중장기통상전략연구 25-01

Korea Institute for International Economic Policy

교역에 대한 관세 탄력성 추정 방법론 연구: 한국 수입통관 자료에의 적용

장용준 · 정주영

KIEP 대외경제정책연구원
Korea Institute for International Economic Policy

중장기통상전략연구 25-01

교역에 대한 관세 탄력성 추정 방법론 연구: 한국 수입통관 자료에의 적용

KIEP 대외경제정책연구원
Korea Institute for International Economic Policy

중장기통상전략연구 25-01

교역에 대한 관세 탄력성 추정 방법론 연구: 한국 수입통관 자료에의 적용

인 쇄 2025년 11월 24일
발 행 2025년 11월 28일
발행인 이시욱
발행처 대외경제정책연구원
주 소 30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
전 화 044) 414-1179
팩 스 044) 414-1144
인쇄처 ㈜에이치에이엔컴퍼니(02-2269-9917)

정 가 7,000원
ISBN 978-89-322-7130-9 94320
978-89-322-7092-0 (세트)

대외경제정책연구원은 ‘ESG 경영’ 방침에 따라
친환경 용지를 사용합니다.

국문요약

미국 트럼프 2기 행정부의 보편관세와 상호관세, 이에 대한 무역상대국의 보복관세 등 최근 국제무역에 있어서 관세 조치의 중요성이 다시 부각되면서 그 경제적 효과에 관한 관심이 날로 커지고 있다. 관세 조치의 경제적 효과를 제대로 분석하기 위해서는 교역의 관세 탄력성을 정확하게 추정하는 것이 필수적이다. 이에 본 연구는 문헌조사를 통해 교역의 관세 탄력성을 연구한 국내외 선행연구의 주요 내용을 종합적으로 분석하여 여러 이론적 근거 및 분석 방법론을 제시하고, 이를 한국의 2014년 수입통관자료에 적용하여 관세 탄력성을 실증적으로 추정해 보았다. 본 연구의 주요 내용 및 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 기본 이론 모형을 소개하면서 관세 탄력성을 추정할 수 있는 방정식을 도출하였다. 이에 따르면 교역의 관세 탄력성은 품목 간 대체탄력성으로 추정할 수 있는데, 특정 제품의 관세가 올라갈 때 소비자가 다른 제품으로 쉽게 대체할 수 있다면 해당 제품의 수입이 더 활발하게 줄어들 것으로 예상할 수 있다.

둘째, 본 연구는 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 기본 이론 모형을 기반으로 좀 더 현실성을 반영한 모형으로의 발전 가능성을 제안하였다. 특히 교역의 관세 탄력성을 추정할 때 품목 간 대체탄력성 외에 다른 요소들도 영향을 줄 수 있으므로 이런 요소들을 적절히 반영하는 이론 모형 개발 및 실증분석 전략이 필요하다. 본 연구의 제안 내용은 ① CES 효용함수의 계층 수준, ② 수출공급 함수의 고려, ③ 부분 전가의 가능성, ④ 기타 무역 비용의 고려, ⑤ 내생성 문제 해결, ⑥ 과세가격 산정 기준 고려로 구분할 수 있다.

셋째, 본 연구는 교역의 관세 탄력성을 주제로 하는 여러 실증분석 연구를 조사하였다. 조사 결과 교역의 관세 탄력성 추정치는 절댓값으로 평균 2.5~5.1 사이이나, 표본 대상, 자료 성격, 분석 방법론 등에 따라 그 편찻값이 상당히 큰 것으로 나타났다. 국가별 특성에서 수입국의 시장지배력이 클수록, 수출국이 선진국일 때 교

역의 관세 탄력성이 작아짐을 확인하였다. 또한 양자 간 무역협정을 체결한 관계일 때 관세 탄력성이 상대적으로 컸으나, 과거 식민 관계였거나 가격 격차가 큰 경우, 물리적 거리가 먼 경우에는 관세 탄력성이 상대적으로 작았다. 산업별·품목별 특성에서 농산품과 광물 제품과 같이 동질적이고 표준화된 제품은 관세 탄력성이 컸으나, 기계, 섬유와 같은 이질적 제품은 관세 탄력성이 작았다. 산업구조에 있어서 중간재의 사용 비율과 다양성이 높을수록, 산업 내 품목 간 생산성 차이가 클수록, 정규거래소에서 거래되는 상품일수록 교역의 관세 탄력성이 높았다. 시장 경쟁력과 구조에 있어서 시장 경쟁력이 높을수록 관세 탄력성이 컸으나, 이윤 폭이 큰 품목은 관세 탄력성이 작았다. 이 외에도 기술적 우위, 상표 인지도 등 여러 비가격 경쟁적 요소들이 중요함을 확인하였다. 기업별 특성에서 교역의 관세 탄력성은 기업 간 전략적 상호 보완성이 높을수록 크게 나타났으나, 기업 생산성이 높을수록 작게 나타났다. 자료적 특성에서는 품목 분류의 집성 수준이 세분될수록 교역의 관세 탄력성은 크게 나타났다. 이 외에도 분석 기간과 범위, 자료 출처, 대리변수 고려 또한 관세 탄력성 추정치 변화에 영향을 줄 수 있음을 확인하였다.

넷째, 본 연구는 이 논의 내용을 2014년 한국의 분기별 HS 6단위 수입통관 자료에 적용하여 관세 탄력성을 추정해 보았다. 실증분석 방법론은 주로 구조적 중력방정식에 기반한 포아송유사최대우도(PPML) 추정법을 고려하였다. 실증분석 결과, 관세 탄력성의 절댓값은 약 5~10 수준으로 추정되어 기존 선행연구와 유사한 수준임을 확인하였다. 그러나 상품의 집성 단위에 따라 관세 탄력성 추정치도 통계적으로 유의하게 다르게 나타났으며, 고정효과의 설정에 따라 그 차이가 상이한 패턴을 띠는 것을 확인하였다. 상품 특성별로 보면 소비재의 관세 탄력성이 가장 높게 나타났고 중간재와 자본재가 그 뒤를 이었다. 상품 그룹별로는 광물성 제품 등 동질성이 높은 품목의 관세 탄력성이 절댓값 기준 10 이상으로 매우 크게 추정되었으나, 석재 및 세라믹 등 일부 품목 그룹에서는 통계적으로 유의미한 탄력성이 관찰되지 않

았다. 주요 분석 결과의 강건성 검증을 위해 로그선형 방정식과 점근적 편향 보정 PPML 추정법을 적용하였으나, 분석 결과는 질적으로 유사하였고 통계적 유의성 역시 일관되게 나타났다.

이러한 분석 결과를 토대로 본 연구는 다음과 같은 시사점을 도출하였다. 첫째, 정부는 관세정책을 수립할 때 유사 품목 간의 대체탄력성을 중요하게 고려하면서 관리해야 한다. 특히 산업별·품목별로 대체탄력성이 다르게 나타나므로 각 산업 및 품목의 특성과 대체 가능성을 고려한 맞춤형 관세정책이 필요하다. 특히 농산물, 광물과 같은 동질적인 제품은 관세 변화에 민감하므로 세심한 정책적 설계가 필요하다. 둘째, 정부는 관세정책을 수립할 때 대체탄력성 외에도 무역상대국과의 경제적·정치적 관계, 해당 기업들의 전략적 행동, 시장 경쟁 구조 등 다양한 요인들을 고려해야 한다. 이 변수들에 대한 종합적인 고려는 정부가 더 효과적이고 지속가능한 관세 및 그 대응 조치를 설계하는 데 필요한 요건이 된다. 셋째, 정책의 기초 자료로서 관세 탄력성을 추정할 때 자료의 집성 방법이 매우 중요한데, 특히 총액 데이터가 아닌 세부 품목별로 자료를 세밀히 나누는 것이 올바른 정책을 설계하는 데 중요하다. 넷째, 분석 방법론에서도 분석 목적과 자료의 특성을 충분히 고려하여 적절한 고정효과를 선택해야 한다. 다섯째, 무역정책을 수립하고 효과를 평가할 때, 관세 외에도 운임보험요율과 같은 기타 무역 비용에 대한 면밀한 고려가 필요하다. 마지막으로, 교역의 관세 탄력성을 추정하는 실증분석 기법과 관련하여 일반적인 PPML 추정법이 관세 탄력성 분석에 신뢰성과 타당성을 충분히 갖춘 접근 방법임을 제안하고자 한다.

차례 I CONTENTS

표 차례

그림 차례

부록 표 차례

제1장

서론

국제무역은 국가 간 경제적 관계와 경제 성장률에 영향을 미치는 가장 중요한 변수이다. 이러한 국제무역에서 관세는 국내 특정 산업의 보호 및 지원과 정부 세수입 증대를 위해 활용할 수 있는 가장 실용적인 정책적 도구이다. 관세정책의 변화는 수출입 거래에 직접적인 영향을 미치면서 각국의 경제에 다양한 변화를 초래할 수 있다. 특히 2025년에 출범한 미국 트럼프 2기 행정부는 보편관세와 상호관세를 수단으로 동맹국과 비동맹국을 가리지 않고 전방위적으로 관세 인상 조치를 추진하고 있다. 이러한 조치는 특정 산업을 보호할 수는 있지만, 궁극적으로는 무역과 투자의 흐름을 방해하고 미국 및 전 세계 경제에 불확실성을 가져올 수 있다. 특히 소비자물가, 기업 생산성 등 미국 내 경제에 미치는 영향에 관해 학계와 재계의 관심이 집중되고 있는데, 주로 미국 소비자에 대한 관세 부담 전가로 인한 인플레이션 발생과 해외직접투자로 진출한 미국 다국적기업의 피해 등을 우려하고 있다. 이들이 우려하는 바대로 이번 트럼프 행정부의 관세 조치가 향후 미국 내 경제에 부정적인 영향으로 나타날지, 그리고 이러한 부정적인 효과가 전 세계로 확산될지가 매우 주목받는 시점이다. 이러한 배경에서, 관세 조치의 경제적 효과를 이해하고 예측하는 것은 무역정책을 수립하는 데 있어 매우 중요한 요소가 된다.

교역의 관세 탄력성은 관세의 변화에 따른 교역의 반응 정도를 나타내는 개념으로 정의된다. 교역의 관세 탄력성이 높다는 것은 관세의 작은 변화에도 수입 또는 수출량이 크게 변한다는 것을 의미한다. 반대로 관세 탄력성이 낮다면, 관세의 변화가 수입 또는 수출량에 미치는 영향이 작다는 것을 나타낸다. 이러한 관세 탄력성에 관한 연구는 관세 조치가 국내외에 미치는 경제적 영향을 이해하는 데 필수적인 역할을 하면서 여러 경제 주체에게 중요한 시사점을 제공할 수 있다. 첫째, 관세는 정부가 무역을 조정하기 위해 사용하는 주요 도구 중 하나로, 교역의 관세 탄력성을 이해하면 관세 변화가 국내 산업, 소비자 가격, 국가 경제 전반에 미치는 영향을 분석하는 데 중요한 매개체가 될 수 있다 (Amiti, Redding, and Weinstein 2019). 둘째, 정책 입안자들이 최적의 무

역정책을 수립하는 데에도 중요한 정보를 제공하는데, 예를 들어 탄력성의 역수를 통해 최적관세를 추정하고 특정 산업을 보호하거나 무역 수지를 개선하려는 정책적 목표를 더 효과적으로 달성할 수 있다(Broda and Weinstein 2006). 셋째, 무역 협상 전략 수립에 중요한 정보를 제공하는데, 특히 상대국의 관세 변화에 대한 교역 민감도를 파악해야 협상에서 유리한 위치를 점할 수 있다(Fajgelbaum *et al.* 2020). 넷째, 교역의 관세 탄력성은 연산가능일반균형 분석(CGE: Computable General Equilibrium), 반사실적(Counterfactual) 분석 등 정책의 효과를 예측하고 분석하기 위한 국제경제학 분야의 시뮬레이션 모델링에서 핵심적인 파라미터이며, 이를 통해 국제 무역의 흐름을 예측하고 세계 경제 환경 변화에 대한 대응 전략을 마련하는 데 기여할 수 있다(Green and Scheinkman 1979). 마지막으로, 대부분의 국제무역 모형에서 교역을 통해 얻을 수 있는 후생 변화를 측정하기 위해서는 수입의존도의 변화율과 교역 탄력성이라는 두 개의 값이 필요하다. 그러나 수입의존도는 비교적 쉽게 관측되는 반면, 교역 탄력성은 모형에 기반하여 그 통계치를 추정해야만 한다(Arkolakis *et al.* 2012). 관세가 아닌 다른 교역비용(가격, 운송비 등)을 사용하여 교역 탄력성을 추정하는 경우 동시성 오류(simultaneity bias), 측정 오류(measurement error) 등의 문제가 발생할 수 있다. 결국 관세를 이용하여 교역의 탄력성을 추정함으로써 이러한 문제를 극복해야 한다(Fontagné, Guimbard, and Orefice 2022).

