

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

한국관세무역개발원

김영미¹ 정덕재²

2025년 11월 27일

Unpublished Institutional Working Paper
(Korean-language, Not peer-reviewed)

※허락없이 본 내용의 일부 또는 전체를 복사하거나 전재하는 행위를 금합니다.

¹연구위원, 관세사, youngmiaa@kctdi.or.kr

²부연구위원, 경제학 박사, ubuzuz@kctdi.or.kr, www.jayjeo.com

초록

본 연구는 기존 외국 연구가 할당관세의 자국내 생산자 가격 지지 효과에 초점을 두었던 것과 달리, 한국의 할당관세가 소비자 물가 하락·안정에 미치는 인과적 효과를 검증하였다. 2021~2025년 기간의 사과, 배, 망고 등 40개 농산물의 일일 소매가격 자료를 활용하여 국소투영 차분-차분 (Local Projection Difference-in-Differences) 기법으로 관세 인하 강도에 따른 소매가격 변화를 분석하였다. 분석 결과 엽채류·근채류에서는 유의한 가격 하락이 나타나지 않은 반면, 과일류에서는 관세율 1%포인트가 하락할 때 마다 소매가격이 약 0.9% 인과적으로 하락하는 것으로 나타났다. 이는 과일류의 관세 전가율이 약 90% 수준임을 의미한다. 이러한 발견은 정책 목표가 물가 안정인 경우 과일류에 대한 할당관세 적용을 우선적으로 고려할 필요가 있음을 시사한다.

키워드: 할당관세, 물가안정, 국소투영 차분-차분, 관세 전가율, 농업 정책

JEL 분류: F13, F14, Q17, C23

목차

제1장 서론	3
제2장 선행 연구	9
제3장 데이터 구축	17
제1절 데이터 개요	17
제2절 계절적 요인의 제거	18
제3절 소매가격, 도매가격, 수입가격	21
제4절 할당관세 적용여부와 적용강도	22
제1항 할당관세 적용여부	23
제2항 할당관세 적용강도	25
제5절 실질관세율	25
제1항 실질관세율 개념과 역할	26
제2항 관세율 우선순위 구조	26
제3항 실질관세율 산출 과정	27
제4장 인과관계 분석	33
제1절 인과관계 분석의 개요	33
제2절 Event-Study 차분-차분 모형	33
제3절 할당량 초과기간을 처리한 방식	35
제4절 LP-DiD의 분석결과	35
제1항 할당관세 적용여부 (이진법)으로 추정된 경우	37
제2항 할당관세 적용강도 (연속변수)로 추정된 경우	42
제3항 처치군의 분할 방법	45
제4항 할당관세적용 후 250 일 시점의 LP-DiD 분석	46
제5절 강건성 검사 (Robustness Check)	48

제1항	할당관세 여부를 대상으로 단일 처치군 결과	50
제2항	할당관세 여부를 대상으로 두 개 처치군 결과	50
제3항	할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 단일 처치군 결과	51
제4항	할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 두 개 처치군 결과	51
제5장	결론 및 정책적 시사점	57

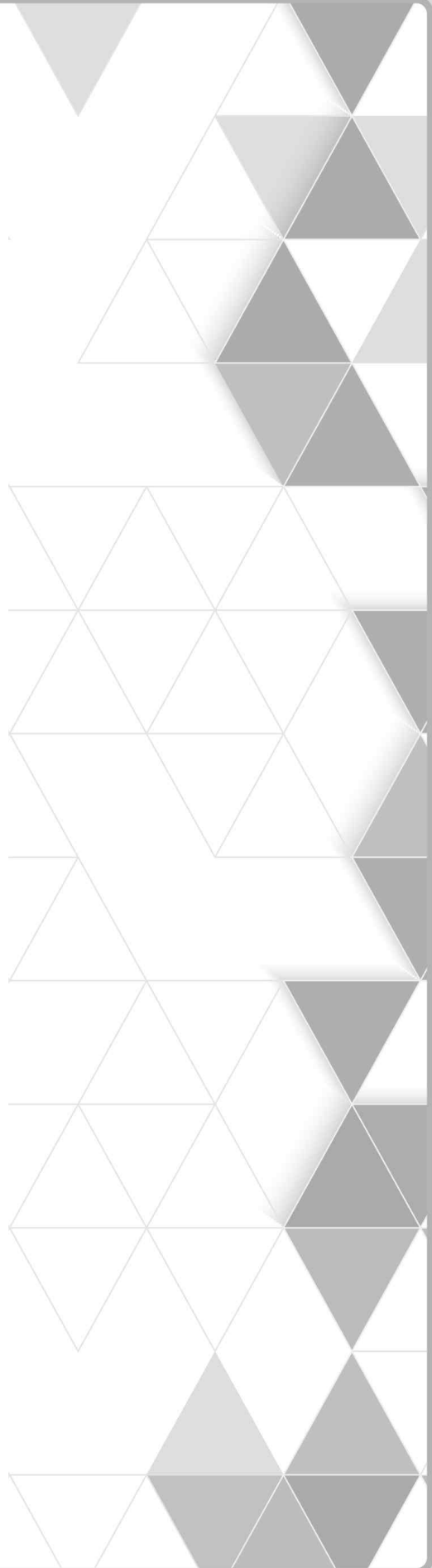
표 목 차

1	할당관세 적용표	23
2	할당관세 적용의 강도	43
3	할당관세 적용 후 250 일 시점의 LP-DiD	47
4	할당관세 적용표 (당근)	49

그림 목차

1	계절조정 가격예시 (시금치)	21
2	소매가격, 도매가격, 수입가격 (파인애플)	22
3	실질관세율 (바나나, 양파)	28
4	할당관세 여부를 대상으로 단일 처치군 결과	40
5	할당관세 여부를 대상으로 두 개 처치군 결과	41
6	할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 단일 처치군 결과	43
7	할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 두 개 처치군 결과	44
8	모든 경우의 수 그룹의 계수값	45
9	할당관세 여부를 대상으로 단일 처치군 결과	51
10	할당관세 여부를 대상으로 두 개 처치군 결과	52
11	할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 단일 처치군 결과	52
12	할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 두 개 처치군 결과	53

제1장 서론



할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

제1장 서론

할당관세 (Tariff Rate Quota, TRQ)란 일정 물량까지 저율 관세를 적용하고 초과 수입분에 고율 관세를 부과하는 이중 관세 체계이다. 할당관세의 경제적 효과는 할당량(quota)의 설정 수준, 즉 할당량과 국내 수요의 상대적 크기에 따라 근본적으로 달라진다 (이영환, 2011). 자국 수요 미만의 쿼터를 설정하면 수입이 쿼터 이내로 제한되어 국내 생산자를 보호하는 전형적인 보호무역 장치로 기능하나 (Loginova et al., 2021; Abbott and Paarlberg, 1998), 수요를 초과하는 쿼터를 설정하면 저율 관세 혜택으로 수입이 증가하여 실질적 수입 제한 효과를 상실하고 오히려 관세 인하와 유사한 효과로 국내 시장 경쟁을 촉진한다.

대다수 선진국은 할당관세를 자국 산업, 특히 농업 부문의 보호 수단으로 활용한다. 이에 비해 한국은 WTO의 TRQ 제도 외에도 관세법 내 별도의 할당관세 제도를 운용하며, 이를 국제적으로 보기 드문 방식으로 활용하고 있다. 한국의 할당관세는 국내 가격 안정, 특히 가격 하락 유도를 주요 목적으로 삼는다 (송영관, 2023). 선진국이 민감 품목에 낮은 할당량을 설정하여 수입을 제한하는 것과 달리, 한국 정부는 특정 품목의 국내 가격 급등 시 할당관세를 발동하여 일시적으로 관세율을 인하하고 할당량을 대폭 확대함으로써 수입 물량을 늘리고 가격 상승을 억제한다.

특히, 2024년 4월에는 기존에 일정 물량까지 저율 관세를 적용하던 바나나, 파인애플 등 일부 품목에 대해 물량 제한을 전면 폐지하고, 특정 기간 동안 모든 수입 물량에 0%의 할당관세율을 적용하였다. 이는 한국이 사실상 할당관세의 수량제한 기능을 약하게 설정하고 제도를 운용하고 있음을 보여준다. 나아가 이는 비관세장벽의 관세화 이후 최소 시장접근을 보장하기 위해 도입된 WTO의 TRQ 제도와 달리, 한국의 할당관세가 국내 가격 안정이라는 정책적 목표에 따라 보다 탄력적이고 예외적으로 운영되고 있음을 시사한다.

한편, 할당관세의 물가 안정 효과에 대해서 한국에서는 정치적 논의가 있어 왔다. 2024년 기준, 농산물에 대한 할당관세 적용이 크게 확대되어 적용 품목 수가 2020

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

년 20개에서 2024년 72개로 증가하였으며, 전체 품목 기준 관세 감면 규모는 약 1조 4천억 원에 달해 상당한 재정 손실이 발생하고 있다 (장설희, 2025). 이 중 약 66%가 물가 안정을 목적으로 시행된 만큼, 이러한 정책이 실제로 소비자 물가 안정이라는 본래의 목표를 달성하고 있는지에 대한 면밀한 분석이 요구된다.

저자가 확인한 바에 따르면, 할당관세의 가격 효과를 인과추론 기법으로 분석한 해외 연구는 보호무역적 맥락에서 일부 존재한다. Loginova et al. (2021)는 스위스와 인접국의 가격 데이터를 활용한 차분-차분법(Difference-in-Differences)의 분석 결과, 보호기간 중 스위스 채소의 생산자 가격(출하 기준)이 상승하는 효과를 확인하였다. 하지만 모든 품목이 일률적으로 가격 상승을 보인 것은 아니었다는 점이 주목된다.

그런데 선행 해외 연구는 대체로 할당관세를 통해 국내 생산자 가격을 지지하거나 수입을 억제하는 보호효과에 초점을 두고 있으며, 한국처럼 할당관세를 활용하여 소비자 물가를 하락·안정시키는 정책의 인과적 효과를 분석한 해외 선행연구는 아직 발견되지 않는다. 국내 연구로는 대표적으로 송영관 (2023)이 있지만, 그는 할당관세가 소비자 물가에 미치는 효과를 본 것이 아니라, 수입가격이 소비자 물가에 미치는 효과를 보았다. 이에 대한 자세한 내용은 제2장에서 설명한다.

기존 해외 연구가 주로 할당관세의 가격 지지 효과에 초점을 맞추어 온 것과 달리, 본 보고서는 가격 하락·물가 안정 효과를 인과적으로 검증한다. 인과분석을 위해 차분-차분 기법을 적용하였으며, 특히 통상적인 차분-차분 모형이 갖는 가중평균 왜곡 및 혼합 대조군 사용으로 인한 편의(bias) 문제를 해결하기 위하여 Dube et al. (2023)가 개발한 국소투영 차분-차분(Local Projection Difference-in-Differences, 이하 LP-DiD) 기법을 활용하였다.

본 연구는 사과, 배, 망고, 양파, 배추 등 총 40개 품목의 2021년부터 2025년까지의 일별 소매가격 데이터를 농넷을 통해 확보하였다. 또한 관세사의 전문적 작업을 통해 각 품목의 실질관세율(할당관세가 없었을 경우 적용되는 실제 관세율)을 엄밀하게 산출하였으며, 이를 LP-DiD 모형의 연속적 처치강도(treatment intensity) 변수로 활용하여 할당관세로 인하여 관세율이 1%p 인하될 때 마다 인과적으로 소매가격이

제1장 서론

몇 % 변화하는가를 추정하였다. 실질관세율은 중요한 통제변수로도 사용되었다. 한편, 40개 품목 중 11개 품목은 할당관세가 한 번이라도 적용된 처치군으로 분류되었으며, 이들 품목에 대한 일별 할당관세적용 시작 시점, 종료 시점 및 할당관세율 데이터를 구축하였다.

할당관세의 적용강도는 실질관세율에서 할당관세율을 차감한 값으로 정의된다. 예를 들어, 양파의 실질관세율은 평균 79.9%이고 할당관세율은 0%이므로 적용강도는 79.9%이다. 참다래(키위)의 경우 실질관세율은 평균 6.5%, 할당관세율은 5%이므로 적용강도는 1.5%이다. 이처럼 할당관세 시행으로 인한 관세율 하락폭은 품목별로 상이하며, 이를 LP-DiD 모형에 반영함으로써 관세 하락폭 1%p당 소매가격 변화율을 추정할 수 있다. 이를 통해 할당관세 적용 자체(적용 유무)가 소매가격에 미치는 효과와, 적용강도를 고려한 관세율 1%p 인하당 소매가격에 미치는 효과를 각각 분석할 수 있다.


LP-DiD 분석 결과는 다음과 같다. 먼저, 40개 품목 중 11개 처치군 전체를 대상으로 한 기본 분석에서는 할당관세로 인한 소매가격의 유의미한 변화가 관찰되지 않았다. 그러나 처치군의 이질성을 고려하여 11개 품목을 특성별로 재분류한 심층 분석에서는 주목할 만한 결과도 출되었다. 구체적으로 처치군을 그룹 1(엽채류 및 근채류)과 그룹 2(과일류)로 분할하여 분석한 결과, 두 그룹 간 뚜렷한 이질적 효과가 확인되었다. 그룹 1(엽채류 및 근채류)의 경우 할당관세 적용 이후에도 소매가격의 통계적으로 유의한 변화가 관찰되지 않았다. 반면 그룹 2(과일류)는 초기에는 가격 변화가 미미하다가 90일 이후부터는 통계적으로 유의한 하락세를 보였다. 구체적으로 할당관세 적용 후 250일 시점에서 소매가격은 할당관세 정책으로 인해 약 39% 하락한 것으로 추정되었다.

품목별로 상이한 관세율 인하폭을 고려한 LP-DiD 분석 결과, 그룹 1에서는 동일하게 소매가격의 유의미한 변화가 관찰되지 않은 반면, 과일류로 구성된 그룹 2에서는 할당관세 시행 200일 이후부터 유의한 가격하락 효과가 관찰되었다. 250일 후 시점을 예로 들면, 관세율이 1%p 하락할 때 마다 인과적으로 소매가격은 0.9% 하

락시켰다. 이는 관세전가율(tariff pass-through rate)이 90% 수준임을 시사하며, 그룹 2에 속하는 품목의 경우 생산자, 수입상, 도매상, 소매상 등 유통 주체들이 관세율 하락을 이용해 10% 정도만 이득을 취하고 나머지는 소비자에게 이득을 전가했음을 의미한다.

본 보고서가 제시하는 정책적 함의는 다음과 같다. 할당관세 적용 대상 품목을 선정할 때 물가 안정을 정책 목표로 설정한다면, 엽채류나 근채류보다 과일류를 우선적으로 고려할 필요가 있다. 본 연구의 실증 분석 결과에 따르면, 체리, 참다래, 아보카도, 망고, 바나나, 파인애플 등 과일류에 대한 할당관세 적용은 소비자 물가 안정에 유의미한 효과를 나타냈다. 반면 배추, 양배추, 무, 양파, 당근 등 엽채류 및 근채류에 대해서는 물가 안정 효과가 미미하거나 오히려 물가 상승을 초래할 수 있음을 확인하였다. 따라서 정책 당국은 할당관세 제도를 통해 물가 안정을 추구할 경우, 품목군별 실질적 효과를 충분히 고려하여 정책 대상을 선별할 필요가 있다.

본 보고서의 재현(replication)을 위한 데이터와 코드는 다음 링크에서 제공한다: https://github.com/jayjeo/github_TRQ. 영문 논문 버전 또한 동일한 저장소에서 확인할 수 있다. 본 보고서는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 관세 및 조세와 관련된 국내외 선행연구를 검토하며, 조세(관세) 전가율에 관한 실증적 연구도 함께 고찰한다. 제3장에서는 본 연구가 활용한 데이터의 수집 및 구축 과정을 상세히 기술한다. 제4장에서는 할당관세가 소매가격에 미치는 인과적 효과를 실증 분석한다. 먼저 11개 처치군 품목 전체를 단일 그룹으로 통합한 기본 LP-DiD 분석 결과를 제시한 후, 처치군을 그룹 1(엽채류 및 근채류 5개 품목)과 그룹 2(과일류 6개 품목)로 분할하여 각각에 대한 LP-DiD 분석 결과를 제시한다. 제5장에서는 연구의 주요 발견과 정책적 함의를 제시한다.



제2장 선행 연구

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

제2장 선행 연구

할당관세의 경제적 효과는 할당량(quota)의 설정 수준, 즉 할당량과 국내 수요의 상대적 크기에 따라 근본적으로 달라진다 (이영환, 2011). 자국 수요 미만의 쿼터를 설정하면 수입이 쿼터 이내로 제한되어 국내 생산자를 보호하는 전형적인 보호무역 장치로 기능하나, 수요를 초과하는 쿼터를 설정하면 저율 관세 혜택으로 수입이 증가하여 실질적 수입 제한 효과를 상실하고 오히려 관세 인하와 유사한 효과로 국내 시장 경쟁을 촉진한다 (Loginova et al., 2021; Abbott and Paarlberg, 1998).

