Check for updates

JFMSE, 38(5), pp. 1260~1272, 2026.
수산해양교육연구, 제38권 제5호, 통권143호, 2026.
www.ksfme.or.kr
https://doi.org/10.13000/JFMSE.2026.10.38.5.1260

식품 안전 충격과 천일염 시장의 패닉 구매

강효녕 · 이남수† · 박진선*
한국해양수산개발원(부연구위원 · †연구위원 · *연구원)

Food Safety Shocks and Panic Buying in the Sea Salt Market

Hyonyong KANG · Namsu LEE† · Jinseon PARK*
Korea Maritime Institute(associate research fellow · †research fellow · *researcher)

Abstract

This study examines how food-safety concerns surrounding the 2023 Fukushima treated-water release affected the Korean salt market. Using monthly point-of-sale data across five retail channels and 16 regions in 2022–2025, we ask whether the purchase surge consistent with panic buying extended to refined salt and whether relative prices declined where government stockpile releases were concentrated. During the shock period, sales volumes increased by 80.9% for sea salt and 222.5% for refined salt, though from a much smaller base. A short-lived spike followed by a rapid return to normal levels, consistent with panic buying, was more pronounced for sea salt, whereas refined salt remained elevated longer. Prices also diverged: sea salt prices declined while refined salt prices increased. In a triple-difference model, the relative unit price of sea salt in hypermarkets during the intensive release period was 39.9% lower than in the comparison channels. This decline partly reflects both larger package sizes and lower unit prices within size categories, and it remains significant when package size is controlled for. The findings suggest that food-safety concerns can spill over to related products and that policy-related market responses should be assessed through quantities, prices, and channels where intervention is concentrated.

Key words : Panic buying, Sea salt, Fukushima, Government stockpile release, Demand spillover

I. 서 론

식품 안전 문제가 시장에 영향을 미치는 범위는 실제 피해 유무에 국한되지 않는다. 소비자는 불완전한 정보에도 위험을 인지하고, 구매 시기와 양을 조절하기 때문이다. Pennings et al.(2002)에 따르면, 소비자 반응은 위험의 객관적 크기보다 주관적 인식과 태도에 좌우된다. 식품 안전 우려가 커지면 소비자는 해당 식품 구매를 회피하거나, 공급 부족을 우려해 식품 재고를 평소보다 늘리기도 한다(Ritzel et al., 2022; Lehberger et al., 2021; Wang et al., 2020). 이는 단기간에 수요와 가격 변동성을 확대하고, 직접적으로 문제가 된 품목을 넘어 연관 품목으로 확산할 수도 있다(Bakhtavoryan et al., 2014; Lloyd et al., 2001).

2023년 일본 후쿠시마 원전 오염수 방류를 앞두고 국내 천일염 시장에서 나타난 '패닉 구매(panic buying)'는 이러한 소비자 반응을 보여주는 대표적 사례 중 하나이다. 패닉 구매는 비상사태나 불확실성이 큰 상황에서 소비자가 인지한 위

† Corresponding author : 051-797-4507, nslee1203@kmi.re.kr
* 본 논문은 한국해양수산개발원(KMI)의 2026년 기본연구과제(2026.01.01.~10.31) 중 "타겟형 수산물 소비자물가지수(SEADEX) 개발 연구"의 일부 자료를 활용하였다.

협과 희소성에 대응하여 통상적인 필요량을 넘어 재화를 구매 및 비축하는 행동을 의미한다(Billore and Anisimova, 2021; Yuen et al., 2020). 당시 국내에서는 후쿠시마 원전 오염수 방류를 앞두고 천일염 구매가 단기간에 급증했으며, 이러한 구매 증가는 직접적인 우려 대상이었던 천일염뿐 아니라 정제염에서도 관찰되었다. 이에 정부는 단기간에 급증한 수요와 시장 불안에 대응하기 위해 비축 천일염을 방출하였다. 결과적으로 이 시기 국내에서는 식품 안전 우려로 천일염 구매량이 급증했고, 곧이어 정부가 공급을 늘리는 상황이 단기간에 연속해서 일어났다.

천일염의 패닉 구매는 단기적으로 가격 상승 압력으로 작용할 수 있지만, 정부의 비축물량 방출은 공급을 확대하여 가격을 낮추는 방향으로 작용한다. 그러나 패닉 구매에 따른 수요 증가는 일시적 충격일 가능성이 크므로, 이후 관찰되는 가격 하락을 정부의 비축물량 방출 효과만으로 해석하기는 어렵다. 따라서 충격 이후 시장 전반에서 나타나는 일상적인 가격 조정과 비축물량 방출이 집중된 유통채널에서 추가로 나타나는 가격 변화를 구분하여 분석할 필요가 있다.

식품 안전의 우려가 소비와 가격에 미치는 영향에 관해서는 여러 연구에서 다루었다(Bovay, 2023; Spalding et al., 2023). 그러나 소비 충격과 정부의 공급 조절 조치가 짧은 시차를 두고 연이어 발생한 상황에서 정책적 조치와 관련된 가격 변화를 시장의 일반적 조정과 구분하여 추정한 연구는 제한적이다. 2023년 국내 천일염 시장은 수요 충격과 정책 시행이 순차적으로 발생하였고, 정책 적용 범위가 품목·채널·시점에 따라 차별적이었다는 점에서 두 변화를 구분하여 분석할 수 있는 여건이 형성되었다.

본 연구는 이러한 제도적·시장적 차이를 기반으로 두 가지 연구 질문에 답하고자 한다. 첫째, 일본 후쿠시마 원전 오염수 우려에 따른 구매 증가가 국내 천일염 시장에 국한되었는지, 아니면 정제염을 포함한 관련 소금류로 전이되었는지를 살펴본다. 둘째, 수요 충격이 완화되는 과정에서 2023년 11월 대규모 비축물량 방출이 집중된 품목·채널·시점에서 다른 경우와 구별되는 추가적인 가격 하락이 나타났는지를 검토한다. 첫 번째 질문은 품목별 판매량과 판매단가의 변화를 통해 분석하고, 두 번째 질문은 정책적 조치가 품목·채널·시점의 세 차원에 집중된 구조를 활용한 삼중차분(triple-difference)으로 분석한다.

기존 연구는 패닉 구매의 원인과 함께 식품 안전 충격의 파급효과 및 충격 이후의 시장 반응을 주로 다루었다. 발생 요인과 관련하여 Billore and Anisimova(2021)는 선행 연구를 종합하여 패닉 구매가 인지된 위험에 대응하는 소비 행동임을 제시하였다. 이 연구에 따르면, 패닉 구매는 사재기(stockpiling, hoarding)로도 불리며, 이러한 행동은 공급 부족과 가격 상승에 대한 예상, 불확실성에서 비롯되는 불안, 다른 소비자의 구매를 따르는 모방 행동 등에 의해 유발될 수 있다. 코로나19 시기를 분석한 연구들은 소비자의 태도와 상황적 요인도 가정 내 식품 사재기에 영향을 미친다는 점을 보여주었다(Ritzel et al., 2022; Lehberger et al., 2021; Wang et al., 2020).

