

불매운동의 암묵적 관세율 추정: 일본 맥주 불매운동 사례

박윤선*, 장재봉**

Contents

1. 서론	77
2. 일본 맥주 불매운동	79
3. 분석 자료 및 방법	81
4. 분석 결과	86
5. 결론	93

Keywords

불매운동(boycott), 비가격적 무역 장벽(non-price tariff barrier), 일본 맥주(Japanese beer), 암묵적 관세율(tariff equivalent), 사례 연구(event study), 혼합로지트모형(mixed logit model)

Abstract

국가적 소비 불매운동은 대상 제품의 수요와 시장 성과에 상당한 영향을 미칠 수 있다. 본 연구는 2019년 하반기 한국에서 발생한 일본 제품 불매운동이 일본 맥주 수요에 미친 영향을 분석하고, 이를 가격 인상 효과와 비교 가능한 암묵적 관세율(tariff equivalent)로 환산하여 정량화하였다. 분석을 위해 농촌진흥청의 가구 단위 농식품 소비자패널 자료를 활용하였으며, 사례 연구(event study)와 소비자 이질성을 반영한 혼합로지트(mixed logit)모형을 적용하였다. 분석 결과, 불매운동 이후 맥주 카테고리 전체 수요의 변화는 제한적이었으나, 일본 맥주에 대한 선택 확률은 사건 이전 10.6%에서 사건 이후 1.4%로 급감하며 뚜렷한 상품 간 대체 현상이 관측되었다. 불매운동으로 인한 효용 감소를 가격 효과로 환산한 결과, 암묵적 관세율의 중앙값은 약 104%로 추정되었다. 이는 불매운동이 일본 맥주 가격이 약 2배 이상 인상된 것과 유사한 수준의 소비자 효용 감소를 초래했음을 시사한다. 또한 강건성 분석을 통해 시간이 경과함에 따라 불매 효과가 점진적으로 강화되는 동태적 패턴을 확인하였다. 본 연구는 소비자 주도의 집단적 행동이 정부의 공식적인 무역 정책에 상응하는 효과를 지닌 실질적 비가격적 무역 장벽(non-price tariff barrier)으로 작동할 수 있음을 실증적으로 규명하였다.

* 서울대학교 농경제사회학부 조교수, 제1저자, 농업생명과학연구원 겸무연구원.

** 건국대학교 생명과학대학 식품유통전공 교수, 교신저자. e-mail: jbchang@konkuk.ac.kr

Consumer Boycotts as Implicit Tariffs: Evidence from the Japanese Beer Boycott in South Korea

Yunsun Park*, Jae Bong Chang**

Keywords

boycott, event study, Japanese beer, tariff equivalent, non-price tariff barrier, mixed logit model

Abstract

National consumer boycotts can have substantial effects on product demand and market outcomes. This study analyzes the impact of the consumer boycott of Japanese products in South Korea during the second half of 2019, with a specific focus on the demand for Japanese beer. We quantify this impact by converting the boycott-induced utility loss into an implicit tariff rate equivalent to a direct price increase. Using household-level food consumption panel data from the Rural Development Administration, we employ an event study framework and a mixed logit model that accounts for consumer heterogeneity. The empirical results indicate that, while overall demand for beer remained relatively stable, the choice probability of Japanese beer declined sharply from 10.6% before the boycott 1.4% after it, indicating a substantial shift toward substitute products. Notably, the median implicit tariff equivalent of the boycott was estimated at approximately 104%. These results suggest that the consumer-led boycott generated a utility loss equivalent to that associated with more than doubling the price of Japanese beer. Robustness checks further reveal a dynamic pattern in which the boycott's impact intensified over time. This study demonstrates that consumer-driven boycotts can function as substantial non-price trade barriers, producing effects comparable to those of formal trade policy measures. By quantifying the economic repercussions of political conflict transmitted through consumer behavior in terms of an implicit tariff equivalent, the study provides insights relevant to both academic research and trade policy.

* First author, Assistant Professor, Department of Agricultural Economics and Rural Development, Research Institute of Agriculture and Life Sciences, Seoul National University.

** Corresponding author, Professor, Food Marketing and Safety Major, Konkuk University. e-mail: jbchang@konkuk.ac.kr

1. 서론

최근 글로벌 통상 갈등의 심화는 정부 차원의 관세 부과와 보복 조치를 넘어, 소비자 주도의 국가 단위 불매운동(boycott)으로 확산되는 양상을 보이고 있다. 실제로 최근 유럽 일부 국가에서는 미국의 통상정책에 대한 반발이 확산되면서 미국산 제품 대신 자국산이나 제3국산 제품을 선택하려는 움직임이 확산되고 있다(Euronews, 2026). 이러한 현상은 단순한 감정적 대응을 넘어 실제 무역 흐름에 유의미한 영향을 미친다. Heilmann(2016)은 덴마크-이슬람권, 중국-일본, 미국-프랑스 등 다양한 사례 분석을 통해 정치적 갈등이 소비재 시장을 중심으로 단기적 무역 감소를 초래한다는 점을 실증적으로 규명하였다. 특히 불매운동은 소비자의 자발적 참여를 통해 확산되며, 내구재보다는 소비재에서 그 효과가 더욱 뚜렷하게 나타나는 특성을 보인다.

이러한 현상은 국내에서도 관찰된 바 있다. 2019년 일본 정부의 대(對)한국 수출관리 강화 조치로 촉발된 양국 간 갈등은 국내 소비 영역에서 대대적인 일본 제품 불매운동으로 이어졌다(산업통상자원부, 2023. 6. 27.). 당시 일본 정부가 반도체 및 디스플레이 핵심 소재에 대한 수출 규제를 강화하고 한국을 수출 우대국(화이트리스트)에서 제외하면서 양국 간 갈등이 본격화되었고, 이후 여행, 문화, 유통업 전반에 걸친 민간 차원의 일본 제품 불매운동으로 확산되었다. 이러한 사례는 대외적 무역 갈등이 단순히 정책적 대립을 넘어, 경제적·심리적 기제를 통해 소비자 선택과 시장 구조에 직접적이고 광범위한 영향을 미칠 수 있음을 시사하는 대표적인 사례이다.

국가 단위의 불매운동은 특히 식품을 대상으로 빈번하게 나타나는 경향이 있다. 이는 식품의 단위 가격이 상대적으로 낮고 구매 빈도가 높아 소비자가 불매 의사를 반복적으로 표출하기에 용이하며, 맛과 브랜드 선호의 차이가 존재하더라도 국내외 대체재가 다양해 제품 전환 비용이 비교적 낮기 때문이다. 동시에 이러한 낮은 전환 비용은 불매 강도가 약화될 경우 소비자가 기존 제품으로 다시 복귀하기 쉽게 만든다는 점에서 식품 시장의 불매는 급격한 확산 후 회복이라는 동태적 패턴을 보일 가능성이 있다.

2019년 우리나라에서 나타난 일본 제품에 대한 불매운동의 확산 속에서, 특히 큰 충격이 관측된 시장 중 하나는 맥주 시장이었다. 한국무역통계진흥원의 맥주 수입 통계자료에 따르면, 전체 수입 맥주 대비 일본 맥주의 물량 기준(kg) 비중은 2017년 하반기(7~12월)에 24.0%, 2018년 하반기 21.5% 수준에서 2019년 동기간 3.4%로 크게 감소하였다(TRASS, 2026).

불매운동은 공식적인 가격 인상이나 관세 조치가 아님에도 불구하고, 소비자 선택에서 특정 국가 제품을 체계적으로 기피하도록 만들 수 있다. 즉, 불매운동은 해당 국가 제품에 대해 비가격적 무역 장벽(non-price trade barrier) 또는 ‘가격 썬치(price wedge)’와 유사하게 작동할 수 있다. 이에 본 연구에서는 2019년 일본 맥주 불매운동의 효과를 관세 부과에 따른 가격 인상과 비교 가능한 크기로 환산하여 그 경제적 의미를 살펴보고자 한다.

불매운동과 관련된 기존의 연구들은 대부분 불매운동이 실제 시장 성과에 미친 영향을 실증적으로

규명하는 데 초점을 두어 왔다. Chavis & Leslie(2009)는 2003년 미국 내 프랑스 와인 불매운동을 주별(weekly) 스캐너 자료로 분석하여, 불매 기간 프랑스 와인 판매가 최대 27%, 6개월 평균 13% 감소하였음을 보였다. 국내 사례를 분석한 Kim & Kim(2022, 2024)은 남양유업 우유 불매와 일본 맥주 불매 사건을 Berry et al.(1995) 모형으로 추정하여 대상 브랜드의 판매와 점유율이 유의하게 감소하였음을 확인하였다. 또한 김은영·이병훈(2022)은 반일 감정의 프라이밍 효과(priming effect)가 수입 맥주 수요를 감소시키는 경로를 수입수요함수 추정을 통해 제시하였다. 한편, Liaukonytė et al.(2023)은 정치적 갈등이 촉발한 불매와 이에 대한 반(anti) 불매가 단기적으로 매출 증가를 유발할 수 있음을 보여주며, 불매가 반드시 매출 감소로만 이어지지 않을 수 있음을 제시하였다. 그러나 이러한 연구들은 불매의 존재와 시장 효과의 방향 및 크기를 실증적으로 제시하였을 뿐, 해당 충격을 가격 인상과 비교 가능한 관세 상당치(tariff equivalent)로 환산하는 구조적 분석까지는 제공하지 않는다. 따라서 본 연구는 2019년 일본 맥주 불매운동이 소비자에게 초래한 효용 감소를 가격 인상 효과로 환산하여 암묵적 관세율로서의 관세 상당치를 추정하는 것을 목적으로 한다. 즉, 불매운동을 통해 발생한 수요 충격을 일종의 관세 부과에 따른 가격 변화와 비교 가능한 형태로 환산하고, 사건 이후의 시간 경과에 따라 변화하는 암묵적 관세율의 동학(dynamics)을 분석하고자 한다.