이에 따라 해외에서는 미시적인 데이터를 이용해 교역의 관세 탄력성을 추정하는 연구들이 활발히 이루어졌다(Broda and Weinstein 2006; Kee, Nicita, and Olarreaga 2008; Simonovska and Waugh 2014; Caliendo and Parro 2015; Ossa 2015; Fontagné, Guimbard, and Orefice 2022). 이 연구들은 교역의 관세 탄력성 추정에 있어 추정 편의를 회피하기 위한 포아송 유사최대우도(PPML: Poisson Pseudo Maximum Likelihood) 추정법의 중요성과 세부적인 품목별 데이터 및 관세 데이터 사용의 중요성을 강조하고 있

다. 교역의 관세 탄력성 추정치는 교역 비용 측정을 위한 변수 선택, 데이터 집성 정도, 자료의 특성 및 범위, 다양한 추정분석 방법론에 따라 매우 넓은 범위로 추정되고 있다. 그러나 한국에서는 관련 연구가 미진한 실정인데, 교역의 관세 탄력성을 추정하는 데 필요한 국내 데이터의 부족과 중요성에 대한 인식 부족이 주요 원인으로 지적된다.

이러한 국내 통상 연구의 미진한 부분을 채우고자, 본 연구는 교역의 관세 탄력성을 추정하기 위한 여러 가지 방법론을 비교·분석하고, 이를 한국의 2014년 수입통관 자료에 적용하여 추정하였다. 학술적으로 본 연구는 다음과 같은 차별성과 의의가 있다. 첫째, 본 연구는 국내 연구 계보에 있어서 한국 자료를 통해 품목별 교역의 관세 탄력성을 최초로 추정하였다는 점에서 의의가 있다. 이를 바탕으로 본 연구는 최근 트럼프 행정부의 관세 조치 효과 분석 등 향후 진행될 연구에 필요한 기초 자료와 정보를 제공하는 주춧돌이 되고자 한다. 둘째, 본 연구가 이용한 수입통관 신고서는 모든 수입 거래에 대해 해당 품목 수입에 직접 적용된 실제 관세 및 운임보험료 자료를 제공한다. 따라서 동일한 자료를 활용하여 데이터 집성 정도에 따른 비교, 관세 및 운송비용을 이용한 추정치 비교, 분석 방법론에 따른 추정치의 차이 등 종합적으로 분석이 가능하다는 이점이 있다. 셋째, 본 연구는 교역의 관세 탄력성을 추정할 때 국가-품목-시기별 운임보험료를 통제 변수로 직접 고려하여 내생성 문제를 크게 완화했다는 점에서도 의의가 있다. 또한 실증분석에서 운임보험료를 직접 고려할 경우, 교역의 관세 탄력성과 운임보험료 탄력성이 동일하다는 수리 모형의 연구가설을 정량적으로 확인해 볼 수 있다는 이점이 생긴다. 본 연구의 일부 실증분석 결과에서 이러한 결과를 직접 확인할 수 있었다. 이 내용들은 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022) 등 주요 선행연구와 비교하여 본 연구의 유력한 차별성이라 할 수 있다.

정책적으로도 본 연구에서 제시하는 관세 탄력성 추정치의 다양한 방법론과 실증분석 결과는 최적 관세율 추정, FTA 등 무역협정 효과 분석, 관세수입 변

화, 무역의 후생효과 추정 등 효과적인 무역정책을 수립하고 평가하는 데 필요한 기초 자료로 활용될 것으로 기대한다. 또한 정책 수립의 근간이 되는 CGE와 같은 시뮬레이션 분석에서는 매개변수의 보정(calibration)에 교역 탄력성의 추정치가 직접 적용된다. 여기에 외국이 아닌 한국 사례의 추정치를 본 연구가 제공함으로써 더욱 현실에 가까운 무역정책의 기대효과를 도출할 수 있도록 이바지하고자 한다. 궁극적으로 본 연구는 교역의 관세 탄력성 추정을 활용한 향후의 연구 범위 및 주제의 기준선을 제시하고, 한국 사례의 추정 결과를 바탕으로 한국의 무역정책에 대한 방향성을 제시하는 것을 목표로 한다. 이를 통해 한국의 무역정책 수립 및 평가에 기여할 수 있을 것으로 기대한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제2장에서는 이론적 배경으로서 관세 탄력성 추정에 근간이 되는 간단한 수리적 모형을 소개하고, 더 현실적인 모형으로 발전시키기 위한 여러 가지 논의 사항을 정리하였다. 제3장에서는 선행연구 조사를 통해 관세 탄력성 추정의 주요 실증분석 방법론, 변수, 분석 대상 및 자료, 추정 결과를 정리하였다. 제4장에서는 2014년 한국의 관세청 수입신고서 자료를 활용하여 여러 분석 방법론과 품목별 특성을 반영한 추정 결과를 비교함으로써 이론 모형 결과와의 합치 여부를 분석하였다. 제5장에서는 시사점으로서 교역의 관세 탄력성 추정을 활용한 향후 연구 범위 및 주제의 기준선을 제시하고, 한국 사례의 추정 결과를 바탕으로 한국의 무역정책 수립 방향 등을 언급하였다.

제2장

이론적 배경

1. 기본 이론 모형

Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)는 교역의 관세 탄력성 추정을 위한 간단한 이론 모형을 정립하였다. 이 모형의 가장 큰 특징은 공급자의 이윤 함수로부터 수출공급함수를 고려하지 않고 수요자의 효용함수로부터 수입수요 함수만을 고려하여 실증분석이 가능한 방정식을 도출했다는 점이다. 본 절은 우선 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 기본 이론 모형을 소개하고, 이후 절에서는 모형 도출 과정에서 발생할 수 있는 여러 가지 현안에 대해 논의하고자 한다. 이를 토대로 본 연구의 실증분석에서 사용할 구조적 중력방정식(structural gravity equation)을 도출하고, 후속 연구에서 실증분석을 할 때 고려해야 할 사항에 대해 논의해 보고자 한다.

수입수요 함수를 도출하기 위해 다음과 같은 불편대체탄력성(CES: Constant Elasticity of Substitution) 효용함수와 예산식을 고려한다.

$$U_{jkt} = \left(\sum_i \left(\frac{q_{ijkt}}{\alpha_{ikt}} \right)^{\rho_k} \right)^{1/\rho_k} \qquad s.t. \ \sum_i p_{ijkt} q_{ijkt} = E_{jkt} \qquad \text{[식 2-1]}$$

위 식에서 아래첨자 i와 j는 각각 수출국과 수입국을, k는 품목, t는 시간을 나타낸다. q_{ijkt}는 t기 i국에서 생산된 k품목에 대한 j국의 수요량을, p_{ijkt}는 그 때의 가격을 나타낸다. $\alpha_{ikt} > 0$는 가격 외의 수요변동요인(demand shifter)인데, t기 i국에서 생산된 k품목의 고유한 특징을 나타낸다. 효용함수 내에서 α_{ikt}의 역수로 표현되었으므로 그 값이 클수록 수요변동요인은 줄어든다. E_{jkt}는 t기 k품목에 대한 j국의 총지출액을 나타낸다. 한편 Armington(1969) 가설에 따라 동일한 품목(k)이라도 국산품을 포함하여 서로 다른 국가(i)에서 생산되면 이들은 불완전한 대체재로 간주된다. 이때 σ_k는 k품목의 불편대체탄력성을 나타내는데, ρ_k는 이와 관련된 파라미터로서 $\rho_k = (\sigma_k - 1)/\sigma_k$이다.

ρ_k는 0과 1 사이의 값을 가지고, σ_k는 1보다 큰 값을 가진다. σ_k값이 작을수록 상품 간 이질성이 커지면서 대체가 어려워지고, σ_k값이 클수록 상품 간 동질성이 커지면서 대체가 쉬워진다.

[식 2-1]을 효용 극대화 문제로 풀면, 다음과 같은 수입수요 함수를 도출할 수 있다.

$$q_{ijkt} = p_{ijkt}^{-\sigma_k} \alpha_{ikt}^{1-\sigma_k} P_{jkt}^{\sigma_k - 1} E_{jkt} \qquad \text{[식 2-2]}$$

위 식에서 $P_{jkt} = \left(\sum_i \left(\alpha_{ikt} p_{ijkt} \right)^{1-\sigma_k} \right)^{1/(1-\sigma_k)}$는 t기 j국 내 k품목의 소비자 가격지수(즉 평균 가격)이다. σ_k가 1보다 크므로, t기에 i국이 생산하여 j국으로 수출한 k품목의 가격(p_{ijkt})이 높을수록, 가격 외 수요변동요인인 α_{ikt}가 클수록 수요는 감소한다. 한편 t기 j국 내 k품목의 평균 가격(P_{jkt})이 높으면 대체 관계에 있는 다른 상품의 가격이 높음을 의미하므로 해당 상품의 수요에 긍정적인 영향을 줄 것이다. 또한 t기 k품목에 대한 j국의 총지출액(E_{jkt})이 클수록 수요에 긍정적인 영향을 줄 것이다.

[식 2-2]를 통해 총수입액을 구하면 다음과 같다.

$$IM_{ijkt} = p_{ijkt} q_{ijkt} = \left(\alpha_{ikt} p_{ijkt} \right)^{1-\sigma_k} P_{jkt}^{\sigma_k - 1} E_{jkt} \qquad \text{[식 2-3]}$$

위 식에서 p_{ijkt}는 t기 i국에서 생산된 k품목이 j국에 수출되어 판매된 최종 가격으로서, 운임보험료 등 제반 무역 비용과 더불어 관세까지 포함된 가격(duty-inclusive price)이다. [식 2-3]을 그대로 실증분석에 고려한다면, 설명변수로서 p_{ijkt}라는 j국 시장 내 단위가격에 대한 정보가 필요하다.

Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)는 품목별 세부 단위 수입량, 운임보험료, 관세 포함 각종 과세 등의 자료 부족으로 인해 상품의 단위가격을 완벽하게 계산할 수 없고, 대리변수를 고려한다면 측정오차(measurement error)가 발생할 가능성이 크다는 점을 우려하였다. 이에 따라, 이들은 총수입액을 계산할 때 j국 시장 내 최종가격 대신에 본선인도(FOB: Free on Board) 가격(즉 i국에서의 출발가격)을 고려하도록 제안하였다. i국 선적 항구에서 구매자 측에 인도할 때의 FOB 가격(p_{ikt})에서 j국 항구에 도착할 때까지의 운임보험료를 포함하면 CIF(Cost Insurance and Freight) 가격이 된다. 이러한 CIF 가격에 관세를부과하면 최종가격인 p_{ijkt}가 된다. 일단 모형의 간단한 도출을 위해 각종 무역 가변비용이 소비자에게 전액 전가됨(full pass-through)을 가정한다면, FOB 가격(p_{ikt})과 최종가격(p_{ijkt})은 다음과 같은 관계로 설정할 수 있다.

$$p_{ijkt} = p_{ikt}\left(1+\tau_{ijkt}\right)\left(1+\delta_{ijkt}\right) \qquad \text{[식 2-4]}$$

위 식에서 δ_{ijkt}는 t기 i국에서 생산된 k품목이 j국으로 수출할 때의 각종 운임보험요율로서 상품의 FOB 가격에 비례하여 부과된다. 따라서 $p_{ikt}\left(1+\delta_{ijkt}\right)$는 CIF 가격이 된다. τ_{ijkt}는 t기 i국에서 생산된 k품목에 대한 j국의 종가관세율(ad valorem tariff rate)을 나타낸다. 위 식에서 관세는 CIF 가격을 기반으로 부과됨을 가정한다.

[식 2-4]를 이용하여 [식 2-3]을 FOB 기준의 총수입액으로 바꾸면 다음과 같다.

$$IM_{ijkt}^{FOB} = p_{ikt}q_{ijkt} = \left(\alpha_{ikt}p_{ikt}\right)^{1-\sigma_k}\left[\left(1+\tau_{ijkt}\right)\left(1+\delta_{ijkt}\right)\right]^{-\sigma_k}P_{jkt}^{\sigma_k-1}E_{jkt} \qquad \text{[식 2-5]}$$

실증분석에서 구조적 중력모형을 고려할 경우, [식 2-5]에서 α_{ikt}와 p_{ikt}는 수출국(i)-품목(k)-연도(t) 고정효과 더미를, P_{jkt}와 E_{jkt}는 수입국(j)-품목(k)-연도(t) 고정효과 더미를 고려함으로써 통제할 수 있다. 즉 양국 간 FOB 가격 기준의 총수입액 자료를 이용할 수 있다면, t기 i국에서 생산된 k품목의 고유한

특징과 FOB 단위가격, j국 내 k품목의 평균 가격과 총지출액에 대한 자료가 없어도 구조적 중력모형을 통해 실증분석이 가능하다. 실증분석에 필요한 실질적인 설명변수는 모두 t기 i와 j 간 교역에서 k품목의 특성을 나타내는 변수로서, [식 2-5]에서는 관세율(τ_{ijkt})과 운임보험요율(δ_{ijkt})이 이에 해당한다.

[식 2-5]에서 총수입액의 관세 탄력성은 $-\sigma_k$로 추정된다. 부호가 음(-)이므로 관세율이 높을수록 총수입량은 감소함을 알 수 있다. 탄력성 측면에서 절댓값 σ_k가 클수록 관세율 1단위 증가에 따른 총수입량이 더 크게 감소한다. 즉 제품 간의 동질성이 클수록 대체가 더 쉬워지므로 총수입량의 관세 탄력성은 더 커지게 된다. 반면 제품 간의 이질성이 클수록 대체가 더 어려워지므로 총수입량의 관세 탄력성은 더 작아지게 된다. 이처럼 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 이론 모형에서는 제품 차별화 수준이 관세 탄력성의 크기를 결정하는 중요한 변수이다.

2. 기본 이론 모형에 대한 주요 논의 사항

이상에서 살펴본 교역의 관세 탄력성을 추정하기 위한 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 이론 모형은 실증분석에서 구조적 중력모형으로 간단히 변환하여 활용할 수 있다는 장점이 있다. 다만 모형을 단순화하는 과정에서 설정한 다양한 가정으로 인해 분석에서 여러 가지 현실적인 현안이 발생할 수도 있다. 이러한 가정을 바탕으로 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022) 이론 모형의 주요 특징을 정리하자면, 첫째, 단일계층 CES 효용함수를 고려하였다. 따라서 품목 내 또는 품목 간 수준에서 다양한 대체탄력성을 고려하지 않았다. 둘째, 수입수요 함수만을 도출하여 FOB 가격 기준 총수입량을 고려하였다. 따라서 수출기업의 생산비용 측면을 고려하지 않으며 수출공급 함수를 따로 도출하지 않았다. 셋째, 관세 등 각종 무역 가변비용이 소비자에게 전액 전

가된다고 가정하였다. 따라서 관세 전가율에 있어서 부분전가(partial pass-through), 즉 관세가 소비자 가격에 부분적으로만 반영되는 경우를 고려하지 않았다. 넷째, 무역 가변비용으로서 관세와 운임보험료만을 고려하였다. 따라서 비관세 조치 등 기타 제반 무역 비용이 고려되지 않았다. 아래 절에서는 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022) 이론 모형의 네 가지 주요 특징으로 인해 발생하는 문제점과 개선 방향을 자세히 논의해 보았다.

가. CES 효용함수의 계층 수준

CES 효용함수는 소비자가 서로 다른 상품을 어떻게 대체하는지 설명할 때 고려되는데, 특히 다양한 상품 간 대체 가능성이 일정한 상황에서 유용하다. 여기에서 계층(tier)은 소비자가 다양한 수준에서 서로 다른 그룹의 상품을 대체할 수 있도록 효용함수를 구성하는 것을 의미한다. 이러한 계층 구조는 다양한 범주나 그룹 내의 상품 간 대체 가능성을 모형화하는 것으로, 이를 통해 소비자 선택의 복잡성을 반영할 수 있다. 상품 간 대체는 계층 내 또는 계층 사이에서 발생하는데, 상황에 따라 이를 다양하게 설정할 수 있다. 예를 들어 소비자는 가전제품을 소비할 때 TV, 냉장고, 세탁기와 같은 큰 계층 내에서의 품목 간 대체를 고려하고, 그다음으로 각 품목 내의 브랜드, 디자인 등과 같은 제품 다양성(variety) 간 대체를 별도로 고려할 수 있다.

Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)는 Armington(1969) 가설을 따르면서 국산품과 수입품을 포함하는 제품 다양성 간의 일정한 대체 수준만을 고려하는 단일계층(single tier)을 상정하였다. 이것이 가장 기본적인 형태의 CES 효용함수이다. 이와 유사하게, 관세 탄력성을 분석하면서 단일계층의 CES 효용함수를 고려한 대표연구로 Romalis(2007), Arkolakis, Costinot, Rodriguez-Clare(2012), Ossa(2015), Soderbery(2018)을 들 수 있다. 반면 Fajgelbaum *et al.*(2020)은 교역의 관세 탄력성을 분석하면서 다중계층

(multi-tier) CES 효용함수를 고려하였다. 이들은 세 개의 계층을 고려하였는데, ① 산업 내 국산품과 수입품 간 대체, ② 수입품 간 대체, ③ 수입품 내 제품 다양성 간 대체로 구성된다. 따라서 관세 탄력성을 추정할 때 분석 자료의 범위나 집성도(aggregation) 수준에 따라 다른 모형을 적용할 수 있다. 예를 들어 교역의 관세 탄력성을 추정하면서 분석 대상이 같은 품목 범주 내 다양한 수입 제품 간(브랜드, 디자인 등)의 비교인지, 전체 수입품 간의 비교인지, 국산품과 수입품 간의 비교인지에 따라 각각 다른 모형을 적용할 수 있다.[1)]

이와 유사하게, 관세 탄력성 추정 연구에서 다중계층 CES 효용함수를 고려한 대표연구로 Broda *et al.*(2008)과 De Bromhead *et al.*(2019)를 들 수 있다. 특히 De Bromhead *et al.*(2019)는 중첩효용함수(Nested Utility Function)를 고려하면서 소비자가 의사결정을 할 때 계층적 구조를 통해 평가하도록 하였다. 이에 따르면, 수입국 소비자는 첫째 단계에서 국내 제품과 수입품 사이, 둘째 단계에서 수입품 사이, 셋째 단계에서 해당 수입품을 생산한 국가 사이에서 선택을 한다. 따라서 총 세 개의 대체탄력성이 모형에 고려된다.[2)] Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 이론 모형은 Armington 가설을 근거로 이 중에서 셋째 단계의 대체탄력성만을 고려하여 단순화한 것이라 할 수 있다. 반면 Bajzik *et al.*(2020)은 첫째 단계인 국내 제품과 수입품 간의 대체탄력성만을 고려하면서 이를 Armington 탄력성이라 명명하였다.

Riker(2020)은 비중첩효용함수(Non-nested Utility Function)와 중첩효용함수를 동시에 고려하였는데, 전자는 국가별로 수입되는 각 제품의 수요가 서로 독립적인 것으로 가정하였다. 즉 제품이 특정 국가에서 수입될 때 다른 국가에서 수입되는 제품과의 대체 관계를 고려하지 않았다. 이에 반해 중첩효용함수에서는 모든 국가로부터 수입된 제품들이 하나의 집합(nest)으로 묶여 있고, 이 집합 내에서 대체탄력성이 존재함을 가정하였다. 즉 특정 제품이 수입될

1) 이에 따라 Fajgelbaum *et al.*(2020)은 세 개의 효용함수와 수요함수를 도입하였다. 자세한 내용은 이들 연구의 Online Appendix C(http://www.econ.ucla.edu/pfajgelbaum/RTP.pdf)를 참고하기를 바란다.
2) De Bromhead *et al.*(2019), p. 338.

때 동일한 제품군 내에서 대체 가능한 다른 수입 제품들과의 관계를 고려하였다. 이 경우 국내 제품과 수입 제품 간, 수입 제품들 간의 두 가지 대체탄력성이 구분되었다. 이처럼 연구자는 가용 자료와 분석 목적에 따라 품목 간의 대체탄력성을 어떻게 고려할 것인지를 선택할 수 있다.

이 외 연구 목적에 따라 다양한 종류의 수요함수를 고려하면서 분석한 연구들이 존재한다. 예를 들어 Soderbery(2018)[3)]의 경우, 수입품 간에는 CES 함수, 국내 생산품과 수입품 간에는 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 함수를 복합한 효용함수를 고려하였다. Carrere, Mrazova, and Neary(2020)은 실증분석에서 품목별로 세분된(disaggregated) 자료를 사용할 때 CES 효용함수는 편향된 중력모형을 도출할 수 있음을 언급하면서, 가산적으로 분리 가능한 선호(additively-separable preferences)체계를 고려하도록 제안하였다.

나. 수출공급 함수의 고려

Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)는 수입국 시장에서 최종적으로 판매되는 단위가격을 완벽하게 계산할 수 없다는 현실적인 제약 아래 수입수요 함수에서 FOB 가격을 고려한 총수입액을 도출하였다. 이를 활용하여 구조적 중력방정식을 도출하면서, 실증분석에서의 설명변수 중 FOB 기준 단위가격(p_{ikt})은 수출국(i)-품목(k)-연도(t) 고정효과 더미를 통해 통제하였다. 따라서 FOB 가격을 고려한 총수입액 자료가 이용 가능하다면, Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)가 도출한 수입수요 함수를 근거로 하는 실증분석이 가능하다. 그러나 이 자료의 이용이 불가능하다면 수출공급 함수의 도출을 통한 분석이 필요하다. 이에 본 연구는 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022) 이론 모형을 바탕으로 수출공급 함수를 고려한 이론 모형을 추가로 도출하였다. 수출공급 함수를 도출하기 위한 일반적인 이윤함수는 다음과 같다.