대다수 선진국은 할당관세를 자국 산업, 특히 농업 부문의 보호 수단으로 활용한다. 스위스의 계절별 채소 할당관세 제도가 대표적 사례로, 국내 채소 수확기가 아닐 때는 저율 관세로 수입을 허용하나 국내 생산이 집중되는 수확기 (보호기간)에는 고율 관세를 부과하여 수입을 차단한다. Loginova et al. (2021)는 2014~2019년 기간의 스위스와 인접국의 주간 생산자 가격 데이터를 활용하여 차분-차분법으로 분석한 결과, 보호기간 중 스위스 채소 가격은 인접국 대비 평균 20% 이상, 일부 품목은 50% 이상 높게 형성되어 할당관세의 가격 지지 효과를 확인하였다.

한편 Loginova et al. (2021)의 연구결과는 대부분의 채소에서 이런 가격 지지 효과가 뚜렷했음에도, 모든 품목이 일률적으로 가격 상승을 보인 것은 아니었다는 점이 주목된다. 품목별로는 저장성이 낮고 국경 간 이동성이 제한적인 신선 채소일수록 가격 상승폭이 컸다. 보호기간 중 스위스의 일반 토마토 생산자 가격은 이탈리아산 대비 91.2%p, 방울토마토는 독일 대비 35.7%p, 가지는 25.6%p, 콜리플라워는 60.7%p 높게 나타났다. 그러나 바타비아 상추, 적상추, 리크, 애호박 등 일부 품목은 보호기간에도 유의미한 가격 차이가 관찰되지 않았으며, 유기농 채소는 관행재배 대비 가격 효과가 미미하거나 오히려 역효과를 보였다. 유기농 펜넬(-22.2%p), 유기 오이(-20.0%p), 유기 주키니(-34.0%p)의 경우 보호기간에 오히려 가격이 하락한 반면, 유기농 일반 토마토(+90.8%p)와 유기 가지(+28.1%p)는 여전히 유의한 가격 상승을 보였다. 그들은 이러한 품목별 차이를 시장 구조적 특성과 부패가 쉬운 정도에 기인

하는 것으로 해석하였다.

송영관 (2023)은 한국의 할당관세가 소비자물가 안정화에 기여하는지를 실증 분석하였으나, 본 연구는 그의 인과관계 식별 전략에 한계가 있다고 판단한다. 그의 연구는 수입가격을 외생변수로 간주하고, 잠재적 내생성을 제거하기 위해 다음과 같은 2단계 접근법을 사용하였다. 첫째, 수입가격을 과거 시차변수(lags)에 대해 자기회귀(AR) 모형으로 회귀분석한 후 잔차를 추출하였다. 이는 수입가격 변동 중 과거 정보로 설명되지 않는 부분을 새로운 정보, 즉 순수한 외생적 충격으로 간주하는 것이다. 둘째, 추출된 잔차를 주요 설명변수로 하고 소비자물가를 종속변수로 하는 국소투영법(Local Projection) 회귀분석을 수행하였다.

그는 이러한 추정 전략을 2단계 도구변수법(Two-Stage Least Squares, 2SLS)으로 명명하였으나, 엄밀하게 그의 방법론은 도구변수 추정법(IV-2SLS)이 아니다. 전통적인 2SLS는 1단계에서 내생변수를 도구변수로 회귀분석하여 얻은 예측값(fitted value)을 2단계 회귀식의 설명변수로 사용한다. 이와 달리, 그의 접근법은 1단계 회귀분석에서 설명되지 않은 잔차(residual)를 외생적 충격으로 식별하고, 이를 2단계 회귀식에 주요 설명변수로 직접 투입한다. 이는 도구변수법이 아니라 유도형(reduced-form) 회귀분석법에 해당한다고 볼 수 있다.

이러한 방법론적 명칭 문제와 별개로, 해당 연구에는 두 가지 문제가 존재한다. 첫째, 비교적 사소한 문제로, 분석에 사용된 수입가격이 관세 포함 가격인지 여부가 명시되지 않았다. 이는 추정계수의 해석에 직접적인 영향을 미치는 중요한 정보이다. 물론 저자는 데이터 출처를 명시하고 있으므로, 이를 통해 관세 비포함(CIF) 개념임을 유추할 수는 있다. 둘째, 보다 근본적인 문제로, 해당 연구의 식별 전략은 ‘할당관세 적용이 소비자물가에 미치는 인과효과’를 포착하지 못한다. 그가 실제로 식별한 것은 할당관세 정책과 무관하게 ‘외생적 수입가격 변동이 소비자물가에 미치는 효과’이다. 물론 할당관세가 수입가격에 영향을 미칠 수 있으나, 이는 할당관세가 소비자물가에 영향을 미치는 다양한 경로 중 하나의 부분적 메커니즘에 불과하다. 실제로 할당관세는 수입량 증가를 통한 국내시장 경쟁 심화라는 보다

제2장 선행 연구

직접적인 경로로 작동한다고 보는 것이 더 타당하다. 더욱이 전가율(pass-through rate)이 극단적으로 낮은 경우, 할당관세가 적용되더라도 수입가격은 거의 변동하지 않을 수 있다. 따라서 그의 연구설계에서 필요한 핵심 가정인 ‘할당관세의 적용이 수입가격에 큰 유의도로 영향을 미친다’는 것은 타당하지 않다고 생각한다.

송영관 (2023)의 분석결과는 다음과 같다. 할당관세 적용으로 수입 가격이 인화된 대부분 품목에서 국내 가격 하락 효과가 통계적으로 유의하게 관측되었으나 전가율과 시차는 품목별·유통단계별로 상이하였다. 생산자 가격 단계에서는 관세 인하분의 상당 부분(전가율 약 0.5~1.0)이 반영되었으나, 소비자 가격 단계에서는 전가율이 대체로 0.2~0.8 수준에 그쳤다. 원유 관세 인하 충격은 나프타 가격에 전가율 1.0으로, 옥수수 관세 인하는 배합사료 가격에 약 94% 반영되었으나, LNG 할당관세 인하 효과는 약 한 달 시차로 도시가스 요금에 36%, 수입 소고기 가격 인하분은 약 3개월 후 외식 소고기 메뉴 가격에 70% 전가되었다. 이는 관세 인하로 인한 수입원가 감소분이 가격 사슬을 따라 이동하면서 일부는 해외 생산자와 국내 유통업자가 흡수하고 최종 소비자에게 돌아가는 몫은 축소되는 구조를 보여준다.

관세 인하분의 귀착 문제는 무역경제학 문헌에서 조세전가(tax pass-through)로 분석되어 왔다. Baek et al. (2021)은 일본의 기업별 도매마진 데이터를 분석하여 관세율이 1%p 인하될 때 수입 도매상의 마진율이 약 0.25%p 상승함을 발견하였으며, 해외 수출업자들도 수출가격 인상을 통해 관세 인하분을 일부 상쇄하여 최종 소비자 가격 하락폭은 미미하였다. 즉, 관세 인하분의 혜택 중 해외 생산자가 가장 큰 몫을 차지하고 국내 도매업자가 상당 부분 흡수하며, 최종 소비자에게 돌아가는 몫은 극히 제한적이었다.

반면 관세 인상의 경우 그 부담이 상당 부분 수입국 소비자에게 전가되는 것으로 연구되었다. 2018년 미·중 무역분쟁 시 미국이 부과한 대중 관세 분석 결과, 미국 내 수입가격 상승폭이 관세율과 거의 일치하여 관세의 가격 전가율이 95~100%에 달했다(Cavallo et al., 2021; Amiti et al., 2019). Cavallo et al. (2021)는 미국 소비자물가지수 세부 항목 데이터 분석을 통해 관세 부과 이후 미국 수입가격(관세 포함)이 평균

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

19% 상승한 반면 관세 미포함 가격은 거의 변동이 없어, 관세 충격이 거의 전적으로 미국 수입업자와 소비자에게 전가되었음을 보고하였다. 흥미롭게도 동일 기간 환율 변동은 수입가격에 약 20% 정도만 반영되어, 정책적 충격인 관세가 시장적 요인인 환율보다 국내 물가에 훨씬 직접적이고 완전한 영향을 미쳤다.

일부 시장에서는 관세 인상의 영향이 100%를 초과하여 소비자 가격에 전가되는 현상도 관찰된다. Flaaen et al. (2020)는 2018년 미국 세탁기 세이프가드(Safeguard) 관세 부과 사례를 분석한 결과, 수입 세탁기 가격이 큰 폭으로 상승하고 미국 내 제조업체들도 자국산 세탁기 가격을 13~17% 인상하여 소비자들이 지불한 가격 상승폭이 관세율을 훨씬 초과하여 전가율이 108~225%에 이른 것으로 추정하였다. 또한 보완재인 의류 건조기 가격까지 동반 상승하여 간접 영향이 가계 부담을 가중시켰다.

할당관세의 가격효과는 정책 설계와 시장 여건에 따라 상이하게 나타난다. 낮은 할당량을 통한 할당관세는 국내 가격을 세계시장이상으로 유지시키는 강력한 보호수단이 된다. 스위스 채소 사례에서 대부분 품목이 두 자릿수 이상의 국내 가격 상승을 보였으며, Son and Lim (2025)에 따르면 한국 곡물시장에서 쌀 할당관세는 100%가 넘는 관세 부과와 맞먹는 수준의 무역 제한 효과를 나타냈다.³ 반면 국내 수요를 초과하는 할당량 설정이나 관세율 인하를 통한 할당관세는 수입을 실질적으로 자유화하여 국내 가격 상승을 억제하는 정책 수단으로 기능한다. 한국의 전략적 할당관세 인하는 국제 원자재 가격 상승기에 국내 물가안정에 기여했으나, 그 효과의 크기와 속도는 품목별로 크게 달랐다. 이영환 (2011)에 따르면 에너지와 같이 소비자물가지수에서 비중이 크고 원가 전가 경로가 단순한 품목은 관세 인하시 소비자물가에 뚜렷한 하락 압력이 관측된 반면, 밀·설탕처럼 최종제품 가격에서 원재료 비중이 낮거나 가공단계가 많은 품목은 동일한 관세 인하가 최종 소비자물가에 미미한 영향을 미쳤다. 이 연구는 주요 원자재 할당관세율을 일률적으로 10%p 인하할 경우 천연가스 관세 인하로 소비자물가지수가 1.78% 하락하는 반면 설탕


³대한민국에서 쌀 산업은 공공비축·시장격리·직불금·고율관세 등 여러 수단을 통해 다른 농산물에 비해 생산자 보호 측면에서 유례없는 특혜를 받아왔다. 그 가장 큰 이유는 쌀이 여전히 국가 식량안보와 주식(主食)의 상징으로 인식되면서, 위기 시에도 국내 생산 기반을 반드시 유지해야 하는 전략적 품목으로 취급되기 때문이다.

제2장 선행 연구

관세 인하 효과는 0.0037%에 불과하다고 추정하였다.

따라서 할당관세 제도의 효과를 극대화하거나 부작용을 최소화하기 위해서는 각 품목별 수급구조와 유통경로상의 가격전가 메커니즘을 면밀히 고려한 정책 설계가 필수적이다. 선행연구들은 할당관세로 달성하려는 정책 목표 (즉, 국내 산업 보호 또는 물가 안정)에 부합하는 결과를 얻기 위해 품목 특성별 차별화된 접근이 필요함을 강조한다.

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향



제3장

데이터 구축

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

제3장 데이터 구축

제1절 데이터 개요

본 보고서에서 최종적으로 구축한 데이터는 품목별 월별 패널 데이터로, 2021년 1월 1일에서 2025년 3월 31일까지의 자료이며, 품목은 사과, 배, 망고, 토마토 등의 40개 농산물 품목이다. 40개 품목들 중 11개는 할당관세가 적용된 적이 있는 품목(처치군: treated)이며, 나머지 29개는 할당관세가 한번도 적용된 적이 없는 품목(대조군: never treated)이다.

회귀분석의 종속변수로 사용하기 위해서 농넷으로부터 품목별 월별 소매가격을 확보하였다. 회귀분석의 설명변수에서 가장 중요한 변수로 사용되는 품목별 월별 할당관세 적용여부, 적용시작시점, 종료시점, 적용강도에 관한 데이터는 「관세법 제 71조에 따른 할당관세의 적용에 관한 규정」에 근거하여 공개된 정보를 활용하였다. 이에 대한 자세한 설명은 제4절에서 할 것이다.

한편, 본 연구에서는 품목별 월별 실질관세율을 엄밀하게 산출하였다. 실질관세율은 국가별·품목별·월별로 각종 관세협정과 기본세율을 기반으로 복잡한 계산 과정을 거쳐 도출되어야 하며, 이러한 작업은 관세 분야의 전문 지식을 필요로 한다. 본 연구에서는 실질관세율을 다음의 단계로 산출하였다. 먼저 관세청 관세법령정보포털에서 공개하는 자료를 수집하여 국가별·품목별·월별 실질관세율을 구축하였다. 다음으로 한국농수산물유통공사가 운영하는 KATI농식품수출정보 홈페이지에서 국가별·품목별·월별 수입량 데이터를 수집하였다. 최종적으로 이 수입량을 가중치로 하여 국가별·품목별·월별 실질관세율을 가중평균함으로써 최종적으로 품목별·월별 실질관세율을 도출하였다. 이에 대한 자세한 설명은 제5절에서 제공한다.

농산물 품목에 있어서 기후는 공급량을 결정하는 외생적 요인이다. 첫째로 1년전의 기후정보를 토대로 생산자는 올해 목표로 하는 생산량을 맞추기위해 얼마나

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

많은 과종을 할지 결정한다. 둘째로 올해 생산 기간 중에 일어난 예상치 못한 기후는 소비자와 공급자의 의사와는 무관하게 공급량에 변동을 초래한다. 이러한 1년전과 올해의 기후는 결국 최종 소매가격에 외생적으로 영향을 미치므로 LP-DiD 기법에서 중요한 통제변수로 사용될 수 있다. 대한민국 평균 기후 정보는 일별로 2020년1월 1일에서 2025년3월31일까지 기상청 API허브에서 확보하였으며, 구체적으로 기온, 습도, 강수량, 일조량을 사용하였다.

유가 역시 외생적으로 결정되는 변수로서 소매가격에 결정적인 영향을 미친다. 본 보고서는 Yahoo Finance에서 달러로 제공되는 일별 유가 정보를 CPI(물가지수)로 보정하여 실질 유가를 구한 후 환율정보로 원화가격으로 환산하였다.

본 보고서에서는 일관성 있는 분석을 위하여 앞서 언급한 모든 변수가 충분한 시계열로 확보된 품목에 한하여 분석을 진행하였다. 최종적으로 선정된 분석 대상은 총 40개 품목으로 다음과 같다: 건고추, 고구마, 갯잎, 느타리버섯, 당근, 대파, 땅콩, 레몬, 마늘, 망고, 무, 미나리, 바나나, 방울토마토, 배, 배추, 붉은고추, 사과, 상추, 새송이버섯, 생강, 수박, 시금치, 아보카도, 양배추, 양파, 얼갈이배추, 열무, 오이, 쪽파, 참다래, 체리, 콩, 토마토, 파인애플, 파프리카, 팔, 풋고추, 피망, 호박. 이 중 할당관세가 한 번이라도 적용된 품목은 총 11개이다: 망고, 체리, 참다래, 바나나, 아보카도, 파인애플, 배추, 무, 양배추, 양파, 당근.

제2절 계절적 요인의 제거

품목별 가격 및 판매량 시계열 자료에서 계절성을 제거하는 것은 본 연구의 핵심 과제이다. 농산물은 계절성이 뚜렷한데, 할당관세 정책 시행 시점이 계절적 변동 시점과 중첩될 경우 가격 등락이 정책 효과에 기인한 것인지 계절적 반복 패턴에 의한 것인지 구분이 어렵다. 따라서 시계열상 계절성을 얼마나 합리적으로 제거하는가는 본 연구의 분석 결과에 직접적인 영향을 미친다.

주별·일별 자료에서 계절성을 완전히 제거하는 것은 월별 자료에 비해 훨씬

제3장 데이터 구축

복잡하다. 연간 기준으로 일정하지 않은 주기(일부 연도는 52주, 일부는 53주)와 복수의 계절 주기(예: 일별 자료의 요일 패턴과 연중 패턴)로 인해 표준적인 계절조정 도구를 그대로 적용하기 어렵다. 실제로 계절조정에 널리 사용되는 X-12-ARIMA나 X-13-ARIMA-SEATS와 같은 공식 방법론은 월별·분기별 자료를 전제로 설계되었으며, 고정된 12개월 또는 4분기 주기를 가정한다 (Mollins and Lumb, 2024). 그 결과 X-12 및 X-13 프로그램은 주간 혹은 일간 빈도의 자료에 적용이 불가능하며, 이를 굳이 주간 데이터를 계절조정하려면 자료를 월별로 집계하는 등의 우회 방법이 필요하다 (Bandara et al., 2025). 그러나 이러한 집계는 주별 변동의 세부 정보를 상실시키므로 본 연구의 목적에 부합하지 않는다.