본 연구는 농촌진흥청의 가구 단위 농식품 소비자 패널 자료를 활용하여 맥주 구매 과정에서 나타나는 대체 행위와 소비자 선호의 이질성을 반영하는 수요모형을 추정한다. 구체적으로, 일본산 주요 수입 맥주 브랜드와 국내 및 기타 해외 맥주 브랜드를 포함한 선택 대안(choice set)을 구성하고, 이를 바탕으로 단위 가격 자료를 구축하였다.

다음으로 혼합로짓(mixed logit) 모형을 통해 가구별 가격 민감도와 이질성을 추정하고, 일본 제품 불매운동 이후 일본산 맥주에 대한 소비자 선호 변화를 추정한다. 이때 도출된 불매 효과를 가격 인상분으로 환산하여 시점별 또는 구간별 암묵적 관세율을 산출한다. 이러한 접근은 불매운동의 시장 효과를 단순히 수요나 판매량의 감소로 국한하지 않고, 비교 가능한 정책 단위인 ‘관세율’로 재해석함으로써 그 경제적 영향을 정량적으로 제시한다.

또한 본 연구는 소비자 이질성에 따른 불매 충격의 차별적 양상과, 일본 맥주로부터 이탈한 수요가 국내산 맥주 및 기타 수입 대안으로 전이되는 대체 경로를 구조적으로 파악한다. 결과적으로 본 연구는 국가 단위의 불매운동이 특정 시장에 초래한 비가격 장벽을 관세 상당치로 정량화하고, 그 동태적 변화와 미시적 대체 및 이질성 메커니즘을 규명한다는 점에서 의의가 있다.

이후 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 일본 맥주 불매운동 사건과 국내 맥주 시장 구조를 설명하고, 제3장에서는 분석 자료와 연구 방법을 제시하며, 제4장에서는 추정 결과를 도출한다. 마지막으로 제5장에서는 결론과 시사점을 논의한다.

2. 일본 맥주 불매운동

일본 제품 불매운동은 2019년 7월 초 일본 정부의 대(對)한국 수출관리 강화 조치를 계기로 본격화되었다. 이에 대응하여 온·오프라인 여론이 즉각적으로 형성되었으며, 주요 언론의 집중적인 보도가 이어졌다.

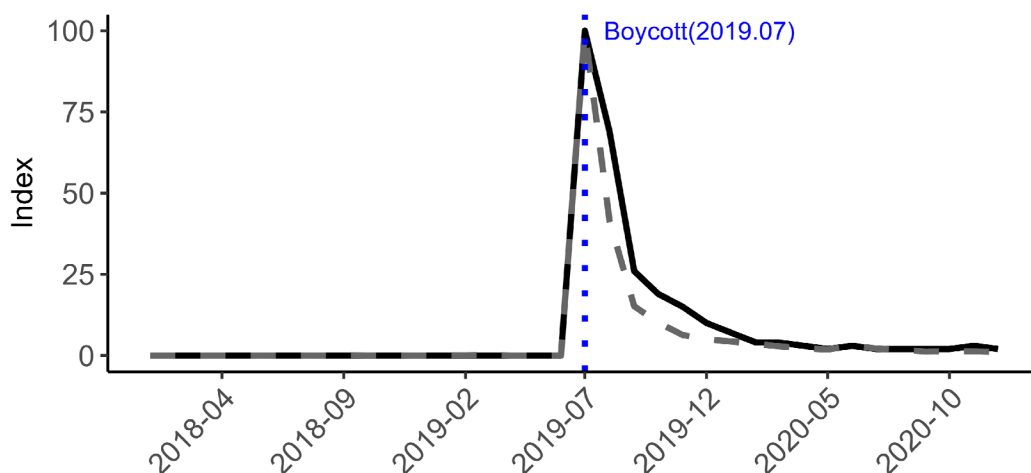
본 연구에서는 이러한 불매운동의 사회적 확산 양상을 시계열적으로 규명하기 위해 국내에서 이용되는 주요 검색 서비스인 구글 트렌드(Google Trends)와 네이버 데이터랩(Naver Data Lab)의 검색 관심도 지수를 활용하였다. 더불어 언론 보도를 통한 이슈의 가시성을 파악하기 위해 한국언론진흥재단 뉴스 빅데이터 시스템인 빅카인즈(BIG KINDS)를 통해 관련 보도 건수를 집계하였다.

〈그림 1〉은 불매운동에 대한 검색 관심도와 언론 보도 추이를 제시하고 있다. (a)는 구글 트렌드와 네이버 데이터랩의 ‘일본 불매’ 관련 검색 관심도 지수를 나타내며, (b)는 빅카인즈에서 수집한 언론보도 중 관련 키워드가 포함된 보도 건수를 집계한 결과이다. 구글과 네이버에서 제공하는 검색 관심도 지수는 특정 기간 내 입력한 키워드인 ‘일본 불매’의 검색량을 전체 검색량 대비 상대적 비율로 정규화하여 제시한다.

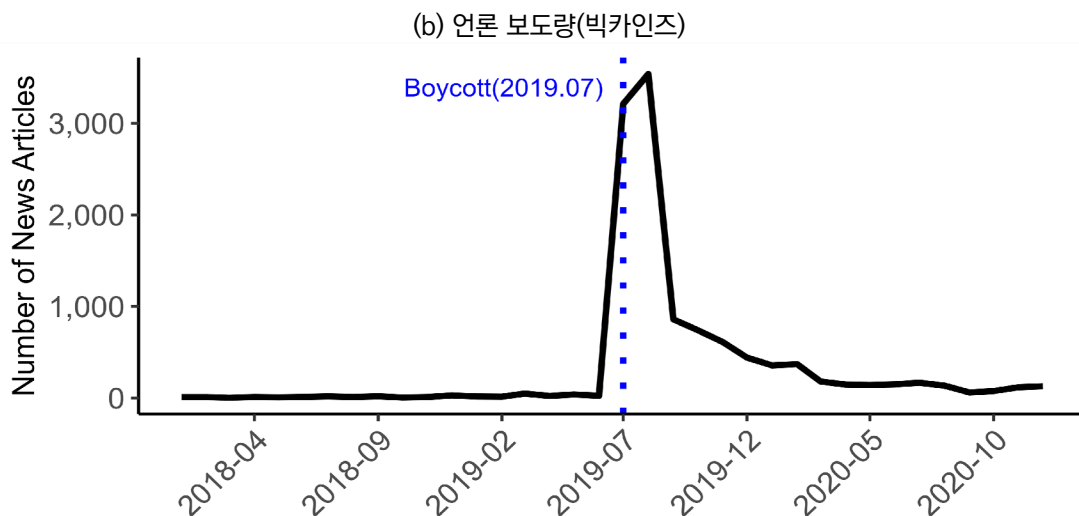
분석 결과, 검색 관심도 및 언론 보도 건수 등 세 가지 지표 모두에서 2019년 7월을 기점으로 급격한 상승세가 관측되며, 이후 점진적인 하락 추세를 보인다. 이러한 형태는 불매운동에 대한 사회적 관심과 언론의 주목이 사건 발생 직후 빠르게 확산된 후 시간의 경과에 따라 점차 감소하였음을 보여준다.

그림 1. 2019년 일본 제품 불매 관련 관심도 추이

(a) 온라인 검색 지수(구글, 네이버)



(계속)



주: 모든 검색 플랫폼에서 검색어는 '일본 불매'를 사용함. 구글트렌드(검정 실선), 네이버 트렌드(회색 점선), 빅카인즈(검정 실선). 온라인 검색지수는 각 플랫폼에서 검색 기간 중 최댓값을 100으로 표준화한 값임.

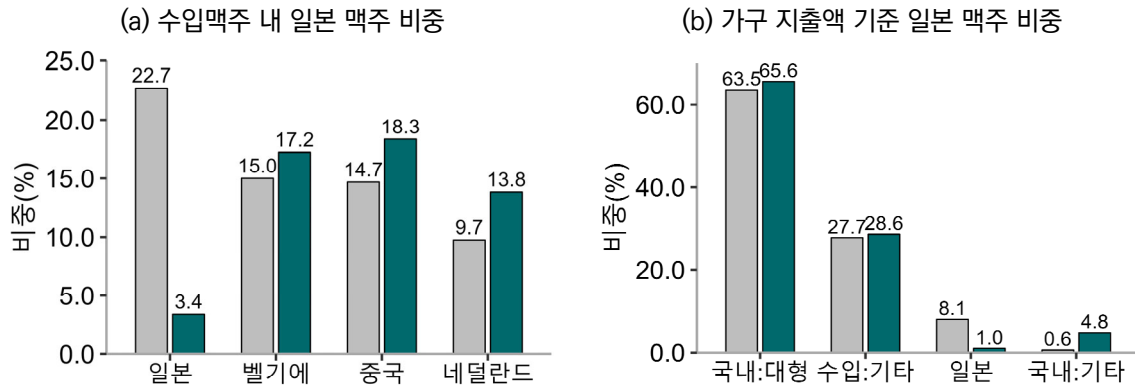
자료: 구글트렌드(Google Trends); 네이버 검색어트렌드(Naver Data Lab); 빅카인즈(BigKINDS).

〈그림 2〉는 국내 맥주 시장의 구조적 특징과 불매운동 전후의 시장 점유율 변화를 나타낸다. 먼저 (a)는 한국무역통계진흥원(TRASS)의 수입통계(중량 기준)를 바탕으로, 2017~2018년 하반기(7~12월) 대비 2019년 하반기의 주요 수입국별 비중 변화를 제시한다. 분석 결과, 불매운동 이전 전체 수입량의 62.1%를 점유하던 상위 4개국 중 일본의 비중은 기존 22.7%에서 3.4%로 급감하였으며, 그 자리를 벨기에, 중국, 네덜란드 등 타 수입국이 대체하는 양상을 보인다.

그러나 이러한 거시적 수입 통계는 국내산 맥주가 제외되어 있고 외식 및 유통 채널 전반을 포괄하므로, 본 연구의 분석 단위인 가게 수준의 미시 소비 자료와는 차이가 있을 수 있다. 이를 보완하고자 (b)에서는 농촌진흥청의 농식품 소비자패널 자료를 활용하여 가구 소비 기준 원산지별 비중 변화를 산출하였다. 맥주 선택 대안을 크게 국내 대형, 국내 기타, 일본, 수입 기타의 네 범주로 구분하여 비교한 결과, 가구 내 지출액에서 차지하는 일본 맥주의 비중은 기존 8.1%에서 1.0% 수준으로 크게 하락한 것으로 나타났다.