---

3) Soderbery(2018), p. 47.

$$\pi_{ikt} = \sum_j \left(p_{ijkt}q_{ijkt} - c_{ijkt}q_{ijkt} - f_{ijkt}\right) \quad \text{[식 2-6]}$$

위 식에서 c_{ijkt}는 한계비용이고, f_{ijkt}는 고정비용이다. 한계비용은 기업 고유의 생산비용과 더불어 수출할 때의 관세, 운송비, 비관세 조치 등 수출 가변비용을 포함한다. [식 2-6]을 이윤극대화 문제로 풀고 [식 2-3]의 수요함수를 대입하면, 다음과 같은 균형가격을 도출할 수 있다.

$$p_{ijkt} = \frac{\sigma_k}{\sigma_k - 1} c_{ijkt} \quad \text{[식 2- 7]}$$

$\sigma_k > 1$이므로 위 식에서 $\frac{\sigma_k}{\sigma_k - 1}$은 0보다 크고, 한계비용에 이를 곱한 값이 가격이 되므로 마크업(markup)이 된다.4) 이를 [식 2-2]의 수입수요 함수에 대입하면, 다음과 같은 균형 수출량을 도출할 수 있다.

$$q_{ijkt} = \rho_k^{\sigma_k} c_{ijkt}^{-\sigma_k} \alpha_{ikt}^{1-\sigma_k} P_{jkt}^{\sigma_k - 1} E_{jkt} \quad \text{[식 2-8]}$$

[식 2-7]과 [식 2-8]로부터 j국 시장 내 최종가격 기준 총수출액을 도출하면 다음과 같다.

$$EX_{ijkt} = p_{ijkt}q_{ijkt} = \rho_k^{\sigma_k - 1} c_{ijkt}^{1-\sigma_k} \alpha_{ikt}^{1-\sigma_k} P_{jkt}^{\sigma_k - 1} E_{jkt} \quad \text{[식 2-9]}$$

위 식을 이용한다면 양국 간 최종가격 기준 총수출액 자료를 이용해도 구조적 중력모형을 통해 실증분석이 가능하다. 구조적 중력모형을 고려할 경우, [식 2-9]에서 ρ_k는 품목(k) 고정효과 더미를, α_{ikt}는 수출국(i)-품목(k)-연도(t) 고정효과 더미를, P_{jkt}와 E_{jkt}는 수입국(j)-품목(k)-연도(t) 고정효과 더미를 고려함으로써

4) 마크업은 기업이 생산비용을 초과하여 얻고자 하는 이윤을 나타내는데, 일반적으로 상품의 한계비용에 추가되는 금액으로 정의된다.

통제할 수 있다. 실증분석에 필요한 실질적인 설명변수는 모두 t기 i와 j 간 교역에서 k품목의 특성을 나타내는 변수로서 한계비용인 c_{ijkt}을 구성하는 변수들이 이에 해당한다. 따라서 [식 2-3]과 비교하여 [식 2-9]는 최종가격을 기준으로 계산된 총수출액(또는 총수입액)을 종속변수로 고려해도 설명변수로서 단위가격을 추가로 추정할 필요가 없다.

이러한 수출공급 함수를 이용하여 교역의 관세 탄력성을 추정한 대표적인 연구로 Romalis(2007)과 Fajgelbaum *et al.*(2020)을 들 수 있다. 이 두 연구 모두 한계비용으로서 관세를 빙산비용(iceberg cost) 형태로 고려하였다.5) 빙산비용 형태의 관세는 1보다 큰 값으로 한 단위의 상품이 수입국에 도착하기 위해 $(1+\tau_{ijkt})$ 단위가 수출되어야 한다. 가장 단순한 형태인 비용함수로서 $c_{ijkt}=(1+\tau_{ijkt})(1+\delta_{ijkt})$를 [식 2-9]에 대입하면, 다음과 같은 총수출액을 도출할 수 있다.

$$EX_{ijkt}=\rho_k^{\sigma_k-1}A_{ijkt}^{1-\sigma_k}(1+\tau_{ijkt})^{1-\sigma_k}(1+\delta_{ijkt})^{1-\sigma_k}\alpha_{ikt}^{1-\sigma_k}P_{jkt}^{\sigma_k-1}E_{jkt}$$

[식 2-10]

[식 2-10]에서 총수출액의 관세 탄력성은 $(1-\sigma_k)$이다. $\sigma_k>1$이므로 $(1-\sigma_k)$의 부호는 음(-)이다. 따라서 관세율이 높을수록 총수입량은 감소함을 알 수 있다. 또한 탄력성을 볼 때 σ_k의 절댓값이 클수록 관세율 1단위 증가에 따른 총수출량이 더 크게 감소한다. 즉 상품 간 동질성이 클수록 대체가 더 쉬워지므로 총수출량의 관세 탄력성은 더 커지게 된다. 반면 상품 간 이질성이 클수록 대체가 더 어려워지므로 총수입량의 관세 탄력성은 더 작아지게 된다. 이러한 결과와 해석은 수입수요 함수를 고려한 [식 2-5]에서와 같다.

5) 빙산비용은 빙산을 운송할 때 물리적으로 빙산의 일부가 녹아서 사라지는 것에 비유하여 상품을 운송하는 과정에서 어쩔 수 없이 추가적인 무역비용이 발생함을 의미한다.

다. 부분 전가의 가능성

Amiti, Redding, and Weinstein(2019)는 2018년 트럼프 1기 행정부가 부과한 관세를 대상으로 관세가 미국 내 소비자 가격에 완전히 전가됨을 실증적으로 보였다. 이와 비슷한 분석 결과를 도출한 연구로 Fajgelbaum *et al.*(2020), Cavallo *et al.*(2021)을 들 수 있다. 특히 Cavallo *et al.*(2021)은 미국의 대중국 관세 조치가 수입 가격에 95% 반영[6]되어 조세 부담의 대부분을 미국 수입업자가 지게 되었음을 보였다. 이 연구들을 결과를 토대로 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)는 관세 등 각종 무역 가변비용이 소비자에게 전액 전가된다는 가정을 두면서 [식 2-4]를 도입하였다.

그러나 관세 등 무역 가변비용이 소비자에게 부분적으로만 전가된다는 연구 결과 또한 존재한다. 대표적인 연구로서 Feenstra(1989)는 관세의 소비자 가격에 대한 전가가 품목별로 달라짐을 실증적으로 보였는데, 예를 들어 트럭의 경우 약 0.6, 승용차의 경우 1로 추정되었다.[7] 이때 관세가 최종 수입 소비자에게 전액 전가된다는 가정을 유지한다면 품목에 따라서 추정된 탄력성 수치가 왜곡될 가능성이 있다. Cavallo *et al.*(2021)은 중국의 대미국 보복관세 조치로 인해 미국의 대중국 수출가격이 약 5.4% 감소[8]했음을 보이면서, 중국 소비자가 조세의 일부만을 부담하게 됨을 보인 바 있다. Soderbery(2018)은 수입국 제품의 상품 차별화 수준이 높을수록 최종 소비자 가격에 전가되는 관세가 낮아짐을 실증적으로 보인 바 있다. 즉 차별화된 상품은 대체 가능성이 작으므로 수입국이 더 많은 시장지배력을 행사할 수 있고, 수출국이 관세 부담을 흡수하게 하여 소비자 가격에 대한 관세 전가를 줄이는 결과를 초래한다.

비용함수 또는 수출공급 함수에 대한 설정을 통해 무역 가변비용이 소비자에게 부분적으로 전가되는 현실적인 이론 모형을 도출할 수 있다. 대표적인 연

6) Cavallo *et al.*(2021), p. 5.
7) Feenstra(1989), p. 37.
8) Cavallo *et al.*(2021), p. 31.

구로서 Fajgelbaum *et al.*(2020)은 수출공급 함수를 도출할 때 수출공급 탄력성 변수를 추가함으로써 관세 부과 시 최종가격의 변화 정도를 조절하고자 하였다. Fajgelbaum *et al.*(2020) 모형에서는 관세 부과 시 수출공급 탄력성이 클수록 수입국 소비자에 대한 조세 전가가 작아지므로 최종가격에 대한 충격이 더 작게 나타날 수 있음을 보였다.

c_{ijkt}의 함수 형태에서 전체 생산비용에 각종 수출 가변비용이 기여하는 정도에 따라서도 이 비용들이 소비자에게 전가되는 수준이 달라질 수 있다. 예를 들어 빙산비용을 고려하는 가변비용 함수의 가장 일반적인 형태로서, 관세, 운임보험료 등 c_{ijkt}의 구성요소를 다음과 같은 콥-더글라스 함수 행태로 고려할 수 있다(Hyun and Jang 2022).

$$c_{ijkt} = A_{ijkt}(1+\tau_{ijkt})^{\beta_1}(1+\delta_{ijkt})^{\beta_2} \qquad [식\ 2\text{-}11]$$

위 식에서 β_1과 β_2는 각각 관세와 운임보험료 변동에 따라 비용이 어떻게 변하는지를 나타내는 지수(또는 탄력성)이다. A_{ijkt}는 t기 k품목에서 i와 j 간에 발생하는 고유의 거래비용으로서 관세와 운임보험비를 제외한 기타 비용을 나타낸다. 이를 [식 2-9]에 대입하면 총수출액은 다음과 같다.

$$EX_{ijkt} = \rho_k^{\sigma_k - 1} A_{ijkt}^{1-\sigma_k}(1+\tau_{ijkt})^{\beta_1(1-\sigma_k)}(1+\delta_{ijkt})^{\beta_2(1-\sigma_k)}\alpha_{ikt}^{1-\sigma_k}P_{jkt}^{\sigma_k - 1}E_{jkt}$$

[식 2-12]

[식 2-12]에서 총수출액의 관세 탄력성과 운임보험료 탄력성은 각각 $\beta_1(1-\sigma_k)$와 $\beta_2(1-\sigma_2)$로 추정됨을 알 수 있다. [식 2-5]와 [식 2-10]에서는 각종 무역 가변비용이 소비자에게 전액 전가됨을 가정하였으므로 대체탄력성의 수준이 총수출액 또는 총수입액의 관세 탄력성과 운임보험료 탄력성을 결정하는 유일한 요인이었다. 반면 [식 2-12]에서는 대체탄력성과 더불어 각 가변비용이 전체 비용에 기여하는 정도, 즉 β_1과 β_2의 크기에 따라 관세 및 운임보

험료가 총수출액에 영향을 주는 정도가 달라질 수 있다.

한편 Xiong and Beghin(2014)는 비용함수를 불변전환탄력성(CET: Constant Elasticity of Transformation) 함수 형태로 고려하여 수출 대상국 간의 상품 변환 수준에 따라서도 이 비용들의 소비자 전가 수준이 달라질 수 있음을 보인 바 있다. CET 비용함수는 기본적으로 주어진 생산요소로 생산된 상품 간의 변환 가능성이 일정한 탄력성을 가지는 것을 나타낸다. 여기서는 특정 국가로 수출할 수 있는 상품의 배분을 다른 국가로 전환하는 상황을 모형화한 것으로, 수출국 또는 수출기업이 수출 전략을 조정할 때 유용한 분석 도구가 될 수 있다. 즉 수출국 또는 수출기업은 수출 대상국의 무역환경에 따라서 어떤 국가에 얼마만큼 수출할지를 결정할 수 있다. 예를 들어 어느 한 수출국 또는 수출기업이 한 품목을 A국과 B국으로 동시에 수출하는 상황에서 A국이 관세를 인상할 때, 이들은 A국에서 B국으로 수출량을 조정할 수 있을 것이다. 이때 전환의 용이성은 이 수출국 또는 수출기업이 여러 수출 대상국 간의 시장 환경 및 무역정책 변화에 빠르게 대처할 수 있음을 보여준다.