STL 분해(Seasonal-Trend decomposition using Loess)는 비모수적 방법으로서 원하는 주기를 지정하여 계절성을 추출할 수 있어 주별·일별 데이터에 널리 활용되어 왔다 (Cleveland et al., 1990). 나아가 MSTL(Multiple STL)은 7일 주기와 1년 주기처럼 복수의 계절 요인을 동시에 분해할 수 있도록 확장된 방법이다 (Bandara et al., 2025). 이러한 방법들은 R 등의 소프트웨어에서 구현이 용이하고 이상치에 강건하다는 장점이 있다. 그러나 STL 계열 방법은 계절 주기가 고정되어 있다고 가정하기 때문에 53주차 문제나 윤년으로 인한 주기 변동을 완전히 해소하지 못한다 (Mollins and Lumb, 2024). 실제로 STL을 연간 52주로 적용하면 매년 정확히 같은 주기를 반복한다고 가정하므로 해마다 달라지는 연말 주차에서 미세한 계절 잔차가 남을 수 있다. 또한 이동 휴일이나 영업일수 효과를 조정할 기능이 부족하여 명절 시점 변화나 휴일에 따른 주간 변동이 충분히 제거되지 않는 한계가 있다 (Mollins and Lumb, 2024). 나아가 STL은 비모수 평활화 기법이므로 데이터의 추세나 일시적 충격을 계절성 분해 과정에 일부 흡수할 위험이 있다. 이는 차분-차분 모형을 이용한 정책 효과 평가에서 치명적일 수 있는데, 계절성 제거 단계에서 처치 효과까지 제거되면 차분-차분 분석에서 정책 효과가 왜곡될 수 있다.

본 연구에서는 이러한 문제를 해결하기 위해 더미 변수 및 푸리에(Fourier) 항을 활용한 회귀분석 방식의 계절조정을 채택하였다. 푸리에 방법은 계절 변동을 사인과 코사인 함수의 결합으로 표현하여 계절성을 제거하는 기법이다. 1년 주기의

계절 패턴을 단일 주기 함수로 표현하기는 어려우나, 서로 다른 주파수를 가진 여러 푸리에 항(사인·코사인 함수)을 결합하면 복잡한 계절적 변동도 근사할 수 있다. 회귀모형에 이러한 푸리에 항들을 포함하여 데이터를 적합하면 연간 계절 효과를 매끄러운 파동 형태로 추정할 수 있으며, 이렇게 추정된 계절 요인을 원 데이터에서 제거함으로써 계절조정된 시계열을 얻을 수 있다.

구체적으로 주간 데이터의 경우 연중 주차별 고정효과(주차 더미 52개 및 53주차 보정)를 사용하여 주기적 패턴을 제거하였고, 일간 데이터의 경우 요일 더미(월요일~일요일)와 연중 계절 효과를 푸리에 항으로 모형화하여 추출하였다(Pierce et al., 1984). 주요 명절 및 공휴일은 별도 더미 변수로 추가하여 휴일 영향도 통제하였다. 이러한 회귀 방식은 매년 동일한 형태로 반복되는 계절 패턴을 체계적으로 제거하는데 매우 효과적이다. 각 주차나 요일의 평균적 영향을 추정하여 원 자료에서 제거하는 방식이므로, 조정 후 시계열에는 계절 요인이 이론적으로 제거된다.

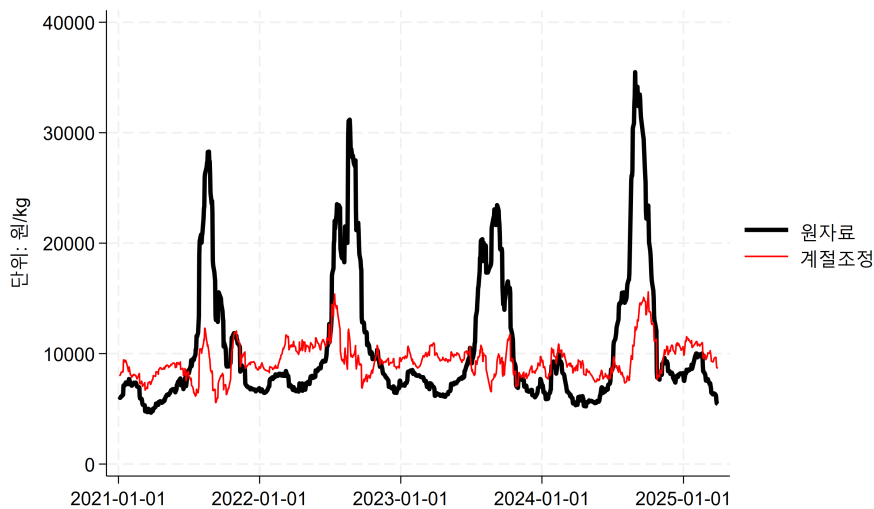
특히 주별 자료의 계절조정에서 이 방법의 유용성은 미국 노동통계국(BLS)의 사례를 통해 확인할 수 있다. BLS는 주간 실업보험 청구건수와 같은 지표를 계절조정할 때 전통적인 X-13 기법 대신 MoveReg라는 주차·푸리에 기반의 이동가중회귀 방법을 개발하여 사용해왔다(Mollins and Lumb, 2024). 이는 회귀분석을 통해 주차 효과와 이동 휴일 영향을 제거하는 방식으로, 주간 자료에 X-13을 적용할 수 없었던 한계를 극복한 것이다. 결과적으로 회귀 접근법은 주별 계절성을 제거하는 실무적으로 검증된 해결책이며, 일간 자료에도 요일·연중 효과를 제거하는 데 동일한 원리를 적용할 수 있어 방법론적 일관성이 확보된다.

더미변수 및 푸리에 회귀 방식의 또 다른 장점은 분석의 안정성이다. 회귀모형에서 계절 더미들은 처치 변수와 독립적인 고정 효과로 투입되므로, 계절성 제거가 추세나 정책 효과와 혼재되지 않고 별도로 수행된다. 다시 말해, 계절성을 제거한 후의 잔차에는 계절적 패턴이 남지 않지만 추세적 변화나 제도 시행 효과는 온전히 보존된다. 이는 앞서 언급한 STL 등의 비모수 분해와 대비되는 강점으로, 차분-차분 모형과 같은 정책 효과 분석의 신뢰성을 높여준다.

제3장 데이터 구축

이상의 이유로 본 연구는 주별·일별 패널 자료의 계절성을 제거하는 방법으로 더미변수 및 푸리에 회귀모형을 활용한 직접 조정 방식을 채택하였다. 그림 1은 시금치 소매가격의 원계열과 계절조정 결과를 예시로 제시한다. 본 연구에서는 각 품목이 서로 다른 계절성 패턴을 가질 수 있다고 가정하고, 품목별로 개별적인 계절 조정을 수행하였다. 계절조정을 위한 R 코드는 본 연구보고서의 재현(replication)을 위한 코드 및 데이터를 제공하는 링크에서 확인가능하다.

그림 1: 계절조정 가격예시 (시금치)

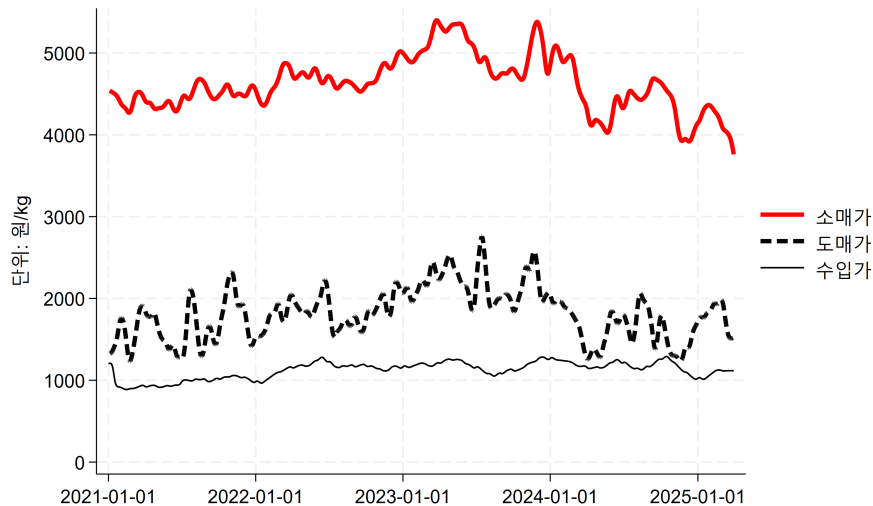


제3절 소매가격, 도매가격, 수입가격

본 연구에서는 수입가격과 도매가격을 직접적인 분석 변수로 사용하지는 않았다. 다만 소매가격과의 비교를 통해 소매가격 자료의 신뢰성을 간접적으로 검증하는 데 활용하였다. 특히 주목할 만한 패턴은 수입가격과 도매가격은 거의 차이가 없는 반면, 도매가격에서 소매가격으로 이행하는 과정에서 평균적으로 약 2배 가까운 가격 상승이 발생한다는 점이다. 그림 2는 파인애플의 수입가격, 도매가격, 소매가격을 예시로 제시한다. 단, 수입가격은 월별로만 구축 가능하였기 때문에 도매가격 및 소매가격에 비해 그래프상 변동성이 작게 나타난다.

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

그림 2: 소매가격, 도매가격, 수입가격 (파인애플)



품목별 일별 소매가격은 농넷에서 확보하였으며, 품목별 일별 도매가격은 KAMIS(농수산물 유통정보)에서, 품목별 월별 수입가격⁴은 KATI(농식품 수출정보)에서 각각 수집하였다. 모든 가격 데이터는 원/kg 단위로 통일하였다. 원자료가 원/개 또는 원/포기 단위로 제공된 경우, 실제 시장조사를 통해 개당 또는 포기당 중량을 측정하여 원/kg 단위로 환산하였다. 이를 통해 모든 계량분석 결과를 원/kg 단위로 일관되게 해석할 수 있으며, 소매가격, 도매가격, 수입가격 간 직접 비교가 가능하도록 하였다.

제4절 할당관세 적용여부와 적용강도

품목별(HSK) 일별 할당관세의 적용 시작 시점, 종료 시점, 적용강도는 본 연구의 핵심 설명변수이다. 이 데이터는 「관세법 제71조에 따른 할당관세의 적용에 관한 규정」에 근거하여 공개된 정보를 활용하여 구축하였다.

⁴CIF기준, 관세 미포함

제3장 데이터 구축

제1항 할당관세 적용여부

먼저 할당관세의 적용 여부에 관한 변수를 소개한다. 본 연구의 분석 대상인 40개 품목 중 할당관세가 한 번이라도 적용된 품목은 앞서 언급한 바와 같이 11개이다: 망고, 체리, 참다래, 바나나, 아보카도, 배추, 무, 양배추, 양파, 파인애플, 당근이 그것이다. 이들의 할당관세 적용 여부는 표 1에 일별로 제시되어 있으며, 테두리선은 월별 경계를 의미한다. 표에서 0(흰색)은 할당관세 미적용을, 1(검정)은 할당관세 적용을 의미한다. 예를 들어 체리는 2024년 4월 5일부터 할당관세가 시작되어 2024년 12월 31일에 종료되었다. 지면 제약으로 2022년 이전 자료는 제시하지 않았으나, 본 연구에서는 2015년부터 전 품목의 할당관세 적용 여부를 일별로 구축하였다. 2015년부터 2022년까지는 할당관세 적용 사례가 극히 드물었으며, 2024년부터 할당관세 적용이 급격히 증가하였다.

표 1: 할당관세 적용표

	2022												2023												2024												2025											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	1	2	3	4	5	6	7	8				
배추																																																
양배추																																																
무																																																
양파																																																
파인애플																																																
당근																																																
체리																																																
참다래																																																
아보카도																																																
망고																																																
바나나																																																

중요하게 짚고 넘어가야할 점은 할당량 초과로 인해 할당관세가 종료된 시점들이 간헐적으로 존재한다는 점이다. 할당량이 설정된 품목은 추천기관으로부터 추천을 받은 수량에 한해 할당관세가 적용된다. 그러나 본 연구에서는 개별 수입 건별로 추천 여부를 확인할 수 없었으므로, 할당관세 적용 기간 시작일부터 순차적으로

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

할당량이 소진된다는 가정 하에 할당관세 적용 수량을 계산하여 분석하였다. 가령 당근은 2015년 이후 현재까지 할당관세 제도가 총 4번 적용되었는데, (1) 2024-5-10 ~ 2024-9-30, (2) 2024-10-29 ~ 2024-12-31, (3) 2025-1-1 ~ 2025-2-28, (4) 2025-3-1 ~ 2025-4-30 이 적용기간이다. 이들을 연결해보면 2024-9-30 ~ 2024-10-29 기간을 제외하면 연속적으로 이어진다. 그런데 각 4번의 할당관세 도입마다 별도의 할당량(Quota)이 존재한다. (1)의 경우는 4만톤, (2)의 경우는 1만8천톤과 같은 식이다. (1)의 경우를 예를 들어 실제 수입량을 계산해보면 9월 8일에 할당량을 초과해버린다. 구체적으로, 2024년 8월에 계산된 5월부터의 누적수입량은 3만6천8백톤이었다. 그리고 9월에 계산된 5월부터의 누적수입량은 4만9천4백톤으로 이는 4만톤을 넘었음을 알 수 있다. 따라서 9월 8일부터 할당기간의 종료시점인 9월 30일까지는 비록 할당관세 제도가 도입되었지만 할당관세율의 혜택은 더 이상 못 받는 것이다. 이런 방식으로 모든 품목에 대해서 할당량의 초과 여부와 초과 시점을 계산한 결과, 표 1의 양배추와 당근에서 보이는 흰색 영역이 할당관세 적용기간 중도에 나타나게 된다.

따라서 표 1을 보면 흰색과 검정색이 반복적으로 나타난다. 만약 모든 품목이 시간순으로 봤을 때 흰색이 나타나다가 검정으로 한번 변하고 나면 다시는 흰색으로 변하지 않는 단순한 구조라면 이를 ‘흡수형 (absorbing)’이라고 부른다 (Bach et al., 2025). 반대로 흰색이 나타나다가 한번 검정으로 변하더라도 다시 흰색이 나타날 수 있는 구조를 ‘비흡수형 (non-absorbing)’이라고 부른다 (Dube et al., 2023). 참고로 비흡수형은 흰색-검정-흰색-검정-흰색이 계속해서 반복해서 나타남을 허락한다. 한편, 비흡수형 중에서도 흰색-검정-흰색 까지만 허락하는 것을 ‘준 비흡수형 (semi-non-absorbing)’이라고 본 보고서에서 정의한다.

본 연구보고서에서는 표 1을 그대로 사용하는 데이터 형태, 즉 비흡수형을 주요 분석(baseline)으로 사용한다. 이 후 이러한 비흡수형 데이터가 가지는 한계점을 지적한 후, 이에 대한 강건성 조사를 위해 제4장 제5절에서 준 비흡수형으로 변형한 데이터 형태를 사용하여 추가 분석 결과를 제공한다.

제3장 데이터 구축

제2항 할당관세 적용강도

LP-DiD (국소 투영 차분-차분법)를 통한 인과관계 분석에서 할당관세를 설명변수로 사용하는 방법은 두 가지가 있다. 첫째, 할당관세의 적용 여부만을 이진변수(0, 1)로 사용하는 방법이다. 둘째, 할당관세 제도로 인한 관세율 인하 충격의 강도를 연속변수로 사용하는 방법이다. 이때 충격의 강도는 실질관세율에서 할당관세율을 차감한 값으로 정의된다. 실질관세율이란 할당관세가 적용되지 않았을 경우 실제로 적용되는 관세율을 의미한다.

예를 들어, 배추의 경우 할당관세 적용 시점의 실질관세율은 27%였고 할당관세율은 0%였으므로, 할당관세 제도로 인한 충격의 강도는 27%p이다. 반면 참다래(키위)의 경우 할당관세 적용 시점의 실질관세율은 6.5%였고 할당관세율은 5%였으므로, 충격의 강도는 1.5%p이다. 따라서 실질관세율을 엄밀하고 정확하게 산출하는 것이 본 연구의 핵심 과제 중 하나였다. 실질관세율 구축에 대한 자세한 설명은 다음 절에서 제공한다.

제5절 실질관세율

본 절에서는 할당관세 적용 강도를 결정하는 핵심 요소 중 하나인 실질관세율의 개념과 역할을 기술한다. 실질관세율은 할당관세가 적용되지 않았을 경우 부과되었을 기준 관세율을 의미하며, 할당관세율과의 차이를 통해 관세 인하의 정책적 효과를 관세율 인하 1%p 당 소매가격이 몇 % 하락하는지 추정하는 것을 가능하게 한다. 또한 실질관세율은 수입량에 직접적 영향을 미치고, 이러한 수입량 변화는 다시 국내 소매가격에 전이되는 경로를 형성한다. 따라서 실질관세율은 분석 모형에서 중요한 통제변수로 활용된다.⁵

⁵실질관세율은 소매가격에 직접적으로 연결되어 있다. 한편, 실질관세율이 할당관세 적용 여부에 영향을 미칠 수는 있으나, 역으로 할당관세의 적용으로 인해 실질관세율이 변화하지는 않는다. 이러한 인과 구조를 고려할 때, 실질관세율을 통제변수로 사용하더라도 부적절한 통제(bad control) 문제가 발생하지 않는다. 반면 실질관세율을 모형에서 제외할 경우 누락변수(omitted variable) 문제로 인한 추정치 편향(bias)이 발생한다. 따라서 실질관세율은 반드시 통제변수로 포함되어야 한다.