결과적으로 거시적 수입 데이터와 미시적 가게 지출 자료는 모두 불매운동 이후 일본 맥주의 시장 점유율이 급격히 감소하고 다른 맥주 비중이 상대적으로 증가했다는 일관된 패턴을 보여준다. 이는 본 연구에서 활용하는 미시 자료가 불매운동에 따른 시장의 전반적인 변화 양상을 상당 부분 반영하고 있음을 뒷받침한다.

그림 2. 2019년 일본 맥주 불매운동 전후의 국내 맥주시장 점유율 변화



■ : 2017~2018년 하반기(7~12월), ■ : 2019년 하반기(7~12월).

자료: 한국무역통계진흥원(2026). 농촌진흥청 농식품 소비자패널 자료(2017~2019).

3. 분석자료 및 방법

3.1. 분석 자료

본 연구는 농촌진흥청에서 제공하는 농식품 소비자패널 자료를 활용하여 분석을 수행하였다. 해당 자료는 가구 단위 미시 패널 자료로, 품목, 구매 일자, 구매처, 지출액, 구매 수량, 원산지 등 개별 구매 내역과 성별, 연령, 소득, 가구원 수 등 가구 특성 정보를 포함한다. 2009년 수도권 약 1,000가구를 대상으로 시작된 소비자 패널조사는 이후 표본 규모가 점진적으로 확대되었으며, 분석 시점인 2019년 기준 전국(수도권·광역시·중소도시) 약 1,500가구를 대상으로 조사가 이루어졌다(농촌진흥청, 2020).

본 연구의 분석 기간은 2017년 1월부터 2019년 12월까지로 설정하였다. 이는 2019년 7월 본격화된 일본 맥주 불매운동의 영향을 포함하되, 이후 발생한 제도적·거시적 충격을 배제하기 위함이다. 특히 2020년 1월부터 기존의 종가세(ad valorem tax)에서 종량세(specific tax)로 전환된 국내 맥주 과세체계의 변화와 코로나19 확산에 따른 주류 소비 환경의 구조적 변화는 맥주 가격 및 소비구조에 중대한 영향을 미쳤을 가능성이 크다. 따라서 본 연구는 불매운동의 비가격적 효과를 보다 명확히 식별하기 위해 분석 범위를 2019년까지로 제한하였다.

농식품 소비자패널 자료는 가구의 구매 영수증 단위의 일별 구매 정보를 포함하고 있으나, 가구별 맥주 재구매 주기가 평균 약 31일, 중앙값 기준 약 11일임을 고려하여, 혼합로짓 분석을 위한 자료는 주별(weekly)로 집계하였다. 동일한 주 내에서 여러 번 구입이 이루어진 경우, 구입한 상품이 상이하면 별개의 구매 행위로 처리하였다. 다만, 사례 연구(event study)는 주별 자료에서 발생하는 높은 변동성과 다수의 미구매 관측치를 완화하기 위해 2주 단위(격주)로 재집계하여 분석을 진행하였다. 다음으로

본 연구에서는 혼합로짓모형의 선택 대안을 일본산 상품 3개, 국내산 상품 2개, 기타 수입산, 기타 국내산 등 총 7개의 상품(product)으로 정의하였다. 본 연구의 목적이 일본 제품 불매운동 이후 일본산 맥주에 대한 소비 변화와 상품 간 수요 대체를 분석하는 데 있음을 고려하여 일본산 맥주는 상대적으로 세분화하였다. 일본산 맥주 중 시장 점유율과 구매 빈도가 높은 주요 브랜드는 각각 독립된 상품으로 정의하였으며 (일본 상품 1, 일본 상품 2), 구매 빈도가 상대적으로 낮아 개별적인 분석이 어려운 브랜드들은 통합하여 하나의 상품으로 구성하였다 (일본 상품 3). 반면, 일본 이외 국가의 수입 맥주는 하나의 통합 상품인 '기타 수입산'으로 정의하였다. 국내산 맥주의 경우 시장에서 높은 비중을 차지하는 주요 브랜드들을 하나의 상품으로 구성하였으며, 불매운동의 파급 효과를 별도로 살펴볼 필요가 있는 브랜드는 따로 구분하였다(국내 상품 2). 그 외 국내 브랜드는 하나의 통합 상품인 '기타 국내산'으로 정의하였다.¹⁾

가격 변수는 지출액과 구매 수량 정보를 이용하여 단위 가격(unit price)을 산출하였다. 다만 지출액 정보는 비교적 정확하게 기록된 반면, 수량 자료의 결측치로 인해 개별 가구 수준에서 단위 가격을 계산하는 데 한계가 있었으며, 이러한 단위 가격은 관측되지 않은 품질 차이나 소비자의 저가 매장 선택으로 인해 내생성(endogeneity) 문제가 발생할 수 있다(Deaton, 1988).

이에 본 연구에서는 개별 가구 수준의 단위 가격을 직접 사용하지 않고, 시장 수준(market level)의 가격 변수를 구성하였다. 구체적으로 개별 가구의 구매 자료를 이용하여 단위 가격(unit price)을 산출한 뒤, 상품별 단위 가격 분포에서 상·하위 10%에 해당하는 이상치를 제거하였다.²⁾ 이후 상품·주(week) 단위의 평균 가격을 산출하여 시장 수준의 가격 변수를 구성하였다. 일부 시점에서 발생하는 가격 결측치는 인접 시점의 관측값을 활용하여 보완하였다. 먼저 이전 시점의 가격으로 결측치를 대체하고, 이후에도 남아 있는 결측치는 이후 시점의 가격을 적용하였다. 이러한 방식은 개별 가구의 구매처 선택이나 개별 거래에서 발생하는 가격 변동의 영향을 줄이고, 상품별 시장 가격을 보다 안정적으로 구성하기 위한 것이다.

다만, 시장 수준으로 가격을 집계하더라도 관측되지 않은 제품 특성이나 시장 수준의 수요충격과 가격 간의 상관관계에서 발생하는 내생성 가능성을 완전히 제거할 수는 없다. 이에 가격 변수의 구성 방식에 대한 민감도를 확인하기 위해 주별 중앙가격, 구매량을 반영한 주별 가중평균가격 및 월별 평균가격을 이용한 강건성 분석을 추가로 수행하였고, 주요 결과가 가격변수 구성 방식에 크게 의존하지 않음을 확인하였다(부록 1). 또한, 시장 수준의 가격을 사용하더라도 남아 있는 가격 내생성의 영향을 추가적으로 검토하기 위해 환율 변동을 활용한 통제함수(control function) 접근법을 이용한 민감도 분석을

1) 본 연구에서 '상품(product)'은 개별 제품(SKU)을 의미하는 것이 아니라 혼합로짓모형에서 정의한 선택 대안(choice alternative)을 의미한다. 각 상품은 분석 목적에 따라 하나의 브랜드에 대응하거나 복수의 브랜드를 통합하여 구성하였다. 이에 실제 맥주 브랜드와 모형에서 정의한 선택 대안을 구분하기 위해 후자를 '상품'으로 지칭하고자 한다.

2) 일반적으로 이상치는 1% 또는 5% 수준에서 제거하는 경우가 많으나, 본 자료의 경우 수량 정보(특히 구매 단위)가 정확하게 기록되지 않은 사례가 비교적 많아 단위 가격의 극단값이 빈번하게 나타났다. 이러한 특성을 고려하여 보다 완화된 기준인 10% 수준에서 이상치를 제거하였다.

수행하였다. 다만, 환율 변수가 도구변수의 외생성 조건을 완전히 충족한다고 단정하기는 어렵다는 점을 고려하여 이를 가격 내생성을 완전히 해소하기 위한 식별 전략이라기보다는 추정 결과의 민감도를 확인하기 위한 추가 분석으로 활용하였다. 구체적인 분석 결과는 부록 1의 <부표 1-1>, <부표 1-2>에 제시되어 있다.

표 1. 기초 통계량

변수	사건 이전 (2017. 1.~2019. 6.)				사건 이후 (2019. 7.~2019. 12.)			
	평균	표준편차	최솟값	최댓값	평균	표준편차	최솟값	최댓값
구입 비중(% , 횟수)								
일본 상품 1	5.22	1.63	1.00	8.71	0.55	1.14	0.00	4.31
일본 상품 2	2.37	1.09	0.00	5.85	0.24	0.54	0.00	2.40
일본 상품 3	2.87	1.11	0.50	5.56	0.39	0.55	0.00	2.40
국내 상품 1	52.18	5.12	41.15	63.55	61.35	4.68	52.40	73.44
국내 상품 2	8.82	2.54	3.57	15.86	5.01	1.86	0.72	7.81
기타 수입산	27.06	3.28	19.34	35.02	28.00	4.00	18.75	34.13
기타 국내산	1.48	1.73	0.00	10.33	4.47	2.07	0.00	7.45
가격(500ml/원)								
일본 상품 1	2,838	231	2,355	3,851	2,958	414	2,328	3,407
일본 상품 2	2,737	323	2,220	3,942	2,647	179	2,369	3,008
일본 상품 3	2,846	326	2,225	3,927	2,921	500	2,405	3,911
국내 상품 1	1,834	46	1,671	1,925	1,868	37	1,796	1,948
국내 상품 2	2,004	133	1,686	2,395	2,046	178	1,776	2,684
기타 수입산	2,571	110	2,315	2,965	2,702	142	2,486	3,200
기타 국내산	3,439	482	2,398	4,549	3,550	348	2,949	4,513
가구특성변수								
연령	47.62	9.28	23.00	79.00	48.95	8.98	25.00	79.00
고소득(더미)	0.20	0.40	0.00	1.00	0.20	0.40	0.00	1.00
전업주부(더미)	0.36	0.48	0.00	1.00	0.33	0.47	0.00	1.00
수도권(더미)	0.50	0.50	0.00	1.00	0.51	0.50	0.00	1.00
기타 통제변수								
편의점(더미)	0.11	0.31	0.00	1.00	0.11	0.31	0.00	1.00
봄(더미)	0.30	0.46	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
여름(더미)	0.27	0.44	0.00	1.00	0.42	0.49	0.00	1.00
가을(더미)	0.18	0.39	0.00	1.00	0.46	0.50	0.00	1.00

주: () 안의 숫자는 단위를 의미하며, 가구특성 변수 중 '연령', '전업주부'는 패널 응답자의 특성을 의미함.