Xiong and Beghin(2014)가 고려한 CET 형태의 비용함수는 아래와 같다.

$$\sum_j \left[\left(c_{ijkt} q_{ijkt} \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \qquad [식\ 2\text{-}13]$$

위 식에서 $\eta < 0$는 변환 탄력성인데, 그 절댓값이 크면 수출 대상국 간의 수출량 변환이 더 쉽게 이루어질 수 있음을 나타낸다. 이를 고려한 총수출액은 다음과 같다.

$$EX_{ijkt} = \left(\frac{\Psi_{ikt}}{Q_{ikt}} \right)^{\frac{1-\sigma_k}{\sigma_k-\eta}} \alpha_{ikt}^{\frac{(1-\sigma_k)(1-\eta)}{\sigma_k-\eta}} c_{ijkt}^{\frac{(1-\sigma_k)(1-\eta)}{\sigma_k-\eta}} \left(\frac{E_{jkt}}{P_{jkt}} \right)^{\frac{1-\eta}{\sigma_k-\eta}}$$

[식 2-14]

위 식에서 Q_{ikt}는 t기 k품목에 대한 수출국 i국의 총공급량을,

$\Psi_{ikt}=\left(\sum_{j}c_{ijkt}^{\eta-1}p_{ijkt}^{1-\eta}\right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}$는 t기 i국 내 k품목의 생산자 가격지수이다.

이를 구조적 중력모형으로 변환하여 실증분석할 경우, Q_{ikt}, Ψ_{ikt}, α_{ikt}는 수출국(i)-품목(k)-연도(t) 고정효과 더미를, P_{jkt}와 E_{jkt}는 수입국(j)-품목(k)-연도(t) 고정효과 더미를 고려함으로써 통제할 수 있다. 만약 가장 기본적인 빙산비용 형태인 $c_{ijkt}=(1+\tau_{ijkt})(1+\delta_{ijkt})$를 [식 2-14]에 대입하면, 총수출액의 관세 탄력성과 운임보험료 탄력성은 $(1-\sigma_k)(1-\eta)/(\sigma_k-\eta)$로 추정됨을 알 수 있다. 수출 대상국 간의 수출 변환이 쉽게 이루어진다면(즉 절댓값 기준으로 η 값이 커질수록), 관세를 부과할 때 수입국 소비자에 대한 조세 전가가 커지므로 최종가격에 대한 충격이 더 크게 나타날 수 있다. 따라서 교역의 관세 탄력성은 더 커지게 된다. 반면 수출 대상국 간의 수출 변환이 어렵다면 관세를 부과할 때 수출기업이 시장 경쟁력 유지를 위해 이를 자체적으로 부담하면서 수입국 소비자에 대한 전가를 낮출 가능성이 크다.

라. 기타 무역 비용

Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)는 4.2절에서 누락 변수(omitted variable)로 인한 내생성 문제(endogeneity problem)를 언급하면서 관세 및 운임보험료 외의 양국 간 가변 무역 비용을 고려해야 함을 강조하였다. 사실 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)는 t기 k품목에 대한 양국 간 운임보험료 자료가 없어 이를 시간불변거리변수, 즉 $(1+\delta_{ijkt})=(d_{ij})^{\nu_k}$로 대체하면서, [식 1-5]를 통해 양자 간 거리 탄력성을 $-\sigma_k\nu_k$로 도출하였다. 이때 $\nu_k>0$는 운임보험료의 거리 탄력성을 나타낸다. 실증분석에서는 양국 간 거리를 양국 간 시간불변 고정효과 더미로 통제하였다. 강건성 검사에서 이들은 기본 실증분석 모형에 시간 가변적 양국 간 더미변수(time-varying country-pair dummies)를 추가하여 분석해 보았는데, 기본 실증분석 결과보다 더 낮은 교역의 관세 탄력성 추정치가 도출되었다. 이를 통해 이들은 실증분석에서 기타 무역 비용을 고려하지 않을 때 관세 탄력성의 계숫값이 과다 추정될 수 있음을 확인하였다.

[식 2-11]과 같이 비용함수를 콥-더글라스 함수 형태로 고려한다면, 관세 및 운임보험료 외의 기타 무역비용은 A_{ijkt}에 포함되어 있다고 할 수 있다. 따라서 [식 2-12]를 실증분석 방정식인 구조적 중력모형으로 변환할 때 A_{ijkt}를 구체화하지 않는다면 이는 오차항이 되고, 그 값이 클수록 추정치에 편의가 발생할 가능성이 커진다. 자료의 가용 여부에 따라 다양한 종류의 무역비용 구성요소를 직접 고려해 볼 수 있다. 예를 들어 Xiong and Beghin(2014)는 이론 모형을 구조적 중력방정식으로 전환하는 과정에서 다음과 같은 무역 가변비용 함수를 고려하였다.

$$\begin{aligned} c_{ijkt} = &(1+\tau_{ijkt})(1+d_{ij})^{\beta_d}\exp(-\beta_l Lang_{ij})\exp(-\beta_b Bord_{ij})\exp(-\beta_c Cln_{ij}) \\ &\exp(-\beta_r Rlg_{ij})\exp(\beta_n NTM_{ijkt}) \end{aligned}$$

[식 2-15]

위 식에서 시간 불변의 두 국가 간 공통된 특성을 나타내는 변수에 있어서 $Lang_{ij}$는 공통된 언어 사용 여부, $Bord_{ij}$는 접경 여부, Cln_{ij}은 과거 식민 지배 관계 여부, Rlg_{ij}는 공통된 언어를 사용하는 두 국가 내 인구 비율을 나타낸다. β_l, β_b, β_c, β_r은 양수로서 각각 이 변수들의 계숫값이다. 이 변수들 모두 양국 간 무역에 긍정적인 기여를 하므로 그 계숫값 앞에 음(-)의 부호가 붙었다. 이 변수들은 연구 목적에 따라서 직접 고려하기도 하지만, 보통은 양국 간 시간불변 고정효과 더미로 통제할 수 있다.[9] NTM_{ijkt}은 t년도 i국 생산 k품목에 대한 j국의 비관세 조치(NTM: non-tariff measures) 수준 또는 양국 간의

9) 이후 제3장에서 살펴볼 선행 실증분석 연구 조사에서도 선진국 여부, 물리적 거리, 식민 관계 여부 등 수입국, 수출국, 양자 간 특성을 나타내는 변수가 실제로 관세 탄력성 추정치에 영향을 줄 수 있음을 확인할 수 있다. Soderbery(2018); Romalis(2007); Giri *et al.*(2021); De Bromhead *et al.*(2019).

수준 차이를 나타낸다. $\beta_n > 0$은 NTM_{ijkt} 변수의 계숫값이다. 비관세 조치 또한 관세와 더불어 각국의 무역정책에 중요한 정책적 도구로 사용되므로 실증 분석에서 반드시 고려되어야 할 변수이다(Hyun and Jang 2019; 장용준 외 2019).

위의 각종 무역비용 및 정책 외에도 중력방정식에서는 다자적 저항변수(multilateral resistance terms)를 고려해야 한다(Anderson and van Wincoop 2003). 다자적 저항변수는 무역 비용이 단순하게 양국 간의 관세와 거리 등 양국 간 관계에만 의존하는 것이 아니라, 다른 모든 국가와의 상대적인 무역 비용 및 경제적 관계에 의해서도 영향을 받음을 나타낸다. 예를 들어 양국 간 관계에서 특별한 변화는 없지만 제3국의 무역장벽이 높아졌다면 양국 간 무역장벽은 상대적으로 낮아져 시장 접근성이 더 용이해질 수 있다. 다만 다자적 저항변수를 명시적으로 측정하기는 어려울 수 있으므로 중력모형에서는 보통 각종 고정효과 더미를 고려하여 이를 간접적으로 통제할 수 있다.

마. 내생성 문제

이 추가 변수들을 고려하더라도, 여전히 시간 가변적 양국 간 품목별 특정 충격(time-varying country-pair product-specific shocks)을 완전히 통제할 수는 없다. 각종 중력 변수와 다자적 저항변수를 통제하기 위한 다양한 고정효과 더미를 실증분석에 고려해도 누락 변수로 인한 내생성 문제를 완전히 해결하지 못한다. 이를 해결하기 위해 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)는 강건성 검사(robustness check)에서 도구변수(IV: Instrument Variable)를 활용한 2단계 최소제곱법(2SLS: Two-Stage Least Squares)을 제안하였다. 이때 도구변수는 내생변수인 설명변수와 상관관계가 있지만, 종속변수와는 무관한 변수를 고려해야 한다. Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)는 도구변수로서 같은 상위 품목 분류 그룹 내에 있는 다른 품목들의 평균 관세 수

준을 고려하였다. 즉 같은 HS 4단위 분류 내에 있는 다른 HS 6단위 품목들의 평균 관세율이다. 그 계산식은 다음과 같다.

$$\tau_{ijkt}^{IV} = \frac{1}{S}\sum_{s \neq k}\tau_{ijst} \qquad \text{[식 2-16]}$$

위 식에서 s와 k는 같은 HS 4단위 분류에 속하는 품목이고, S는 해당 분류 내 HS 6단위 품목의 총 개수에서 1을 뺀 값이다.

이러한 도구변수가 유효할 조건은 첫째, j국의 i국 k품목 수입과 s품목의 관세가 직접적인 상관관계가 없어야 한다. 둘째, s품목의 관세는 오로지 j국이 i국의 k품목에 부과한 관세에 영향을 주는 통로를 통해서만 간접적으로 해당 수입에 영향을 주어야 한다. 이들은 곧 도구변수의 배제 조건(exclusion restriction)인데, 도구변수가 종속변수에 직접적인 영향을 미치지 않아야 한다는 것이다. 즉 도구변수가 종속변수에 영향을 줄 수 있는 유일한 경로가 내생변수와의 관계를 통해서만 가능해야 한다는 조건이다.

첫째 배제 조건의 경우, 일반적으로 정부는 특정 품목에 수입 충격이 발생했을 때 해당 품목에 대한 산업 보호조치로만 대응하기 때문에 큰 문제가 되지 않는다. 다만 특정 k품목의 수입 충격이 해당 품목의 관세 부과에 영향을 주고, 이러한 관세가 다시 다른 s품목의 관세 부과에도 영향을 준다면 이러한 배제 조건을 만족하지 못할 수도 있다. 예를 들어 자유무역협정(FTA: Free Trade Agreement) 협상에서 정부는 특정 제품에 대한 관세 조정을 다른 제품에 대한 협상의 지렛대로 사용할 수 있다. 즉 한 제품의 관세를 인하하거나 철폐하는 대신에 다른 제품의 관세 조정을 요구할 수도 있다.

둘째 배제 조건의 경우, 일반적으로 같은 HS 4단위 내 6단위 품목끼리는 서로 간에 불완전 대체관계가 있기 때문에 큰 문제가 되지 않는다. 이에 따라 특정 국가에 대한 s품목의 관세 변화는 해당 품목을 생산하는 다른 i국으로의 수입을 전환하는 데 영향을 줄 뿐, 다른 k품목으로 대체하여 수입을 전환하지는

않는다. 즉 *s*품목의 관세 변화가 *k*품목의 수입에 직접적으로 영향을 미치지 않는다. 다만 품목 특성상 같은 HS 4단위 내 6단위 품목끼리 대체가 쉽게 이루어진다면, 둘째 배제 조건이 만족하지 않을 수 있으니 유의해야 한다.

한편 누락 변수 문제 외에도 종속변수와 설명변수 간 역인과관계(reverse causality)로 인한 내생성 문제도 고려해야 한다. 예를 들어 수입이 많을수록 해당 산업 이해관계자의 대정부 로비와 보호정책에 대한 국내 여론의 압박으로 인해 정부는 관세 수준을 높일 수 있다. 또한 FTA 협상에서도 정부는 수입 경쟁이 덜 치열한 품목에서부터 관세를 더 쉽게 낮추는 전략을 취할 수 있다.

