

# 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<sup>\*</sup>, Dae Hee Chung<sup>\*\*</sup>

## 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.

---

<sup>\*</sup> Research Fellow, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea.

<sup>\*\*</sup> Research Fellow, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea. Corresponding author. e-mail: dhchung@krei.re.kr

## 1. 서론

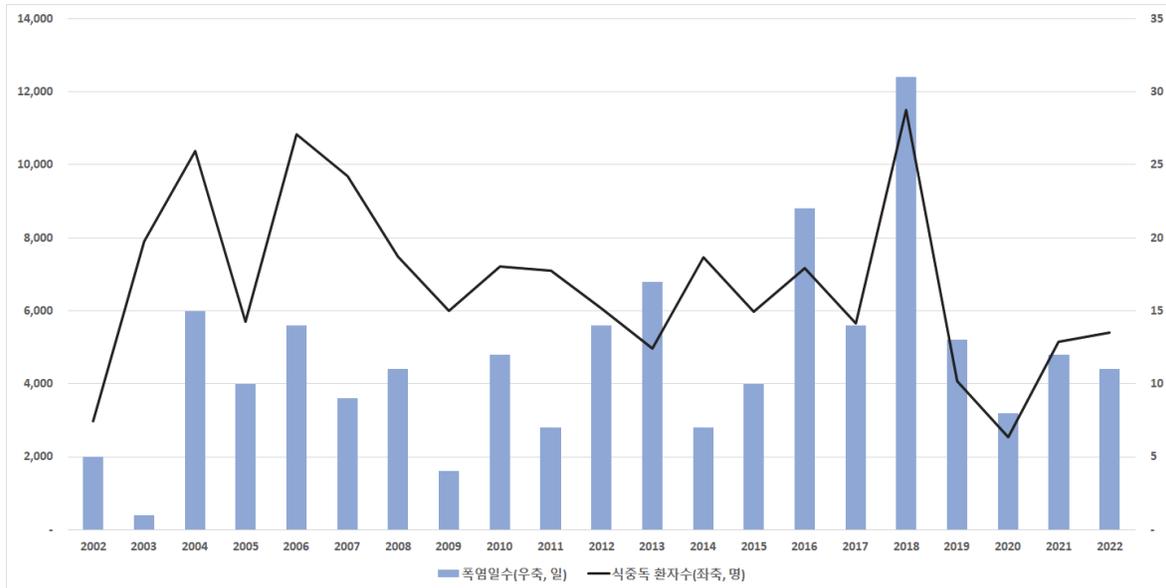
인간의 경제 활동은 에너지 사용을 동반하며, 화석에너지 사용으로 인한 온실가스 배출이 증가함에 따라 기후변화도 가속화되고 있다. 특히 2018년 여름은 전세계적으로 기록적인 폭염을 겪었고, 한국도 100년 만에 낮 최고 기온 40℃를 넘어섰다. 이는 ‘기후변동에 관한 정부 간 패널(Intergovernmental Panel on Climate Change: IPCC)’의 RCP 8.5 시나리오의 2050년 전망치를 넘어서는 기록으로 기후로 인한 미래의 불확실성이 현재의 예상치보다 더 클 수 있음을 시사한다(정대희·한두봉, 2018). 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, 근무력증, 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.<sup>1)</sup> 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

<sup>1)</sup> 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 미치는 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.<sup>2)</sup> 식약처에서 ‘식중독 발생원인 조사절차에 관한 규정’에 따라 산출하는 식중독 통계는 집단 식중독<sup>3)</sup>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.<sup>4)</sup> 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.<sup>5)</sup> 본 연구에서는 기상청의 광역별 평균 산출 기준을 따라, 전국 66개 지점에서 수집한 연평균 폭염일수를 이용하여, 16개 시·도별 연간 폭염일수를 계산하였다.<sup>6)</sup> 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.<sup>7)</sup>

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.<sup>8)</sup> 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.

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

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.  $\tau_i$ 는 각 지역 고유의 특성을 반영하는 고정효과(fixed effects)를,  $\eta_i$ 는 지역별 추세(time trend)를 나타낸다.<sup>9)</sup> 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).

<sup>9)</sup> 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.

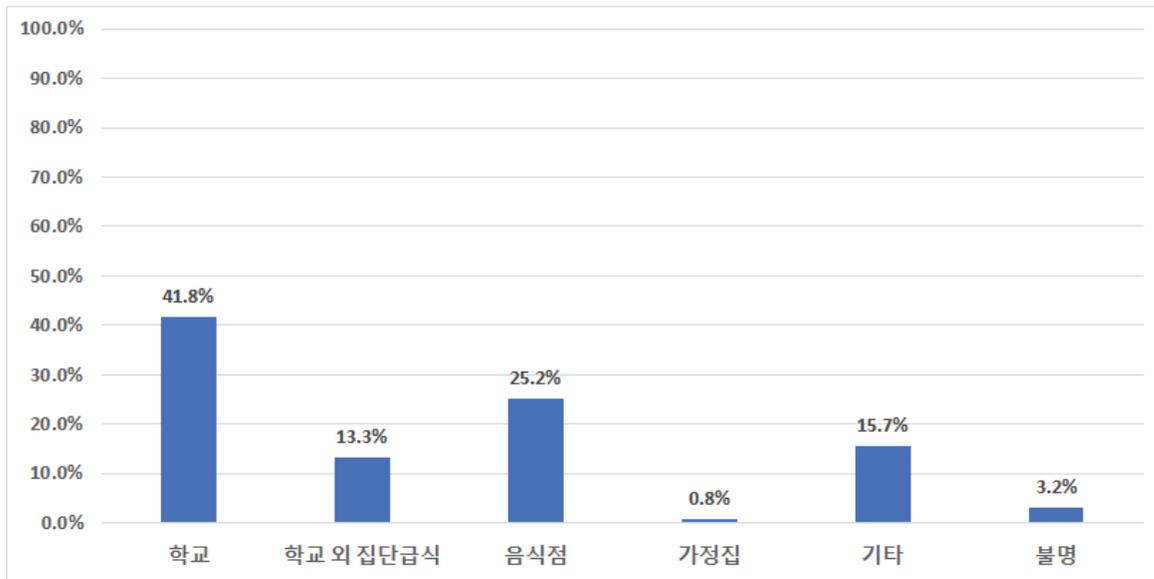
$$H_{it} = \alpha_2 + \beta_2 P_{it} + \delta_2 X_{it} + \tau_i + \eta_i \times year_t + u_{it} \quad (2)$$

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.

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

식 (3)에서  $\widehat{H}_{it}$ 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 검정

#### 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. 플라시보 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 손실 비용은 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.<sup>10)</sup> 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, 윤시문, 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, 윤시문, 이수형. (2009). 기후변화와 식중독 발생 예측. *보건사회연구*, 29(1), 143-162. <http://doi.org/10.15709/hswr.2009.29.1.123>
- 정대회, 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.