자료: 농촌진흥청(2017~2019) 농식품 소비자 패널을 바탕으로 저자 작성.

3.2. 분석 방법

3.2.1. 사례 연구(Event Study)

본 연구에서는 혼합로짓(mixed logit)모형 추정에 앞서 해당 사건이 맥주 카테고리에 대한 소비 가구의 전체 수요와 개별 상품 소비 행태에 미친 영향을 사전적으로 파악하고자 한다. 이는 후속 분석에서 ‘맥주 미구매(outside option, no purchase)’의 중요성을 판단하기 위한 필수적인 사전 분석이다. 만약 불매운동으로 인해 가구의 맥주 카테고리 전체 수요가 위축되었다면, 구매 기록이 있는 가구만을 대상으로 한 선택 모형은 카테고리 이탈 효과를 과소평가하게 된다. 즉, ‘맥주 미구매’를 제외한 선택 모형은 맥주를 구매한 경우에 한정된 품목 내 대체(substitution)만 포착하게 되어 카테고리 이탈 효과를 반영하지 못한다. 반대로 전체 맥주 수요의 감소가 미미하다면 불매운동의 주요 경로는 카테고리 이탈보다는 상품 간 전환일 가능성이 크다.

이를 확인하기 위해 본 연구에서는 사례 연구(event-study) 형태의 회귀분석을 이용하여 2019년의 소비 패턴이 이전 연도(2017~2018년) 대비 어떻게 변화하였는지를 살펴보고자 한다. 사례 연구는 일반적으로 미처치(never-treated) 집단 또는 서로 다른 처치 시점을 활용할 때 인과적 처치 효과를 식별하는 데 사용된다(Miller, 2023). 그러나 본 연구에서는 모든 소비자가 동일한 시점에 사건의 영향을 받았으므로, 본 분석은 인과적 처치 효과를 식별하기 위한 것이 아니라 2019년 소비 패턴을 과거 동일 시기와 비교하기 위한 기술적(descriptive) 분석으로 해석한다. 따라서 2019년을 사건 발생 연도로, 2017~2018년을 비교 기준으로 설정하고 다양한 고정 효과를 포함하여 사건 발생 전후 소비 패턴의 변화를 추정하였다.

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k \neq -1} \beta_k 1\{year = 2019\} \cdot 1\{event = k\} + \gamma X_{it} + \theta_{w(t)} + \lambda_{year(t)} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

이때 i 는 가구, t 는 격주(bi-week) 단위의 시점을 의미한다. α_i 는 가구 고정 효과, $\theta_{w(t)}$ 는 격주 단위 시점 고정 효과, $\lambda_{year(t)}$ 는 연도 고정 효과를 나타낸다. $1\{event = k\}$ 는 사건 발생 시점(예: 2019년 7월 첫째-둘째 주)을 기준으로 한 상대적 기간 k 를 나타내는 더미변수이며, 기준시점은 $k = -1$ 로 설정하였다. β_k 는 기준시점 대비 2019년 각 기간의 종속변수가 예년 대비 어떠한 변화를 보였는지를 측정하며, ϵ_{it} 는 오차항을 의미한다. 종속변수는 ① 전체 맥주 구입 여부 및 총 맥주 지출액과 ② 일본 맥주에 대한 타겟 효과를 측정하기 위한 일본산 맥주 구입 여부 및 일본산 맥주 지출 비중으로 정의하였다. 또한 맥주 소비에 영향을 미칠 수 있는 외생적 요인을 통제하기 위해 평균 최고 기온, 강수량 등 기상 조건, 해당 기간의 공휴일 포함 여부 및 환율을 통제변수로 포함하였으며, 이는 X_{it} 로 표시하였다(김상봉, 2012).

3.2.2. 혼합로짓모형(Mixed Logit Model)

다음으로 일본 맥주 불매운동이 가구의 맥주 상품 선택에 미친 영향을 구조적으로 추정하기 위해 혼합로짓(mixed logit)모형을 설정하였다. 혼합로짓모형은 다항 로짓모형(Multinomial logit)과 달리 강한 독립성 가정(Independence of irrelevant alternatives: IIA)을 완화하면서, 가구 간 이질성(heterogeneity)을 모형에 직접적으로 반영할 수 있다는 장점이 있다.

가구 i 가 시점 t 에 맥주를 구매한다고 할 때, 가구는 대안 집합 중 하나를 선택한다고 가정한다. 이때 가구 t 가 대안 j 를 선택함으로써 얻는 효용은 식 (2)와 같이 정의된다.

$$u_{ijt} = \alpha_j + \gamma_i P_{jt} + \theta_i (Japan_j \times Boycott_t) + \beta X_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (2)$$

이때 P_{jt} 는 t 시점의 대안 j 의 가격이며, $Japan_j$ 는 일본산 제품일 경우 1, 그렇지 않으면 0인 지시 변수이다. $Boycott_t$ 는 2019년 7월 이후 기간이면 1, 이전이면 0인 지시 변수이다.³⁾⁴⁾ α_j 는 대안별 고정 선호를 나타내며, X_{ijt} 는 가격을 제외한 설명변수 벡터로, 소비자 특성이 상품별 선택 확률에 미치는 실질적인 영향을 반영하기 위한 상품별 상호작용항으로 구성된다. 구체적으로는 소득, 나이, 전업주부 여부, 수도권 거주 여부 등의 소비자 특성을 각 상품을 나타내는 지시 변수와 상호작용하여 모형에 포함하였다. 오차항 ϵ_{ijt} 는 제1형태 극한치 분포(Type I extreme value distribution)를 따른다고 가정한다.

본 모형에서 핵심 변수는 일본산 맥주에만 작동하는 불매 효과 θ_i 이다. 만약 $\theta_i < 0$ 이라면, 이는 불매운동 이후 일본 맥주에 대한 효용이 감소하였음을 의미한다. 혼합로짓모형에서는 가격 민감도와 불매반응이 가구별로 상이할 수 있어 가격 계수(γ_i)와 불매운동 계수(θ_i)를 확률(random) 계수로 설정하였다.

본 모형은 일본 맥주를 포함한 7개의 상품에 대한 상대적 효용과 선택 확률을 동시에 추정하므로, 불매운동 이후 일본 맥주에서 국내 및 기타 수입 맥주로 이동하는 상품 간 대체효과가 모형 내에 반영된다. 따라서 본 연구에서 산출한 암묵적 관세율(관세 상당치)은 일본 맥주의 판매 감소를 직접 가격 효과로 환산한 값이 아니라, 다른 맥주 대안과의 상대적 선택 관계를 고려하여 추정된 일본 맥주의 효용 감소를 가격 상당치(price equivalent)로 환산한 값으로 해석된다.

다음으로, 불매운동으로 인한 효용 감소를 가격 인상과 동일한 효과로 해석하기 위해 일본산 맥주에 일종의 종가세 ρ 가 부과되어 가격이 $P_j(1 + \rho)$ 로 상승한다고 가정한다. 이때 가격 인상으로 인한 효용 변화는 다음과 같다.

3) 불매운동의 강도는 시간의 경과에 따라 변화할 수 있으므로, 단일 사후 지시 변수만으로 사건 이후 효과를 충분히 포착하기 어려울 수 있다. 이에 본 연구에서는 단일 사후 지시 변수뿐만 아니라 사건 이후 경과 시간을 반영한 다양한 함수 형태를 활용하여 추정 결과의 강건성을 추가로 검토한다(4.3. 강건성 분석 참조).

4) 국내 상품 2는 일본 제품은 아니지만 일본 기업과의 자본 관계 및 소비자의 인식 등으로 인해 불매운동의 영향이 일부 함께 나타날 가능성이 있다. 이에 본 연구에서는 이러한 효과를 통제하기 위해 (국내 상품 2 × Boycott) 상호작용항을 추가로 포함하였다.

$$\Delta u_{ij} = \gamma_i(1 + \rho)P_j - \gamma_i P_j = \gamma_i P_j \rho \quad (3)$$

P_j 는 사건 발생 이전 일본산 제품($j = 1, 2, 3$)의 가격이고, 이때 불매로 인한 효용 감소(θ_i)와 동일한 효용 변화를 유발하는 관세율 ρ_i 는 다음을 만족한다.

$$\gamma_i P_j \rho = \theta_i \quad (4)$$

따라서 암묵적 관세율은 다음과 같이 정의된다.

$$\rho_i = \frac{\theta_i}{\gamma_i P_j} \quad (5)$$

일반적으로 가격 계수(γ_i)는 음수이고, 불매로 인한 효용 변화(θ_i) 또한 음수일 것으로 예상되므로, 계산된 암묵적 관세율(ρ_i)은 양(+)의 값을 갖는다. 추정된 ρ_i 는 불매운동이 일본산 맥주에 대해 가구 i 의 효용 기준에서 상대가격을 얼마나 증가시킨 것과 동등한가를 나타내는 지표로 해석된다. 따라서 본 연구에서 제시하는 암묵적 관세율은 실제로 소비자가 부담한 가격 인상이나 정부가 부과한 관세를 의미하는 것이 아니라, 불매운동으로 인한 비가격적 선호 변화와 동일한 효용 변화를 유발하는 가격 상당치를 의미한다.