이러한 패닉 구매는 실거래 자료에서도 확인된다. O'Connell et al.(2021)은 영국의 가구 패널 자료를 이용하여 코로나19 1차 확산 직전에 저장할 수 있는 식품과 생필품 구매가 급증했음을 밝혔다. 특히 이러한 현상은 일부 가구의 과도한 대량 구매에 기인하기보다, 평소보다 많은 가구가 사재기에 동참한 결과로 해석된다. Keane and Neal(2021)은 54개국의 소비자 패닉 지수를 이용하여 위기 상황의 패닉 구매가 단기간에 집중된 뒤 빠르게 소멸할 수 있음을 보였다. 이러한 연구 결과는 저장할 수 있는 상품의 경우 구매 급증은 당기 소비의 증가보다 가정 내 재고 축적을 반영할 수 있으므로 이후 구매 감소가 뒤따를 수 있다(Hendel and Nevo, 2006). 따라서 패닉 구매를 식별할 때는 증가 폭뿐만 아니라, 발생 시점과 지속 기간을 고려할 필요가 있다.

국내 연구는 후쿠시마 원전 사고 이후 식품 안전 정보와 소비자 행동의 관계에 관해 분석해 왔다. Choi et al.(2016)은 후쿠시마 원전 사고 관련 SNS상의 유해 정보 확산이 수산물 소비를 감소시키고 돼지고기 소비를 증가시키는 대체효과를 유발했음을 주장했다. Yoo and Kim(2017)은 일본산 식품에 대한 지각된 위험 및 품질 인식이 소비자의 수용성에 영향을 미친다는 점을 확인하였다. Lee et al.(2017)은 방사능이 검출되지 않은 경우에도 상당수 소비자가 일본산 수산물 구매를 회피하며, 정부와 언론에 대한 신뢰가 위험 인식의 주요 결정요인임을 제시하였다. 이들 연구가 주로 식품 안전 우려에 따른 소비 회피나 대체에 초점을 두었다면, 본 연구는 2023년 일본의 후쿠시마 원전 오염수 방류를 앞두고, 방류 이후의 식품 안전성과 공급 부족에 대한 우려가 실제 구매 증가로 이어졌는지에 주목한다.

식품 안전 충격은 직접적인 대상 품목을 넘어 관련 제품군과 시장으로 확산된다. Bovay(2023)는 관련 연구를 종합하여 식품 안전사고가 소비자 수요뿐 아니라 기업의 평판과 규제 대응에도 영향을 미친다는 점을 제시하였다. Bakhtavoryan et al.(2014)은 2007년 미국 피터팬 땅콩버터 리콜이 해당 브랜드의 수요를 감소시켰지만, 선도 경쟁 브랜드의 수요를 증가시켰음을 밝혔다. Spalding et al.(2023)은 2018년 미국 로메인상추 대장균 사고를 분석하여, 판매량이 섭취 자제 권고 직후 급감하고 권고가 해제된 뒤에도 낮은 수준에 머물렀음을 보였다. 반면 산지 가격은 초기에 오히려 상승했다가 권고 후반부터 하락하여, 가격과 물량의 반응 방향과 시점이 상이했음을 밝혔다. Lloyd et al.(2001)은 영국 광우병 파동을 분석하여 식품 안전 우려가 유통 단계별 가격에 상이한 영향을 미칠 수 있음을 확인하였다. 이들 연구는 식품 안전 충격의 시장 효과를 파악하기 위해서는 대상 품목뿐 아니라 관련 품목의 가격과 물량을 함께 관찰할 필요가 있음을 시사한다.

선행 연구는 주로 식품 안전 충격이 관련 시장의 수요 감소로 이어지는 현상에 주목했다. 반면 본 연구는 원전 오염수 방류 우려가 소비 위축이 아닌 구매 시점을 앞당기는 '구매 집중' 사례를 분석하였다. 특히 이러한 수요 급증이 천일염뿐만 아니라 대체재인 정제염 시장으로 확산했는지를 POS 데이터를 기반으로 검증하였다.

기존 연구는 사건 연구(event study), 이중차분(difference-in-differences), 수요 체계 추정(demand system estimation) 등을 활용하여 식품 안전사고의 경제적 영향을 분석하였다. 사건 연구는 시점별 반응을 추정함으로써 충격의 발생 시점과 지속 기간을 파악하는 데 유용하고, 이중차분은 처리 집단과 비교 집단의 전후 변화를 비교하여 두 집단에 공통된 시간 변화를 통제한다. 수요 체계 추정은 품목 간 대체 및 보완 관계를 통해 충격이 연관 품목으로 파급되는 경로를 분석한다.

그러나 식품 안전 충격이 제품군 전반에 동시에 영향을 미치는 경우에는 단순한 처리 집단과 비교 집단의 구분만으로 정책 시행 이후의 가격 변화를 식별하기 어렵다. 식품 안전 충격은 직접적인 우려 대상이 아닌 관련 품목의 수요에도 파급될 수 있으므로(Bakhtavoryan et al., 2014), 관련 품목을 수요 충격에서 자유로운 비교 집단으로 전제하기 어렵기 때문이다. 따라서 정부의 정책적 조치로 인한 가격 변화를 명확히 구분하기 위해서는 정책이 다르게 적용된 추가적인 기준을 활용할 필요가 있다.

정책이 품목뿐 아니라 유통채널과 시점별로 차등적으로 적용되었을 때 삼중차분을 활용하여 그 효과의 차이를 식별할 수 있다(Olden and Møen, 2022). 본 연구는 정부 비축물량 방출이 천일염과 대형 유통업체에 집중되었고 2023년 11월 방출 물량 규모가 크게 확대된 구조를 활용하여, 품목·채널·시점의 세 차원을 결합한 삼중차분으로 방출 집중 조합에서 나타난 상대적인 가격 변화를 추정한다. 분석의 초점은 정책 발표 시점이 아니라 실제 정부 비축물량이 시장에 공급된 이후 관찰된 가격 변화에 있다.

Ⅱ. 연구 방법

1. 자료와 변수 정의

본 연구는 POS(Point of Sale) 데이터를 이용하여 식품 안전 충격기 전후의 소비자 구매 행태와 가격 변화를 분석하였다. 분석에 사용한 자료는 한국해양수산개발원이 민간 조사기관으로부터 구매한 소매 POS 자료이며, 온라인 판매, 전통시장, 가공·급식업체를 대상으로 한 기업 간 거래는 포함되지 않는다. 품목 분류는 원자료의 분류체계를 따르며, 생산방식이 명확히 구분되는 천일염과 정제염을 분석 대상으로 선정하였다.