제1항 실질관세율 개념과 역할

수입물품에 적용 가능한 관세율은 HS코드 별로 기본세율, FTA 협정세율 등 다양한 세율로 구성되며, 관세법 제50조에 따라 세율 적용 우선순위가 정해진다. 동일한 품목이라도 원산지, 규격, 수입자 상황 등에 따라 실제 적용되는 세율은 달라질 수 있다. 이처럼 HS 코드별로 적용 가능한 세율이 다양하기 때문에, 할당관세가 적용되지 않았을 경우의 기준 관세율 수준을 단일 세율만으로는 정확히 설명하기 어렵다. 따라서 다양한 세율의 적용 가능성과 실제 수입 패턴을 함께 고려한 ‘¹ 본 연구에서는 수입실적 자료를 활용하여 각 국가의 해당 월 수입 품목에 대해 관세법상 세율 적용 우선순위를 적용한 후 가장 유리한 세율을 결정하였다. 이후 각 국가의 월별 수입물량을 가중평균하여 월별 실질관세율을 산출하였다. 이러한 접근은 개별 거래에서 실제 협정관세가 적용되었는지 여부를 직접 확인하지는 못하지만 관세제도 구조와 수입 패턴을 함께 반영함으로써 현실에 근접한 관세 부담 수준을 추정할 수 있다는 점에서 의미가 있다.

이렇게 산출된 실질관세율은 본 연구의 계량모형에서 두 가지 중요한 기능을 수행한다. 첫째, 할당관세가 적용된 품목과 적용되지 않은 품목을 구분하는 설명 변수와 교차하여 정부의 할당관세 정책이 만들어내는 관세율 인하의 효과강도를 산출한다. 둘째, 실질관세율은 품목·월별 간 고유한 세율 수준 차이로 인해 발생할 수 있는 가격의 구조적 이질성을 통제하기 위한 통제 변수로서 모형에 포함된다.

제2항 관세율 우선순위 구조

한 개의 HS코드에 적용될 수 있는 여러 관세율 중 최종적으로 적용할 세율을 결정하기 위해 「관세법」 제50조에 따라 세율적용의 우선 순위를 검토하였다. 세율적용의 우선 순위는 제1순위부터 제7순위까지 있으며 적용 방법은 다음과 같다.

가장 우선적으로 적용되는 세율은 덤핑방지관세, 보복관세, 상계관세 등과 같이 국내 산업 보호 또는 무역 불균형 시정을 위한 특별 관세율이다. 2순위 세율은 「자

제3장 데이터 구축

유무역협정의 이행을 위한 관세법의 특례에 관한 법률」에 따른 FTA세율로, 1순위 세율을 제외한 관세법에 따른 세율과 같거나 그보다 낮은 경우 수입자의 신청에 따라 FTA세율이 우선 적용된다. 3순위 세율은 WTO 일반양허관세 등 국제협력관세와 편익관세이다. 3순위 세율 중 「세계무역기구협정 등에 의한 양허관세 규정」에 따라 국내외 가격차에 상당한 세율로 양허하거나 국내시장개방과 함께 기본세율보다 높은 세율로 양허한 농림축산물에 대한 양허관세는 기본세율 및 잠정세율에 우선하여 적용한다. 4순위 세율은 조정관세(관세법 제69조 제1호·제3호·제4호), 할당관세 및 계절관세이다. 할당관세의 경우 최빈개발도상국에 대한 특혜관세보다 낮은 경우 우선 적용되고, 기본세율 및 잠정세율에 우선하여 적용한다. 5순위 세율은 최빈개발도상국에 대한 특혜관세이고, 잠정관세와 기본관세가 각 6순위, 7순위 세율에 해당한다. 단, 본 연구에서는 데이터 확보의 한계로 인해 종량세는 고려하지 않았다.

제3항 실질관세율 산출 과정

본 연구에서는 실질관세율을 산출하기 위하여 KATI 농식품수출정보 시스템에서 제공하는 국가별 월별 품목별 수입 중량 데이터를 활용하였다. 분석 대상은 총 40개 품목이며, 각 품목의 HS코드를 기준으로 2021년 1월부터 2025년 3월까지의 기간을 설정하여 관련 데이터를 확보하였다.

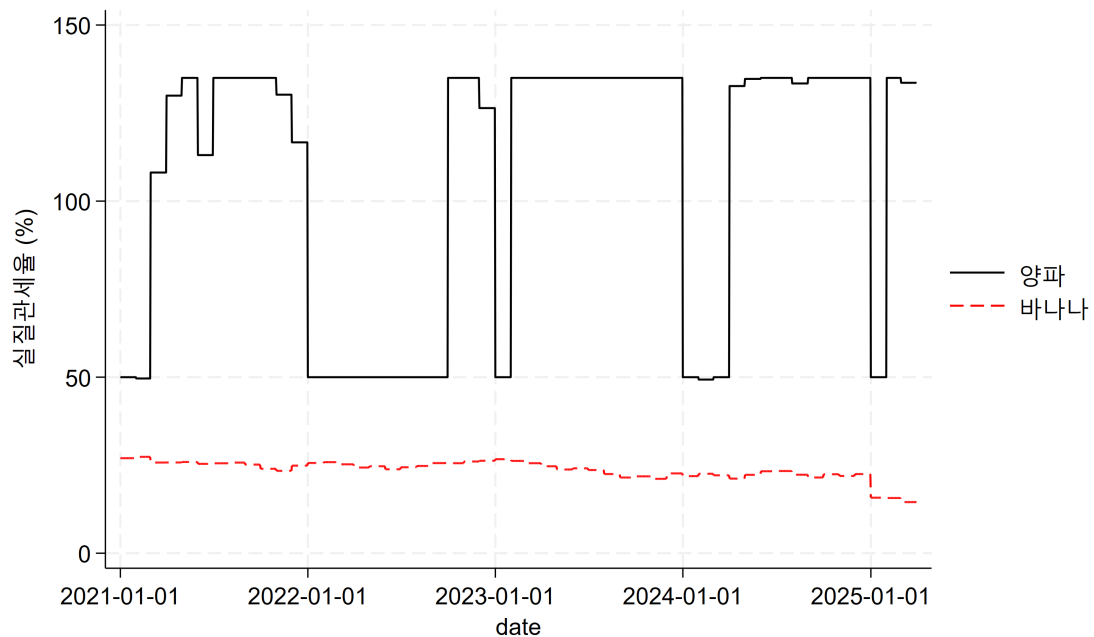
데이터는 국가 단위로 구분되어 있어 동일 품목이라도 수입국에 따라 상이한 관세율이 적용될 수 있다. 이에 따라 본 연구는 먼저 제2항에서 제시한 관세율 우선순위 구조에 따라 각 국가별 적용 가능 관세율을 확정하였다. 이후 해당 월의 실질관세율은 국가별로 확정된 관세율을 그 달의 국가별 수입물량을 가중치로 하여 가중평균하는 방식으로 산출하였다. 이러한 산출 과정을 2021년 1월부터 2025년 3월까지의 모든 월에 반복 적용함으로써 품목별 월별 실질관세율의 패널 데이터를 구성하였다.

예를 들어 2024년 7월 기준 HS코드 0803.90-0000에 해당하는 바나나의 국가별

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

수입 비중은 필리핀, 베트남, 에콰도르 순이다. 에콰도르산 바나나는 덤핑방지관세 적용 대상 등이 아니며 FTA 체결국도 아니므로 3순위 세율부터 검토된다. 4~6순위 세율은 적용대상이 아니므로 3순위 세율인 WTO 협정관세(90%)가 7순위 기본세율(30%)보다 높아 최종적으로 기본세율이 적용된다. 베트남산 바나나는 한-베트남 FTA에 따라 0% 관세가 적용되며, 수입량의 약 61%를 차지하는 필리핀산 바나나는 기본세율 30%가 적용된다. 이러한 국가별 관세율을 수입물량 비중으로 가중평균한 결과, 2024년 7월 바나나의 실질관세율은 약 23.3% 수준으로 수렴하는 결과가 도출된다. 한편, 필리핀과의 FTA가 2024년 12월 31일 발효됨에 따라 그림 3에서 보는 바와 같이 바나나의 실질관세율은 2025년 1분기 기준 약 14~15% 수준까지 하락하는 추세다.

그림 3: 실질관세율 (바나나, 양파)




껍질을 벗기지 않은 신선 양파는 1순위 적용 대상이 아니므로 2순위 세율부터 검토한다. 특히 중국산 양파는 전체 수입물량의 대부분을 차지하지만 FTA 협정에 따른 양허 효과가 없어 3순위 세율이 적용된다. 3순위 세율은 시장접근물량이 설정

제3장 데이터 구축

된 농림축산물에 적용되는 WTO 양허관세로, 시장접근물량 이내에서 수입되는 경우에는 추천세율인 50%가, 이를 초과하여 수입되는 경우에는 미추천세율인 135%가 적용된다. 즉, 양파의 월별 실질관세율은 시장접근물량 초과 여부에 따라 달라진다.

한편, 실질관세율이 할당관세 정책으로 인한 관세율 인하 충격의 강도를 나타내는 변수로 사용되는 경우 해당 변수는 시간에 따라 변하지 않는 고정 값이어야 한다. 이를 위해 품목별로 할당관세 적용 시작일에서부터 이전 365일 동안의 실질관세율을 평균하여 품목별 실질관세율 고정 값을 산출하였다. 이러한 접근은 단일 시점의 실질관세율에 기인한 단기적 변동 영향을 완화하고 정책 효과 분석의 신뢰성을 높이기 위함이다. 품목별 실질관세율 값은 제4장의 표 2에서 구체적으로 제시한다. 참고로, 실질관세율을 평균할 때 할당관세 시작일 이후 며칠간의 실질관세율을 평균에 포함하지 않은 이유는 내생성 우려 때문이다. 할당관세 이전에 이미 결정되어 있는 실질관세율의 과거값을 사용하는 것이 내생성 위험을 피할 수 있다.

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향



제4장

인과관계 분석

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

제4장 인과관계 분석

제1절 인과관계 분석의 개요

회귀분석은 데이터가 조건부 독립 가정(Conditional Independence Assumption, CIA)이 성립하지 않는 한, 다양한 편의(bias)가 발생하여 인과관계를 측정하지 못한다(Angrist and Pischke, 2008). CIA 가정은 매우 강력한 가정으로, 의학 분야에서 처치군과 대조군을 구분한 정밀한 실험 데이터를 구축하지 않는 한, 사회현상에서 관찰된 데이터 자체에서 CIA 가정이 충족되는 경우는 드물다. 따라서 사회과학 분야에서 인과관계를 측정하기 위해 차분-차분 모형(Difference-in-Difference), 회귀단절 모형(Regression Discontinuity), 도구변수 모형(Instrumental Variable) 등의 방법론을 활용한다. 본 연구에서는 차분-차분 모형을 사용하여 할당관세 정책이 소비자 물가에 미치는 인과적 영향을 측정하였다.

제2절 Event-Study 차분-차분 모형

Card and Krueger (1994)에 의해 최초로 개발된 표준적인 차분-차분 모형(Two-Way Fixed Effect DiD, TWFE DiD)은 정책이나 사건이 모든 처치 대상에 동일한 시점에 적용되는 경우를 전제로 설계되었다. 그러나 할당관세는 품목별로 적용 시작 시점이 상이한 시차적 도입(staggered adoption) 상황에 해당한다. 이러한 경우 각 품목의 정책 적용 시점을 기준으로 시간축을 재정렬한 후 차분-차분 분석을 수행하는 Event-study 차분-차분 모형을 사용해야 한다.

그러나 시간축만 재정렬하여 TWFE 방식을 적용하는 전통적인 Event-study 차분-차분 기법은 다음과 같은 문제로 인해 추정치에 편의(bias)가 발생한다. 첫째, 대조군(never treated)은 정책이 한 번도 적용되지 않았으므로 정책 적용 시점을 기준으로 시간축을 재정렬할 수 없다. 둘째, 정책이 시작되었다가 종료되는 비흡수적(non-absorbing) 상황에서는 정책 종료 이후 해당 품목을 대조군으로 사용하게 되는

데, 이는 방법론적으로 문제가 있다. 정책이 과거에 적용된적이 있는 품목은 정책 종료 이후에도 지연 효과(lagged effect)가 잔존할 수 있기 때문에 적절한 대조군으로 기능할 수 없다. 예를 들어, 체리의 경우 2024년 4월 5일부터 12월 31일까지 할당관세가 적용되었는데, 2025년 2월의 체리 소매가격을 대조군으로 사용하는 것은 부적절하다. 2024년 동안 적용된 할당관세의 효과가 2025년 2월까지 지속될 가능성이 있기 때문이다.

위와 같이 이미 처치된 이력이 있는 집단을 대조군으로 사용하는 부적절한 비교로 인한 편향된 추정치 문제는 최근 여러 연구에서 지적되었다 (Goodman-Bacon, 2021; Callaway et al., 2024). 이를 해결하기 위해 Sun and Abraham (2021), De Chaisemartin et al. (2022), Callaway et al. (2024), Gardner (2022), Dube et al. (2023) 등이 개선된 기법을 제시하였다. 그러나 이들 방법론 중 일부는 여전히 한계를 갖는다. 예를 들어, Sun and Abraham (2021)의 방법은 연속적인 처치강도를 다루지 못하는 한계를 갖는다. 또한 Gardner (2022)가 제안한 2단계 차분-차분(Two-Stage DiD) 기법은 연속적인 처치강도를 다룰 수는 있으나, 다른 한계점이 있다. 즉, Goodman-Bacon (2021)이 지적한 음의 가중치 문제를 해결하였으나, 대조군 구성의 일관성 부족 문제가 남아있다. 1단계에서는 처치받지 않은 집단만을 대조군으로 사용하지만, 2단계에서는 모든 데이터를 함께 활용함으로써 혼합 대조군(contaminated control) 문제가 발생한다. 즉, 이미 처치를 받았거나 곧 받을 예정인 집단이 대조군에 포함되어 비교의 타당성이 훼손되고, 결과적으로 효과 추정이 희석되거나 왜곡될 수 있다.

본 연구에서는 이러한 문제를 해결하기 위해 LP-DiD(국소투영 차분-차분) 기법을 사용한다.⁶ LP-DiD는 각 시차별 효과를 추정할 때 깨끗한 대조군(clean control)만을 활용함으로써 앞서 제기된 편의 문제를 해결한다. 구체적으로, 특정 시점 t 의

⁶가장 표준적인 형태의 국소투영(Local Projection) 기법은 Jordà et al. (2015)에 의해 처음 고안되었으며, 이후 다수의 후속 연구가 진행되었다. 국소투영모형의 첫 번째 이점은 Vector Autoregression(VAR)과 달리 충격반응함수(Impulse Response Function)를 회귀분석으로 구현할 수 있다는 점이다 (Adämmmer, 2019). 둘째, VAR은 시계열 데이터에만 적용 가능한 반면, 국소투영모형은 패널 데이터에도 적용이 가능하여 더욱 풍부한 분석을 수행할 수 있다 (Owyang et al., 2013; Jordà et al., 2015). 본 연구는 품목과 날짜로 구성된 패널 데이터를 사용하므로, VAR로는 추정이 불가능한 충격반응함수를 국소투영모형으로 도출할 수 있다. 셋째, 국소투영모형은 차분-차분 모형에도 응용이 가능하다. Dube et al. (2023)가 개발한 이 기법을 LP-DiD (국소투영 차분-차분)라고 부른다.

제4장 인과관계 분석

효과를 추정할 때 해당 시점의 이전에 이미 처치를 받았던 이력이 있는 품목은 대조군에서 제외하고, 해당 시점을 기준으로 아직 처치가 시작되지 않은 품목(not-yet treated)이나 영구 비처치 품목(never-treated)만을 대조군으로 삼는다. 이를 통해 이전에 처치된 품목이 대조군에 혼입되어 발생하는 구성 효과(composition effect)를 차단하며, 순수한 대조군과 처치군 간의 비교를 보장하여 오염된 비교로 인한 편향을 원천적으로 방지한다.

제3절 할당량 초과기간을 처리한 방식

표 1에서 보았듯이 당근과 양배추와 같은 일부 품목의 경우에 할당량을 초과하게 되는 기간이 존재했다. 이 기간 동안은 할당관세 제도가 존재하더라도 할당관세율에 상응하는 인하 혜택을 못 받게 된다. 이에 따라 본 연구보고서는 이러한 ‘할당량 초과 기간’을 처치 상태로 분류하지 않았다. 물론 처치 상태로 분류되지 않았다고 해서 이 기간의 품목이 대조군이 되는 것은 아니다. 앞서 설명한 ‘깨끗한 대조군’ 원칙에 따라 과거에 한번이라도 처치를 받았던 적이 있는 품목은 다시 대조군이 절대로 될 수 없다. 결국 이러한 품목은 결측으로 처리된다.

