~64세, 65세 이상)를 계산 후 이를 통제변수에 포함하였다. 그리고 고용상황과 소득수준을 통제하기 위해 통계청에서 제공하는 실업률, 1인당 지역 내 총생산(GRDP)을 통제변수에 포함하였다.⁷⁾

본 연구는 시·도별 1인당 연간 가정용 전력소비량(KWh)을 도구변수(instrumental variable)로 사용하였다. 시·도별 1인당 가정용 전력소비량을 계산하기 위하여, 국가에너지통계 종합정보시스템(KESIS)에서 제공되는 한국전력 자료를 이용하였다.⁸⁾ 이 자료는 시·도별 연간 가정용 전력소비량(GWh)으로 제공되므로 시·도별 연간인구수를 이용하여 시·도별 1인당 연간 가정용 전력소비량으로 변환하여 사용하였다.

분석을 위해, 앞에서 설명한 식품의약품안전처 집단 식중독 자료, 기상청 기상자료, 통계청 자료, 한국전력 전력소비량 자료를 결합하여, 2002년부터 2020년까지 16개 시·도에 대한 균형 패널자료(balanced panel data)를 구성하였다. 기초통계량은 〈표 1〉과 같다.

5) 분석에 이용된 기상데이터는 기상청 기상자료개방포털에서 이용 가능. <<https://data.kma.go.kr/cmmn/main.do>>. 검색일: 2023. 7. 6.

6) 가령 전남지역(광주 제외)의 연평균 폭염일수는 목포, 여수, 완도, 장흥, 해남, 고흥의 연간 폭염일수를 산술평균하여 계산된다.

7) 분석에 사용된 통계청 데이터는 국가통계포털(KOSIS)에서 이용 가능. <<https://kosis.kr/index/index.do>>. 검색일: 2023. 7. 6.

8) 분석에 사용된 한국전력 데이터는 국가에너지통계 종합정보시스템(KESIS)에서 이용 가능. <<https://www.kesis.net/main/main.jsp>>. 검색일: 2023. 7. 6.

표 1. 기초통계량

변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
연간 폭염일수	11.511	9.652	0.000	54.000
1인당 연간 가정용 전력소비량 (KWh)	1,158.732	164.119	731.094	1,491.231
남성 비율	0.501	0.005	0.487	0.515
0~19세 비율	0.229	0.035	0.151	0.315
20~44세 비율	0.378	0.043	0.276	0.473
45~64세 비율	0.271	0.042	0.174	0.346
65 이상 비율	0.122	0.039	0.043	0.231
실업률 (%)	3.186	0.893	1.300	5.000
1인당 GRDP(천 원)	27,549.329	11,435.659	10,694.000	65,370.000
연간 강수일수	109.776	13.386	76.000	146.500
연간 식중독 환자 수 (100만 명당)	152.936	142.867	2.693	1,025.586

주: 2002년부터 2020년까지 16개 시도의 기초통계량(N = 304).
자료: 저자 작성.

2.2. 분석 모형

기후변화가 집단 식중독 발생에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 아래와 같은 모형을 사용한다.

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_1 + \beta_1 H_{it} + \delta_1 X_{it} + \tau_i + \eta_i \times year_t + e_{it}. \quad (1)$$

위 식 (1)의 종속변수인 $\ln(Y_{it})$ 에서 Y_{it} 는 지역 i 에서 t 해에 발생한 식중독 환자 수를 나타낸다. 내생 변수인 H_{it} 는 지역 i , 연도 t 의 연간 폭염일수를 나타낸다. 벡터 X_{it} 는 시·도별 성비, 연령별 인구 구성비 (20~44세, 45~64세, 65세 이상), 실업률, 1인당 지역 내 총생산(GRDP), 연간 강수일수를 포함한다. τ_i 는 각 지역 고유의 특성을 반영하는 고정효과(fixed effects)를, η_i 는 지역별 추세(time trend)를 나타낸다.⁹⁾ 그리고 e_{it} 는 오차항(error term)을 나타낸다. 식 (1)에서 내생변수인 H_{it} 는 측정오차 또는 누락변수(omitted variable)로 인해 오차항과 상관(correlated)될 수 있다. 이로 인한 내생성(endogeneity)을 통제하기 위하여, 본 연구에서는 도구변수를 사용하였다. 도구변수는 내생변수와 상관되어야 할 뿐만 아니라(i.e., the relevance condition), 오차항과는 상관되지 않아야(uncorrelated)한다(i.e., the exogeneity condition). 즉, 도구변수는 오직 내생변수를 통해서만 종속변수에 영향을 미쳐야 한다(i.e., the exclusion restriction).

⁹⁾ 지자체별로 집단 식중독 발생에 영향을 미치는 여러 요인들(예: 각 지자체가 집단 식중독 예방에 사용하는 예산, 인력 등)의 추세(time trend)가 상이할 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 지역별 추세를 사용하였다. STATA를 이용하여 분석할 경우 지역별 추세는 'i.region##c.year'과 같이 코딩할 수 있다.

본 연구에서는 다음과 같은 이유로, 시·도별 1인당 연간 가정용 전력소비량을 내생변수인 시·도별 연간 폭염일수에 대한 도구변수로 사용하였다. 첫째, 폭염과 같은 무더운 날씨에는 에어컨과 같은 가정용 냉방기기의 사용이 증가할 수 있다. 이 경우, 연간 폭염일수와 1인당 연간 가정용 전력소비량은 양의 상관관계를 가질 것이다. 둘째, 가정용 전력소비량은 공공기관(예: 학교, 병원, 양로원 등의 급식시설)이나 음식점에서 발생하는 집단 식중독 환자와는 관련이 없다. 즉, 가정용 전력소비량은 가정 이외의 식중독 원인시설에서 발생하는 집단 식중독 환자 수에 직접적인 영향을 미치지 않는다. 그러나 가정용 전력소비량이 가정에서의 냉장고 사용량과 양의 상관관계를 가짐으로써, 궁극적으로 가정에서 발생하는 집단 식중독과 상관관계를 가질 가능성이 있다. 그러나 냉장고의 역할이 365일 24시간 가동됨으로써 식품을 신선하게 유지하는 것임을 고려할 때, 장시간 정전으로 인해 상한 냉장고의 음식을 섭취하여 식중독에 걸리는 극단적인 경우를 제외하면 가정용 전력소비량이 가정에서의 냉장고 사용량과 양의 상관관계를 가짐으로써, 궁극적으로 가정에서 발생하는 집단 식중독과 상관관계를 가질 가능성은 매우 낮을 것으로 생각된다. 또한 2002년부터 2022년까지 발생한 집단 식중독 환자 중 가정집에서 발생한 식중독 환자의 비율은 0.8%로 다른 원인시설들에 비해 상대적으로 매우 작다(그림 2 참조). 그러므로 가정용 전력소비량이 가정에서의 냉장고 사용량과 상관되어 궁극적으로 집단 식중독 환자 수와 유의미한 상관관계를 가진다고 하더라도 그 영향은 상대적으로 매우 작을 것으로 기대된다. 따라서 본 연구에서는 도구변수인 1인당 연간 가정용 전력소비량이 오직 내생변수인 연간 폭염일수와의 상관관계를 통해서만 종속변수인 연간 집단 식중독 환자 수에 영향을 미치는 것으로 가정하여, 2단계 도구변수 추정법(2SLS) 중 1단계를 식 (2)와 같이 설정하였다.