4. 분석 결과

4.1. 사례 연구(Event Study)

본 절에서는 2019년 7월 1일을 포함하는 격주(bi-week)를 사건 시점($k = 0$)으로 설정하고, 사건 직전 두 주($k = -1$)를 기준 시점으로 한 사례 연구(event study) 분석 결과를 제시한다. 각 추정 계수는 2019년 사건 전후 상대 기간(k)에서의 종속변수 변화가 예년(2017~2018년) 동기 대비 어떻게 달라졌는지를 나타낸다. 분석 모형에는 상대 기간 터미($k \in [-10, +10]$)와 가구, 격주(bi-week), 연도 고정 효과 및 기타 통제 변수(날씨, 공휴일, 환율)를 포함하였으며, 표준오차는 가구 단위로 군집화(clustering)하여 추정하였다.⁵⁾

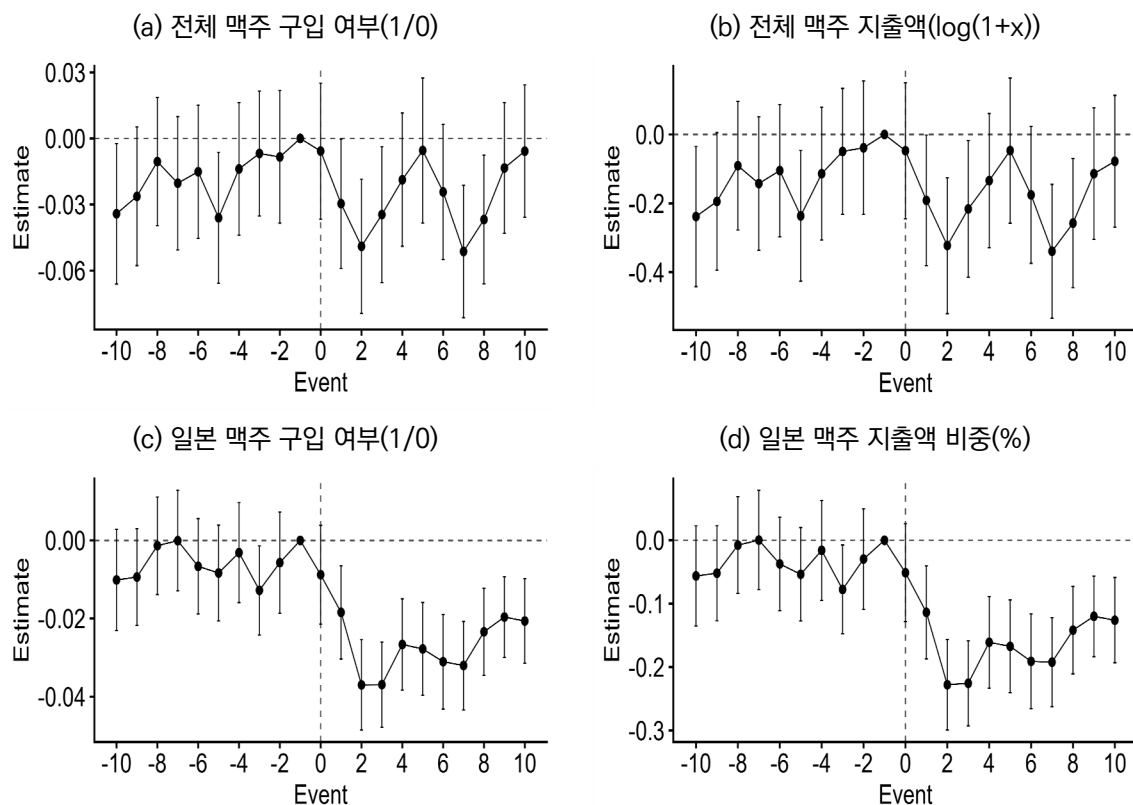
<그림 3>의 (a)와 (b)는 각각 일본 맥주를 포함한 전체 맥주 구입 여부(분석대상 가구의 구입 확률, 1 또는 0)와 전체 맥주 지출액 로그 변환의 변화를 보여준다. 사건 이전 구간에서 일부 계수가 통계적으로

⁵⁾ 추가적으로 사건을 5개 격주(약 10주) 단위로 재구성하여 동일한 분석을 수행하였으나, 추정 계수의 전반적인 패턴은 기존 결과와 큰 차이를 보이지 않았다.

유의미한 수치를 보이거나(0과 유의하게 다른 경우), 계수의 방향과 크기에서 일관된 사전 추세는 관찰되지 않는다. 사건 발생 이후에는 (a)와 (b) 모두 일부 구간에서 음(-)의 계수가 나타나 전체 맥주 소비가 일시적으로 위축되는 양상을 보이거나, 곧 0 부근으로 회복되는 구간이 관찰되어 이를 전체 맥주 수요의 지속적인 감소로 해석하기는 어렵다. 즉 전체 맥주 수요에 대한 영향은 존재하더라도 그 효과가 제한적이고 일시적이며, 사건의 핵심 효과가 총수요의 장기적 축소보다는 품목 내 구성 변화에 있을 가능성을 시사한다.

반면, <그림 3>의 (c)와 (d)는 각각 일본 맥주 구입 여부와 일본 맥주 지출액 비중의 변화를 제시한다. (c)와 (d)에서는 사건 발생 직후 계수가 급격히 하락하며, 특히 사건 발생 후 1~3개 격주(약 2~6주) 사이에 감소 폭이 더욱 확대된 이후, 낮은 수준이 장기간 유지되는 패턴이 관찰된다. 이러한 하락 양상은 사건 이전의 변동과 비교할 때 더 명확하게 구분된다. 이는 불매운동 이후 소비자들이 전체 맥주 소비 자체를 크게 줄이기보다는 일본 맥주를 회피하고 다른 대안으로 전환(*switching*)했을 가능성을 시사한다.

그림 3. 2019년 일본 맥주 불매운동 사례 연구(Event Study) 분석 결과



자료: 농촌진흥청(2017~2019), 농식품 소비자패널 자료.

4.2. 혼합로짓모형 분석 결과와 암묵적 관세율(Tariff Equivalent)

다음으로 혼합로짓(mixed logit)모형을 이용하여 일본 맥주 불매운동이 가구의 맥주 선택에 미친 영향을 분석하고, 추정된 불매효과를 가격 인상분으로 환산한 암묵적 관세율(tariff equivalent)을 산출하였다. 혼합로짓모형은 가격 민감도와 불매운동에 대한 반응이 가구마다 상이할 수 있음을 허용하므로, 불매운동의 평균적인 효과뿐만 아니라 가구 간 선호의 이질성까지 함께 파악할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구에서는 가격 계수와 일본 상품 불매 변수의 교차항에 대해 확률(random) 계수를 설정하여 선호의 이질성을 반영하였으며, 패널 혼합로짓모형을 모의최대우도법(simulated maximum likelihood method)으로 추정하였다. 동일 가구의 반복적인 구매행태를 고려하기 위해 패널 구조를 반영하였으며, 우도함수의 적분은 1,000회의 유사 난수(pseudo-random) 기반 시뮬레이션을 통해 근사하였다. 이때 가격 계수는 0에서 검열된 정규분포(zero-censored normal distribution)를, 일본 상품 및 국내 상품 2의 불매 교차항 계수는 정규분포를 따른다고 가정하였다. 가격 계수 및 불매운동 효과에 대한 분포 가정 영향을 검토하기 위해 대안적인 확률 계수 분포를 적용한 강건성 분석을 수행하였다. 확률 계수를 허용한 모형이 고정계수 모형인 다항로짓모형(multinomial logit: MNL)에 비해 전반적으로 낮은 AICc (Corrected Akaike Information Criterion)를 가지는 것으로 나타나, 가격 민감도와 불매운동에 대한 소비자 반응에 이질성을 허용하는 것이 모형의 적합도를 개선하는 것으로 확인되었다. 또한, 가격 계수에 다양한 대안적 분포를 적용한 결과 구체적인 추정 계수에는 차이가 존재하지만, 그 방향과 전반적인 결과는 대체로 일관되게 나타났다. 이러한 결과는 가격 변수의 구성 방식을 기존의 주별 평균가격에서 주별 중앙가격, 주별 가중평균가격, 월별 평균가격으로 변경하여 분석한 경우에도 크게 달라지지 않았다(부록 1).⁶⁾

추정 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 본 모형은 ‘기타 국내산’을 기준 대안(base alternative)으로 설정하였으므로, 대안별 상수항은 기준 대안 대비 상대적 선호를 의미한다. 2017년 기준 추정 결과를 보면, ‘국내 상품 1’, ‘국내 상품 2’, ‘기타 수입산’은 기준 대안 ‘기타 국내산’보다 높은 선호를 보인 반면, 일본 상품 3종은 전반적으로 낮은 상대적 선호를 나타냈다.

가구 특성 및 채널별 특성을 살펴보면, 맥주를 제외한 농식품 지출액이 클수록 일본 상품에 대한 선호가 상대적으로 높은 경향을 보였다. 구매 채널 측면에서는 편의점에서 맥주를 구매할 때 타 채널 대비 일본 상품을 선택할 확률이 높게 나타났다. 반면, 수도권 거주 가구는 일본 상품에 대해 전반적으로 낮은 선호를 보였다.

가격 변수는 -P 형태로 정의되었으며, 가격 계수에 대해서는 0에서 검열된 정규분포를 가정하여 가격 계수의 평균 추정치가 양(+)의 값을 갖는 것은 가격 상승이 효용을 감소시키는 일반적인 수요 법칙과

⁶⁾ 한편, 가격의 내생성 가능성에 대한 민감도를 확인하기 위해 환율 변동을 활용한 통제함수(control function) 접근법을 추가적으로 적용하였다. 분석 결과, 가격 계수는 기준모형의 0.658에서 0.963으로 증가하고 관세 상당치는 103.6%에서 70.9%로 감소하였으나, 불매운동 효과는 여전히 통계적으로 유의하였으며 관세 상당치 역시 다른 모형 설정에서 도출된 추정치의 범위를 크게 벗어나지 않았다. 통제함수 접근법의 구체적인 설정과 추정 결과는 부록 1에 제시하였다.

일치한다. 또한 가격 계수의 표준편차가 통계적으로 유의하게 나타나 가구 간 가격 민감도에 이질성이 존재함이 확인되었다. 불매 효과 계수 역시 평균 -4.231로 유의한 음(-)의 값을 기록하였다. 이는 불매 운동 이후 일본 맥주 선택에 따른 가구의 효용이 평균적으로 크게 감소했음을 의미하며, 결과적으로 불매운동이 일본 맥주 선택 확률을 유의하게 낮추는 핵심 요인으로 작용했음을 보여준다.