자료는 5개 유통채널(대형마트, 식자재마트, 일반슈퍼, 체인슈퍼, 편의점), 16개 시도(세종시 제외), 2022년 1월부터 2025년 12월까지의 48개월을 포괄하며 총 6,302개 관측치로 구성된다. 각 관측치는 품목·유통채널·지역·월의 고유한 조합이며, 판매액, 판매량 및 판매액을 판매량으로 나누어 산출한 판매단가를 포함한다. 여기서 판매단가는 개별 상품의 가격을 직접 측정한 시장가격이라기보다, 해당 품목의 품질과 규격 구성을 함께 반영하는 평균적인 단위 가치(unit value)에 해당한다(Deaton, 1988). 품목별 주요 변수의 기초 통계량은 <Table 1>과 같다.

균형패널을 전제할 경우 관측치는 7,680개이지만, 실제 관측치는 6,302개로 결측이 17.9%이다. 결측은 대부분 정제염에서 발생하였다. 이는 정제염은 주로 소포장 제품 위주이므로 일부 소규모 유통채널에서는 상시 취급하지 않기 때문이다. 해당 채널·지역에서 품목을 취급하지 않아 발생한 결측은 판매량 ‘0’과 구분되어야 하므로 ‘0’으로 대체하지 않고 ‘미관측’으로 처리하였다. 관측된 자료에는 판매량과 판매단가가 ‘0’ 이하인 경우가 없다. 또한 분석 기간 중 표본 점포의 신설이나 폐점에 따라 표본 구성이 변할 수 있으므로 모든 회귀분석에 채널×지역 고정 효과를 포함하고, 충격기 판매량 변화는 균형패널을 이용하여 재추정하였다.

천일염은 해수를 염전에 가두고 햇빛과 바람으로 수분을 증발시켜 생산하는 소금이다. 반면 정제염은 해수를 원료로 이온교환막을 통해 염분을 분리·농축한 뒤 증발 관에서 재결정하는 공정을 거쳐 생산된다. 두 품목은 모두 해수를 원료로 하지만 생산방식의 차이가 뚜렷하며, 오염수 방류에 대한 우려는 천일염에 상대적으로 더 직접적으로 작용하였다. 따라서 천일염과 정제염의 판매 반응을 비교하면 식품 안전 우려에 따른 구매 충격이 직접적인 우려 대상을 넘어 관련 품목으로 전이되었는지를 살펴볼 수 있다.

본 연구의 분석에서는 판매량과 판매단가의 로그값을 종속변수로 사용한다. 또한 패닉 구매와 부합하는 시장 패턴을 평시 대비 월별 판매량이 단기간에 급증한 뒤 수개월 내에 평시 수준으로 회귀하는 양상으로, 조작적으로 정의한다. 이에 따라 구매 증가가 집중된 2023년 6~8월을 ‘충격기’로 설정하였다.

<Table 1> Descriptive Statistics

Variable	Statistic	Sea salt	Refined salt	Total
Observations	N	3,747	2,555	6,302
Sales value (KRW million)	Mean	36.8	1.1	22.4
	Std. dev.	70.5	3.1	57.2
Sales volume (metric tons)	Mean	9.7	0.7	6.1
	Std. dev.	25.0	2.3	19.8
Unit price (KRW/kg)	Mean	5,267	2,094	3,981
	Std. dev.	1,539	538	1,988

Note: The sample covers 48 months (January 2022 – December 2025), five retail channels, and 16 regions.

정부 비축물량 방출의 시기와 유통경로는 해양수산부의 방출 실적 내부 자료를 통해 확인하고, 이를 바탕으로 정책 시행 변수를 구성하였다. 정부는 2023년 6~9월 비축 천일염을 시장에 공급하였다. 같은 해 11월에는 김장철 가격 안정을 위해 공급 규모를 대폭 확대하였다. 방출 물량은 주요 대형 유통업체를 중심으로 공급되었다.

방출 실적의 수요처 자료를 이용하여 정책적 조치가 집중된 유통경로를 확인하였다. 분석 기간 중 소매 유통업체로 공급된 방출 물량의 66.8%는 대형마트에 공급되었고, 지역 기반 유통채널까지 포함하면 그 비중은 91.0%에 이른다. 반면 체인슈퍼 이하 소규모 채널의 비중은 5.5%에 그쳤다. 지역 기반 유통채널은 POS 자료의 채널 분류와 직접 대응하기 어려워, 처리 집단은 대응 관계가 확인되는 대형마트로 한정하였다. 다만 수요처 자료는 정부로부터 물량을 인수한 업체를 보여줄 뿐, 해당 물량이 개별 점포에서 언제 판매되었는지는 확인할 수 없다. 따라서 본 연구에서 대형마트는 방출 물량의 실질적 판매경로라기보다 정부의 정책 시행이 집중된 경로를 나타내는 '대리 지표'이다. 따라서 삼중차분 추정치 역시 이러한 범위 내에서 해석한다.

2023년 10월 소매 유통업체를 통한 비축물량 방출은 없었으나, 11월에는 연중 최대 규모를 기록했다. 이후 2024년 3월부터 방출량이 집중 기간 월평균의 3분의 1 수준으로 급감했다. 이에 본 연구는 방출이 재개된 2023년 11월부터 방출량이 급감하기 직전인 2024년 2월까지(4개월)를 '기본 방출 집중 기간'으로 설정하였다.

2. 방법론

본 연구는 앞서 제시한 두 가지 연구 질문에 답하기 위해 세 단계로 분석을 수행한다. 먼저 사건 연구를 통해 충격 전후의 시점별 판매량 변화를 추정한다. 다음으로 충격기의 품목별 판매량과 판매단가 변화를 추정한다. 마지막으로 후쿠시마 원전 오염수 우려에 따른 공통적인 시장 변화와 구분하여, 2023년 11월 대규모 방출이 집중된 품목·채널·시점에서 나타난 상대적인 추가 가격 변화를 삼중차분으로 추정한다.

사건 연구에서는 방출이 집중된 대형마트를 제외한 소매 유통채널에서 천일염과 정제염의 판매량 추이를 살펴본다. 충격기 직전인 2023년 5월($k=-1$)을 기준 시점으로 두고, 시점별 판매량 변화를 추정한다.

$$\ln Y_{crt} = \sum_{k \neq -1} \beta_k D_t^k + \mu_{cr} + \epsilon_{crt} \quad \cdots\cdots (1)$$

여기서 $\ln Y_{crt}$는 채널×지역 단위의 로그 판매량, D_t^k는 기준 시점으로부터 상대월(k)에 해당하는 시점 더미이며, 각 계수(β_k)는 해당 시점의 기준 시점 대비 판매량 변화를 나타낸다. 같은 형태를 대형마트 표본의 로그 판매단가에 적용하여 방출 이전의 추세도 함께 확인한다. β 추정 결과는 [Fig. 1]과 같다.

천일염과 정제염의 충격기 판매량 및 판매단가 변화는 다음과 같이 추정한다.

$$\ln Y_{crt} = \alpha + \beta SHOCK_t + \mu_{cr} + \lambda_m + \epsilon_{crt} \quad \cdots\cdots (2)$$

여기서 $\ln Y_{crt}$는 채널 c, 지역 r의 t시점 로그 판매량 또는 로그 판매단가이고, $SHOCK$는 충격기(2023년 6~8월)이면 '1'인 더미이다. 모형은 천일염과 정제염에 대해 각각 추정하며, β는 각 품목에서 충격기에 나타난 판매량 또는 판매단가의 상대적 변화를 나타낸다.