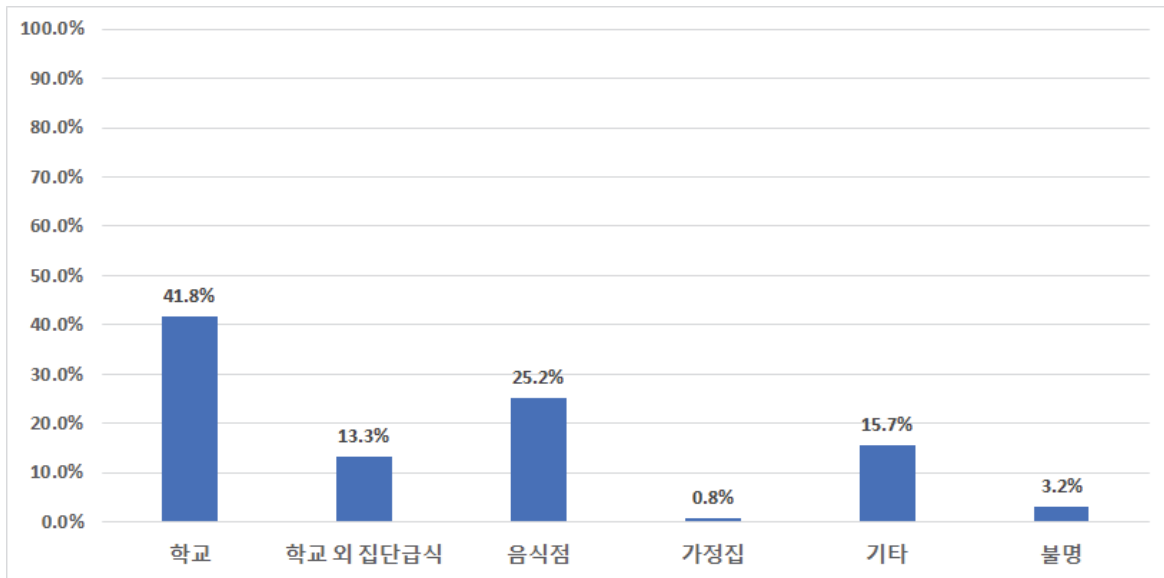
$$H_{it} = \alpha_2 + \beta_2 P_{it} + \delta_2 X_{it} + \tau_i + \eta_i \times year_t + u_{it} \quad (2)$$

위 식 (2)에서 P_{it} 는 지역 i , 연도 t 의 1인당 연간 전력소비량을 나타낸다. 그리고 u_{it} 는 오차항을 나타낸다. 2SLS 중 2단계는 식 (3)과 같이 설정한다.

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_3 + \beta_3 \hat{H}_{it} + \delta_3 X_{it} + \tau_i + \eta_i \times year_t + v_{it}, \quad (3)$$

식 (3)에서 $\hat{H}_{it}$ 는 1단계에서 내생변수 H_{it} 를 도구변수 P_{it} 에 회귀하여 얻은 내생변수 H_{it} 의 예측값을 나타낸다. 그리고 v_{it} 는 오차항을 나타낸다.

그림 2. 원인 시설별 집단 식중독 환자 수 비율 (2002~2022년)



주: 식중독 자료는 2002~2021년은 확정 통계치이며, 2022년은 잠정 통계치이다.
 자료: 식품안전나라. <<https://www.foodsafetykorea.go.kr/>>.

3. 분석 결과

3.1. 2SLS 분석 결과

본 연구의 관심변수인 연간 폭염일수가 내생변수인지 통계적으로 확인하기 위하여 Hausman endogeneity test를 실시하였다. Hausman endogeneity test의 1단계에서 폭염일수 H_{it} 를 식 (1)의 설명변수들에 회귀하여 잔차(residuals)를 구한 후 2단계에서 식 (1)의 종속변수 $\ln(Y_{it})$ 를 폭염일수 H_{it} 와 설명변수들, 그리고 잔차에 회귀하였다. 아래 <표 2>는 2단계로 진행된 Hausman endogeneity test의 2단계에서 얻은 결과를 보여준다. 만약 Hausman endogeneity test의 1단계에서 얻은 잔차(residuals)의 계수가 통계적으로 유의하지 않으면, 폭염일수는 해당모형에서 내생변수가 아닌 것으로 간주된다. <표 2>를 보면 잔차의 계수가 모형 (1)에서는 통계적으로 유의하지 않지만, 모형 (2), (3)에서는 통계적으로 유의한 것을 확인할 수 있다. 즉, 모형 (1)에서는 폭염일수가 내생변수가 아니지만, 모형 (2), (3)에서는 폭염일수가 내생변수로 나타났다. 하지만 도구변수의 사용여부는 Hausman endogeneity test를 통해 기계적으로 결정되어서는 안되며, 대신 해당 모형이 내생성을 야기하는 요인들을 가지고 있는지에 대한 판단에 따라 결정되어야 한다 (Gujarati, 2015). 시·도별 폭염일수는 전국 66개 지점에 위치한 기상관측 자료를 바탕으로 산출되는데, 전국 66개 지점이 우리나라 전 지역 곳곳의 기상 상황을 100% 정확히 반영할 수는 없기에, 측정오차의 문제가 발생할 수 있다. 또

한 집단 식중독 발생에 영향을 미치는 변수들 중 콜드체인 시스템 보급률과 같이 공변량에 포함되지 못한 변수들이 있기에 누락변수(omitted variable)의 문제 역시 발생할 수밖에 없다. 이로 인해 폭염일수가 오차항과 상관(correlated)되는 내생성이 발생할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 지역 고정효과(region fixed effects)와 지역별 추세(region specific time trends)를 모두 포함하지 않는 모형에 대해서도 내생성(endogeneity)을 통제하기 위하여 도구변수를 사용하였다.