그런데 할당량을 초과하게 되는 기간을 원칙대로 비처치 상태로 처리하는 위의 방식은 일부 논리에 문제가 있다. 이를 제5절에서 자세히 설명하고, 이 문제를 ‘준 비흡수형’ 데이터로 변환하여 해결한 LP-DiD 분석결과를 제시한다.

제4절 LP-DiD의 분석결과

본 연구는 LP-DiD 기법을 활용하여 총 4가지 분석 결과를 도출한다. 첫째, 본 연구의 분석 대상인 총 40개 품목 중 할당관세 처치를 받은 적이 있는 11개 품목을 하나의 처치군으로 통합하여 분석한다. 둘째, 11개 품목을 5개와 6개의 두 그룹의 처치군으로 분할하여 각각 분석한다. 구체적으로, 29개의 대조군(never-treated)과 5개 품목으로 구성된 ‘처치군 그룹 1’로 LP-DiD를 수행한 후, 동일한 29개 대조군과 다른 6

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

개 품목으로 구성된 ‘처치군 그룹 2’로 별도의 LP-DiD를 수행하여, 두 개의 그룹별 수행결과를 하나의 그래프로 제시한다.

11개의 처치군을 특별한 5:6의 품목으로 분할하게 된 기준은 제3항에서 설명한다. 이의 설명에 따라서 처치군 그룹1은 배추, 양배추, 무, 양파, 당근로 구성하였고, 처치군 그룹2는 체리, 참다래, 아보카도, 망고, 바나나, 파인애플로 구성하였다. 전적으로 그룹1은 엽채류 및 근채류로, 그룹2는 과일류로 이루어져 있다.

위의 첫 번째 및 두 번째 방법 모두 각각 다시 두 가지 방식으로 세분화하여 분석을 진행한다. (i) 할당관세의 적용 여부를 이진변수(적용=1, 비적용=0)로 설정하여 분석한다. (ii) 할당관세로 인한 처치강도를 연속변수로 설정하여 보다 세밀한 분석을 수행한다. 첫 번째 방식의 분석 결과는 할당관세로 인한 관세율 하락폭과 무관하게 할당관세의 적용 자체가 소매가격에 미치는 백분을 변화를 측정한다. 두 번째 방식의 분석 결과는 할당관세로 인해 관세율이 1%p 하락할 때 마다 소매가격이 몇 퍼센트 변화하는지를 측정한다.

차분-차분 모형의 인과적 식별(identification)은 사전평행추세(parallel trends) 가정에 전적으로 의존한다. 차분-차분 분석 결과에 인과적 의미를 부여할 수 있는지는 어떤 변형된 차분-차분 기법을 사용하든 무관하게 이 가정의 성립 여부에 달려 있다. 평행추세 가정이 반드시 성립해야 하는 이유는 다음과 같다. 차분-차분 모형은 처치를 받지 않았을 경우의 잠재적 결과(potential outcome)가 품목 고정효과, 시점 고정효과, 그리고 통제변수들만으로 설명될 수 있다는 기본 전제가 있다. 이 전제에 따르면, 처치 이전 시점에서는 처치군과 대조군 모두 처치를 받지 않은 상태이므로, 고정효과 및 통제변수를 제거한 후의 결과는 두 집단 간에 동일해야 한다. 즉, 처치 이전 시점에서 처치군과 대조군의 조정된 결과 간 차이가 0이어야 하며, 이것이 바로 사전평행추세를 의미한다. 결국 사전평행추세가 성립한다는 것은 차분-차분 모형의 근본적 전제가 충족됨을 의미한다. 따라서 사전평행추세가 성립하지 않는다면 차분-차분 모형의 결과를 인과적이라고 해석할 수 없다. 이러한 이유로 모든 차분-차분 분석에서 사전평행추세 가정의 검증은 필수적이다. 이하에

제4장 인과관계 분석

서는 각 4가지 경우의 LP-DiD 결과를 그림으로 제시하고, 사전평행추세 충족여부와 더불어 계수값의 해석을 다룬다. 참고로 4가지 경우 모두의 LP-DiD 분석에서 시계열 자기상관(serial correlation)을 완화하기 위하여 품목에 대해서 오차항을 군집화(clustering)했다. 이는 White-robust 추정보다 더 엄격(robust)한 추정을 하였음을 의미한다.

제1항 할당관세 적용여부 (이진법)으로 추정된 경우

가장 먼저 처치군 그룹을 11개 품목으로 한번에 묶은 경우를 다룬다. LP-DiD의 구현을 위한 회귀분석식은 아래의 식 (1)과 같다.

$$\Delta^h \ln P_{it} = \beta^h (D_i \cdot \Delta D_{it}) + T_t + X_{it} + \varepsilon_{it}^h, \quad -500 \leq h \leq 273. \quad (1)$$

식 (1)에서 i 와 t 는 각각 품목과 시간(일)을 나타낸다. 종속변수에서 보이는 P_{it} 는 소매가격이며 단위는 원/kg 이다. 종속변수는 Dube et al. (2023)를 엄밀하게 따라서 $\Delta^h \ln P_{it}$ 로 변형하여 사용하였다. 이는 $\ln P_{i,t+h} - \ln P_{i,t-1}$ 로 정의된다. 즉, 이벤트 발생후 h 시점이 지난 후 (또는 전)의 로그-소매가격과 이벤트 발생 직전의 로그-소매가격의 차이이다. h 는 할당관세 적용 시작일을 $h = 0$ 으로 하는 상대시점이다. 가령 할당관세 시작 300일 이전은 $h = -300$ 이다. 본 연구에서 확보해서 사용한 데이터의 최대 범위는 $-500 \leq h \leq 273$ 이다. 한편, 식에서 Δ 를 사용하여 시간에 대해서 차분을 이미 한번 했기 때문에 품목별 고정효과 더미 (I_i)는 소거되어 사라졌다. T_t 는 시간 고정효과를 나타낸 더미변수이며, 할당관세 적용시각으로 정렬한 상대시점이 아닌, 절대적인 날짜를 의미한다.

주요 설명변수는 $D_i \cdot \Delta D_{it}$ 인데, 여기서 $D_i = 0$ 이면 할당관세 미적용 품목 (대조군)을, $D_i = 1$ 이면 할당관세 적용 품목 (처치군)임을 의미한다. ΔD_{it} 는 할당관세가 시작되는 시점인 품목이면 $\Delta D_{it} = 1$, 그렇지 않다면 $\Delta D_{it} = 0$ 이다. 즉 $\Delta D_{it} = 1$ 값을 갖는 경우는 오직 처치군이면서 $t - 1$ 시점에 할당관세가 적용되지 않았고, t

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

시점에 할당관세가 시작된 경우일 뿐이다. 가령 처치군이면서 $t - 1$ 시점에 이미 할당관세가 적용되었었고, t 시점에도 할당관세적용이 계속 진행 중인 경우라면 $\Delta D_{it} = 0$ 이다. 대조군이라면 무조건 $\Delta D_{it} = 0$ 이다.

LP-DiD의 핵심은 깨끗한 대조군 (clean control) 만을 대조군으로 사용하는 점이다. 이러한 원칙을 준수하기 위해 반드시 원본 데이터에서 회귀분석 전에 사전처리 작업을 거쳐야 하며, 이러한 사전처리 작업은 위의 식 (1)에서 보이지는 않는다. 모든 기간의 t 의 각 h 에 대해서 다음을 모두 만족하면 처치군 그룹에 속하는 품목이든 아니든 상관없이 깨끗한 대조군으로서 사용되게 된다: (i) $h \geq 0$ 인 경우, $t \sim t + h$ 기간동안 단 한번도 할당관세의 적용을 받은적이 없을 것, (ii) $h < 0$ 인 경우, $t - h \sim t$ 기간동안 단 한번도 할당관세의 적용을 받은적이 없을 것, (iii) $-\infty \sim t$ 의 기간 동안 단 한번도 할당관세의 적용을 받은 적이 없을 것. 이 규칙에 따르면 처치군이 아닌 모든 품목은 모든 기간 t 의 모든 h 가 각각 대조군이 된다. 또한 처치군에 속하는 품목이었다고 하더라도 위의 규칙을 통과하는 경우가 있으며, 이 경우 대조군 역할을 하게 된다. 가령 체리가 $t = (2024-1-1)$ 이고, $h = -500$ 일때 위 세가지 조건을 성립한다. 또한 양파가 $t = (2025-2-1)$ 이고, $h = +50$ 일때 위 세가지 조건을 성립한다.

X_{it} 는 각종 통제변수이며, 구체적으로는 다음과 같다.

$$X_{it} = A_{it} + I_i \cdot O_t + I_i \cdot W1_t + I_i \cdot W2_t$$

위 식에서 A_{it} 는 실질관세율이다. 실질관세율은 할당관세가 없었을 경우의 유효 관세율을 의미하므로, 정의상 LP-DiD 모형에서 내생성 문제를 야기하지 않는다. 또한 시점별·품목별로 상이한 실질관세율은 수입량을 결정함으로써 소매가격에 직접적인 영향을 미치므로, 사전평행추세를 통제하는 데 중요한 역할을 한다.

O_t 는 원화로 환산한 유가이다. 유가는 소매가격에 영향을 미치는 반면, 할당관세 적용에 의해서 유가가 변동할 수는 없으므로 LP-DiD 모형에서 내생성을 갖지 않는다. 즉, 유가를 통제변수로 포함하는 것은 부적절한 통제변수 (bad control) 문제를

제4장 인과관계 분석

야기하지 않는다. 유가는 품목별로 소매가격에 상이한 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어, 양파의 경우 국내 산지에서 서울로의 차량 운반비를 통해 유가가 소매가격에 영향을 미치는 반면, 체리는 단기간 내 변질되어 해상운송이 불가능하고 대부분 항공운송으로 수입되므로 항공운송 비용을 통해 유가가 소매가격에 영향을 미친다. 이러한 품목별 이질적 영향을 고려하기 위해 유가 변수를 품목 고정효과와 교차시켰다.

$W1_t$ 와 $W2_t$ 는 기후 변수로, Roberts and Schlenker (2013)가 기후변수를 도구변수 (Instrumental Variable)로 활용하여 수요와 공급의 가격탄력성을 추정한 방법론에서 착안하였다. $W1_t$ 는 현재 날짜로부터 과거 100일간의 평균 기후값으로, 구체적으로 대한민국의 일별 기온, 습도, 강수량, 일조량을 포함한다. 최근 시점의 기후값($W1_t$)은 자연적으로 결정되므로 외생적이다. 기후는 예측 불가능하며 불가항력적으로 농산물의 재배에 영향을 미쳐 공급량을 변동시키고, 결과적으로 소매가격에 영향을 준다. 또한 기후로 인한 공급 차질은 정부의 할당관세 시행 결정에 영향을 미칠 수 있다. 그러나 할당관세 적용 여부가 역으로 자연발생적 기후에 영향을 미칠 수는 없다. 따라서 기후변수를 통제변수로 포함하는 것은 부적절한 통제변수(bad control) 문제를 야기하지 않으며, 오히려 이를 포함하지 않을 경우 누락변수(omitted variable)로 인한 선택편의(selection bias) 문제가 발생한다. 따라서 기후변수는 필수적인 통제변수이다.

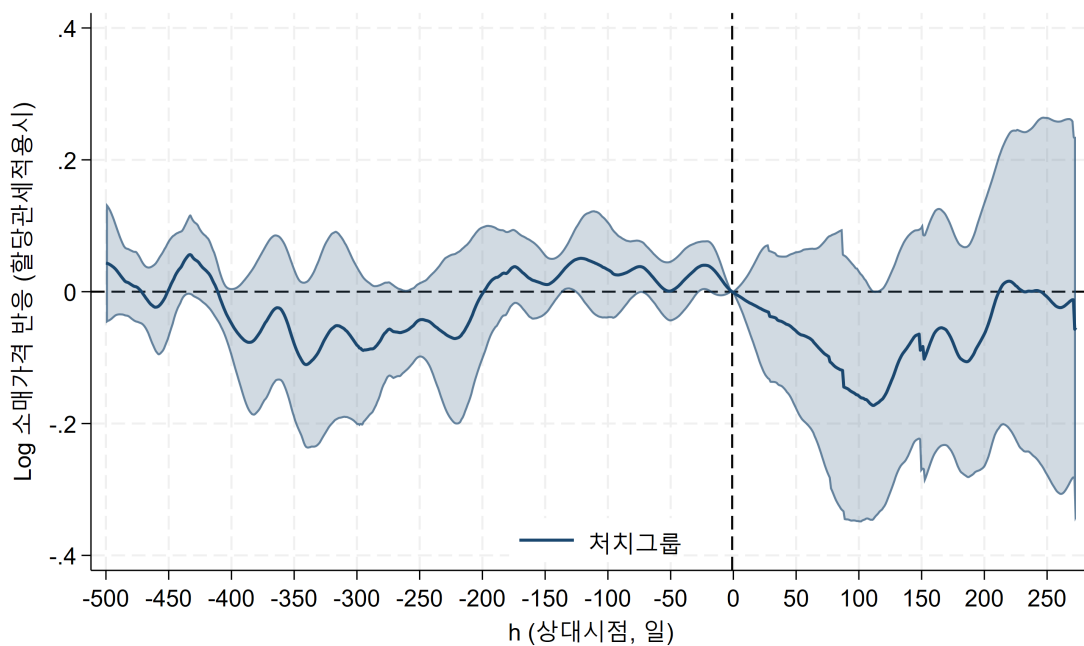
$W2_t$ 는 $W1_t$ 의 1년 전 시점 값으로, 구체적으로 과거 465 ~ 365일까지의 평균 기후값을 의미한다. 전년도 기후는 생산자가 당해 연도 생산량을 계획할 때 핵심적인 의사결정 지표로 작용한다. Roberts and Schlenker (2013)에 따르면 전년도 기후 조건이 불리하였을 경우 생산자는 목표 생산량 달성을 위해 파종량을 증가시키는 전략을 취하게 된다. 따라서 전년도 기후 변수는 당해 연도 공급량에 영향을 미치고, 이는 결과적으로 소매가격에 직접적 영향을 미치는 경로를 형성한다. 또한 전년도 기후 변수는 당해 연도 할당관세 적용 여부에도 일정한 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어, 전년도 기후 조건이 우호적이었을 경우 생산자가 이를 기준으로 파종량을 결정하게 되고, 당해 연도 기후가 악화되면 공급 부족이 발생하여 할당관세 적용으로

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

이어지는 논리적 메커니즘이 존재한다. 결국 당해 연도 최근 기후 변수와 동일한 논리에 따라, 전년도 기후 변수 또한 분석 모형에서 중요한 통제변수로 기능한다.

식 (1)을 추정한 결과는 그림 4에 제시되어 있다. 할당관세 적용 이전 시점($-\infty \sim -1$ 일)의 추정 계수는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않아 사전평행추세 가정이 충족됨을 확인할 수 있다. 그러나 할당관세 적용 이후 시점($+1 \sim +\infty$ 일)의 추정 계수 또한 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 11개 처치군 품목이 평균적으로 할당관세 적용으로 인한 소매가격 인하 효과를 보이지 않았음을 의미한다.