원전 오염수 우려에 따른 수요 충격은 천일염과 정제염에 함께 나타났지만, 2023년 11월의 대규모 방출은 대형마트로 분류되는 업체의 천일염에 집중되었다. 따라서 품목·채널·시점에 공통된 변화와 방출이 집중된 처리 집단에서 추가로 나타난 가격 변화를 구분할 수 있다. 이에 천일염 여부, 대형마트 여부, 방출 집중 기간 여부를 결합한 삼중차분 모형을 다음과 같이 설정한다.

여기서 종속변수 $\ln P_{pcrt}$는 품목 p, 채널 c, 지

역 r의 t시점 로그 판매단가이다. SEA_p는 천일염이면 '1', 정제염이면 '0'인 품목 더미, $MART_c$는 방출이 집중된 대형마트 채널이면 '1'인 채널 더미, $POST_t$는 기본 방출 집중 기간(2023년 11월~2024년 2월)이면 '1'인 시점 더미이다. λ_m은 월별 계절성을 통제하기 위한 월 고정 효과이며, μ_{cr}는 채널×지역 고정 효과이다.

$$\ln P_{pcrt} = \beta_1(SEA_p \times MART_c \times POST_t) \cdots\cdots (3)$$
$$+\beta_2(SEA_p \times POST_t) + \beta_3(MART_c \times POST_t)$$
$$+\beta_4(SEA_p \times MART_c) + \beta_5 SEA_p$$
$$+\beta_6 MART_c + \beta_7 POST_t + \lambda_m + \mu_{cr} + \epsilon_{pcrt}$$

핵심 추정량은 $SEA_p \times MART_c \times POST_t$의 계수 β_1이며, 방출 집중 기간의 천일염×대형마트에서 나타난 추가적 가격 변화를 의미한다. 식별 가정은 정부 비축물량 방출이 없었다면 대형마트에서 나타났을 천일염과 정제염의 상대가격 격차 변화가 비교 채널의 같은 격차 변화와 다르지 않았으리라는 것이다. 식품 안전 충격이 유통채널별로 다르게 작용하여 두 품목의 상대가격 격차가 유통채널에 따라 다른 경로로 움직였다면 이 가정은 성립하지 않는다. 본 연구는 방출 이전 표본에서 집단 간 선형 추세를 검정하고, 대규모 방출 이전의 충격기에 동일한 상호작용을 적용한 위약 검정(placebo test)을 시행한다. 이 가정은 다음 장에서 점검한다.

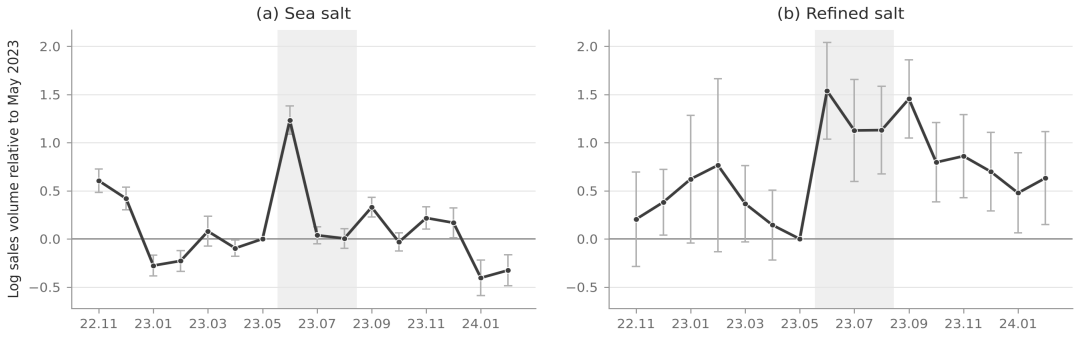
모든 회귀분석은 최소제곱법(OLS)으로 추정하며, 채널×지역 고정 효과(μ_{cr})와 월별 계절 고정 효과(λ_m)를 포함한다. 동일한 채널×지역 단위가 48개월에 걸쳐 반복 관측되므로, 오차항의 단위 내 자기상관을 고려하여 표준오차를 채널×지역 수준에서 군집화한다.

Ⅲ. 연구 결과

1. 충격 전후 판매량 변화

대형마트를 제외한 소매 유통채널에서 천일염과 정제염의 시점별 판매량 변화를 추정한 결과는 [Fig. 1]과 같다.

추정 결과, 두 가지 주요 특징이 확인되었다. 첫째, 2023년 6월 천일염과 정제염의 판매량이 동시에 급증하였다. 둘째, 판매량 증가의 지속 기간은 두 품목 간에 뚜렷한 차이를 보였다. 천일염은 6월 판매량이 기준월 대비 3배 이상 증가한 뒤 7월에는 기준월 수준으로 빠르게 회귀하였다. 반면 정제염은 2023년 7~9월에도 기준월의 3~4배 수준을 유지하였고, 2024년 2월까지 기준월 수준을 웃돌았다([Fig. 1] 참조).



[Fig. 1] Event-Study Estimates of Sales Volume for Sea Salt and Refined Salt.

Note: 1) The shaded area marks the shock period (June – August 2023).
2) Vertical bars are 95% confidence intervals.

<Table 2> Changes in Sales Volume and Unit Price During the Shock Period

Outcome	Product	Coefficient	Std. error	Percent change	Observations	R-squared
Sales volume	Sea salt	0.593***	0.074	+80.9%	3,747	0.940
	Refined salt	1.171***	0.121	+222.5%	2,555	0.703
Unit price	Sea salt	-0.067***	0.017	-6.5%	3,747	0.611
	Refined salt	0.048**	0.022	+4.9%	2,555	0.598

Note: 1) Standard errors clustered by channel-region.
2) Percent change = $(\exp(\beta)-1) \times 100$.
3) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

천일염에서 관찰된 판매량의 단기 급증과 빠른 감소는 본 연구에서 정의한 패닉 구매 패턴과 부합한다. 이어서 충격기 전체의 판매량과 판매단가 변화를 회귀분석으로 추정하여 두 품목의 반응을 비교한다.

2. 충격기 판매량과 판매단가 변화

식품 안전 충격이 천일염에 국한되었는지, 또는 정제염으로도 확산되었는지를 확인하기 위해 대형마트를 포함한 전체 표본에서 충격기의 품목별 판매량 변화를 추정하였다(<Table 2> 참조).