표 2. Hausman endogeneity test

독립변수	종속변수: 연간 집단 식중독 환자 수		
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)
Residuals from the 1st stage of Hausman test	-0.013 (0.033)	-0.119** (0.050)	-0.062* (0.033)
Region	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y
Observations	304	304	304

주: 모든 모형은 연간 폭염일수, 남성 비율, 20~44세 비율, 45~64세 비율, 65세 이상 비율, 실업률(%), 1인당 GRDP(천 원), 연간 강수일수를 변수로 포함하였다. 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다. 모든 변수에 대한 회귀분석 결과는 <부표 5>에 첨부하였다.
자료: 저자 작성.

아래 <표 3>은 2SLS의 1단계에서, 도구변수인 1인당 연간 전력소비량과 내생변수인 연간 폭염일수가 통계적으로 유의미하게 양의 상관관계를 갖고 있음을 보여준다. 그런데 만약, 도구변수와 내생변수의 상관관계(correlation)가 약할 경우, 도구변수를 이용한 추정은 편의(bias)를 가지게 된다. 따라서, 사용하려고 하는 도구변수가 약한 도구변수(weak instruments)인지 아닌지를 검정하기 위하여 귀무가설이 ‘도구변수가 약하다’인 F-test를 시행하였다. 일반적으로, F 검정통계량(F-statistic)이 10보다 클 경우에는 도구변수가 약하지 않다고 간주한다(Gujarati, 2015). <표 3>의 모형 (1), (2), (3)에서 F 검정통계량이 10이 넘으므로, 본 연구에서는 1인당 연간 전력소비량을 연간 폭염일수에 대한 도구변수로 사용하였다.

표 3. 1단계 회귀분석

독립변수	종속변수: 연간 폭염일수		
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)
1인당 연간 가정용 전력소비량 (KWh)	0.027*** (0.008)	0.032*** (0.010)	0.043*** (0.013)
Region	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y
Observations	304	304	304
F-test on instrument	11.41	11.09	10.68

주: 모든 모형은 남성 비율, 20~44세 비율, 45~64세 비율, 65세 이상 비율, 실업률(%), 1인당 GRDP(천 원), 연간 강수일수를 변수로 포함하였다. 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다. 모든 변수에 대한 회귀분석 결과는 <부표 6>에 첨부하였다.
자료: 저자 작성.

아래 <표 4>는 2SLS의 2단계에서, 최소자승(OLS)과 도구변수를 이용하여 추정한 결과를 보여준다. 도구변수를 이용하여 추정한 모형 중 지역 고정효과(region fixed effects)와 지역별 추세(region specific time trends)를 모두 제어(control)한 모형 (6)의 결과를 살펴보면, 연간 폭염일수가 1일 증가할 경우, 연간 식중독 환자 수는 약 7.4% 증가하는 것으로 나타났다. 반면 모형 (1)~(4)와 같이 도구변수를 사용하지 않거나 도구변수를 사용하지만 지역 고정효과와 지역별 추세를 모두 제어하지 않은 경우에는 통계적으로 유의미한 결과를 얻을 수 없었다. 한편, 모형 (5)와 같이 도구변수를 사용하지만 지역별 추세를 제어하지 않고 지역 고정효과만을 제어한 경우에는 추정치가 모형 (6)에 비해 과대 추정 되는 것으로 나타났다.

표 4. 2단계 회귀분석

독립변수	종속변수: 연간 집단 식중독 환자 수					
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	IV (4)	IV (5)	IV (6)
연간 폭염일수	0.000 (0.008)	0.015 (0.010)	0.016 (0.011)	0.013 (0.031)	0.131** (0.057)	0.074** (0.037)
Region	N	Y	Y	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y	N	N	Y
Observations	304	304	304	304	304	304

주: 모든 모형은 남성 비율, 20~44세 비율, 45~64세 비율, 65세 이상 비율, 실업률(%), 1인당 GRDP(천 원), 연간 강수일수를 변수로 포함하였다. 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다. 모든 변수에 대한 회귀분석 결과는 <부표 7>에 첨부하였다.

자료: 저자 작성.

3.2. 강건성 검증

3.2.1. 14개 시도 데이터 이용

제2장에서 논의한 것과 같이 세종시는 2012년 7월 1일 충청북도와 충청남도의 일부 지역이 병합되어 출범하였다. 이러한 구조적 변화가 추정 결과에 영향을 미칠 가능성이 있으므로 분석 결과의 강건성 검정을 위하여 세종시뿐만 아니라 충청북도와 충청남도를 제외한 14개 시·도의 데이터만을 이용하여 결과를 다시 추정하였다. 그 결과는 아래 <표 5>와 같다. 분석 결과 연간 폭염일수가 1일 증가할 경우, 연간 집단 식중독 환자 수는 약 7.2% 증가하는 것으로 나타나 앞의 분석 결과와 유사하게 나타났다. 따라서 본 연구의 분석 결과가 강건하다고 판단된다.

표 5. 2단계 회귀분석 (14개 시도 데이터 이용)

독립변수	종속변수: 연간 집단 식중독 환자 수					
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	IV (4)	IV (5)	IV (6)
연간 폭염일수	0.001 (0.008)	0.018 (0.012)	0.019 (0.012)	0.014 (0.034)	0.134** (0.065)	0.072* (0.041)
Region	N	Y	Y	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y	N	N	Y
Observations	266	266	266	266	266	266

주: 모든 모형은 남성 비율, 20~44세 비율, 45~64세 비율, 65세 이상 비율, 실업률(%), 1인당 GRDP(천 원), 연간 강수일수를 변수로 포함하였다. 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다. 모든 변수에 대한 회귀분석 결과는 <부표 8>에 첨부하였다.

자료: 저자 작성.