이를 완화하기 위해 첫째, 실증분석에서 설명변수인 관세에 대해 시차변수(lagged variable)를 적용하는 방안을 고려해 볼 수 있다. 둘째, Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)는 사전추세검정(pre-trend test)을 실시하도록 권고하였다. 이는 차별적 정책 효과를 분석할 때 주로 고려하는 이중차분모형(DID: Difference -In-Difference)에서 중요한 가정 중 하나인 공통 추세 가정을 검증할 때 사용하는 방법이다. 이를 위해 관세 변화 이전 기간의 자료를 이용하여 관세 변화가 적용된 품목 집단과 그렇지 않은 품목 집단 간의 추세 차이를 회귀 분석 등으로 검정할 수 있다. Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 경우, 관세율 변화가 나타난 특정 연도 이전의 수입액 변화 추세와 그 이후의 관세 변화 추세 간 상관관계를 회귀 분석을 통해 살펴보았고, 이들 간 관계가 통계적으로 유의하지 않음을 보인 바 있다.

바. 과세가격 산정 기준

관세의 과세표준을 결정하는 원칙과 방법을 관세 평가(customs valuation)라 일컫는데, 크게는 과세 대상이 수입품의 가격일 경우 종가세(ad valorem duty), 수량일 경우 종량세(specific duty)로 나뉜다. 미국, EU, 한국 등 대부분의 국가가 종가세를 채택하고 있으나, 일본과 같이 특정 농산물이나 원자재

에 대해서는 종량세를 부과하는 국가 또한 존재한다. 대체로 가격 변동이 큰 상품은 종가세가, 품질 차이 없이 대량으로 수입되는 상품은 종량세가 적합할 수 있다. Romalis(2007)은 HS 6단위 기준으로 일부 품목의 관세가 종량세임을 인식하면서, 미국국제무역위원회(USITC: United States International Trade Commission)가 제공하는 종가세 상당치(ad-valorem equivalent) 변환 자료를 활용한 바가 있다. 종량 관세의 종가세 상당치를 고려한 비슷한 연구로는 Kee, Nicita, and Olarreage(2009)를 들 수 있다.

종가세의 경우 수입품 가격에 관세율을 곱하면 관세 세액이 산출되는데, 이때 수입품 가격을 과세가격(customs value)이라 일컫는다.[10] 따라서 관세율뿐만 아니라 과세가격 또한 관세 수준을 결정하는 데 중요한 요소가 된다(장용준, 조미진 2020). 아울러 이러한 과세가격이 어떻게 결정되는지도 모형을 정립하는 데 있어서 중요한 고려 사항이 된다. 과세가격 산정 방식은 크게 두 가지로 구분되는데, 운임 및 보험료까지 포함하는 CIF 가격을 대상으로 하는 방식과 이를 제외한 FOB 가격을 대상으로 하는 방식으로 나뉜다.

Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 이론 모형은 CIF 가격을 대상으로 종가 관세율을 적용하였다. 실제로 한국을 포함하여 일본, 유럽 등 대부분 국가가 CIF 가격을 기준으로 관세를 평가한다. 그러나 미국, 캐나다, 호주 등 국토가 넓고 수입 운송비가 상대적으로 높은 국가들은 FOB 가격을 기준으로 종가 관세율을 적용하기도 한다(강진욱 2006). 관세 평가를 할 때, 양국 간 거리가 멀리 떨어져 있을수록 FOB 가격 기준과 비교하여 CIF 가격 기준이 더 높은 관세를 부과하게 될 것이다. 따라서 운임 및 보험료까지 과세하는 CIF 가격 기준 관세는 근거리 무역을 촉진하나 원거리 무역과 운임 및 보험료 비중이 큰 품목에 대해서는 관세가 더 큰 무역 제약요인으로 작용할 것이다. 이 경우 이론적으로 상품 간 대체탄력성과 더불어 양국 간 거리도 교역의 관세 탄력성에 더 현저히 영향을 줄 수 있을 것이다. 이와 같이 분석 대상국의 관세 평가 제

10) 이양기(2011), p. 27.

도에 따라 이론 모형을 다르게 적용할 것을 고려해 볼 수 있는데, 특히 양국 간 거리와 운임 및 보험료를 통제변수로 고려하는 것이 중요하다고 할 수 있다.

제3장
주요 실증분석 연구

본 장은 교역의 관세 탄력성을 정량적으로 분석한 주요 선행연구의 분석 방법론, 자료, 분석 결과 등을 요약·정리하였다. 관세 탄력성을 정량적으로 추정한 선행연구를 정리한 대표연구로서, Bajzik *et al.*(2020)은 42개 연구로부터 3,524개의 관세 탄력성 추정치를 수집하여 메타분석(Meta Analysis)을 실시하였다. 그 결과 관세 탄력성 추정치는 절댓값으로 평균 2.5~5.1 사이, 중간값은 3.8로 나타났다.[11] 다만 자료의 특성, 국가별·품목별 특성, 추정 기법 등에 따라 관세 탄력성 추정치는 매우 다양하게 나타났다. Head and Mayer(2014)는 중력모형에서 고정효과를 이용해 다자간 저항을 통제한 435개의 연구 결과를 비교해 보았는데, 절댓값으로 추정치의 평균값은 6.74지만 표준편차가 9.3으로 추정치가 매우 다양함을 알 수 있었다.[12] 이에 Bajzik *et al.*(2020)은 실증분석에 있어서 관세 탄력성 추정치의 이질적 결과에 영향을 줄 수 있는 32개 요인을 5개의 범주로 나누어 정리하였다(표 3-1 참고).

표 3-1. 관세 탄력성 추정치 변화에 영향을 주는 요인

범주	요인
자료적 특성	자료/결과 집성도 수준, 월별/분기별/연간 자료 여부, 패널/시계열/횡단면 자료 여부, 표본 기간, 자료 크기, 자료 중간 연도
국가별·품목별 특성	1차(농업 및 원자재)/2차(제조업)/3차(서비스) 산업 부문, 개발도상국 여부
추정 기법	OLS/GLS/FGLS/2SLS/GMM 추정 등
출판 특성	Peer Review 저널 게재 여부, 연구문헌 품질(RePEc Impact Factor), 구글 스콜라 인용 수, 출판 연도
기타	시장 크기(GDP), 관세/비관세장벽, 환율 변동성, 인터넷 사용률(광역대 가입자 수), 국가 자부심, 수입제약조치, 계절성 조절(분기더미)

자료: Bajzik *et al.*(2020), p. 15의 내용을 바탕으로 저자 재구성.

11) Bajzik *et al.*(2020, p. 8.)은 관세 탄력성 추정치 연구의 결과에 있어서 출판 편향(Publication Bias)이 있음을 밝혔다. 즉 이들은 선행연구 결과에 있어서 관세 탄력성 추정치가 크면 직관적이고 바람직한 것으로 간주되고, 추정치가 작거나 통계적으로 유의미하지 않으면 출판되지 않거나 덜 주목받게 될 수 있음을 확인하였다. 이러한 출판 편향은 관세 탄력성 추정치를 과대평가하는 원인으로, 평균 추정치가 실제보다 50% 이상 높아질 수 있다. Bajzik *et al.*(2020)은 메타회귀분석 기법을 통해 출판 편향을 수정한 후 평균 추정치를 조정하였다.

12) Head and Mayer(2014), p. 38.

이 중 실증분석 방법론과 관련 있는 추정 기법과 출판 특성을 제외한 나머지 요인은 대체로 앞서 살펴본 이론 모형에서 중요하게 다룬 제품 간 대체탄력성 수준과 관련이 깊다고 할 수 있다. 즉 어떠한 요인이든 이를 통해 제품 간 대체 수준이 높아진다면 큰 값의 관세 탄력성 추정치를, 대체 수준이 낮아진다면 작은 값의 관세 탄력성 추정치를 얻게 될 것이다. 사실 앞서 살펴본 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 이론 모형에서 대체탄력성 변수인 σ는 하부 첨자에 k를 두어 품목별 특성 변수로서의 성격을 고려하였다. 그러나 CES 효용함수의 계층 수준에서 논의했듯이, σ는 품목별 특성뿐만 아니라 국가별·기업별 특성 등 다양한 요인으로 변화할 수 있다. 이와 더불어 CET 비용함수 등 여러 가지 함수 형태를 동시에 고려하면, 품목별 특성뿐만 아니라 국가별·기업별 등 다양한 특성이 관세 탄력성 추정치의 이질적인 결과에 영향을 줄 수 있다. 이러한 요인 중에 본 장은 국가별 특성, 품목별 특성, 기업별 특성, 자료적 특성을 중심으로 주요 선행연구의 분석 방법 및 결과를 소개하고자 한다. 또한 트럼프 1기 행정부의 관세 조치를 분석한 몇몇 선행연구 사례를 소개하면서 관세 전쟁의 시작 조치와 보복 조치 간의 차이도 살펴보고자 한다. 마지막으로 [표 3-2]에서는 이 주요 연구들의 자료와 분석 방법론, 주요 분석 결과 등을 출판 연도순으로 요약·정리하였다.

1. 국가별 특성

가. 수입국

Kee, Nicita, and Olarreaga(2008)은 1988~2001년 117개 수입국의 HS 6단위 기준 약 4,900개 품목을 대상으로 수입량과 수입 단위가격을 고려하여 수입수요 탄력성을 추정하였다. 이 연구는 수입수요 탄력성의 평균치를 국

가별로 추정하여 제공하는데, 절댓값으로 미국 12.26, 일본 17.39, 인도 12.07, 브라질 12.65 등 이 국가들은 다른 국가에 비해 탄력성이 상대적으로 높게 나타났다.[13] 이 국가들은 다양한 상품에 대한 수입수요가 다른 국가에 비해 더 높아 관세에 더 민감하게 반응하는 것으로 보인다. 이 연구의 분석 결과는 수입국의 경제적 특성이나 무역정책에 따라 수입수요 탄력성이 크게 다를 수 있음을 보였는데, 캐나다의 사례를 통해 국내 생산품과 수입품 간 대체 가능성이 높은 국가가 높은 관세를 부과한다는 사실을 입증하였다.

Soderbery(2018)은 1991~2007년 192개 국가의 양자 간 HS 4단위 1,243개 품목 무역 자료를 이용하여 관세 탄력성을 추정하였다.[14] 분석 결과 평균 탄력성 추정치는 절댓값으로 미국이 3.937로 가장 높았고, 그다음으로 이탈리아 3.832, 호주 3.727, 캐나다 3.702 순으로 나타났다. 대륙별로는 아프리카 3.921, 오세아니아 3.829, 카리브해 3.537, 남미 3.425, 아시아 3.282, 남동 유럽 3.251, 북서 유럽 3.127로 나타났다. 이 분석 결과에 대해 Soderbery(2018)은 수입국의 시장지배력이 클수록 관세 탄력성이 낮아진다는 사실을 그 이유로 들었다. 즉 수입국 국내 상품의 시장지배력이 클수록 수출국 기업은 경쟁력 유지를 위해 더 많은 조세 부담을 떠안게 되고, 소비자에 대한 전가는 낮아지게 된다. 제2장 다 절에서도 살펴보았듯이, 소비자에 대한 관세 전가가 적을수록 관세 탄력성은 낮게 나타난다. Soderbery(2018)의 연구는 수입국 국내 상품의 차별화가 높을수록 대체 가능성이 낮아지고 시장지배력은 높아져 결과적으로 수입의 관세 탄력성이 낮아짐을 실증적으로 보였다는 것에 의의가 있다.

13) Kee, Nicita, and Olarreaga(2008), p. 676.
14) Soderbery(2018), p. 53.