표 2. 혼합로짓모형 추정 결과

변수	일본 상품 1	일본 상품 2	일본 상품 3	국내 상품 1	국내 상품 2	기타 수입산
상수항	0.201 (0.412)	-0.963 * (0.520)	-0.952 ** (0.471)	3.346 *** (0.359)	2.404 *** (0.381)	2.764 *** (0.354)
나이	0.009 * (0.006)	-0.023 *** (0.007)	0.000 (0.006)	0.011 ** (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.008 (0.005)
고소득	-0.043 (0.115)	0.170 (0.136)	-0.024 (0.128)	-0.264 *** (0.101)	-0.280 ** (0.111)	-0.171 * (0.100)
전업주부	0.103 (0.105)	0.529 *** (0.122)	0.345 *** (0.116)	-0.054 (0.092)	0.120 (0.099)	0.105 (0.092)
농식품지출액	0.136 *** (0.028)	0.245 *** (0.038)	0.190 *** (0.032)	-0.021 (0.024)	-0.010 (0.026)	0.119 *** (0.024)
편의점	2.365 *** (0.207)	2.441 *** (0.219)	2.376 *** (0.215)	0.568 *** (0.201)	-0.035 (0.221)	1.576 *** (0.199)
수도권	-0.489 *** (0.103)	-0.116 (0.123)	0.080 (0.116)	-0.605 *** (0.089)	-0.168 * (0.096)	-0.305 *** (0.089)
봄	0.007 (0.148)	0.036 (0.172)	-0.073 (0.163)	-0.134 (0.132)	-0.243 * (0.141)	-0.138 (0.132)
여름	-0.191 (0.140)	0.114 (0.163)	-0.209 (0.155)	-0.325 *** (0.122)	-0.495 *** (0.132)	-0.348 *** (0.122)
가을	-0.203 (0.152)	-0.023 (0.179)	-0.159 (0.170)	-0.309 ** (0.129)	-0.316 ** (0.140)	-0.269 ** (0.129)
2018년	-0.552 *** (0.164)	-0.454 ** (0.177)	-0.490 *** (0.172)	-0.742 *** (0.156)	-0.779 *** (0.160)	-0.515 *** (0.156)
2019년	-2.144 *** (0.152)	-1.819 *** (0.173)	-2.156 *** (0.167)	-2.273 *** (0.133)	-2.714 *** (0.147)	-1.949 *** (0.132)
확률변수						
가격	0.658 *** (0.022)					
가격_표준편차	1.070 *** (0.023)					
일본×불매	-4.231 *** (0.504)					
(일본×불매) _표준편차	2.191 *** (0.323)					
국내 상품 2 × 불매	-1.570 *** (0.202)					
(국내 상품 2 × 불매)_표준편차	1.819 (0.144)					
AIC	73.295					
관측치 수	223,419(=31,917×7)					

주 1) 농식품 지출액은 맥주를 제외한 지출액을 기준으로 $\log(1+\text{지출액})$ 형태로 변환하여 사용함.

2) 가격변수는 -P 형태로 변환하여 모형 추정에 활용함.

3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. ()안의 값은 표준오차를 나타냄.

자료: 농촌진흥청(2017~2019), 농식품 소비자패널 자료.

〈표 3〉에서는 〈표 2〉의 추정 결과를 바탕으로 도출한 불매운동 전후 상품별 선택 확률의 변화를 보여주고 있다. 본 분석에서는 전체 자료를 기준으로 불매운동 이후 기간을 나타내는 변수(After)를 각각 0과 1로 설정하여 사건 전후의 반사실적 혹은 가상적인(counterfactual) 선택 확률을 계산하였다. 혼합로짓모형의 특성상 개별 가구 간 선호의 이질성(확률 계수)과 추정 과정의 표본 추출 오차라는 두 가지 불확실성이 존재한다. 이를 모두 반영하기 위해 1,000회의 무작위 시뮬레이션을 수행하였으며, 이를 통해 선택 확률의 평균 변화량과 신뢰구간을 도출하였다.

분석 결과, 일본 상품 3종 모두 불매운동 이후 선택 확률이 통계적으로 유의하게 감소하였다. 구체적으로 일본 상품 합계 선택 확률은 사건 이전 약 10.6%에서 사건 이후 1.4%로 급감하였으며, 이러한 감소 폭 또한 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다. 반면, 불매운동의 영향으로 ‘국내 상품 1’과 ‘기타 수입산’ 맥주의 선택 확률은 각각 약 5.7%p와 5.2%p 증가한 것으로 추정되었다. 이는 불매운동의 주요 효과가 일본 맥주 소비의 단순 중단에 그치지 않고, 타 상품으로의 대체(substitution) 과정으로 이어졌음을 보여준다. 특히, 시장 점유율이 높은 국내 상품 1과 제품군이 다양한 수입산 맥주가 일본 맥주에서 이탈한 수요를 상당 부분 흡수함으로써, 불매운동에 따른 반사 이익이 이들 상품에 집중된 것으로 해석된다. 한편, 일본 기업과의 연관성이 인식될 수 있는 ‘국내 상품 2’의 경우 선택 확률이 약 2.1%p 감소하는 경향을 보였으나, 통계적으로 유의하지는 않았다. 이는 상품에 대한 원산지 인식이나 기업 정체성에 따라 불매운동 충격이 차별적으로 전달될 수 있음을 시사한다.

표 3. 맥주 상품별 선택 확률의 변화

맥주 선택 대안	불매운동 이전	불매운동 이후	변화분(Δ)
일본 상품 1	0.053 [0.046, 0.060]	0.007 [0.003, 0.013]	-0.046*** [-0.054, -0.038]
일본 상품 2	0.024 [0.021, 0.027]	0.003 [0.001, 0.006]	-0.021*** [-0.025, -0.017]
일본 상품 3	0.029 [0.025, 0.033]	0.004 [0.002, 0.007]	-0.025*** [-0.030, -0.020]
국내 상품 1	0.523 [0.484, 0.561]	0.580 [0.538, 0.619]	0.057** [-0.002, 0.117]
국내 상품 2	0.084 [0.079, 0.088]	0.063 [0.042, 0.089]	-0.021 [-0.043, 0.007]
기타 수입산	0.267 [0.242, 0.293]	0.319 [0.286, 0.354]	0.052** [0.007, 0.095]
기타 국내산	0.020 [0.016, 0.024]	0.024 [0.020, 0.029]	0.004 [-0.002, 0.009]

주 1) ()안의 값은 2.5%, 97.5% 분위 수에 해당하는 95% 신뢰구간을 의미함.

2) ***와 **는 각각 99%와 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않음을 의미함.

자료: 농촌진흥청(2017~2019), 농식품 소비자패널 자료.

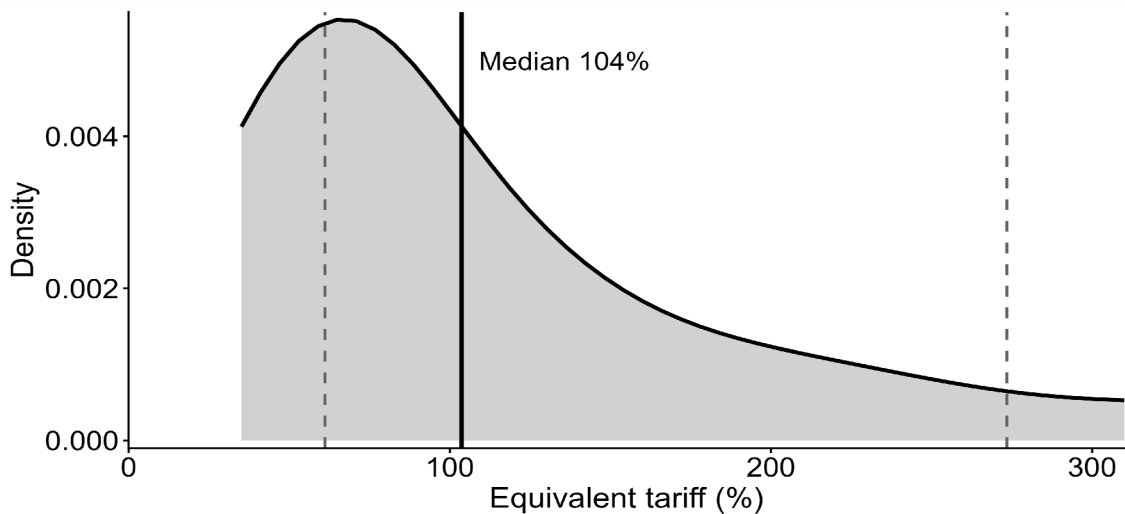
다음으로, 불매운동 효과를 ‘가격 인상과 동등한 충격’으로 해석하기 위해 식 (5)에서 정의한 암묵적 관세율(ρ_i)을 산출하였다. 본 연구에서는 가격 계수와 불매 계수 모두 확률 계수로 추정하였기 때문에,

도출된 암묵적 관세율 또한 가구별로 상이한 분포를 형성한다. 이에 따라 추정된 개별 확률 계수를 기반으로 가구별 ρ_i 를 계산한 후, 해당 분포의 요약 통계치를 산출하였다. 이때 가격 변수는 사건 이전 일본 상품(1~3종)의 중앙값(=2,770원/500ml)을 기준으로 하였다.

암묵적 관세율은 가격 계수가 분포에 위치하는 비율 형태로 정의되므로, 가격 변화에 거의 반응하지 않는 가구(가격 계수가 0에 가까운 경우)에서 비현실적으로 큰 수치가 도출되는 등 수치적 불안정성이 발생할 수 있다. 이를 보완하기 위해 본 연구는 최종 산출된 관세율 분포의 양 끝단에서 각각 5%의 이상치를 제거하는 방식을 채택하였다. 추가적으로, 절단 비율을 0%에서 20%로 변화시키며 강건성을 검토한 결과, 관세율의 중앙값이 일정하게 유지됨을 확인하였다. 이는 추정된 불매운동 효과가 일부 극단적인 관측치에 의해 왜곡된 결과가 아님을 시사한다.