3.2.2. 플래시보 검정(placebo tests)

본 연구에서는 1인당 연간 가정용 전력소비량을 연간 폭염일수에 대한 도구변수로 사용하였다. 추정 결과 연간 폭염일수가 1일 증가할 경우, 연간 집단 식중독 환자 수가 약 7.4% 증가하는 것으로 나타났다. 그런데 만약 도구변수의 조건을 갖추지 못한 다른 변수를 도구변수로 사용하여도 비슷한 결과를 얻을 수 있다면, 위에 제시된 결과들이 확률적으로 우연히 얻어진 결과일 가능성을 배제할 수 없다. 따라서, 내생변수인 연간 폭염일수와 상관관계가 없을 것으로 기대되는 주민 1인당 생활폐기물 배출량(kg/일)을 도구변수로 이용하여, 결과를 다시 추정해 보았다. 아래 <표 6>은 2SLS의 1단계에서, 도구변수인 주민 1인당 생활폐기물 배출량과 내생변수인 연간 폭염일수가 모형 (1), (2), (3)에서 통계적으로 유의미한 상관관계를 갖고 있지 않음을 보여준다. 또한 F 검정통계량이 0에 가까운 값을 가지기 때문에 주민 1인당 생활폐기물 배출량이 약한 도구변수임을 알 수 있다.

표 6. 1단계 회귀분석 (도구변수: 생활폐기물 배출량)

독립변수	종속변수: 연간 폭염일수		
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)
주민1인당 생활폐기물 배출량(kg/일)	1.153 (6.000)	-0.095 (2.571)	3.509 (3.854)
Region	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y
Observations	304	304	304
F-test on instrument	0.04	0.00	0.83

주: 모든 모형은 남성 비율, 20~44세 비율, 45~64세 비율, 65세 이상 비율, 실업률(%), 1인당 GRDP(천 원), 연간 강수일수를 변수로 포함하였다. 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다. 모든 변수에 대한 회귀분석 결과는 <부표 9>에 첨부하였다.

자료: 저자 작성.

〈표 7〉은 주민 1인당 생활폐기물 배출량을 도구변수로 사용하여 추정한 2단계 회귀분석 결과를 보여 준다. 1인당 연간 가정용 전력소비량을 도구변수로 사용했을 때와는 달리, 통계적으로 유의미한 결과를 얻을 수 없었다. 따라서 〈표 4〉에 제시된 결과들이, 확률적으로 우연히 얻어질 가능성은 낮은 것으로 판단된다.

표 7. 2단계 회귀분석 (도구변수: 생활폐기물 배출량)

독립변수	종속변수 : 연간 식중독 환자 수		
	IV (1)	IV (2)	IV (3)
연간 폭염일수	0.154 (1.042)	4.934 (123.220)	-0.185 (0.309)
Region	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y
Observations	304	304	304

주: 모든 모형은 남성 비율, 20~44세 비율, 45~64세 비율, 65세 이상 비율, 실업률 (%), 1인당 GRDP (천 원), 연간 강수일수를 변수로 포함하였다. 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다. 모든 변수에 대한 회귀분석 결과는 〈부표 10〉에 첨부하였다.
자료: 저자 작성.

3.2.3. 공변량 유무에 따른 결과

본 연구에서는 공변량으로 남성 비율, 20~44세 비율, 45~64세 비율, 65세 이상 비율, 실업률 (%), 1인당 GRDP (천 원), 연간 강수일수를 사용하였다. 각 공변량의 모형 포함 여부에 따른 추정치의 변화를 살펴보기 위한 강건성 테스트를 진행하였으며, 그 결과는 〈표 8〉과 같다. 〈표 8〉의 모형 (1)~(5)는 본 연구에서 사용한 공변량의 일부를 포함하고 있으며, 모형 (6)은 본 연구에서 사용한 모든 공변량을 포함하고 있다. 모형 (1)~(6)에서 모두 유의미한 양의 효과가 나타나, 폭염일수의 증가가 집단 식중독 환자 수를 유의미하게 증가시킨다는 연구 결과는 강건한 것으로 나타났다.

표 8. 2단계 회귀분석 (공변량 유무에 따른 분석)

독립변수	종속변수: 연간 집단 식중독 환자 수					
	IV (1)	IV (2)	IV (3)	IV (4)	IV (5)	IV (6)
연간 폭염일수	0.194** (0.081)	0.151** (0.067)	0.086** (0.041)	0.085** (0.040)	0.085** (0.042)	0.074** (0.037)
남성 비율	N	Y	Y	Y	Y	Y
20~44세 비율	N	N	Y	Y	Y	Y
45~64세 비율	N	N	Y	Y	Y	Y
65세 이상 비율	N	N	Y	Y	Y	Y
실업률(%)	N	N	N	Y	Y	Y
1인당 GRDP(천 원)	N	N	N	N	Y	Y
연간 강수일수	N	N	N	N	N	Y
Region	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region × Time trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	304	304	304	304	304	304

주: 모형 (2)~(5) 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, 모형 (1)의 경우 cluster-robust standard errors가 추정되지 않아 robust standard errors로 추정함. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다.

자료: 저자 작성.

4. 결론

최근 우리나라에서도 이상기후의 빈도와 강도가 증가하고 있다. 특히 폭염은 발생이 점차 증가하고 있을 뿐만 아니라 집단 식중독 발생과 동조되는 모습을 보이고 있다. 가령, 연중 폭염일수가 31일에 달했던 2018년에는 집단 식중독 환자 수가 11,504명으로 2002년에서 2022년 기간 중 가장 많았다.

하지만 선행연구들은 기후변화와 식중독 발생의 상관관계 분석에 그친 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 시·도별 연간 가정용 1인당 전력소비량(KWh)을 연간 폭염일수에 대한 도구변수로 사용하여 폭염이 집단 식중독 발생에 미치는 영향을 추정하였다. 추정 결과 연간 폭염일수가 1일 증가할 경우 연간 집단 식중독 환자 수는 약 7.4% 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 이러한 결과는 14개 시·도별 자료를 이용한 강건성 검정, 주민 1인당 생활폐기물 배출량을 이용한 플라시보 검정 및 공변량 유무에 따른 강건성 검정에서도 강건한 것으로 나타났다.