나. 수출국

Romalis(2007)은 북미자유무역협정(NAFTA: North American Free Trade Agreement)과 캐나다-미국 자유무역협정(CUSFTA: Canada-United States Free Trade Agreement)으로 인한 관세 철폐 및 인하의 무역 효과를 분석하였다. 이 연구는 이론 모형으로서 단일계층 CES 효용함수를 도입하여 서로 다른 수입품 간의 대체탄력성에 주목하였고, 수입수요 탄력성과 수출공급 탄력성 모두를 도출하였다. 실증분석은 1989~99년 HS 6단위 5,000개 품목을 대상으로 미국과 EU의 대캐나다 및 대멕시코 수입자료를 활용하였다. 분석 결과, 수입국 및 수출국 통제그룹의 구성에 따라서 수입의 관세 탄력성이 매우 다양하게 나타났는데, 미국과 EU의 대캐나다 수입의 경우 절댓값 6.3~9.38 사이로 도출되었다. 이와 비교하여 이 국가들의 대멕시코 수입의 경우 절댓값 9.59~10.90으로 상대적으로 크게 나타났지만, 캐나다와 멕시코의 대미국 수입의 경우 2.84~5.51로 상대적으로 작게 나타났다. 캐나다와 EU의 대멕시코 수입은 절댓값 6.63~8.06으로 중간 수준이었고, 멕시코와 EU의 대미 및 대캐나다 수입은 0.56~2.50으로 가장 낮게 나타났다.[15)]

Romalis(2007)의 분석 결과를 통해 교역의 관세 탄력성을 추정할 때 교역국의 특성이 매우 중요한 요소임을 확인할 수 있다. 우선 수출국의 특성을 살펴보면, 수출국이 선진국일 경우 교역의 관세 탄력성이 상대적으로 낮음을 확인할 수 있다. 선진국은 높은 생산성을 바탕으로 대체 가능성이 적은 높은 품질의 제품을 수출할 가능성이 크다. 따라서 수출상대국의 관세 변화에 덜 민감하게 반응할 것으로 예상할 수 있다.

15) Romalis(2007), p. 429.

다. 양자 간 관계

Giri *et al.*(2021)은 1990년 12개 OECD 회원국의 ISIC 3단위 기준 19개 품목을 대상으로 관세 탄력성을 분석하였다. 이 연구는 수출국과 수입국 간의 특성이 관세 탄력성을 결정짓는 데 중요한 요소임을 확인하였다. 특히 이 연구에 따르면, 특정 제품에 대한 양국 간의 가격 차이가 클수록 교역 탄력성은 낮게 나타날 수 있다. 이때 교역의 관세 탄력성은 주어진 무역 점유율을 유지하기 위해 얼마나 많은 가격 차이가 허용되는지를 나타내는 수치가 된다.

De Bromhead *et al.*(2019)는 1924~38년 영국의 42개 수입국을 대상으로 관세 및 비관세장벽을 포함하는 보호무역 조치가 대공황 시기의 무역 붕괴 현상에 어떻게 기여했는지 분석하였다.[16) 분석 결과 이들이 추정한 영국 수입의 관세 탄력성은 절댓값으로 1.47에서 23.47로 범위가 매우 넓다. 특히 영국의 식민지국으로부터의 수입에 대한 관세 탄력성은 절댓값 기준 1.47로서 다른 수입국에 비해 상대적으로 작게 나타났다. 식민지국으로부터의 수입품은 대체로 담배, 비단, 석유와 같은 제품으로서 일반적으로 수요의 가격 탄력성이 낮아 관세 변화에 따라 수입량이 크게 변하지 않았다.

앞서 이론 모형으로서 소개한 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 경우, 교역국 간 거리가 멀수록 무역마찰이 크고 생산성이 높은 기업이 수익이 큰 품목을 수출할 가능성이 크므로 관세 탄력성이 더 작아질 수 있음을 보였다. 이는 제2장 다 절에서 소개한 CET 형태의 비용함수를 고려한다면 이론적으로도 설명이 가능하다. 앞서 살펴본 Romalis(2007)의 분석 결과는 같은 제품에 대해 무역협정을 체결한 역내국과 역외국 간 대체탄력성이 높다는 사실을 보여준다. NAFTA와 CUSFTA를 통한 관세 인하 및 철폐로 인해 체결국인 미국, 캐나다, 멕시코는 역내 교역량을 크게 늘렸지만, 비체결국인 EU로부터의 수입 비중은 크게 줄었다.

16) De Bromhead *et al.*(2019), p. 343.

2. 품목별 특성

가. 상품 차별화 수준

Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)는 앞서 소개한 이론 모형에 기반하여 2001~16년 189개 수출국과 152개 수입국의 HS 6단위 5,050개 품목을 대상으로 관세 탄력성을 실증적으로 추정하였다. 분석 결과 관세 탄력성은 절댓값으로 평균 5.3으로서 상품 차별화 수준에 따라 품목별로 다양하게 나타났다. 예를 들어 광물과 같은 품질이 표준화된 제품은 19로 크게 나타났지만, 고도로 차별화된 신발 제품의 경우 3.6으로 작게 나타났다. 이를 통해 이들은 상품이 동질적일수록 서로 간의 대체 가능성이 더 커지므로 관세 탄력성은 크게 나타나게 된다는 사실을 정량적으로 확인하였다.[17)]

앞서 언급한 De Bromhead *et al.*(2019) 또한 여러 품목에 대해 관세 탄력성을 추정해 보았는데, 절댓값으로 식용유 23.47, 곡물 9.57과 같이 동질성이 큰 농산품은 상대적으로 탄력성이 크지만, 기계 4.53, 섬유 1.86과 같이 이질성이 큰 제조업 제품은 상대적으로 탄력성이 작게 나타났다.[18)] Broda and Weinstein(2006)은 1972~88년과 1990~2001년 미국의 수입 단위가격과 수입량 자료를 이용하여 관세 탄력성을 추정하였다.[19)] 실증분석에 고려된 품목 개수는 국제무역분류기준(SITC: Standard International Trade Classification) 5단위 2,715개와 미국 관세스케줄(TSUSA: Tariff Schedules of the United States Annotated) 기준 1만 3,972개이다.[20)] 품목별 특징과 관련하여 이 연구는 상품 차별화가 낮을수록 관세 탄력성이 높다는 사실을 실증적으로 보였

17) Fontagné *et al.*(2022), p. 11.
18) De Bromhead *et al.*(2019), p. 343.
19) Broda and Weinstein(2006), p. 569.
20) TSUSA는 과거 미국이 수입 상품에 대한 관세율을 결정하는 데 사용한 코드 체계로서, 1989년 이후 HS 코드로 대체되었다.

다. 이 연구에서 SITC 3단위 기준 상위 20개 품목의 그룹별 관세 탄력성을 추정해 본 결과, 절댓값으로 원유가 17.1로 가장 높았는데, 이는 가장 작은 수치를 기록한 신발류 1.2보다 14배 높은 수치이다. 앞서 언급한 Kee, Nicita, and Olarreaga(2009) 또한 상품 차별화가 클수록 관세 탄력성 추정치의 통계적 유의성이 떨어짐을 보인 바가 있다.

나. 산업구조

Caliendo and Parro(2015)는 1993~2005년 31개국의 국제표준산업분류(ISIC: International Standard Industrial Classification) 2단위 20개 품목을 대상으로 NAFTA의 무역 및 후생효과를 분석하였다.[21] 분석 결과 절댓값으로 관세 탄력성은 0.37(기타운송기기)~51.08(석유화학제품) 사이에서 품목별로 다양하게 나타났다. 그 이유로서 이 연구 품목별 중간재 사용 비율의 차이를 언급하였다. 그 메커니즘을 설명하자면 첫째, 중간재의 가격 변화는 최종재 가격에 직접적인 영향을 미치고, 둘째, 중간재를 많이 사용하는 품목은 생산 과정에서 다양한 중간재를 사용하면서 다양한 국가와 지역에서 조달될 수 있어 대체 가능성이 높다. 따라서 중간재 사용 비율이 높은 품목일수록 관세 변화는 가격 변화와 교역에 더 큰 영향을 미친다.

중간재 사용 수준과 관련하여 앞서 언급한 Giri *et al.*(2021)의 분석 결과에서도 비슷한 결론을 도출하고 있다.[22] 이 연구에서는 관세 탄력성이 절댓값으로 2.97(종이 및 인쇄물)에서 8.94(철강)의 범위로 품목별에 따라 매우 다양하게 나타났다. 이에 대해 이 연구는 품목별 생산 구조의 특징이 관세 탄력성에 영향을 줄 수 있음을 지적하였는데, 특히 중간재 투입 구조가 다양할 때 관세 탄력성이 커질 수 있음을 보였다. 이는 다양한 중간재가 투입될 때 특정 부문의

21) Caliendo and Parro(2015), p. 17.
22) Giri *et al.*(2021), p. 10.

생산 유연성이 증가하여 국제무역의 가격 변화에 더 민감하게 반응함을 의미한다. 생산에 필요한 중간재의 종류가 다양할수록 기업은 가격 변동에 대응해 더 쉽게 대체재를 찾거나 투입 비율을 조정하여 생산비용을 최적화할 수 있다.

종합하자면, 중간재 사용과 관련하여 Caliendo and Parro(2015)는 내연적 한계(intensive margin)로서 중간재 사용 비율이, Giri *et al.*(2021)은 외연적 한계(extensive margin)로서 중간재 투입 구조의 다양성이 대체탄력성에 영향을 미칠 수 있음을 실증적으로 보였다고 할 수 있다.

품목별로 관세 탄력성이 다양하게 나타나는 이유에 대해 Caliendo and Parro(2015)는 또 다른 산업 구조적 특징으로서 생산성의 분산 수준을 언급하였다. 여기서 생산성의 분산 수준은 산업 내 개별 기업이나 생산 단위의 생산성 차이의 분포를 나타내는 개념이다. 어떤 산업의 생산성 분산 수준이 높을수록 상품의 대체 가능성이 커지므로 관세 변화에 따른 무역 흐름의 변화가 더 크게 나타나게 된다. 즉 생산성 분산 수준이 높은 품목일수록 관세 탄력성은 더 크게 나타난다.

다. 시장 경쟁력 및 구조

Ossa(2014)는 2007년 129개 국가의 57개 산업을 대상으로 관세 탄력성을 추정하였다. 분석 결과 관세 탄력성은 절댓값으로 1.91(기타 동물제품)에서 10.07(밀)의 범위에서 평균 3.42로 나타났다.[23] 이처럼 품목별로 다양한 탄력성 추정치에 대해 Ossa(2014)는 각 산업의 이윤 폭(markup) 차이를 중요한 원인으로 지적하였다. 이윤 폭이 클수록 기업은 관세 충격에 대응해 가격을 더 쉽게 조정할 수 있으므로 최종 소비자 가격에 대한 전가가 작아질 수 있다. 즉 이윤 폭이 클수록 기업이 가격 설정에 유연성을 가지기 때문에 수입수요의 관세 탄력성은 작아지게 된다.

23) Ossa(2014), p. 11.

동일한 분석 방법론을 적용하여 Ossa(2015)는 1994~2008년 129개 국가의 SITC 3단위 기준 251개 품목을 대상으로 관세 탄력성을 추정하였다. 분석 결과, 대체탄력성은 절댓값으로 평균 3.63으로서 1.54~8.16의 범위에서 품목별 특징에 따라 매우 다양하게 나타났다.[24] 이러한 차이에 대해 Ossa(2015)는 제품 차별화 수준 등을 나타내는 시장구조와 기술적 특성이 중요한 고려 사항임을 언급하였다.