그림 4: 할당관세 여부를 대상으로 단일 처치군 결과



다음으로 11개 처치군 품목을 5개와 6개의 두 그룹으로 분할하여 동일한 LP-DiD 분석을 수행하였다. 구체적으로, 5개 품목으로 구성된 그룹 1 (배추, 양배추, 무, 양파, 당근)과 29개 대조군(never-treated)을 대상으로 식 (1)을 추정하였고, 별도로 6개 품목으로 구성된 그룹 2 (체리, 참다래, 아보카도, 망고, 바나나, 파인애플)와 동일한 29개 대조군을 대상으로 식 (1)을 추정하여 그림 5에 제시하였다. 참고로

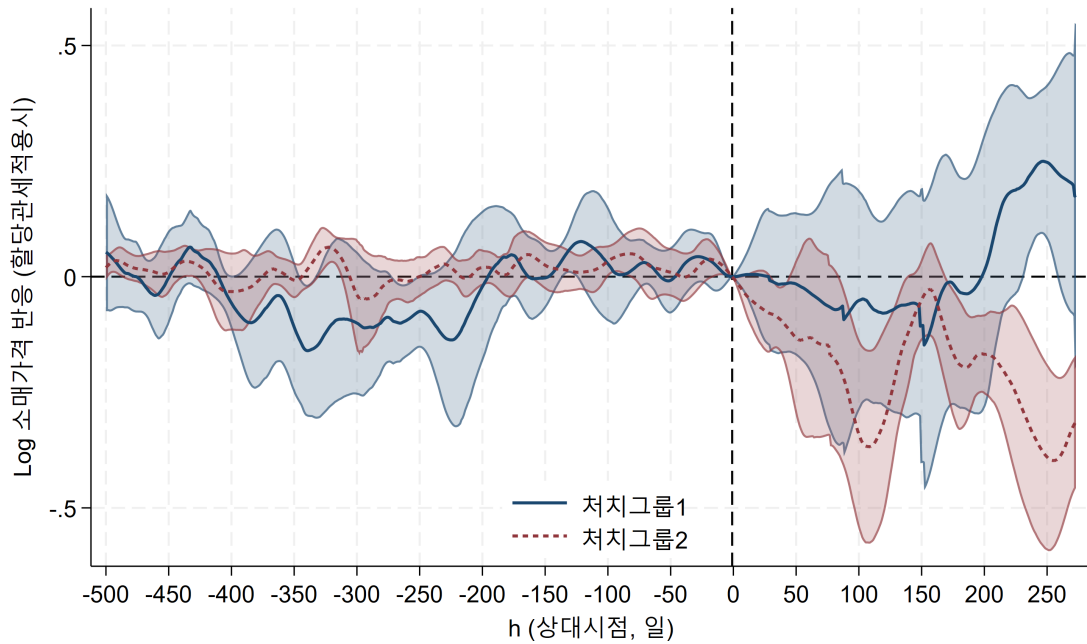
제4장 인과관계 분석

이렇게 두 번 나누어서 식 (1)을 추정하는 방법과, 한 번에 아래의 식 (2)을 추정하는 방법의 결과는 완전히 동일하다. 이때 β_1^h 는 처치군 1의 추정계수이며, β_2^h 는 처치군 2의 추정계수이다.

$$\Delta^h \ln P_{it} = \beta_1^h (D1_i \cdot \Delta D1_{it}) + \beta_2^h (D2_i \cdot \Delta D2_{it}) + T_t + X_{it} + \varepsilon_{it}^h$$

$$, \quad -500 \leq h \leq 273. \quad (2)$$

그림 5: 할당관세 여부를 대상으로 두 개 처치군 결과



분석 결과, 두 처치군 그룹 간 이질적인 효과가 나타나 주목할 만하다. 먼저 그룹 1과 그룹 2 모두 사전평행추세를 만족하였다. 그러나 엽채류와 근채류로 구성된 그룹 1의 추정 계수는 할당관세 적용 이후 230~260일을 제외한 기간은 유의하지 않았으며, 230~260일 동안은 양의 방향으로 유의했다. 반면, 과일류로 구성된 그룹 2는 할당관세 적용 이후 약 90일까지는 유의한 소매가격 변화가 관찰되지 않았으나, 90일 이후부터는 통계적으로 유의한 가격 인하 효과가 발생하였다 (145 ~ 175 기간

은 예외). 예를 들어, 할당관세 적용 후 250일 시점의 소매가격 반응은 -0.39 로 추정되었는데, 이는 할당관세 적용으로 인해 그룹 2의 소매가격이 약 39% 하락하였음을 의미한다.

제2항 할당관세 적용강도 (연속변수)로 추정한 경우

앞선 제1항은 할당관세의 적용강도를 상관하지 않고, 할당관세 적용여부만으로 LP-DiD를 추정하였다. 따라서 이의 해석은 ‘할당관세 적용시’의 소매가격 하락 효과이다. 이번 항에서는 할당관세의 적용강도를 고려하여 LP-DiD를 추정한다. 이때의 해석은 할당관세로 인하여 관세율이 1%p 인하할 때 마다 얼마나 소매가격이 변화하는가이다.

이의 구현을 위한 회귀분석식은 아래의 식 (3)과 같다. 이 식은 우항에 G_i 가 추가된 것 이외에는 식 (1)과 동일하다. G_i 는 할당관세 정책의 강도, 즉 (실질관세율 - 할당관세율)로, 품목별로 다른 값을 갖는다. 이의 자세한 값은 표 2에서 제공하고 있다. 가령 바나나의 경우 실질관세율이 24.2%였는데, 할당관세의 적용으로 인하여 관세율이 0%가 되었으며, 이로 인해 관세율이 24.2%p의 강도로 하락하였다.

$$\Delta^h \ln P_{it} = \beta^h \left(G_i \cdot D_i \cdot \Delta D_{it} \right) + T_t + X_{it} + \varepsilon_{it}^h, \quad -500 \leq h \leq 273. \quad (3)$$

11개 품목을 단일 처치군으로 통합하여 강도 변수를 고려한 식 (3)을 추정한 결과는 그림 6에 제시되어 있다. 이는 할당관세의 적용 여부만을 고려한 그림 4와 유사한 패턴을 보인다. 사전평행추세가 충족되며, 할당관세 적용 이후 통계적으로 유의한 소매가격 하락이 관찰되지 않는다.

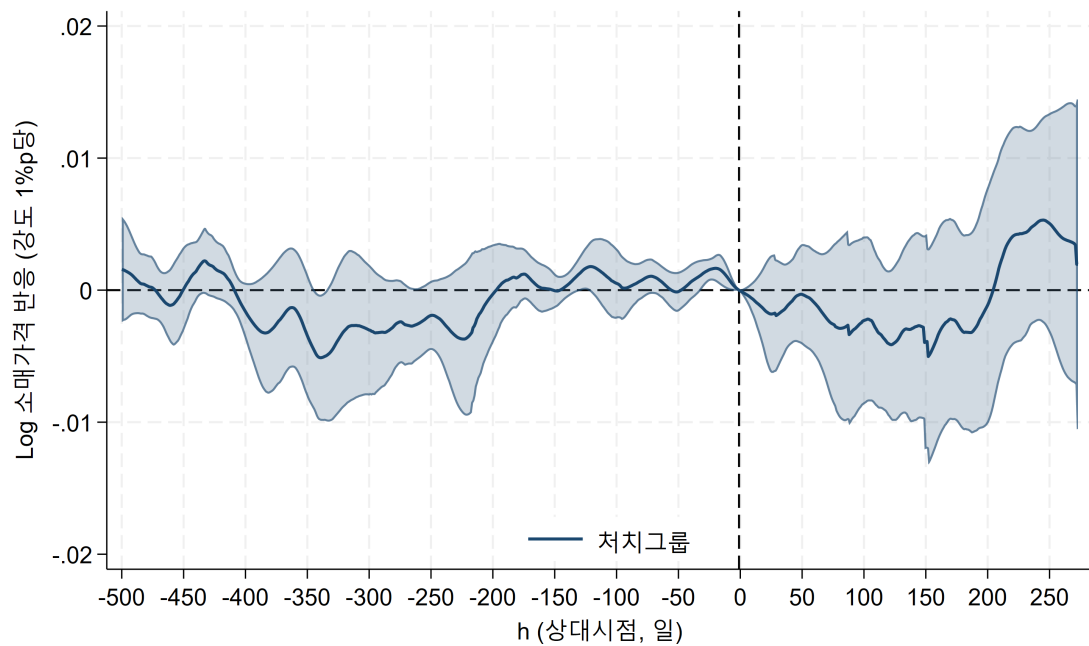
그림 7은 처치군을 그룹 1과 그룹 2로 분할한 분석 결과로, 그림 5와 동일한 그룹 분할 방식을 사용하되 할당관세 하락 1%p당 소매가격 변화를 측정하였다. 사전평행추세는 그룹 1에서 발생한 약간의 예외를 제외하면 두 그룹 모두 만족한다. 업체류와 근채류로 구성된 그룹 1은 할당관세 적용 후 통계적으로 유의한 소매가격

제4장 인과관계 분석

표 2: 할당관세 적용의 강도

품목	실질관세율 (%)	할당관세율 (%)	적용강도 (%p)
배추	27.0	0	27.0
양배추	27.0	0	27.0
무	30.0	0	30.0
양파	79.9	0	79.9
당근	28.7	0	28.7
체리	0.3	0	0.3
참다래	6.5	5	1.5
아보카도	8.0	0	8.0
망고	15.8	0	15.8
바나나	24.2	0	24.2
파인애플	29.5	0	29.5

그림 6: 할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 단일 처치군 결과

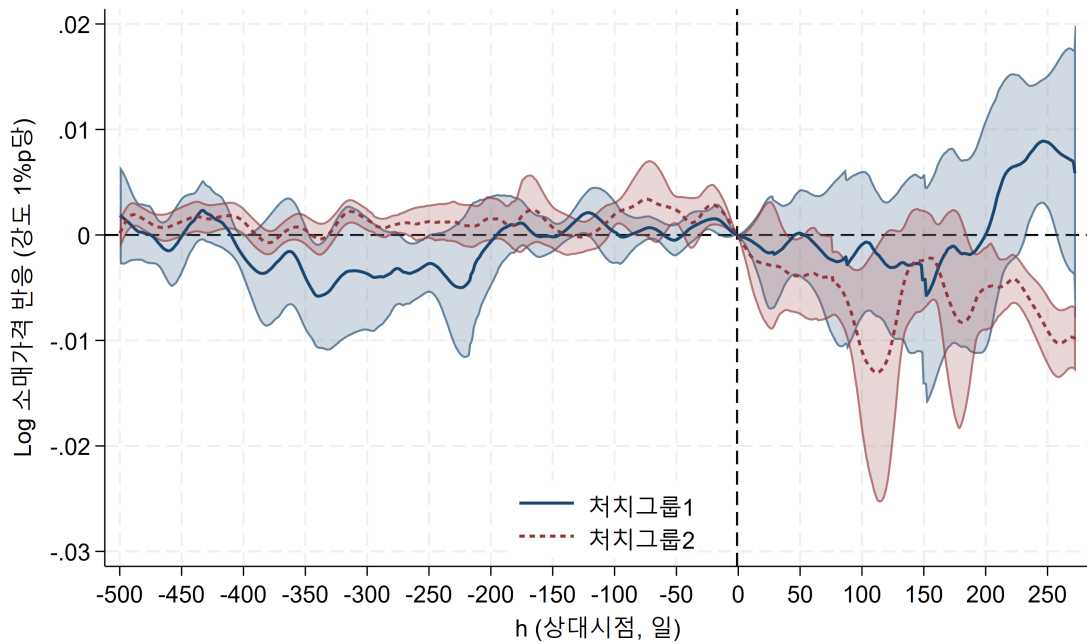


하락 효과를 보이지 않았고 오히려 240~260일에는 잠깐 상승 효과를 보였다. 그룹 1에서 소매가격 하락 효과가 나타나지 않은 것은 여러 요인으로 해석될 수 있다. 첫째, 소비자에 대한 관세 전가율이 0%에 가까울 가능성이 있다. 즉, 생산자, 수입상, 도매

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

상, 소매상 등 유통 주체들이 관세율 하락으로 인한 이득을 전부 흡수했을 수 있다. 둘째, 정부가 그룹 1 품목의 가격 상승 추세를 억제하고자 할당관세를 도입했으나, 할당관세의 효과가 없었고, 가격 상승이 지속되었을 가능성이 있다.

그림 7: 할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 두 개 처치군 결과



반면, 과일류로 구성된 그룹 2는 할당관세 적용 후 약 200일까지는 유의한 소매가격 변화가 나타나지 않았으나, 200일 이후부터 가격 하락 효과가 발생하였다. 예를 들어, 250일 후 시점의 100을 곱한 추정 계수는 -0.904 로 산출되었는데, 이는 할당관세로 인한 관세율 1%p 하락이 인과적으로 소매가격 0.904% 하락을 유발했음을 의미한다.⁷ 즉, 소비자에 대한 관세전가율이 약 90% 수준임을 나타내며, 생산자, 수입상, 도매상, 소매상 등 유통 주체들이 관세율 하락에 의해 10% 정도만 이득을 취하고 나머지는 소비자에게 이득을 전가했음을 의미한다.

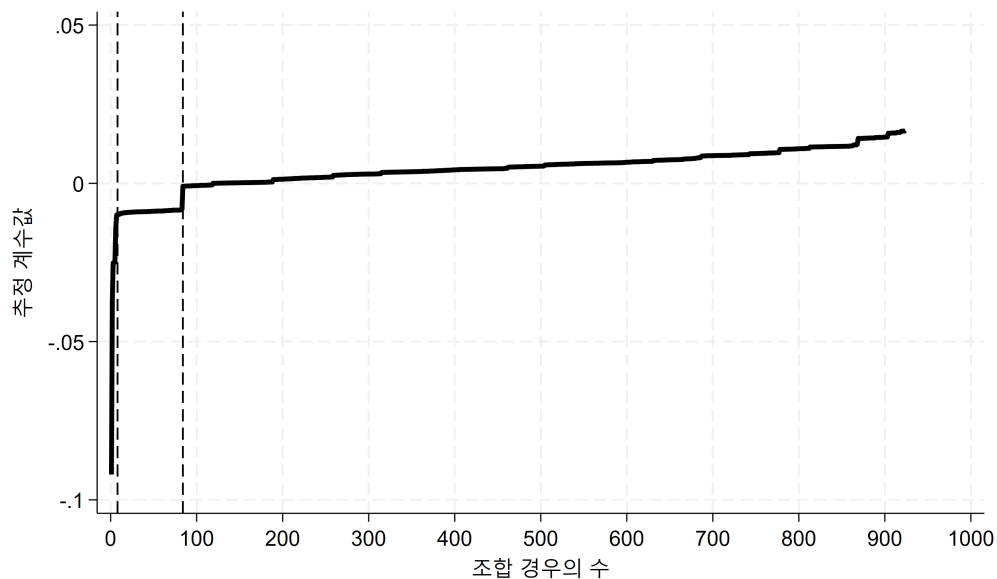
⁷ 더 엄밀하게 계산된 값은 -0.896% 이다. 로그-선형 모형에서 G_i 의 1%p 증가에 대한 P_{it} 의 정확한 준탄력성(semi-elasticity)은 $(e^{\beta^h} - 1) \times 100$ 으로 계산된다. 따라서 $\beta^h = -0.009$ 일 때, $(e^{-0.009} - 1) \times 100 \approx -0.896\%$ 를 얻는다.

제4장 인과관계 분석

제3항 처치군의 분할 방법

앞에서 제시한 바와 같이, 본 연구에서는 11개 품목을 5개와 6개로 분할하여 두 개의 처치군을 구성하였다. 본 항에서는 이러한 분할 기준과 절차를 보다 구체적으로 설명한다. 절차는 다음과 같다. 11개 처치 품목을 5 : 6으로 분할할 수 있는 가능한 모든 경우의 수인 462가지⁸에 대해 각각 분할을 수행하였으며, 각 분할에서 한 부분 집합은 그룹 1에, 나머지는 그룹 2에 배정하였다. 각 구성에 대해 식 (1)을 사용하여 $h = 250$ 에서의 계수를 산출하였다. 이로써 총 $462 \times 2 = 924$ 가지 그룹의 계수값을 얻을 수 있으며, 각 그룹은 5개 내지 6개의 품목 목록으로 구성된다. 이렇게 산출된 계수값들을 오름차순으로 정렬하였으며, 그림 8은 그 결과를 나타낸 것이다.

그림 8: 모든 경우의 수 그룹의 계수값



오름차순으로 정렬된 계수들 가운데 1~8번째에 위치한 조합의 계수는 -0.01 보다 훨씬 작은 값을 보여 이상값(outlier)에 해당한다. 예를 들어, 계수값이 -0.07 인 경우는 조세전가율이 700%에 상응하는데, 이는 현실에서 관찰되기 어려운 수준이라는 점에서 비현실적인 값으로 판단된다. 한편 그림에서 확인할 수 있듯이

⁸ ${}_{11}C_5 \times 2$

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

9~83번째까지는 비교적 안정적인 음의 계수가 지속되다가, 84번째에서 계수가 0 부근으로 급격히 점프한 이후에는 양(+)의 계수로 전환된다. 이에 따라 본 보고서는 9~83번째에 해당하는 조합을 할당관세가 소매가격을 유의미하게 하락시키는 ‘유효 처치군’으로 간주하였다.

이후 9~83번째에 속하는 각 그룹의 품목을 과일류와 엽채류·근채류로 구분하여 전체 빈도를 집계하였다. 그 결과 과일류 품목의 등장 횟수는 342개, 엽채류 및 근채류 품목의 등장 횟수는 97개로, 전체의 약 78%가 과일류에 해당하는 것으로 나타났다. 특히 이 구간(9~83번)의 계수분포에서 중앙값과 평균값에 가장 근접한 조합은 44번째 그룹으로, 이 그룹은 모든 구성 품목이 과일류로만 이루어져 있다는 특징을 가진다.

종합하면, 할당관세제도 적용에 따른 소매가격 하락 효과는 전반적으로 과일류에서 보다 강하게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 본 보고서는 이러한 정황을 바탕으로 과일류만으로 구성된 44번째 그룹을 과일 처치군의 대표 조합으로 선정하고, 모든 실증 분석을 이 그룹을 중심으로 수행하였다.

제4항 할당관세적용 후 250일 시점의 LP-DiD 분석

표 3은 할당관세의 적용 후 250일이 되는 시점에서의 LP-DiD 분석 결과를 모두 모은 것이다. 이 결과는 위에서 살펴보았던 각각의 그림들이 사용하였던 회귀분석 식을 그대로 사용하였다. 표의 계수값과 표준오차값은 가독성 향상을 위하여 100을 곱한 후 표기하였다.