분석 결과, 충격기 천일염 판매량은 80.9% 증가했고, 정제염 판매량도 222.5% 증가하였다. 이는 식품 안전 우려와 시기적으로 맞물린 구매 증가가 천일염에만 국한되지 않았음을 보여준다. 동시에 직접적인 우려 대상이 아니었던 정제염도 공통적인 수요 충격의 영향을 받았을 가능성이 있으므로, 이를 식품 안전 충격에서 자유로운 비교 집단으로 간주하기 어렵다. 다만 증가율만으로 두 품목의 충격 규모를 직접 비교하기는 어렵다. 평시(2022년 1월~2023년 5월) 월평균 판매량은 천일염 764톤, 정제염 47톤으로 정제염이 천일염의 6% 수준에 불과하다. 충격기의 월평균 절대 증가량도 천일염 1,180톤, 정제염 24톤으로 약 50배의 차이를 보인다.

정제염은 충격 이전부터 월평균 3.9%씩 판매량이 감소했으나, 천일염은 1.0%씩 완만하게 증가하였다. 전체 기간의 선형 시간 추세를 추가로 통제하면 충격기 변화율은 정제염 +157.8%, 천일염 +73.8%로 낮아진다. 이는 정제염의 높은 증가율에 낮은 기준 판매량과 충격 이전의 감소 추세가 함께 영향을 미쳤음을 시사한다. 결측의 영향을 줄이기 위해 균형패널로 재추정한 결과, 정제염 +247.0%, 천일염 +88.7%로 나타나, 기본 결과가 표본 구성의 변화만으로 설명되지는 않는다. 한편, 앞서 제시한 증가율은 품목·채널·지역 단위 관측치의 평균적 변화를 의미하므로 전체 판매량을 합산하여 계산한 증가율과는 상이하다.

종합하면 정제염의 판매량 증가는 식품 안전 우려와 관련된 구매 충격이 연관 품목으로 확산했을 가능성을 보여주지만, 절대적인 판매 증가 규모는 천일염이 훨씬 크다. 한편, 충격기에 두 품목의 판매단가는 상반된 방향으로 움직였다. 천일염 평균 판매단가는 6.5% 하락했으나, 정제염은 4.9% 상승하였다. 정제염은 판매량과 판매단가가 모두 증가했지만, 천일염은 판매량 증가에도 불구하고 판매단가가 하락하였다. 다만 충격기가 비축물량의 긴급 방출 기간과 겹치므로, 이 결과만으로 천일염의 가격 하락을 방출 효과로 해석할 수 없다. 또한 두 품목에서 공통적인 구매 증가가 나타났다는 사실만으로 상반된 가격 반응을 설명하기도 어렵다. 이어서 방출이 집중된 품목·채널·시점의 차이를 이용하여 추가적인 가격 변화를 분석한다.

3. 방출 집중 기간의 가격 변화

2023년 11월 대규모 방출이 집중된 품목·채널·시점에서 다른 경우와 구별되는 상대적인 추가

<Table 3> Price Changes During the Large-Scale Stockpile Release: Triple-Difference Estimates

Variable	(1) Baseline	(2) Fixed effects
Sea salt (SEA)	1.017*** (0.026)	0.973*** (0.028)
Hypermarket (MART)	0.166*** (0.041)	—
Intensive release period (POST)	0.073*** (0.023)	0.093*** (0.023)
SEA × MART	-0.409*** (0.043)	-0.365*** (0.044)
SEA × POST	0.029 (0.025)	0.043* (0.024)
MART × POST	-0.075*** (0.027)	-0.062** (0.026)
SEA × MART × POST	-0.496*** (0.053)	-0.510*** (0.053)
Month-of-year and channel-by-region FE	No	Yes
Observations / R-squared	6,302 / 0.719	6,302 / 0.857

Note: 1) Column (2) includes month-of-year and channel-by-region fixed effects; MART is absorbed.
2) Standard errors clustered by channel-region in parentheses.
3) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

가격 하락이 나타났는지를 삼중차분으로 추정하였다(<Table 3> 참조).

천일염×대형마트×방출 집중 기간의 삼중 상호작용 계수는 -0.510이며, 이를 백분율로 환산하면 -39.9%이다. 이는 2023년 11월~2024년 2월 대형마트에서 천일염의 상대적 판매단가가 같은 기간 비교 채널에서 나타난 천일염과 정제염 간 상대가격 변화에 비해 39.9% 낮았음을 의미한다.

한편, 천일염×방출 집중 기간 계수는 0.043으로 10% 수준에서 유의하다. 즉 대형마트를 제외한 유통채널에서는 같은 기간 천일염의 판매단가가 정제염에 비해 소폭 상승하였다. 따라서 본 연구의 분석 대상 유통채널 중 가장 큰 폭의 상대가격 하락은 대형마트에 집중되었으며, 이러한 유통채널별 패턴은 비축물량 방출의 집중 양상과 일치한다. 다만 이 추정치는 정부 비축물량 방출의 인과 효과라기보다, 방출이 집중된 처리 집단에서 비교 집단과 비교하여 나타난 차별적 가격 변화로 해석하는 것이 적절하다.

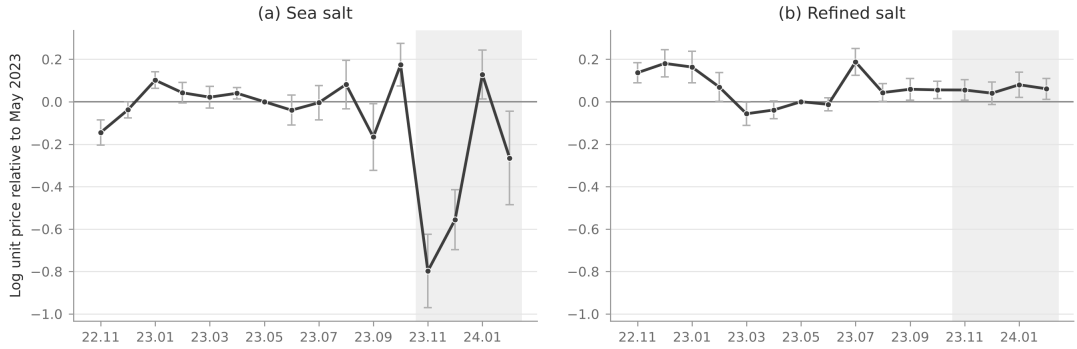
관찰된 판매단가의 수준 변화도 같은 방향을 보였다. 대형마트의 천일염 평균 판매단가는 충격기에 kg당 3,960원에서 방출 집중 기간에는 2,940원으로 하락하였다. 다만 이는 비교 품목과 비교 유통채널을 통제하지 않은 단순 수준 비교이므로 삼중차분 추정치와 그 크기를 직접 비교할 수는 없다.

삼중차분 결과가 특정 유통채널에 의해 주도되는지 확인하기 위해 유통채널별로 천일염의 정부 비축물량 방출 집중 기간의 상대가격 변화를 추가로 추정하였다(<Table 4> 참조).

<Table 4> Channel-Specific Relative Price Changes for Sea Salt During the Intensive Release Period

Channel	Sea salt × intensive release period		Percent change	Observations
Hypermarket (release-concentrated)	-0.467***	(0.049)	-37.3%	1,536
Food-material mart	0.089*	(0.047)	+9.3%	1,354
Independent supermarket	0.083	(0.059)	+8.7%	1,332
Chain supermarket	-0.086**	(0.039)	-8.2%	1,032
Convenience store	0.051***	(0.016)	+5.2%	1,048

Note: 1) All models include month-of-year and region fixed effects; each model is estimated on one channel.
2) Standard errors clustered by region in parentheses.
3) Percent change = $(\exp(\beta)-1) \times 100$.
4) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.