본 연구결과는 다음과 같은 몇 가지 정책적 시사점을 제시한다. 첫째, ‘연간 폭염일수가 1일 증가할 경우 연간 집단 식중독 환자 수는 약 7.4% 증가’한다는 본 연구의 결과와 2022년도 식약처 보도자료를 활용하여 추정한 결과, 연간 폭염일수가 1일 증가할 경우 집단 식중독으로 인한 연간 사회경제적 손실비용은 개인 비용 1,215억 원(직접비용 350억 원, 간접비용 865억 원), 기업 비용 145억 원, 정부 비용 12억 원 등 총 1,371억 원에 이를 것으로 예상된다.¹⁰⁾ 따라서 폭염으로 인한 사회·경제적 손실비용 추

산 시, 만약 집단 식중독 발생으로 인한 비용을 포함하지 않을 경우에는, 폭염으로 인한 사회·경제적 피해액이 과소 계산되는 문제가 있다. 따라서 폭염 완화(mitigation) 및 적응(adaptation) 정책 수립을 위한 비용편익 분석 시 집단 식중독 발생으로 인한 사회·경제적 비용이 반드시 포함되어야 한다.

둘째, 폭염으로 인한 집단 식중독 환자 증가로 인해 발생하는 사회·경제적 비용 중 개인비용은 1,215억 원으로 총 비용의 89%에 이르고 있다. 이는 앞서 언급한 사회·경제적 비용 중 상당수를 우리사회의 경제주체인 정부, 기업, 개인 중 개인이 과도하게 부담하고 있다는 것을 의미한다. 하지만 폭염의 발생 원인이 어느 한 경제 주체에게만 있는 것은 아니다. 따라서 정부는 집단 식중독 예방 정책에 적절한 예산을 투입함으로써, 폭염으로 인한 경제주체 간 경제적 불평등을 개선할 필요가 있다.

셋째, 기업은 폭염으로 인해 집단 식중독이 발생할 경우 제품 회수, 보상, 브랜드 가치 하락에 의해 경제적 손실을 보게 된다. 또한 사회의 주요 경제주체로서 기업의 사회적 책임(CSR)이 강조되고 있는 현실을 고려할 때, 기업 역시 기후변화로 인한 집단 식중독 발생에 적응할 필요가 있다. 따라서 기업은 식품 및 식자재 유통과정에서 콜드체인을 구축 및 개선함으로써 폭염으로 인한 집단 식중독 발생을 줄이기 위한 노력이 필요하다.

넷째, 집단 식중독 환자가 발생하는 장소는 학교(41.8%), 음식점(25.2%), 기타(15.7%), 학교 외 집단급식(13.3%), 불명(3.2%), 가정집(0.8%) 순으로, 대부분의 집단 식중독이 학교를 포함한 집단급식시설(55.1%)을 통해 발생하는 것을 알 수 있다. 따라서 정부는 폭염으로 인한 집단 식중독 발생에 대비하기 위하여, 집단급식시설뿐만 아니라 집단급식시설에 음식 및 식자재를 납품하는 식품 관련 기업에 대한 위생 점검을 강화할 필요가 있다. 또한 음식점도 집단 식중독 환자발생의 주요 원인시설이므로, 정부는 ‘음식점 위생등급제’와 같은 다양한 집단 식중독 예방 정책을 지속적으로 개발 및 실행할 필요가 있다.

마지막으로, 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 첫째, 습도 역시 집단 식중독을 일으키는 주요 요인이지만 본 연구에서는 습도를 내생변수로 고려하여 분석하지 못한 한계점이 있어, 후속 연구에서는 이에 대한 고려가 필요하다. 둘째, ‘기상청 기상자료개방포털’의 경우 습도와 관련하여 연평균 습도 또는 ‘습도가 일정 수준 이상인 일수’와 같은 보다 직접적인 자료를 제공하고 있지 않아, 습도 대신 강수일수를 변수로 사용한 한계점이 있다. 셋째, 콜드체인 시스템은 식품 위생을 향상시켜 식중독 발생을 감소시킬 수 있다. 하지만 본 연구에서는 변수로 고려되지 못한 한계점이 있다. 따라서 후속 연구에서는 이와 관련된 데이터를 수집하여, 모형에 변수로 포함하여 분석할 필요가 있다. 넷째, 본 연구는 일별 또는 주간 데이터 대신 연간 데이터를 사용하였기 때문에 폭염일수와 집단 식중독 환자 발생의 관계를 보다 명확히 도출하지 못한 한계점이 있다. 따라서 후속 연구에서는 일별 또는 주간 데이터를 활용하여 분석할 필요가 있다. 다섯째, 식약처 보고서는 ‘개인과 집단이 망라된 자료를 사용’하고 있는 반면,

10) 예를 들어, 연간 폭염일수가 1일 증가할 경우 집단 식중독으로 인한 사회경제적 손실비용 중 개인 비용 1,215억 원은, 2022년 식약처 보도자료에 제시된 식중독으로 인한 연간 개인비용 16,418억 원에 7.4%를 곱하여 계산되었다(16,418억 원 × 0.074 = 1,215억 원).

본 연구는 집단 식중독 자료를 사용하고 있다. 이에 연간 폭염일수가 1일 증가할 경우 집단 식중독으로 인한 연간 사회경제적 손실비용을 추산하기 위하여 ‘폭염이 집단 식중독에 미치는 영향’과 ‘폭염이 개인(1인) 식중독에 미치는 영향’이 동일하다는 가정을 하고 있는 한계점이 있다. 이에 후속 연구에서는 보다 정확한 추정을 위해 ‘집단 식중독으로 인한 연간 사회경제적 손실비용’ 자료를 이용할 필요가 있다.



이 저작물은 크리에이티브 커먼즈 저작자표시-비영리-변경금지 4.0 국제 라이선스에 따라 이용하실 수 있습니다.

This work is licensed under CC BY-NC-ND 4.0.