이 표에서 1, 2, 3열은 할당관세의 적용여부만을 고려한 결과로, 식 (1)을 사용한다. 이들 계수의 해석은 할당관세의 적용으로 인하여 소매가격이 몇% 변화했는가이다. 전체 처치군 (1열)은 10% 유의수준에서조차 유의하지 않게 나왔다. 반면 처치군 1 (2열)의 경우는 1% 유의수준에서도 양의 방향으로 유의하게 나왔다. 처치군 2 (3열)의 경우는 1% 유의수준에서 음의 방향으로 유의하며 100을 곱한 계수값이 -38.99이다. 따라서 과일류에 해당하는 처치군 2의 경우는 할당관세의 적용으로 인하여

제4장 인과관계 분석

표 3: 할당관세 적용 후 250 일 시점의 LP-DiD

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	할당관세 적용여부			할당관세 적용강도 1%p 당		
	전체 처치군	처치군 1	처치군 2	전체 처치군	처치군 1	처치군 2
할당관세 충격	-0.785 (13.922)	24.745*** (8.616)	-38.985*** (10.320)	0.505 (0.427)	0.880** (0.325)	-0.904*** (0.171)
관측치 수	30578	28917	28555	30578	28917	28555
R^2	0.600	0.600	0.574	0.601	0.600	0.574
Adjusted R^2	0.583	0.582	0.555	0.583	0.582	0.555
Within R^2	0.551	0.546	0.519	0.551	0.547	0.519

시계열 자기상관의 영향을 줄이기 위하여 오차항을 품목별로 군집화(clustering) 함

할당관세 적용 후 250 일 시점에서 계산됨

가독성 향상을 위해 계수값과 표준오차 값은 100을 곱해서 표시되었음

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

발생한 충격으로 인과적으로 250 일 후에 소매가격이 약 39% 하락하였다고 해석된다.

한편, 4, 5, 6 열은 할당관세의 적용강도까지 고려한 결과로, 식 (3)을 사용한다. 이들 계수의 해석은 할당관세가 1%p 감소할때 마다 소매가격이 몇% 변화했는가이다. 마찬가지로 전체 처치군 (4 열)은 유의하지 않았고, 처치군 1 (5 열)의 경우는 5% 유의수준에서 양의 방향으로 유의했다. 반면 처치군 2 (6 열)의 경우는 1%에서 음의 방향으로 유의하며, 100을 곱한 계수값은 -0.904로 나왔다. 따라서 과일류에 해당하는 처치군 2의 경우는 할당관세의 적용으로 인하여 관세율이 1%p 감소할 때 마다 인과적으로 250 일 후에 소매가격이 약 0.9% 하락하였다. 이는 관세 전가율이 약 90% 정도 된다는 의미이다.

특기할 사항으로는 높은 R^2 값이다. 보통 0.5를 초과하는 R^2 값은 상당히 높은 편에 속하나, 그렇다고 이것이 분석이 부적절함을 의미하지는 않는다. 높은 값에 대한 원인으로 두 가지를 추측할 수 있는데, 두 경우에 대응하는 대안적 R^2 값 모두 여전히 높았다.⁹ 따라서 본 보고서는 높은 설명력을 모델 자체의 적합성으로 판단

⁹첫째는 매우 많은 교차더미항의 사용이다. 이로 인하여 세밀한 품목별 설명변수의 효과로 인해 R^2 값이 높아질 수 있다. 이렇게 설명변수의 개수가 많은 경우는 adjusted R^2 값을 보는 것이 바람직 한데, 이 값 조차도 여전히 매우 높음이 확인된다.

두 번째 가능성은 본 연구보고서에서 사용한 회귀분석은 엄밀하게는 일반 회귀분석으로, STATA 의 reg를 사용했다는 점이다. 이 때 구해지는 R^2 은 Overall R^2 값이다. 즉 ‘품목 간 변동과 시계열

하고, 적절한 회귀분석이 수행되었다고 결론 짓는다.

제5절 강건성 검사 (Robustness Check)

본 절에서는 제4절에서 LP-DiD로 분석했던 회귀분석 식을 그대로 유지하며, 데이터 사전처리를 바꾼 결과를 소개한다. 표 1에서 보았듯이 당근과 양배추와 같은 일부 품목의 경우에 할당량을 초과하게 되는 기간이 존재했다. 이 기간 동안은 할당관세 제도가 존재하더라도 할당관세율에 상응하는 인하 혜택을 못 받게 된다. 따라서 본 보고서의 주 분석을 다루었던 제4절에서는 이 기간을 원칙대로 **비처치 상태**로 처리한 데이터를 사용하였다. 그런데 이렇게 원칙대로 처리하는 경우 몇 가지 문제점이 존재한다.

먼저 처치군(treated)에 속하는 품목이 특정 경우에 ‘대조군으로 사용되는 관점’에 대해서 살펴본다. 처치군의 경우 할당량 초과 기간을 **처치 상태**로 처리하든 원본대로 **비처치 상태**로 처리하든 상관없이, 할당량 초과 기간은 무조건 대조군이 되지 못한다. 이는 깨끗한 대조군(clean control) 원칙 때문인데, 이미 처치군에 속하는 품목은 비록 할당량 초과로 더이상 할당관세의 적용을 받지 않게 되었다고, 이전에 오랜 기간동안 처치를 받은 이력이 있기 때문이다. 따라서 **대조군으로 사용되는 관점**에서는 어떤 방식을 취하든 관계가 없다.

다음으로, ‘처치군으로 사용되는 관점’에서 살펴보면 문제가 있음을 알 수 있다. 할당량 초과기간을 원본대로 **비처치 상태 (표의 흰색)**로 처리하면 이들 품목의 연

변동을 모두 합친 전체 분산에 대한 설명력’이다. 그런데 보다 엄밀하려면 패널 회귀분석을 해야 한다. 일반 회귀분석에 고정효과 더미를 넣는 경우, 패널 회귀분석과의 비교에서 계수값에는 차이가 없다. 하지만 표준오차 값이 달라지는데, 이는 근본적으로 일반 회귀분석은 오차항에 ‘외생성 가정(exogeneity assumption)’이 필요한 반면, 패널 회귀분석은 오차항에 ‘강한 외생성 가정(strict exogeneity assumption)’을 해야하기 때문이다 (Cameron and Trivedi, 2005).

본 연구보고서의 모델에서 이를 STATA로 구현하려면, 식 (1)을 보면 이미 시간차분으로 인해 품목 고정효과가 사라진 모델이기 때문에, 품목 고정효과를 제외하고 시간 고정효과만 선택하는 옵션이 존재해야 한다. 따라서 STATA에서 일반적으로 쓰이는 `xtreg`로는 추정이 불가능하고, `areg` 또는 `reghdfe`를 쓰면 된다. 이것을 사용하면 ‘Within R^2 ’를 구할 수 있게 되는데, 이는 ‘각 품목 내부에서 시간에 따른 변화에 대한 설명력’을 의미한다. 그러나 이렇게 구한 within R^2 조차도 0.5를 상회하는 값이다.

제4장 인과관계 분석

표 4: 할당관세 적용표 (당근)

	2022								2023								2024								2025							
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	1	2	3	4	5	6	7	8
당근																																

속적인 장기간의 처치의 효과를 추적할 수 없게 된다는 문제가 있다. 가령 표 4에서 보이는 당근을 예로 들면, 당근은 2024-10-29 시점에서 2025-3-31까지의 153일간의 효과를 볼 수 없다. 왜냐하면 LP-DiD 기법에서 이 기간이 처치군으로 인정되려면 2024-10-29 ~ 2025-3-31 까지의 모든 기간이 예외없이 처치 상태 (검정) 이어야 하기 때문이다. 하지만 할당량 초과기간을 원본대로 비처치 상태로 처리하였기 때문에, 2024-12-20 ~ 2024-12-31 기간 및 2025-2-20 ~ 2025-2-28 기간이 처치 상태가 아니다 (즉, 표에서 보이는 아주 작은 하얀 구멍이 발생한 것이다). 그런데 이러한 미세한 단절 때문에 할당관세가 장기적으로 지속되지 않았다고 판단하는 것은 논리적이지 않다. 따라서 할당량 초과기간은 예외적으로 처치 상태로 처리해야만 한다.

또한 추가로 ‘처치군으로 사용되는 관점’에서 살펴보면, 할당량 초과기간을 원본대로 비처치 상태로 처리하면, 할당량 초과로 인하여 중단되었다가 다시 새로이 할당관세 제도가 시작되는 시점(가령 당근의 경우 2025-1-1)을 마치 완전히 새 출발을 하는 것으로 취급한다. 즉, 지금까지 한번도 할당관세의 적용을 받은 적이 없었다가 2025-1-1에 할당관세의 적용을 처음 시작하는 것으로 인식한다. 그리고 그 시점을 기준으로 해서 이후 시점까지의 가격 변화율을 사용하는 것이다.

이것 역시 논리적으로 치명적이다. 직전에 아주 미세한 단절기간(비처치 상태)이 있었다는 이유로 2025-1-1를 새로운 처치군으로 인식하는 것은 바람직하지 않다. 2025-1-1 시점은 이미 과거 오랜 기간동안의 할당관세 적용기간이 있어왔고, 그 영향이 이미 누적된 상태이기 때문이다. 만약에 반대로 할당량 초과기간을 예외적으로 처치 상태로 처리했었다면, 2025-1-1 시점은 LP-DiD의 원칙 하에서 할당관세제도의 시작시점으로 절대로 인정되지 않는다 (식 (1)에서 $\Delta D_{it} = 0$ 이 되기 때문이다). 따라서 이러한 경우 역시 할당량 초과기간을 예외적으로 처치 상태로 처리해야만

하는 근거가 된다.

결론적으로 강건성을 검사하는 본 절에서는 제4절에서 보여줬던 주요 결과 (baseline)와 다르게, 할당량의 초과기간을 **처치 상태**로 처리한 데이터를 기반으로 제4절과 똑같은 회귀식들을 사용하여 LP-DiD 결과를 제공한다. 이러한 강건성 검사는 비슷한 차분-차분 모형을 사용한 Loginova et al. (2021)와 다른 관점에서의 접근이다. 그들은 스위스 정부가 할당관세를 적용하는 시점을 ‘국내 생산이 집중되는 수확기 (보호기간)’으로 두는 원칙을 사용하였다. 보호기간과 보호기간이 아닌 나머지 기간은 연도마다 반복되는 패턴을 가진다. 그들은 5년 동안의 분석기간 동안 보호기간이 켜졌다 꺼졌다를 반복하는 데이터를 사용하면서, 보호기간을 예외없이 처치기간으로 사용하였고, 비보호기간을 비처치기간으로 사용하였다. 이에는 나름대로 타당한 이유가 있는데, 분석의 대상이 되는 데이터가 1년 주기로 보호기간이 있었기 때문에 비보호기간 동안의 기간이 충분히 긴 시간이었기 때문이다. 따라서 1년 후 새로 시작되는 보호기간은 완전히 새로운 처치군으로 인정할 수 있었다.

제1항 할당관세 여부를 대상으로 단일 처치군 결과

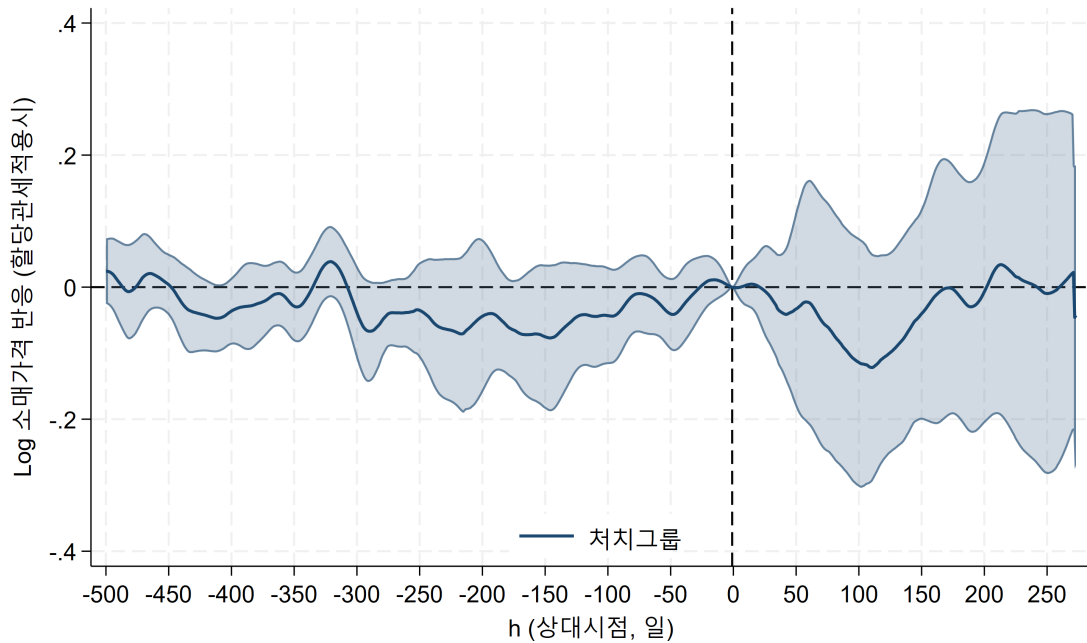
그림 9는 할당관세로 인한 관세율 인하의 강도와는 상관없이, 할당관세 여부만을 대상으로 단일 처치군 결과이다. 이는 제4절의 결과인 그림 4와 거의 동일하다. 사전 평행추세를 만족하고 있고, 사후 효과가 없는 것으로 나타났다.

제2항 할당관세 여부를 대상으로 두 개 처치군 결과

그림 10은 이전 그림과 동일하되, 그룹을 두 개로 분할한 결과이다. 두 그룹은 제4절에서 사용했던 그룹과 동일하다. 이 그림은 기존의 그림 5와 거의 동일한데, 다만 기존의 그림은 할당관세적용 150일 후에 잠깐 소매가격 하락 효과가 없는 것으로 나왔었는데, 이 그림은 지속적으로 소매가격의 효과가 유지된다.

제4장 인과관계 분석

그림 9: 할당관세 여부를 대상으로 단일 처치군 결과



제3항 할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 단일 처치군 결과

그림 11은 주된 분석(baseline)에서 보였던 그림 6과 거의 완전히 일치한다.

제4항 할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 두 개 처치군 결과

제4절 제2항에서 보았던 그림 7은 처치군 그룹 2가 할당관세 사후 150일을 전후해서 잠시 소매가격 인하 효과가 없었었는데, 그림 12는 그러한 예외없이 꾸준히 감소하는 것으로 나타난다. 한편 할당관세 사후 250일의 그룹 2의 소매가격 하락효과는 그림 7의 경우는 -0.904 였던 반면, 본 항의 그림 12는 -0.969 로 추정되었다. 이는 할당관세의 적용으로 인하여 관세율이 1%p 하락할 때 마다 소매가격은 두 그림 각각 약 0.90% 또는 0.96% 하락함을 의미한다. 즉, 소비자로의 관세 전가율이 90~96% 사이에 있음을 유추할 수 있다.