추정 결과, 불매운동에 의해 발생한 암묵적 관세율의 중앙값은 약 104%로 나타났다. 이는 불매운동이 일본산 맥주 가격을 약 두 배 인상한 것과 유사한 수준의 효용 감소를 유발했음을 의미한다. 또한 관세율의 25~75분위는 약 64%에서 234%로 나타나, 소비자 간 불매 반응의 이질성이 상당함이 확인되었다.⁷⁾ 이러한 관세율 분포의 형태는 <그림 4>와 같다.

그림 4. 2019년 일본 맥주 불매운동의 암묵적 관세율(%) 분포



주: 시각적인 가독성을 위해 관세율이 300% 이하 범위에서의 분포만을 제시함. 검정색 실선은 관세율 분포의 중앙값을 나타내며, 회색 점선은 각각 암묵적 관세율 분포의 25분위와 75분위를 나타냄.

자료: 농촌진흥청(2017~2019), 농식품 소비자패널 자료.

7) 불매운동에 대한 소비자의 반응은 연령, 성별 등 가구 특성에 따라 이질적으로 나타날 수 있다. 다만, 불매운동 이후 일본 맥주 구매 표본이 충분하지 않아 다양한 가구 특성을 기준으로 표본을 세분화하여 추정하는 데에는 한계가 있었다. 이에 본 연구에서는 부록 2의 <부표 2-1>에 연령 집단별 암묵적 관세율 추정 결과를 추가로 제시하였고, 분석 결과 연령 집단별 암묵적 관세율에 통계적으로 유의한 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

4.3. 강건성 분석

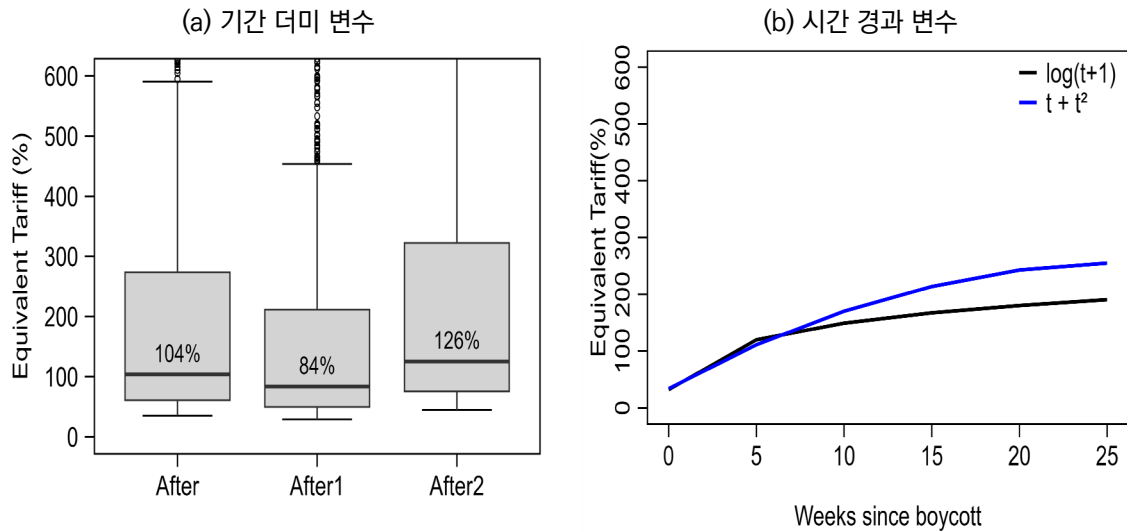
본 연구에서는 불매운동 변수의 정의 방식에 따른 결과의 강건성을 확인하고자 세 가지 대안적 변수를 추가로 설정하였다. 첫째, 불매운동 이후 기간을 전기(After1)와 후기(After2)로 구분하여 효과의 시차적 변화를 추정하였다. 둘째, 불매운동 경과 시간을 로그 형태($\log(t+1)$)로 정의하여 시간이 경과함에 따라 불매 효과의 변화 속도가 둔화되는 비선형 형태를 포착하였다. 셋째, 시간 변수와 그 제곱항(t, t^2)을 모형에 포함하여 불매운동 효과의 유연한 비선형적 시간 경로를 확인하였다.

〈그림 5〉는 각 변수 정의에 따라 산출된 암묵적 관세율의 추정 결과를 제시한다. 〈그림 5〉의 (a)에는 기존의 단일 불매 기간 변수(After)를 사용한 경우와, 이를 전기(After1) 및 후기(After2)로 구분한 경우의 암묵적 관세율 분포를 비교한다. 분석 결과, 전기 관세율의 중앙값은 약 84%인 반면 후기 관세율은 약 126%로 나타나, 불매운동 초기보다 시간이 경과함에 따라 불매 효과가 점진적으로 강화되었음을 확인할 수 있다.

다음으로 〈그림 5〉의 (b)에는 불매운동 경과 시간을 변수로 포함한 모형에서의 암묵적 관세율의 추이가 제시되어 있다. 두 함수 형태 모두에서 시간이 지남에 따라 암묵적 관세율이 증가하는 것으로 관찰된다. 이는 앞서 (a)에서 확인된 결과와 일관되게, 불매운동의 효과가 단기적 충격에 머무르지 않고 일정 기간에 걸쳐 심화되었음을 시사한다.

한편, 이러한 결과는 〈그림 1〉의 구글 및 네이버 검색량이 사건 직후 급격히 증가한 이후 점차 감소하는 양상과는 다소 차이를 보인다. 이는 두 지표가 서로 다른 개념을 측정하기 때문으로 해석할 수 있다. 검색량은 사건에 대한 소비자의 관심(attention)을 반영하는 반면, 암묵적 관세율은 불매운동에 따른 일본 맥주의 효용 감소를 동등한 수준의 가격 인상률로 환산한 지표이다. 따라서 불매운동 초기에는 사회적 관심이 급격히 증가하더라도 기존 구매 습관이나 대체 상품 탐색 등의 이유로 실제 구매 행태의 변화는 점진적으로 나타날 수 있다. 이후 시간이 지나면서 소비자들이 대체 상품에 적응하고 구매 패턴이 정착됨에 따라 일본 맥주로부터의 전환이 더욱 확대될 수 있으며, 이러한 과정이 암묵적 관세율의 점진적인 증가로 나타난 것으로 해석할 수 있다.

그림 5. 2019년 일본 맥주 불매운동 변수에 따른 암묵적 관세율(%) 추정 결과



주: (a)에서는 시각적인 가독성을 위해 관세율이 600% 이하 범위만을 표시함.

자료: 농촌진흥청(2017~2019), 농식품 소비자패널 자료.

5. 결론

본 연구는 가구 단위 농식품 소비자료를 이용하여 2019년 일본 제품 불매운동이 국내 맥주 시장에 미친 영향을 분석하고, 이를 가격 인상 효과와 동등한 암묵적 관세율(tariff equivalent)로 정량화하였다. 이를 위해 사례 연구(event study) 분석으로 소비 패턴의 변화를 확인하고, 혼합로짓(mixed logit) 모형을 통해 가구 간 선호의 이질성을 반영한 상품 선택 행태를 추정하였다. 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 사례 연구 분석 결과 불매운동 이후 전체 맥주 소비의 감소는 제한적이었으나, 일본 맥주에 대한 수요는 뚜렷하게 위축되었다. 이는 불매운동이 맥주 카테고리 전체의 수요 위축보다는 일본 맥주에서 타 제품으로의 대체를 유발했음을 시사한다.

둘째, 혼합로짓모형 추정 결과에서도 일본산 맥주에 대한 불매 변수는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타나 불매운동 이후 일본 맥주 선택 확률이 크게 감소하였음을 확인하였다. 특히 세 일본 제품의 합계 선택 확률은 사건 이전 약 10.6%에서 사건 이후 약 1.4% 수준으로 급감하였다.

셋째, 추정된 불매 효과를 가격 인상분으로 환산한 관세 상당치의 중앙값은 약 104%, 환율을 도구변수로 활용한 통제함수 모형에서 약 71%로 나타났다(부록 1 참조). 이는 불매운동이 일본산 맥주 가격을 약 1.7~2배 인상된 것과 유사한 수준의 효용 감소를 유발하였음을 의미한다. 또한 관세율 분포의 25~75분위가 약 64%에서 234% 범위로 나타나 소비자 간 불매 반응에서도 상당한 이질성이 존재함을 확인할 수 있었다.

넷째, 불매 변수 정의를 달리한 강건성 분석에서도 유사한 결과가 나타났다. 불매 이후 기간을 두 구

간으로 구분한 모형에서는 전기(After1)의 관세상당치 중앙값이 약 84%, 후기(After2)는 약 126%로 나타나 시간이 경과함에 따라 불매 효과가 강화되는 경향이 확인되었다. 또한 불매 이후 경과 시간을 포함한 모형에서도 시간이 지날수록 관세 상당치가 점진적으로 증가하는 패턴이 나타났다. 이러한 결과는 불매운동 효과가 사건 직후의 단기적 충격에 그치지 않고 일정 기간 동안 강화되는 동태적 특성을 가질 수 있음을 시사한다.

본 연구는 소비자 주도의 불매운동이 정부의 무역 정책과 맞먹는 비가격적 무역 장벽(non-price tariff barrier)으로 작동할 수 있음을 보여준다. 이는 정치적 갈등이 소비자 행동을 통해 상품 시장의 경쟁 구도를 어떻게 재편하는지 정량적으로 제시했다는 점에서 의미를 가진다.