참고문헌

- 김동진, 신호성, 채수미. (2012). 기후변화가 설사병 발생에 미치는 영향 분석. *보건사회연구*, 32(1), 281-297. <http://doi.org/10.15709/hswr.2012.32.1.281>
- 신호성, 윤시몬, 정진욱, 김정선. (2015). 기후변화와 연령특성이 장염 발생에 미치는 영향. *보건사회연구*, 35(1), 186-210. <http://doi.org/10.15709/hswr.2015.35.1.186>
- 신호성, 정기혜, 윤시몬, 이수형. (2009). 기후변화와 식중독 발생 예측. *보건사회연구*, 29(1), 143-162. <http://doi.org/10.15709/hswr.2009.29.1.123>
- 정대희, 한두봉. (2018). 기후변화를 고려한 쌀 토지생산성 모형의 예측력 평가. *환경정책*, 26(4), 197-222. <http://doi.org/10.15301/jepa.2018.26.4.197>
- 국가통계포털(KOSIS). <<https://kosis.kr/index/index.do>>. 검색일: 2023. 7. 6.
- 기상청 기상자료개방포털. <<https://data.kma.go.kr/cmmn/main.do>>. 검색일: 2023. 7. 6.
- 식품안전나라. <<https://www.foodsafetykorea.go.kr/>>. 검색일: 2023. 7. 6.
- Doorduyn, Y., Van Den Brandhof, W. E., Van Duynhoven Y. T. H. P., Wannet, W. J. B., & Van Pelt, W. (2006). Risk factors for Salmonella Enteritidis and Typhimurium (DT104 and non-DT104) infections in The Netherlands: predominant roles for raw eggs in Enteritidis and sandboxes in Typhimurium infections. *Epidemiology & Infection*, 134(3), 617-626. <https://doi.org/10.1017/s0950268805005406>
- Greene, W. H. (2018). *Econometric analysis*. Pearson.
- Gujarati, D. (2015). *Econometrics by example*. Palgrave.
- Wooldridge, J. M. (2019). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Cengage.
- Bellemare, M. F., & N. Nguyen. (2018). Farmers markets and Food-Borne illness. *American Journal of Agricultural Economics*, 100(3), 676-690. <https://doi.org/10.1093/ajae/aay011>
- Bentham, G., & Langford, I. H. (2001). Environmental temperatures and the incidence of food poisoning in England and Wales. *International journal of biometeorology*, 45, 22-26. <https://doi.org/10.1007/s004840000083>
- Checkley, W., Epstein, L. D., Gilman, R. H., Figueroa, D., Cama, R. I., Patz, J. A., & Black, R. E. (2000). Effects of El Niño and ambient temperature on hospital admissions for diarrhoeal diseases in Peruvian children. *The Lancet*, 355(9202), 442-450. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(99\)06215-7](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(99)06215-7)
- D'souza, D. H., & Jaykus, L. A. (2003). Nucleic acid sequence based amplification for the rapid and sensitive detection of Salmonella enterica from foods. *Journal of Applied Microbiology*, 95(6), 1343-1350. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2672.2003.02106.x>
- Kovats, R. S., Edwards, S. J., Hajat, S., Armstrong, B. G., Ebi, K. L., & Menne, B. (2004). The effect of temperature on food poisoning: a time-series analysis of salmonellosis in ten European countries. *Epidemiology & Infection*, 132(3), 443-453. <https://doi.org/10.1017/s0950268804001992>
- Krinsky, S., Errickson, J. & Ryan, A.M. (2022). Grade pending: the effect of the New York City restaurant sanitary grades inspection program on Salmonellosis. *Journal of Public Health (Berl.)*, 30, 1171-1177. <https://doi.org/10.1007/s10389-020-01384-y>
- Madico, G., McDonald, J., Gilman, R. H., Cabrera, L., & Sterling, C. R. (1997). Epidemiology and treatment of Cyclospora cayetanensis infection in Peruvian children. *Clinical Infectious Diseases*, 24(5), 977-981. <https://doi.org/10.1093/clinids/24.5.977>
- Marx, W., R. Haunschild & L. Bornmann. (2021). Heat waves: a hot topic in climate change research. *Theoretical and Applied Climatology*, 146, 781-800. <https://doi.org/10.1007/s00704-021-03758-y>

- Newman, K. L., Leon, J. S., Rebolledo, P. A., & Scallan, E. (2015). The impact of socioeconomic status on foodborne illness in high-income countries: a systematic review. *Epidemiology & Infection*, 143(12), 2473-2485. <https://doi.org/10.1017/s0950268814003847>
- Scallan, E., Hoekstra, R. M., Angulo, F. J., Tauxe, R. V., Widdowson, M. A., Roy, S. L., Jones, J. L., & Griffin, P. M. (2011). Foodborne illness acquired in the United States—major pathogens. *Emerging infectious diseases*, 17(1), 7. <https://doi.org/10.3201/eid1701.09-1101p1>
- Varga, C., Pearl, D. L. McEwen, S. A., Sargeant, J. M., Pollari, F. & Guerin, M. T. (2015). Area-level global and local clustering of human Salmonella Enteritidis infection rates in the city of Toronto, Canada, 2007-2009. *BMC infectious diseases*, 15(1), 1-13. <https://doi.org/10.1186/s12879-015-1106-6>
- Wang, P., Goggins, W. B., & Chan, E. Y. (2018). Associations of Salmonella hospitalizations with ambient temperature, humidity and rainfall in Hong Kong. *Environment international*, 120, 223-230. <https://doi.org/10.1016/j.envint.2018.08.014>

부록: 폭염일수 및 집단 식중독 환자 수 통계

부표 1. 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기 폭염일수

연도	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	경기
2002	3	1	22	3	8	3	8	4
2003	0	0	5	0	0	0	7	0
2004	10	2	28	5	21	19	20	13
2005	6	0	26	3	18	6	18	10
2006	7	10	27	0	14	11	22	14
2007	4	0	23	1	12	5	20	4
2008	3	0	36	2	18	3	13	9
2009	4	0	18	1	6	0	4	4
2010	2	3	41	1	20	10	20	10
2011	3	1	29	2	13	1	7	6
2012	14	7	30	9	25	17	16	19
2013	2	13	54	0	22	16	37	13
2014	10	0	22	4	8	5	10	9
2015	8	1	21	2	14	12	16	13
2016	24	9	32	7	31	29	14	29
2017	13	6	33	2	29	14	19	12
2018	35	18	40	19	43	37	23	38
2019	15	3	29	9	12	18	8	18
2020	4	4	31	1	13	13	11	5

주: 소수 첫째 자리에서 반올림하여 계산함.

자료: 저자 작성.

부표 2. 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 폭염일수

연도	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
2002	4	3	4	5	1	6	11	1
2003	1	0	0	2	0	2	3	4
2004	9	14	15	17	12	17	21	8
2005	9	6	7	10	4	12	15	3
2006	7	13	10	19	11	16	18	3
2007	6	5	7	12	4	11	16	2
2008	7	11	8	12	5	17	17	2
2009	3	2	1	4	0	5	7	3
2010	9	10	10	14	3	20	16	4
2011	5	2	5	8	6	9	7	4
2012	9	12	14	16	10	16	15	3
2013	9	11	10	21	15	24	21	14
2014	7	6	4	4	1	10	8	1
2015	8	10	6	10	3	13	12	2
2016	15	26	21	25	17	23	28	8
2017	8	11	8	12	9	18	23	12
2018	23	36	32	35	23	33	36	9
2019	11	15	11	12	6	16	14	2
2020	6	6	5	7	5	11	10	4

주: 소수 첫째 자리에서 반올림하여 계산함.