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

그림 10: 할당관세 여부를 대상으로 두 개 처치군 결과

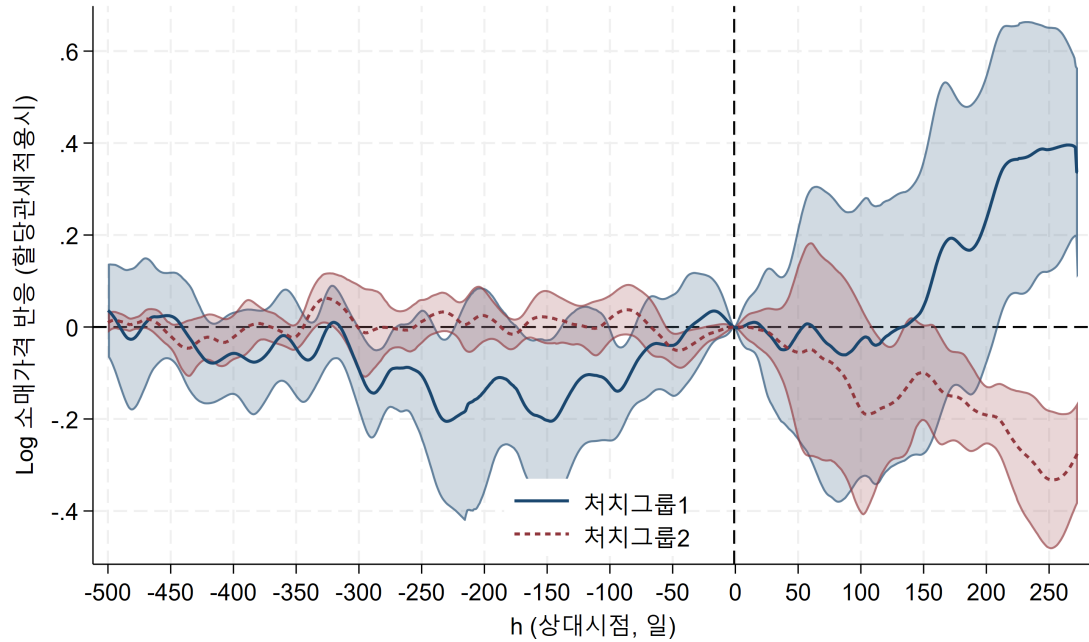
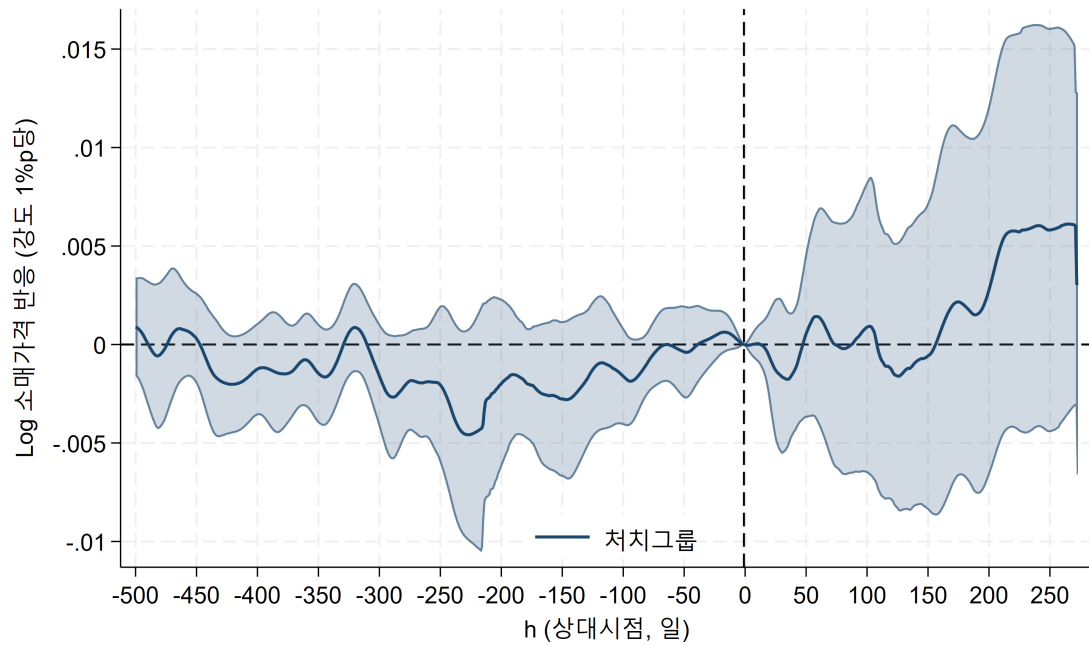
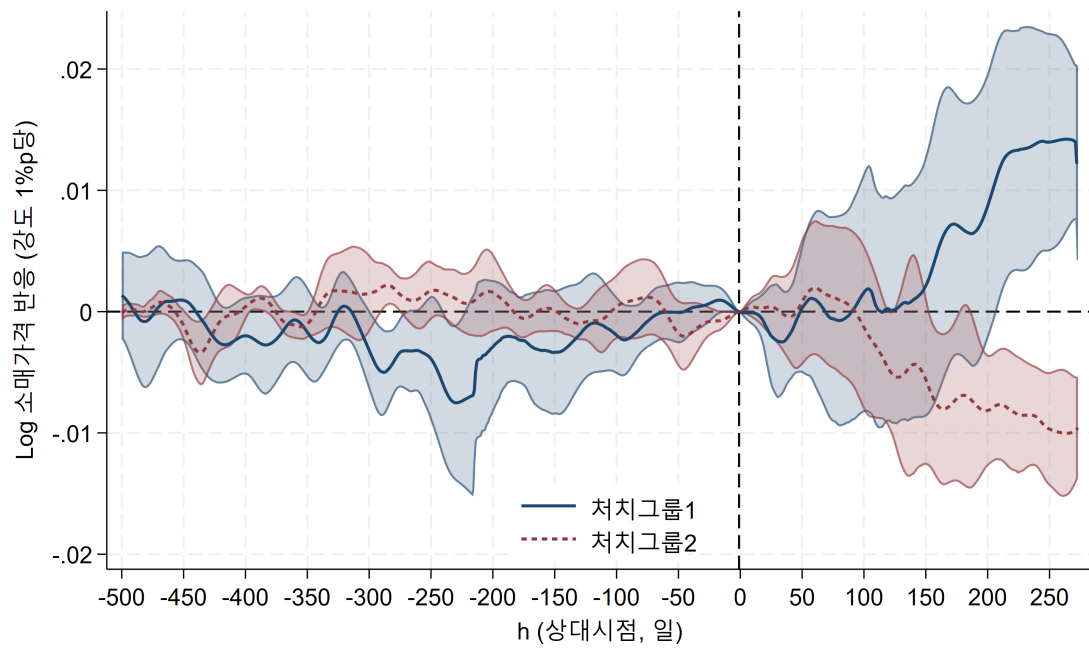


그림 11: 할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 단일 처치군 결과




제4장 인과관계 분석

그림 12: 할당관세 강도 1%p 하락을 대상으로 두 개 처치군 결과



할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향



제5장

결론 및 정책적 시사점

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

제5장 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 할당관세 제도가 소비자 물가에 미치는 인과적 효과를 계량경제학적 방법론을 통해 실증 분석하였다. 기존 선행연구 중 Loginova et al. (2021)은 스위스의 계절별 할당관세(TRQ)를 분석하면서 국내 생산자 가격(출하 단계)에 초점을 맞추고, 가격 하락 방지를 통한 국내 생산자 보호를 제도의 핵심 목표로 설정하였다. 이와 대조적으로 본 연구는 동일한 할당관세 제도를 소비자 물가 안정이라는 상이한 정책 목표의 관점에서 재검토하고, 인과적 식별 전략을 활용하여 소비자 가격에 대한 효과를 엄밀하게 규명하였다는 점에서 차별화된다.

할당관세 제도는 그 운영 방식에 따라 상반된 정책 목표를 달성할 수 있는 정책 수단이다. 특히 할당관세의 경제적 효과는 할당량(quota) 수준, 즉 할당량과 국내 수요 간의 상대적 비율에 따라 본질적으로 상이하게 나타난다. 할당량을 국내 수요보다 낮은 수준으로 설정할 경우 국내 물가 보호 효과가 발생하는 반면, 수요를 초과하는 수준으로 설정할 경우 물가 안정 효과를 기대할 수 있다. 이처럼 국가별로 할당관세의 정책 목표가 상이한 점을 고려할 때, 본 연구는 물가 안정을 제도 운영의 주요 목표로 설정한 한국 사례를 분석함으로써 학술적 기여를 제공한다.

한편, 기존 한국 정부기관의 보고서들이 할당관세와 물가 간 인과관계를 제시하지 않았음에 반하여 (송영관, 2023), 본 연구는 LP-DiD (국소투영 차분-차분)를 바탕으로 인과적 효과를 식별(identified)하였다는 점에서 차별성을 가졌다. 특히 할당관세가 품목별로 서로 다른 시점(staggered event)에 도입되고, 품목별로 관세율 인하 폭이 크게 달랐다(heterogeneous intensity)는 환경적 특성을 고려하여, 통상적인 이중고정효과 차분-차분 모형(Two-way Fixed Effect DiD)이 가지는 한계를 극복할 수 있는 LP-DiD를 도입하였다(Dube et al., 2023). Goodman-Bacon (2021)이 지적한 바와 같이 시차적 도입과 이질적 강도가 동시에 존재하는 환경에서는 전통적인 이중고정효과 방식이 혼합 대조군 문제와 왜곡된 가중평균 구조로 인해 편향된 추정치를 산출할 위험이 크기 때문에, 본 연구가 LP-DiD를 채택하였다는 점은 학술적으로도

의미 있는 선택이었다. 이러한 방법론적 설계를 통해 본 연구는 할당관세 정책의 물가 안정 효과를 단순한 상관관계가 아니라 인과관계의 차원에서 평가할 수 있는 기반을 마련하였다.

데이터 측면에서 본 연구는 사과, 배, 망고, 양파, 배추 등 총 40개 농산물 품목의 일별 소매가격 자료를 2021년부터 2025년까지 구축하였다. 이 중 망고, 체리, 참다래, 바나나, 아보카도, 배추, 무 등 11개 품목을 할당관세 처치군으로, 나머지 29개 품목을 영구 비처치 대조군으로 분류하였다. 또한 관세사의 전문적 작업을 통해 각 품목에 대해 할당관세가 부재할 경우 적용되었을 ‘실질관세율’을 정밀하게 산출하였다. 이렇게 구축된 실질관세율은 할당관세율과의 차이를 통해 관세율 인하 강도를 측정하는 핵심 변수로 활용되었으며, 동시에 중요한 통제변수로 기능하였다. 실질관세율은 수입량에 직접적 영향을 미치고, 이러한 수입량 변화는 다시 국내 소매가격에 전이되는 경로를 형성하기 때문이다. 아울러 원유가격과 기온·습도·강수량·일조량 등의 기상 변수를 품목별로 교차하여 포함함으로써, 공급 측 충격과 운송비 변동에 기인한 잠재적 교란 요인을 통제하였다.

종속변수는 할당관세 시행 직전 시점의 로그 소매가격과 시행 이후 각 시차별 로그 소매가격의 차이로 정의하여, 할당관세 도입 이후 시간이 경과함에 따라 소매가격이 어떻게 반응하는지 동태적 경로를 추적할 수 있도록 하였다. 이러한 설계 아래에서 오차항을 품목 그룹으로 군집화(clustering)하여 회귀분석을 수행함으로써, 시계열 자기상관 문제를 완화하였다. 할당관세 적용 이전의 모든 시점들의 추정값들이 통계적으로 유의하지 않게 나타났다는 점에서 사전평행추세 가정도 충족되었음을 확인하였다.

이러한 방법론과 데이터를 바탕으로 도출된 첫 번째 핵심 발견은, 할당관세 처치를 받은 11개 품목 전체를 단일 처치군으로 통합 분석할 경우 할당관세의 물가 안정 효과가 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다는 점이다. 할당관세 적용 여부를 이진 변수로 설정한 분석과 관세율 인하 강도를 연속 변수로 고려한 분석 모두에서 유의미한 물가 하락 효과가 검출되지 않았다. 이는 품목별 이질적 반응이 평균화

제5장 결론 및 정책적 시사점

과정에서 상쇄되었을 가능성을 시사하며, 할당관세 정책 효과를 정밀하게 이해하기 위해서는 처치군을 세분화한 분석이 필수적임을 보여준다.

이에 본 연구는 11개 처치 품목을 품목 특성에 따라 두 개의 하위 그룹으로 재분류하였다. 그룹 1은 엽채류나 근채류인 배추, 양배추, 무, 양파, 당근으로 구성하였고, 그룹 2는 과일류인 체리, 참다래, 아보카도, 망고, 바나나, 파인애플로 구성하였다. 그룹 분할은 직관적 분류에 의존하지 않고, 11개 품목을 5개와 6개로 나눌 수 있는 모든 가능한 조합에 대해 할당관세 도입 후 250일 시점의 소매가격 반응을 추정한 뒤, 하락효과가 가장 컸던 그룹군 중에서 가장 큰 대표성을 지니는 그룹을 최종 선정하였다.

두 그룹별 LP-DiD 분석 결과는 주목할 만한 이질성을 보였다. 그룹 1(엽채류 및 근채류)은 할당관세로 인한 소매가격 하락 효과가 나타나지 않았던 반면, 그룹 2(과일류)는 할당관세 시행 직후부터 일정 기간까지는 가격 변화가 미미하다가 이후 통계적으로 유의한 하락세를 보였다. 구체적으로 할당관세 시행 후 250일 시점을 기준으로, (i) 할당관세 적용으로 인해 소매가격이 39% 하락하였으며, (ii) 할당관세로 인한 관세율 1%p 인하는 인과적으로 소매가격 0.9% 하락을 이끌었다. 이는 과일류에서 관세 전가율(tariff pass-through rate)이 약 90% 수준임을 의미하며, 관세 인하로 인한 비용 절감이 유통 과정에서 10%만 흡수되고 나머지는 소비자 가격에 반영되었음을 시사한다.

이러한 실증 결과는 할당관세 제도의 물가 안정 효과가 모든 품목에서 균일하게 나타나는 것이 아니라, 품목 특성과 유통 구조에 따라 본질적으로 상이하다는 점을 보여준다. 그룹 1에서는 상당한 관세 감면에도 불구하고 소비자 가격 인하 효과가 관찰되지 않거나 오히려 소폭 상승하기도 했던 반면, 그룹 2에서는 관세율 인하가 일정한 시차를 두고 약 90%의 비율로 소매가격에 전가되었다. 이는 동일한 할당관세 제도라 하더라도 적용 대상 품목에 따라 소비자 후생에 미치는 효과가 근본적으로 달라질 수 있음을 의미한다. 정책적 관점에서 할당관세 제도를 ‘생산자 보호’가 아니라 ‘소비자 보호’를 목적으로 활용하고자 한다면, 엽채류나 근채류에 광범위하게

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

적용하는 것보다는 수입 의존도가 높고 관세 전가율이 높은 과일류에 우선적으로 적용하는 것이 효과적임을 본 연구의 결과가 제시한다.

참고 문헌

참고 문헌

- Abbott, P.C., Paarlberg, P.L., 1998. Tariff Rate Quotas: Structural and stability impacts in growing markets. *Agricultural Economics* 19, 257–267.
- Adämmmer, P., 2019. Lpirfs: An R package to estimate impulse response functions by Local Projections. *The R Journal* 11, 421–438.
- Amiti, M., Redding, S.J., Weinstein, D.E., 2019. The impact of the 2018 tariffs on prices and welfare. *Journal of Economic Perspectives* 33, 187–210.
- Angrist, J.D., Pischke, J.S., 2008. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*.
- Bach, P., Klaassen, S., Kueck, J., Mattes, M., Spindler, M., 2025. Sensitivity analysis for treatment effects in Difference-in-Differences models using Riesz representation. *arXiv preprint*.
- Baek, Y., Hayakawa, K., Tsubota, K., Urata, S., Yamanouchi, K., 2021. Tariff pass-through in wholesaling: Evidence from firm-level data in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 62, 101164.
- Bandara, K., Hyndman, R.J., Bergmeir, C., 2025. MSTL: A seasonal-trend decomposition algorithm for time series with multiple seasonal patterns. *International Journal of Operational Research* 52, 79–98.
- Callaway, B., Goodman-Bacon, A., Sant’Anna, P.H., 2024. Difference-in-Differences with a Continuous Treatment. Technical Report. National Bureau of Economic Research.
- Cameron, A.C., Trivedi, P.K., 2005. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge university press.
- Card, D., Krueger, A., 1994. Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review* 84, 772–793.
- Cavallo, A., Gopinath, G., Neiman, B., Tang, J., 2021. Tariff pass-through at the border and at the store: Evidence from US trade policy. *American Economic Review: Insights* 3, 19–34.
- Cleveland, R.B., Cleveland, W.S., McRae, J.E., Terpenning, I., 1990. STL: A seasonal-trend decomposition. *Journal of Official Statistics* 6, 3–73.

할당관세 정책이 농산물 소매가격에 미치는 인과적 영향

- De Chaisemartin, C., d'Haultfoeuille, X., Pasquier, F., Sow, D., Vazquez-Bare, G., 2022. Difference-in-Differences estimators for treatments continuously distributed at every period. arXiv preprint .
- Dube, A., Girardi, D., Jorda, O., Taylor, A.M., 2023. A Local Projections Approach to Difference-in-Differences Event Studies. Technical Report. National Bureau of Economic Research.
- Flaen, A., Hortaçsu, A., Tintelnot, F., 2020. The production relocation and price effects of US trade policy: The case of washing machines. *American Economic Review* 110, 2103–2127.
- Gardner, J., 2022. Two-stage Differences in Differences. arXiv preprint .
- Goodman-Bacon, A., 2021. Difference-in-Differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics* 225, 254–277.
- Jordà, Ò., Schularick, M., Taylor, A.M., 2015. Betting the house. *Journal of International Economics* 96, S2–S18.
- Loginova, D., Portmann, M., Huber, M., 2021. Assessing the effects of seasonal Tariff-Rate Quotas on vegetable prices in Switzerland. *Journal of Agricultural Economics* 72, 607–627.
- Mollins, J., Lumb, R., 2024. Seasonal adjustment of weekly data .
- Owyang, M.T., Ramey, V.A., Zubairy, S., 2013. Are government spending multipliers greater during periods of slack? Evidence from twentieth-century historical data. *American Economic Review* 103, 129–34.
- Pierce, D.A., Grupe, M.R., Cleveland, W.P., 1984. Seasonal adjustment of the weekly monetary aggregates: A model-based approach. *Journal of Business & Economic Statistics* 2, 260–270.
- Roberts, M.J., Schlenker, W., 2013. Identifying supply and demand elasticities of agricultural commodities: Implications for the US ethanol mandate. *American Economic Review* 103, 2265–2295.
- Son, E., Lim, S.S., 2025. Quantifying tariff equivalents of Tariff Rate Quota on grains in Korea. *Research on World Agricultural Economy* , 1–15.
- Sun, L., Abraham, S., 2021. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics* 225, 175–199.
- 송영관, 2023. 2022년도 할당관세 지원실적 및 효과분석. 기획재정부.

참고 문헌

이영환, 2011. 할당관세가 물가에 미치는 영향에 관한 실증 분석. 관세학회지 12, 25-44.

장설희, 2025. 할당관세 운용 현황과 개선과제.