[Fig. 2] Event-Study Estimates of Log Unit Prices in Hypermarkets.

Note: 1) The shaded area marks the intensive release period (November 2023 – February 2024).
2) Vertical bars are 95% confidence intervals.

대형마트에서는 방출 집중 기간 정제염 대비 천일염의 상대적 판매단가가 37.3% 낮아졌으며, 체인슈퍼에서도 8.2% 하락하였다. 반면 방출이 없었거나 미미했던 나머지 유통채널에서는 계수가 모두 양(+)의 값을 보였다(식자재마트 +9.3%, 일반슈퍼 +8.7%, 편의점 +5.2%). 이 가운데 일반슈퍼의 계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 결과적으로 상대가격 하락이 가장 큰 유통채널은 대규모 정부 방출물량이 집중된 대형마트였으며, 체인슈퍼의 하락 폭은 대형마트의 4분의 1에도 미치지 못했다. [Fig. 2]에서도 대형마트의 천일염 판매단가는 방출 이전까지 뚜렷한 하락세를 보이지 않았으나, 2023년 11월에 급락했다. 반면 정제염은 같은 시점에 가격 급락이 관찰되지 않는다.

4. 사전 추세 검정 및 강건성 분석

삼중차분 추정치의 해석 타당성을 점검하기 위해 사전 추세와 강건성 분석을 세 가지 측면에서 검토하였다.

첫째, 방출 이전 표본에서 삼중차분 집단 간 선형 가격 추세 차이는 통계적으로 유의하지 않았다. 둘째, 대규모 방출 이전의 수요 충격기(2023년 6~8월)에 동일한 삼중 상호작용을 적용한 위약 검정에서도 계수는 유의하지 않았다. 다만 이 시기에도 정부 비축 천일염이 일부 공급되었으므로 엄밀한 의미의 순수한 위약 기간으로 보기는 어렵다. 한편, 긴급 방출 기간의 마지막 시기인 2023년 9월에는 -0.276(0.079)의 하락이 관찰된다. 해당 월은 기본 모형의 비교 기간에 포함되므로 이는 핵심 계수의 절댓값을 축소하는 방향으로 작용한다. 실제로 2023년 9월을 표본에서 제외하면 계수는 -0.517(0.054)로 오히려 커진다. 셋째, 품목×채널별 선형 시간 추세를 추가로 통제하여도 핵심 계수는 -0.511로 유지되었다. 이러한 결과는 방출 이전의 차별적 추세나 수요 충격기 자체가 핵심 추정치를 주도했을 가능성이 낮음을 뒷받침한다.

방출 강도와 가격 변화의 대응 관계도 추가로 확인하였다. 소매 유통업체의 방출량은 방출 실적이 전혀 없었던 2023년 10월을 제외하면, 2024년 3~6월에는 집중 기간의 3분의 1, 긴급 방출이 이루어진 2023년 6~9월에는 거의 절반 수준이었다. 네 구간에 삼중 상호작용을 각각 적용한 결과 계수는 2023년 10월 +0.068로 유의하지 않았고, 2024년 3~6월 -0.104, 2023년 6~9월 -0.111, 집중 기간 -0.522로 나타났다. 또한 월별 방출량을 집중 기간 월평균이 ‘1’이 되도록 표준화한 연속변수로 구성하여 동일한 삼중 상호작용에 적용하

<Table 5> Pre-Trend, Placebo, and Robustness Tests

Specification	Coefficient	Std. error	Percent change	Absorbed FE
A. Pre-trend, placebo, and alternative trend controls				
Pre-trend: SEA × MART × REL	0.001	(0.004)	-	-
Placebo: SEA × MART × PEAK	0.020	(0.042)	-	-
Product/channel-specific trends: SEA × MART × POST	-0.511***	(0.053)	-40.0%	-
B. Alternative time controls (SEA × MART × POST)				
Month-of-year FE (baseline)	-0.510***	(0.053)	-39.9%	90
Year-month FE	-0.477***	(0.054)	-37.9%	126
Year-month + year-month × channel FE	-0.479***	(0.055)	-38.1%	318
Year-month + year-month × region FE	-0.475***	(0.058)	-37.8%	846

Note: 1) In Panel A, the pre-trend test uses the pre-release subsample and the placebo test applies the triple interaction to the shock period (PEAK, June–August 2023); Panel B re-estimates the baseline with alternative time controls.
2) Standard errors clustered by channel-region in parentheses.
3) Percent change = $(\exp(\beta)-1) \times 100$.
4) REL is a linear monthly time trend.
5) *** denotes statistical significance at the 1% level.

면 계수는 -0.367(0.042), 연-월 고정 효과를 포함하면 -0.337(0.043)이다. 즉 방출이 없었던 시기에는 차별적 하락이 나타나지 않았고, 수요 충격기부터 방출 종료까지의 구간에서는 방출량이 많은 시기일수록 상대가격 하락 폭이 커지는 패턴이 관찰되었다. 방출 집중 기간의 정의를 달리해도 핵심 결과는 유지된다. 삼중차분 계수는 기간을 2023년 11~12월로 좁히면 -0.739, 기본 기간(2023년 11월~2024년 2월)에서는 -0.510, 2024년 4월까지 확대하면 -0.378로 추정되었으며, 모든 경우 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

기본 모형의 월 고정 효과는 12개월의 계절성만을 통제한다. 따라서 2023년 11월 김장철 수요나 유통업체 할인 행사처럼 특정 시기에 발생한 충격이 남아 있을 수 있으므로, 시간 고정 효과를 단계적으로 유연화하여 재추정하였다. 48개 연-월 고정 효과를 사용하면 삼중차분 계수는 -0.477, 연-월×채널 고정 효과를 추가하면 -0.479, 연-월×지역 고정 효과를 추가하면 -0.475이다. 김장철 수요처럼 특정 연월에 특정 품목 전체에 공통으로 발생한 변화를 흡수하도록 연-월×품목 고정 효과를 추가한 경우에도 -0.494(0.054)로 유지된다. 기본 모형의 -0.510에 비해 절댓값은 다소 작아지지만, 부호와 1% 수준의 유의성은 변하지 않는다. 특히 연-월×채널 고정 효과는 특정 시기 및 특정 채널 전체에 공통으로 발생한 충격을 흡수하므로, 해당 모형에서도 결과가 유지된다는 점은 핵심 추정치가 2023년 11월의 채널 공통 충격만으로 설명되기 어렵다는 것을 보여준다.