자료: 저자 작성.

부표 3. 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기 집단 식중독 환자 수

단위: 명

연도	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	경기
2002	214	33	111	245	145	70	15	572
2003	2,513	316	373	179	36	232	24	1,170
2004	1,187	483	566	31	338	219	601	2,980
2005	733	190	619	248	42	70	82	1,196
2006	2,559	397	700	2,227	198	77	571	1,797
2007	505	891	490	790	129	204	219	1,724
2008	352	599	439	341	90	143	827	2,163
2009	1,189	217	241	248	165	223	284	1,073
2010	825	665	188	265	261	170	135	2,694
2011	740	1,046	230	481	50	277	137	1,505
2012	837	325	238	986	91	22	123	1,078
2013	707	213	121	300	38	11	120	829
2014	1,905	77	155	1,428	51	72	214	1,891
2015	775	78	149	167	110	41	105	2,576
2016	1,474	417	383	386	81	109	84	1,392
2017	763	336	89	226	28	200	60	1,843
2018	2,142	637	245	334	43	4	102	4,551
2019	719	263	157	397	53	64	20	705
2020	214	248	74	128	70	52	32	743

자료: 저자 작성.

부표 4. 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 집단 식중독 환자 수

단위: 명

연도	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
2002	606	61	85	221	89	207	278	28
2003	8	796	108	735	159	152	886	222
2004	157	541	354	324	393	777	869	568
2005	446	197	347	197	905	41	297	101
2006	934	48	462	212	259	162	123	107
2007	843	345	222	1,157	1,046	466	340	315
2008	359	295	381	100	524	555	75	244
2009	335	222	498	34	450	362	241	86
2010	387	200	365	231	89	483	138	122
2011	355	354	868	318	261	74	222	187
2012	929	168	154	98	243	196	333	204
2013	554	60	85	806	493	121	296	83
2014	117	201	216	299	389	246	37	65
2015	128	264	367	437	246	262	215	45
2016	478	203	288	446	136	475	345	350
2017	251	220	126	250	163	326	221	294
2018	308	190	262	208	322	1,092	487	232
2019	190	264	391	97	217	197	228	62
2020	60	167	113	63	94	219	129	122

자료: 저자 작성.

부록: 회귀분석 결과

부표 5. Hausman endogeneity test

독립변수	종속변수: 연간 집단 식중독 환자 수		
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)
Residuals from the 1st stage of Hausman test	-0.013 (0.033)	-0.119** (0.050)	-0.062* (0.033)
연간 폭염일수	0.013 (0.033)	0.131** (0.050)	0.074** (0.033)
남성 비율	48.523* (27.369)	41.441 (34.768)	110.510 (193.315)
20~44세 비율	9.321 (9.866)	-40.895** (14.862)	-30.519* (16.990)
45~64세 비율	1.056 (4.224)	-31.286*** (8.259)	44.597 (26.267)
65세 이상 비율	10.935 (8.892)	-21.583** (9.533)	46.361 (28.074)
실업률 (%)	-0.132 (0.108)	0.287** (0.103)	0.193 (0.186)
1인당 GRDP (천 원)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
연간 강수일수	0.007 (0.008)	0.021** (0.009)	0.012* (0.007)
Region	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y
Observations	304	304	304

주: 모든 모형은 연간 폭염일수, 남성 비율, 20~44세 비율, 45~64세 비율, 65세 이상 비율, 실업률(%), 1인당 GRDP(천 원), 연간 강수일수를 변수로 포함하였다. 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다.

자료: 저자 작성.

부표 6. 1단계 회귀분석

독립변수	종속변수: 연간 폭염일수		
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)
연간 1인당 가정용 전력소비량 (KWh)	0.027*** (0.008)	0.032*** (0.010)	0.043*** (0.013)
남성 비율	-663.190*** (224.467)	-853.909*** (262.537)	-2177.805* (1146.405)
20~44세 비율	-329.042*** (86.485)	56.659 (173.458)	399.598 (323.181)
45~64세 비율	-170.208** (58.051)	30.410 (97.486)	185.826 (259.671)
65세 이상 비율	-291.038*** (76.704)	-146.766 (136.084)	-265.175 (224.271)
실업률 (%)	-1.172 (1.468)	-0.751 (0.929)	-1.606 (0.947)
1인당 GRDP (천 원)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
연간 강수일수	-0.272*** (0.069)	-0.200*** (0.033)	-0.207*** (0.036)
Region	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y
Observations	304	304	304
F-test on instrument	11.41	11.09	10.68

주: 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다.

자료: 저자 작성.

부표 7. 2단계 회귀분석

독립변수	종속변수: 연간 집단 식중독 환자 수					
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	IV (4)	IV (5)	IV (6)
연간 폭염일수	0.000 (0.008)	0.015 (0.010)	0.016 (0.011)	0.013 (0.031)	0.131** (0.057)	0.074** (0.037)
남성 비율	39.112 (24.362)	-23.907 (25.758)	50.498 (158.221)	48.523* (27.241)	41.441 (41.485)	109.384 (157.360)
20~44세 비율	5.010 (8.151)	-47.076** (17.526)	-19.574 (17.602)	9.321 (9.691)	-40.895 (25.792)	-30.482 (21.472)
45~64세 비율	-0.018 (3.745)	-28.172** (9.631)	57.602** (22.580)	1.056 (4.351)	-31.286** (15.348)	44.748** (17.783)
65세 이상 비율	6.943 (7.510)	-34.620*** (10.932)	35.456 (27.841)	10.935 (8.714)	-21.583 (18.227)	46.501* (24.224)
실업률 (%)	-0.135 (0.107)	0.149 (0.108)	0.110 (0.175)	-0.132 (0.111)	0.287* (0.151)	0.193 (0.188)
1인당 GRDP (천 원)	-0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
연간 강수일수	0.004 (0.005)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.007 (0.008)	0.021*** (0.008)	0.012* (0.007)
Region	N	Y	Y	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y	N	N	Y
Observations	304	304	304	304	304	304

주: 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다.