다만, 본 연구는 다음과 같은 한계를 지닌다. 첫째, 가격변수를 시장 수준에서 구성하고 환율을 도구 변수로 활용한 통제함수 접근법을 적용하였음에도 불구하고, 환율이 도구변수의 외생성 조건을 완전히 충족한다고 단정하기 어렵기 때문에, 관측되지 않은 제품 특성이나 시장 수준의 수요충격과 가격 간의 상관관계에서 발생하는 가격 내생성 가능성을 완전히 배제하기는 어렵다. 특히 본 연구의 선택 대안이 개별 제품이 아닌 상품(브랜드) 수준으로 구성되어 있어 알코올 도수, 용기 형태 및 맥주 유형 등 제품 수준의 특성을 직접 통제하는 데 한계가 있으며, 이러한 요인이 가격과 상관되어 있을 경우 가격 계수와 이를 이용하여 산출한 관세 상당치에도 편의가 발생할 수 있다. 따라서 본 연구에서 제시한 관세 상당치의 절대적인 크기를 해석할 때에는 이러한 한계를 고려할 필요가 있다. 향후 개별 제품 및 지역시장 수준의 가격과 제품 특성에 관한 보다 세분화된 자료를 활용하여 도구 변수 접근 방식 등을 통해 가격 효과를 보다 엄밀하게 식별할 필요가 있다. 둘째, 분석된 효용 감소는 기존 소비 패턴에 기반한 것으로, 불매 참여 자체에서 얻는 소비자의 규범적 또는 심리적 만족은 고려하지 못했다. 만약 소비자가 불매 참여를 통해 추가적인 만족을 얻는다면 실제 효용 변화는 본 연구에서 제시된 결과와 다를 수 있다. 셋째, 가구 단위 가정용 맥주 소비에 국한된 자료를 사용하였기에, 외식 시장을 포함한 전체 주류 시장이나 거시적 무역 통계의 변화를 온전히 반영하기에는 한계가 있다. 따라서 일본 맥주 수입량이나 외식 채널에서의 소비 변화를 함께 고려할 경우 결과의 규모나 해석이 일부 달라질 가능성이 있다. 마지막으로 본 연구는 특정 사건과 특정 품목 시장에 대한 분석이므로 다른 국가 간 갈등이나 다른 상품 시장에서도 동일한 효과가 나타나는지에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다. 향후 연구에서는 보다 세분화된 제품 및 시장 자료를 이용한 가격효과의 식별과 함께, 불매 참여의 심리적 편익을 효용 함수에 명시적으로 포함하거나 가정용과 외식용 소비를 통합한 분석을 통해 본 연구의 결과를 더욱 정교하게 확장할 수 있을 것이다.



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

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

참고문헌

- 네이버. (2026). 네이버 데이터랩 검색어트렌드. <<https://datalab.naver.com/keyword/trendSearch.naver>>. 검색일: 2026. 3. 1.
- 김상봉. (2012). 날씨와 거시변수가 주류산업에 미치는 영향 분석. *산업경제연구*, 25(1), 217-239.
- 김은영, 이병훈. (2022). 반일(反日) 프라이밍 효과(Priming Effect)를 고려한 수입맥주의 수입수요함수 추정. *한국유기농업학회지*, 30(1), 37-50. <https://doi.org/10.11625/KJOA.2022.30.1.37>
- 농촌진흥청. (2020). 농식품 소비자패널조사 및 구매정보 DB 구축에 관한 연구.
- 산업통상자원부. (2023. 6. 27.). 한일 수출규제 현안, 4년만에 완전히 해소.
- 한국무역통계진흥원. (2026). TRASS 한국무역통계 정보포털. <<http://www.bandtrass.or.kr>>. 검색일: 2026. 3. 1.
- 한국언론진흥재단. (2026). 빅카인즈(BigKINDS). <<https://www.bigkinds.or.kr>>. 검색일: 2026. 3. 1.
- Berry, S., Levinsohn, J. & A. Pakes. (1995). Automobile Prices in Market Equilibrium. *Econometrica*, 63(4), 841-890. <https://doi.org/10.2307/2171802>
- Chavis, L. & P. Leslie. (2009). Consumer Boycotts: The Impact of the Iraq War on French Wine Sales in the US. *Quantitative Marketing and Economics*, 7(1), 37-67. <https://doi.org/10.1007/s11129-008-9043-y>
- Deaton, A. (1988). Quality, quantity, and spatial variation of price. *The American economic review*, 78(3), 418-430.
- Google. (2026). Google Trends. <<https://trends.google.com/trends>>. 검색일: 2026. 3. 1.
- Euronews. (2026). Shoppers in Denmark Turn to Apps to Boycott US Products Amid Greenland Tensions. <<https://www.euronews.com/next/2026/01/22/shoppers-in-denmark-turn-to-apps-to-boycott-us-products-amid-greenland-tensions>>. 검색일: 2026. 1. 22.
- Heilmann, K. (2016). Does Political Conflict Hurt Trade? Evidence from Consumer Boycotts. *Journal of International Economics*, 99, 179-191. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.11.008>
- Kim, I. K. & K. I. Kim. (2022). No beer no friends: Quantifying the effect of the beer boycott. *The Journal of Industrial Economics*, 70(3), 711-751. <https://doi.org/10.1111/joie.12298>
- Kim, I. K. & K. I. Kim. (2024). Corporate social responsibility and consumer choice: Lessons from the milk boycott. *Management Science*, 71(7), 5625-5644. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2021.01062>
- Liaukonytė, J., A. Tuchman & X. Zhu. (2023). Frontiers: Spilling the beans on political consumerism: Do social media boycotts and buycotts translate to real sales impact? *Marketing Science*, 42(1), 11-25. <https://doi.org/10.1287/mksc.2022.1386>
- Miller, D. L. (2023). An introductory guide to event study models. *Journal of Economic Perspectives*, 37(2), 203-230. <https://doi.org/10.1257/jep.37.2.203>

부록 1. 혼합로짓모형 확률계수 분포·가격변수 강건성 분석 및 통제함수 접근법 추정 결과

부표 1-1. 가격 및 확률계수 분포 가정에 따른 혼합로짓 추정 결과

가격 변수	가격 계수 분포	불매운동 효과 분포 (일본×불매)	AICc	가격 계수	불매운동 효과 계수 (일본×불매)	관세 상당치
주별 평균	고정	고정	78,292	0.103*** (0.026)	-2.271*** (0.144)	400.0
	영검열	정규	73,075	0.658*** (0.022)	-4.231*** (0.504)	103.6 [61.1, 273.5]
	정규	정규	72,966	0.548*** (0.029)	-3.842*** (0.437)	78.5 [46.8, 135.2]
	절단정규	정규	72,966	0.584*** (0.029)	-3.876*** (0.446)	76.9 [47.3, 133.8]
	균등	정규	72,978	0.664*** (0.030)	-4.241*** (0.553)	74.2 [48.0, 136.9]
주별 평균 (통제함수 접근법)	영검열	정규	72,898	0.963*** (0.034)	-3.876*** (0.438)	70.9 [48.8, 131.3]
주별 중앙값	고정	고정	78,276	0.125*** (0.023)	-2.234*** (0.144)	353.0
	영검열	정규	73,513	0.602*** (0.025)	-4.026*** (0.490)	112.4 [60.6, 329.8]
	정규	정규	73,480	0.633*** (0.025)	-3.798*** (0.443)	77.7 [47.4, 136.4]
	절단정규	정규	73,486	0.694*** (0.025)	-4.198*** (0.557)	81.6 [51.5, 146.0]
	균등	정규	73,450	0.799*** (0.026)	-4.210*** (0.555)	72.0 [47.5, 134.0]
주별 중앙값 (통제함수 접근법)	영검열	정규	73,365	0.870*** (0.031)	-4.101*** (0.530)	87.4 [55.8, 187.8]
주별 가중평균	고정	고정	78,281	0.125*** (0.025)	-2.270*** (0.144)	332.6
	영검열	정규	73,098	0.642*** (0.022)	-4.173*** (0.500)	107.0 [63.0, 287.5]
	정규	정규	73,001	0.555*** (0.028)	-3.848*** (0.441)	82.0 [50.6, 142.5]
	절단정규	정규	73,000	0.591*** (0.028)	-3.895*** (0.453)	80.4 [50.0, 139.2]
	균등	정규	73,007	0.673*** (0.028)	-4.227*** (0.548)	76.3 [49.8, 140.8]
월별 평균	고정	고정	78,307	0.046 (0.049)	-2.270*** (0.144)	881.0
	영검열	정규	72,737	0.898*** (0.029)	-4.363*** (0.536)	82.1 [54.3, 163.8]
	정규	정규	72,613	0.492*** (0.055)	-3.832*** (0.441)	72.1 [36.5, 125.7]
	절단정규	정규	72,617	0.518*** (0.055)	-3.873*** (0.451)	70.9 [37.8, 124.3]
	균등	정규	72,665	0.576*** (0.055)	-4.162*** (0.556)	66.8 [-75.9, 114.0]

주 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. ()안의 값은 표준오차를 나타냄.

2) 관세 상당치는 중앙값이며, [] 안의 값은 각각 25분위, 75분위를 의미함.

3) 관세 상당치에서 기준 가격은 사건 이전의 일본 상품 1~3의 평균 중앙값을 활용함. 주별 평균=5.53원/ml, 주별 중앙값=5.06원/ml, 주별 가중평균=5.44원/ml, 월별 평균=5.60원/ml.

부표 1-2. 통제함수 접근법 1단계 및 2단계 계수 결과

단계	가격 변수	주별 평균	주별 중앙값
1단계	수입산 × 달러 환율 (로그)	2.490*** (0.832)	2.826*** (0.865)
	상품별 선형 추세	O	O
	상품 고정 효과	O	O
	관측치 수	1,106 (7×158)	1,106 (7×158)
	Adj-R ²	0.758	0.688
2단계	잔차	0.463*** (0.040)	0.368*** (0.033)

주 1) 달러 환율의 경우 해당 주(week)차 이전 28일 간의 일별 환율 평균을 로그 변환한 값을 활용함.

2) '수입산'의 경우 혼합로짓모형의 7개 선택 대안 상품 중 국내 상품 1, 국내 상품 2, 기타 국내산을 제외한 나머지 상품을 의미함.

3) 2단계 추정치의 표준오차는 1단계 잔차의 추정 오차를 반영하지 않으므로 과소 추정될 수 있음.

부록 2. 연령 집단별 암묵적 관세율 분포

부표 2-1. 연령 집단별 암묵적 관세율 요약 통계량

연령 집단	표본 수	Q1	중앙값	Q3
40세 미만	203	72.7	136.0	346.0
40~59세	868	61.4	106.0	274.0
60세 이상	308	57.4	75.5	235.0

주: Kruskal-Wallis 검정: $\chi^2=16.17$, p-value<0.001
Wilcoxon 사후검정: p-value<0.05