방출 집중 기간이 김장철과 겹친다는 점을 고려하여 반복적인 계절 요인의 영향을 별도로 점검하였다. 11~2월을 나타내는 더미를 품목·채널과 결합한 삼중 상호작용을 추가하여 겨울 계절성을 직접 통제한 결과, 방출 집중 기간의 계수는 -0.467(0.058)로 유지되었고 연-월 고정 효과를 함께 포함하면 -0.429(0.059)였다. 겨울 더미의 삼중 상호작용 계수는 -0.058(0.031)로, 천일염×대형마트에서 겨울철 상대 판매단가가 낮아지는 경향이 일부 존재하지만 방출 집중 기간의 하락을 모두 설명하기에는 크기가 작다. 방출이 거의 없었던 2022년 11월~2023년 2월에 동일한 삼중 상호작용을 적용한 계수도 -0.139(0.049)로, 방출 집중 기간의 하락 폭보다 현저히 작았다.

처리 집단이 하나의 유통채널이라는 점을 고려하여 추론의 신뢰성을 치환 검정(permutation test)과 부트스트랩으로 점검하였다. 대형마트 대신

다른 유통채널을 처리 집단으로 설정하면 계수는 -0.025에서 +0.162 사이에 분포하며, 절댓값이 큰 음(-)의 계수는 대형마트에서만 나타났다. 표본 내 가능한 연속 4개월 구간(45개)에 동일한 모형을 적용해도 실제 방출 집중 기간의 계수가 가장 작은 값을 보였다. 또한 채널×지역 수준의 와일드 군집 부트스트랩(wild cluster bootstrap)과 채널×지역 및 연-월의 이원 군집 표준오차를 적용해도 1% 수준의 유의성이 유지되었다. 표본 구성과 가중 방식을 달리한 경우에도 결과는 유사했다. 본 연구의 분석 대상 기간 모두(48개월) 관측된 균형패널에서는 -0.475(0.054), 판매량 가중 추정에서는 −0.595(0.085)였다. 또한 2024년 6월까지 기간을 제한해도 -0.461(0.050)로 유지되었다.

종속변수가 단위 가치이므로 추정된 하락에는 동일 상품의 가격 인하뿐 아니라 판매 규격 구성의 변화도 반영될 수 있다. 상품 단위 자료에서 방출 집중 기간 대형마트의 천일염 10kg 이상 대용량 포장 비중은 54.6%에서 85.6%로 증가했고, 대형마트 천일염 판매단가의 하락은 이러한 구성 변화로 상당 부분 설명된다. 다만 삼중차분은 비교 품목·채널에 공통으로 나타난 구성 변화는 제거하지만 처리 집단 내부의 규격 구성 변화는 추정치에 남을 수 있다. 이에 상품 단위 자료를 규격 구간별로 집계하고 규격 구간 고정 효과를 추가하여 동일한 삼중차분을 추정한 결과 계수는 -0.133(0.034)이었고, 판매 물량으로 가중하면 -0.402(0.053)였다. 즉 규격 구성을 통제한 이후에도 유의한 하락 폭이 남는다. 따라서 관찰된 상대가격 하락은 대용량 규격으로 판매가 이동한 구성 효과와 각 규격 내 kg당 단가가 하락한 가격효과가 함께 작용한 결과로 해석할 수 있다. 종합하면, 사전 추세와 위약 검정에서 식별 가정에 어긋나는 증거는 나타나지 않았고, 분석 기간과 고정 효과 설정, 추론 방법, 표본 구성, 규격 구성을 달리하여 재추정한 경우에도 핵심 계수의 부호와 유의성은 유지되었다.

Ⅳ. 결 론

본 연구는 2023년 일본 후쿠시마 원전 오염수 방류를 둘러싼 식품 안전 우려가 국내 천일염 소비시장에 미친 영향을 소매 POS 자료를 이용하여 실증 분석하였다. 본 연구는 두 가지 핵심 질문에 답하고자 하였다. 첫째, 식품 안전 우려에 따른 구매 집중이 천일염에 국한되었는지, 아니면 정제염으로 확산했는지를 검토하였다. 둘째, 정부의 비축물량 방출이 집중된 품목·채널·시점에서 다른 경우와 구별되는 상대적인 가격 변화가 나타났는지를 삼중차분으로 추정하였다.

분석 결과, 충격기(2023년 6~8월)에는 천일염뿐 아니라 정제염의 판매량도 급증하여 구매 집중이 두 품목에서 모두 관찰되었다. 다만, 단기간 급증한 후 빠르게 평시 수준으로 회귀하는 본 연구의 조작적 정의에 부합하는 패닉 구매(panic buying) 패턴은 천일염에서 더욱 뚜렷하게 확인되었다. 또한, 대규모 정부 비축물량 방출이 집중되었던 2023년 11월부터 2024년 2월까지 대형마트 천일염의 상대 판매단가는 같은 기간 다른 유통채널에서 나타난 천일염과 정제염 간 상대가격 변화에 비해 39.9% 더 낮아진 것으로 추정되었다. 이 추정치는 일반적인 방출의 인과 효과 자체가 아니라, 방출이 집중된 처리 집단에서 관찰된 차별적 가격 변화를 나타낸다.

이러한 분석 결과는 향후 식품 안전 충격 및 수급 불안 상황 발생 시 수산물 수급 안정과 물가 관리 정책을 수립하는 데 있어서 다음과 같은 정책적 시사점을 제공한다.

첫째, 식품 안전 충격의 모니터링은 물량과 가격을 함께 관찰하도록 설계할 필요가 있다. 본 연구의 실증 분석 결과, 충격기에 천일염과 정제염의 판매량은 각각 80.9%와 222.5% 증가하여 같은 방향으로 움직였으나, 판매단가는 천일염이 6.5% 하락하고 정제염이 4.9% 상승하여 서로 반대 방향을 보였다. 판매량은 충격의 규모와 확산 범위를 보여주고, 가격은 수요와 공급 변화가 함

께 반영된 결과이다. 판매량만 보면 두 품목에서 같은 충격이 일어난 것으로 읽히지만, 판매단가를 함께 보면 두 품목이 서로 다른 국면에 있었음이 드러난다. 따라서 어느 한 지표만으로는 시장의 위기 상황을 충분히 파악하기 어렵다.

둘째, 수산물 물가 안정 및 수급 정책의 관리 체계를 '국가 전체 총방출량' 중심에서 유통채널별 실효성 중심의 '타겟형(targeted) 관리 체계'로 전환할 필요가 있다. 구체적으로는 정책과 관련된 시장 변화를 평가할 때 시장 전체의 평균적 가격 변화뿐 아니라, 정책이 실제로 집중된 범위의 변화를 함께 살펴볼 필요가 있다. 본 연구의 실증 분석 결과, 천일염의 판매단가가 모든 유통채널에서 일률적으로 하락한 것은 아니었으며, 가장 큰 하락은 정부의 비축물량 방출이 집중된 대형마트에서 나타났다. 이는 수산물 물가 안정을 위한 정부 비축 및 방출 정책을 평가할 때 총 방출량뿐 아니라, 물량이 공급된 유통채널과 시점을 함께 추적할 필요가 있음을 시사한다.