자료: 저자 작성.

부표 8. 2단계 회귀분석 (14개 시도 데이터 이용)

독립변수	종속변수: 연간 집단 식중독 환자 수					
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	IV (4)	IV (5)	IV (6)
연간 폭염일수	0.001 (0.008)	0.018 (0.012)	0.019 (0.012)	0.014 (0.034)	0.134** (0.065)	0.072* (0.041)
남성 비율	42.368 (25.789)	-24.222 (32.024)	34.221 (188.447)	53.532* (30.154)	37.847 (48.586)	64.698 (175.080)
20~44세 비율	6.444 (8.603)	-49.885** (19.477)	-16.607 (18.374)	11.549 (11.120)	-42.256 (27.593)	-23.037 (21.569)
45~64세 비율	0.536 (3.782)	-29.483** (10.269)	65.036** (25.545)	1.821 (4.757)	-32.143** (16.259)	57.923*** (18.719)
65세 이상 비율	8.134 (8.206)	-36.946*** (11.893)	39.081 (32.261)	12.882 (10.132)	-24.875 (18.974)	52.311* (29.002)
실업률 (%)	-0.149 (0.113)	0.129 (0.107)	0.051 (0.190)	-0.149 (0.117)	0.232 (0.149)	0.091 (0.191)
1인당 GRDP (천 원)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
연간 강수일수	0.004 (0.006)	-0.000 (0.004)	0.001 (0.005)	0.008 (0.009)	0.020** (0.008)	0.011 (0.007)
Region	N	Y	Y	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y	N	N	Y
Observations	266	266	266	266	266	266

주: 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다.

자료: 저자 작성.

부표 9. 1단계 회귀분석 (도구변수: 생활폐기물 배출량)

독립변수	종속변수: 연간 폭염일수		
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)
주민 1인당 생활폐기물 배출량(kg/일)	1.153 (6.000)	-0.095 (2.571)	3.509 (3.854)
남성 비율	-765.592** (338.207)	-562.707** (239.920)	-1,064.342 (966.596)
20~44세 비율	-341.922** (117.997)	-53.263 (152.836)	143.777 (238.241)
45~64세 비율	-88.441 (71.851)	27.209 (81.597)	202.525 (200.379)
65세 이상 비율	-316.733*** (100.608)	-112.480 (122.889)	-239.056 (205.462)
실업률 (%)	-0.159 (1.353)	-1.190 (0.914)	-1.319 (0.997)
1인당 GRDP (천 원)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.001 (0.000)
연간 강수일수	-0.246*** (0.076)	-0.190*** (0.027)	-0.189*** (0.030)
Region	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y
Observations	304	304	304
F-test on instrument	0.04	0.00	0.83

주: 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다.
자료: 저자 작성.

부표 10. 2단계 회귀분석 (도구변수: 생활폐기물 배출량)

독립변수	종속변수: 연간 집단 식중독 환자 수		
	IV (1)	IV (2)	IV (3)
연간 폭염일수	0.154 (1.042)	4.934 (123.220)	-0.185 (0.309)
남성 비율	152.549 (752.070)	2,763.021 (69,850.270)	-152.795 (375.407)
20~44세 비율	56.987 (348.987)	216.542 (6,727.402)	17.834 (81.238)
45~64세 비율	12.924 (89.019)	-160.977 (3,338.622)	101.959 (91.568)
65세 이상 비율	55.061 (320.494)	521.401 (14,098.970)	-1.923 (71.745)
실업률 (%)	-0.100 (0.196)	6.006 (146.158)	-0.172 (0.454)
1인당 GRDP (천 원)	-0.000 (0.000)	-0.002 (0.045)	0.000 (0.000)
연간 강수일수	0.041 (0.257)	0.932 (23.408)	-0.037 (0.057)
Region	N	Y	Y
Region × Time trends	N	N	Y
Observations	304	304	304

주: 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다.

자료: 저자 작성.

부표 11. 2단계 회귀분석 (공변량 유무에 따른 분석)

독립변수	종속변수: 연간 집단 식중독 환자 수					
	IV (1)	IV (2)	IV (3)	IV (4)	IV (5)	IV (6)
연간 폭염일수	0.194** (0.081)	0.151** (0.067)	0.086** (0.041)	0.085** (0.040)	0.085** (0.042)	0.075** (0.037)
남성 비율		271.979* (148.021)	105.277 (146.087)	132.704 (159.489)	137.908 (164.801)	112.562 (159.032)
20~44세 비율			-35.173 (23.295)	-47.546** (24.036)	-47.483** (24.079)	-30.516 (21.495)
45~64세 비율			36.059* (20.412)	26.230 (24.045)	25.993 (23.953)	44.687** (17.784)
65세 이상 비율			43.716** (22.214)	30.197 (25.850)	29.813 (25.814)	46.473* (24.198)
실업률 (%)				0.208 (0.193)	0.208 (0.192)	0.194 (0.188)
1인당 GRDP (천 원)					-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
연간 강수일수						0.012* (0.007)
Region	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region × Time trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	304	304	304	304	304	304

주: 모형 (2)~(5) 괄호 안은 지역에 따른 cluster-robust standard errors를 나타내며, 모형 (1)의 경우 cluster-robust standard errors가 추정되지 않아 robust standard errors로 추정함. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다.

자료: 저자 작성.

농촌경제 제47권 제3호(통권 200호)

발행일	2024. 9. 21.
발행인	한두봉
발행처	한국농촌경제연구원(대표전화 1833-5500) 58321 전라남도 나주시 빛가람로 601
홈페이지	http://www.krei.re.kr
정기간행물 등록	전남, 마00026
편집·디자인	(주)에이치에이엔컴퍼니(02-2269-9917)

eISSN 2713-9506

- 이 책에 실린 내용을 인용할 경우 반드시 출처를 명시하여 주시기 바랍니다.
- 무단 전재하거나 복사하면 법에 저촉됩니다.

2024
Vol.47 No.3



Journal of Rural Development

ARTICLES

The Effect of Sales Quota Regulations in Bancassurance on Nonghyup's Commission Income /01

Kwanghun Yeon, Taehoo Kim

The Impact of Heat Waves on the Occurrence of Mass Food Poisoning Outbreaks /33

Kwanghun Yeon, Dae Hee Chung