셋째, 식품 안전 위기관리 및 모니터링 대상을 단일 우려 품목에 한정하지 않고 '관련 대체 품목군' 전체로 확대할 필요가 있다. 본 연구 결과, 정제염은 천일염과 생산방식이 상이하고 원전 오염수 방류에 대한 직접적인 우려 대상도 아니지만, 충격기에는 판매량이 급증하였다. 이는 구매 증가의 범위가 직접적인 식품 안전 우려 대상보다 넓게 나타날 수 있음을 시사한다. 따라서 시장 위기 모니터링 시 직접적인 대상 품목뿐 아니라, 대체재와 관련 품목 등을 모니터링 대상 품목군으로 관찰할 필요가 있다.

본 연구는 두 가지 측면에서 학술적 의의가 있다. 첫째, 설문이나 인식 조사가 아닌 실거래 자료인 POS 자료를 이용하여 식품 안전 우려와 시기적으로 맞물린 소비자 반응이 연관 품목에 '회피'뿐 아니라 '구매 집중'의 형태로 파급될 수 있음을 실증하였다는 점이다. 둘째, 품목·채널·시점별 정책 집중도의 차이를 활용하여 정부 비축물량 방출이 집중된 처리 집단에서 나타난 추가적인 가격 변화를 삼중차분으로 추정하였다.

다만, 본 연구는 다음과 같은 몇 가지 한계가 있다. 첫째, 자료가 품목·유통채널·지역 단위의 월별 집계 자료이므로 개별 소비자의 구매 동기나 가정 내 재고 축적을 직접 관측할 수 없다. 따라서 본 연구가 확인한 것은 패닉 구매 자체라기보다 '패닉 구매와 부합하는 판매량 변화'이다. 둘째, 자료가 주요 오프라인 소매 유통채널에 한정되어 온라인에서 발생한 구매 증가나 온·오프라인 채널 간 대체를 파악하지 못하였다. 셋째, 본 연구는 천일염이라는 하나의 품목군에서 발생한 식품 안전 우려 사건을 분석하였으므로, 연구 결과를 다른 품목이나 위기 상황으로 일반화하기 위해서는 추가적인 검증이 필요하다. 넷째, 정부 비축물량의 실제 판매경로를 개별 점포 단위로 관측할 수 없어 대형마트를 정부의 정책 시행이 집중된 경로의 대리 지표로 사용하였다. 마지막으로 방출 물량을 상품코드 단위로 특정할 수 없으므로 동일 상품의 가격 인하와 규격 구성 변화의 기여를 완전히 분리하지 못하였다.

이러한 한계를 고려하여 향후 연구에서는 온라인 채널까지 연구·분석 범위를 확대하고, 월별 및 유통채널별 방출량을 정교하게 결합함으로써 정부의 정책 시행 강도와 가격 반응 간의 관계를 직접적으로 분석할 필요가 있다. 또한 다른 식품군의 식품 안전 사건에서도 유사한 현상이 나타나는지를 검증하는 연구가 요구된다.

References

Bakhtavoryan R, Capps O Jr and Salin V(2014). The impact of food safety incidents across brands: The case of the Peter Pan peanut butter recall. Journal of Agricultural and Applied Economics, 46(4), 559~573.
https://doi.org/10.1017/S1074070800029102

Billore S and Anisimova T(2021). Panic buying research: A systematic literature review and future research agenda. International Journal of Consumer

Studies, 45(4), 777~804.
https://doi.org/10.1111/ijcs.12669

Bovay J(2023). Food safety, reputation, and regulation. Applied Economic Perspectives and Policy, 45(2), 684~704.
https://doi.org/10.1002/aepp.13315

Choi KD, Kang HG and Joo HY(2016). Does food safety-related harmful information influence consumer consumption patterns?: Focused on the Fukushima nuclear accident. Korean Economic Research, 34(1), 41~83.

Deaton A(1988). Quality, quantity, and spatial variation of price. American Economic Review, 78(3), 418~430.

Hendel I and Nevo A(2006). Measuring the implications of sales and consumer inventory behavior. Econometrica, 74(6), 1637~1673.
https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00721.x

Keane M and Neal T(2021). Consumer panic in the COVID-19 pandemic. Journal of Econometrics, 220(1), 86~105.
https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.07.045

Lee D, Seo S, Song MK, Lee HK, Park S and Jin YW(2017). Factors associated with the risk perception and purchase decisions of Fukushima-related food in South Korea. PLOS ONE, 12(11), e0187655.
https://doi.org/10.1371/journal.pone.0187655

Lehberger M, Kleih AK and Sparke K(2021). Panic buying in times of coronavirus (COVID-19): Extending the theory of planned behavior to understand the stockpiling of nonperishable food in Germany. Appetite, 161, 105118.
https://doi.org/10.1016/j.appet.2021.105118

Lloyd TA, McCorriston S, Morgan CW and Rayner AJ(2001). The impact of food scares on price adjustment in the UK beef market. Agricultural Economics, 25(2-3), 347~357.
https://doi.org/10.1016/S0169-5150(01)00091-3

O'Connell M, de Paula Á and Smith K(2021). Preparing for a pandemic: Spending dynamics and panic buying during the COVID-19 first wave. Fiscal Studies, 42(2), 249~264.
https://doi.org/10.1111/1475-5890.12271

Olden A and Møen J(2022). The triple difference estimator. The Econometrics Journal, 25(3), 531~553.
https://doi.org/10.1093/ectj/utac010

Pennings JME, Wansink B and Meulenberg MTG (2002). A note on modeling consumer reactions to a crisis: The case of the mad cow disease. International Journal of Research in Marketing, 19(1), 91~100.
https://doi.org/10.1016/S0167-8116(02)00050-2

Ritzel C, Ammann J, Mack G and El Benni N(2022). Determinants of the decision to build up excessive food stocks in the COVID-19 crisis. Appetite, 176, 106089.
https://doi.org/10.1016/j.appet.2022.106089

Spalding A, Goodhue RE, Kiesel K and Sexton RJ (2023). Economic impacts of food safety incidents in a modern supply chain: E. coli in the romaine lettuce industry. American Journal of Agricultural Economics, 105(2), 597~623.
https://doi.org/10.1111/ajae.12341

Wang E, An N, Gao Z, Kiprop E and Geng X (2020). Consumer food stockpiling behavior and willingness to pay for food reserves in COVID-19. Food Security, 12(4), 739~747.
https://doi.org/10.1007/s12571-020-01092-1

Yoo YJ and Kim S(2017). Consumer acceptance of Japanese food after the Fukushima nuclear accident: Focused on proximal and distal factors. Crisisonomy, 13(5), 75~89.
https://doi.org/10.14251/crisisonomy.2017.13.5.75

Yuen KF, Wang X, Ma F and Li KX(2020). The psychological causes of panic buying following a health crisis. International Journal of Environmental Research and Public Health, 17(10), 3513.
https://doi.org/10.3390/ijerph17103513

• Received : 10 September, 2026
• Revised : 06 October, 2026
• Accepted : 13 October, 2026