Riker(2020)은 2010~19년 미국 가전제품의 수입액과 관세, 운송비 등 무역비용을 대상으로 관세 탄력성을 추정하였다. 분석 결과 냉장고 7.50, 식기세척기 9.38, 전자레인지 6.11, 오븐 7.03, 커피머신 9.80으로 품목별로 다양한 관세 탄력성이 나타났다.[25] 그 이유로 Riker(2020)은 같은 가전제품이라 해도 국가별로 다른 품질과 특성을 가지면서 소비자의 선택과 수요에 다른 영향을 미치기 때문으로 보았다. 또한 시장구조와 경쟁 상황도 중요한 요인이라고 지적하였다. 특정 제품의 시장 경쟁이 더 심화되면 소비자는 더 쉽게 대체상품으로 이동하기 때문이다.

앞서 언급한 De Bromhead *et al.*(2019)는 중첩효용함수의 계층 구조에서 대체탄력성의 경우 절댓값으로 국내 제품과 수입품 간에는 2.294, 수입품 간에는 1.245로 추정되어, 관세를 부과할 때 소비자는 더 탄력적으로 국산품으로 소비를 전환함을 보인 바 있다.[26] 수입품과 비교하여 국산품은 상품 인지도, 친숙도, 애국심 등 여러 측면에서 국내 소비자에게 시장 경쟁력이 더 높다고 할 수 있다. 이를 통해 교역의 관세 탄력성을 추정할 때 제품 간의 차별화 정도와 더불어 수입품과 국산품 간의 대체 정도 또한 중요한 고려 사항임을 알 수 있다. 앞서 언급한 Kee, Nicita, and Olarreage(2009) 또한 수입품과 국산품 간의 대체 가능성이 클 때 수입수요의 가격 탄력성이 높음을 보인 바 있다.

앞서 언급한 Broda and Weinstein(2006)은 정규 거래소(organized

24) Ossa(2015), p. 271.
25) Riker(2020), p. 8.
26) De Bromhead *et al.*(2019), p. 334.

exchanges)에서 거래되는 상품의 관세 탄력성이 더 높다는 사실을 실증적으로 보였다.[27] 정규 거래소의 수준에 따라 Rauch(1999)는 전체 상품을 원자재(commodities), 기준가격상품(reference priced goods), 차별화된 상품(differentiated goods) 그룹으로 구분한 바가 있다. Broda and Weinstein(2006)의 분석 결과에 따르면 대체탄력성의 평균값은 정규 거래소 수준이 가장 높은 원자재 그룹에서 가장 높았고, 그다음으로 기준가격상품과 차별화된 상품 그룹 순으로 나타났다.

Boehm, Levchenko, and Pandalai-Nayar(2023)은 1995~2018년 183개국의 HS 6단위 5,000개 이상 품목을 대상으로 분석을 실행하였다. 분석 결과 관세 탄력성은 품목별로 다르게 나타났는데, 예를 들어 가죽제품과 섬유 및 의류 제품군에서 높게 나타났지만, 광학 및 정밀기기, 기타 제조업 제품군에서는 낮게 나타났다. 이러한 차이가 발생한 이유로 이들은 수요 및 공급의 유연성 등 시장의 고유한 특성과 더불어 기술적 우위나 상표 인지도 등과 같은 비가격경쟁 요소를 제시하였다. 이러한 요소들은 모두 제품 차별화 수준에 영향을 주는 것이라 할 수 있다.

3. 기업별 특성

Fontagné, Martin, and Orefice(2018)은 1995~2010년 프랑스 수출기업 자료를 활용하여 관세 탄력성을 추정해 보았다. 분석 결과 관세 탄력성 추정치는 절댓값으로 평균 1.77로서, 관세가 10% 증가할 때 수출가격은 약 3.5% 감소하는 것으로 나타났다.[28] 이는 수출기업들이 관세 변화의 일부를 수출가

27) 정규 거래소는 일반적으로 주식, 채권, 파생상품 등 금융상품의 거래가 이루어지는 공식적인 시장을 의미한다. 이 시장은 거래의 투명성과 공정성을 보장하기 위해 엄격한 규제를 따르는데, 중앙화된 플랫폼, 규제 및 감독, 표준화된 계약, 청산 및 결제 시스템, 유동성 제공 등을 지원한다.
28) Fontagné, Martin, and Orefice(2018), p. 123.

격에 흡수하였음을 의미한다. 국제탄력성 퍼즐(International Elasticity Puzzle)이란 전통적인 경제이론에서 예측하는 것보다 국가 간 무역에 대한 수요와 공급의 가격탄력성이 실제로는 낮게 나타나는 현상을 의미하는데, 이는 국제무역의 가격 및 수량 조정 메커니즘에 대한 설명이 충분하지 않음을 시사한다. 이러한 퍼즐이 발생하는 원인에는 수출업체의 가격 조정 전략, 시장구조, 제품 차별화 수준이 중요한 요소가 되는데, 이 연구는 기업자료를 활용하여 첫째 요소를 실증적으로 증명했다는 점에서 의의가 있다.

이러한 관점에서 수출기업의 이질적 특성에 따라 가격 조정 전략을 다르게 함으로써 관세 탄력성에 영향을 미칠 수 있는데, 첫째, 기업 간 전략적 상호 보완성이 중요하다. 예를 들어 관세 변동에 따라 어느 한 기업이 가격을 인하하면 경쟁기업도 경쟁력을 유지하기 위해 가격을 인하할 가능성이 높다. 마찬가지로 관세로 인해 어느 한 기업이 특정 시장에서 철수하거나 새로운 시장에 진입한다면, 다른 기업들도 그에 따라 의사결정을 할 가능성이 높다. 즉 Fontagné, Martin, and Orefice(2018)은 관세 변화에 대해 기업들이 단순히 비용이나 수요 변화에 따라 독립적으로 행동하는 것이 아니라, 다른 기업의 전략적 선택을 고려하여 복합적인 의사결정을 내린다는 점을 강조한다.

또한 생산성이 높은 기업은 더 먼 거리와 더 큰 비용이 드는 시장에 진출할 수 있다(Melitz 2003; Fontagné, Guimbard, and Orefice 2022). 이는 생산성이 높은 기업은 관세 인상에도 불구하고 해당 시장에 남아 있을 가능성이 크지만, 낮은 기업은 해당 시장에서 철수할 가능성이 높음을 의미한다. 즉 생산성이 높은 기업은 관세가 인상되더라도 가격을 유지하거나 조정할 수 있는 여력이 있으며, 이는 해당 기업의 관세 탄력성에 직접적인 영향을 미칠 수 있다. 이에 따라 Fontagné, Martin, and Orefice(2018)은 관세 탄력성이 생산성 높은 기업에 의해 주도되어 추정치에 선택 편향을 발생시킬 수 있다는 점을 강조한다.

4. 자료적 특성

가. 집성도 수준

앞서 언급한 Broda and Weinstein(2006)의 분석 결과에서 관세 탄력성의 평균값은 1972~88년 사이 SITC 5단위 기준 7.5, SITC 3단위 기준 6.8, TSUSA 17.3으로 나타났다. 1990~2001년의 경우 SITC 5단위 기준 6.6, SITC 3단위 기준 4.0, TSUSA 12.6이었다.[29] 이를 통해 품목 분류 기준 및 집성도 수준에 따라 관세 탄력성 수준이 다르게 나타났음을 확인할 수 있다. 이들의 분석 결과는 상품 종류가 다양할수록 대체 가능성이 높아진다는 사실을 입증하면서, 특히 분석 대상 품목 분류의 집성 수준에 따라 탄력성 수준이 달라짐을 실증적으로 보였다. 품목 분류 기준이 상위로 갈수록(즉, 덜 세분될수록) 대체 가능성이 떨어지면서 탄력성이 낮아진다. 예를 들어 SITC 3단위에서 분류되는 과일과 채소 간 대체 가능성보다는 5단위에서 분류되는 신선한 사과, 가공된 사과, 말린 사과 간 대체 가능성이 더 높을 것이다. 이들은 품목 분류에 있어서 상위 분류 기준으로 갈수록 대체탄력성이 33~77% 수준으로 떨어짐을 통계적으로 검증하였다.

앞서 언급한 Kee, Nicita, and Olarreaga(2009)의 분석 결과에서도 전체 탄력성 추정치의 평균값이 절댓값으로 3.12로 나타났으나, HS 6단위 수준에서는 2.48, ISIC 3단위 수준에서는 1.10로 나타나 자료의 집성 수준에 따라 탄력성 추정치가 달라질 수 있음을 보였다.[30] 보통 ISIC 4단위와 HS 6단위가 서로 매칭됨을 고려한다면, 상위 품목 범주일수록 탄력성의 추정치가 작아짐을 확인할 수 있다. 이는 품목 분류의 집성 수준이 세분될수록 해당 범주의 품목끼리는 더 비슷한 특성을 가지므로 대체 가능성이 더 커지기 때문이다. 이를 통해

29) Broda and Weinstein(2006), p. 568.
30) Kee *et al.*(2008), p. 675.

상위 범주의 품목별 자료를 사용할수록 탄력성은 과소 추정(under-estimated)될 가능성이 커짐을 알 수 있다. Broda and Weinstein(2006)과 Kee, Nicita, and Olarreaga(2009)의 분석 결과는 품목 분류의 집성 수준이 세분될수록 탄력성 추정치가 더 커짐을 실증적으로 보였다는 데 의미가 있다.

이 외 많은 연구가 관세 탄력성을 추정함에 있어 자료 집성도의 중요성을 강조한다. 앞서 언급한 De Bromhead *et al.*(2019)는 교역의 관세 탄력성 추정 시 집성된 자료는 무역 구성에 중요한 영향을 미친다는 점을 간과할 수 있다고 지적하면서 품목 수준에서 세분된 자료 사용의 중요성을 강조하였다. Imbs and Mejean(2015)도 국가 수준으로 집성된 데이터를 사용하면 체계적으로 하향 편이된 교역 탄력성 추정치를 얻게 된다고 지적하면서, 세부 품목별 데이터를 이용해 교역 탄력성 추정치를 얻는 것이 중요함을 강조하였다.

나. 분석 기간 및 범위

앞서 언급한 Broda and Weinstein(2006)의 분석 결과는 대체로 1970년대와 1980년대에 비해 1990년대의 관세 탄력성이 낮아졌음을 보여준다. 이러한 결과는 관세 탄력성 추정치가 표본 기간에 따라 달라질 수 있음을 시사한다. 앞서 언급한 Boehm, Levchenko, and Pandalai-Nayar(2023)은 자료 구분을 통해 관세 탄력성을 장기와 단기로 나누어 추정하였다.[31] 분석 결과 절댓값으로 관세 탄력성은 단기에 0.76, 장기에 1.75~2.25 사이로 나타났다. 장기에 관세 탄력성이 더 높은 이유는 주로 시간이 지남에 따라 관세 변화에 대한 조정이 이루어지기 때문이다. 즉 장기에는 기업의 진입 및 조정 비용이 반영되므로 관세에 따라 무역 흐름이 더 크게 반응하게 된다. 또한 시간 경과에 따라 관세 변화에 대한 기업의 수익성에 대한 민감도도 증가하여 장기적으로 관세 탄력성이 증가하게 된다.

31) Boehm *et al.*(2023), p. 16.

앞서 언급한 Caliendo and Parro(2015)는 관세 탄력성을 추정할 때 부문 간의 상호 연관성을 강조하면서 관세 변화로 인한 산업 간 파급효과를 고려해야 한다고 주장하였다. 이 연구에 따르면 상호 연관성이 클수록 관세 감소로 인한 특정 부문의 생산비용 감소는 다른 관련 부문에 더 큰 파급효과를 미치고 이에 따라 탄력성에 영향을 미칠 수 있다.

다. 자료 출처와 대리변수

Simonovska and Waugh(2014)는 123개국의 62개 품목을 대상으로 2004년 기준 교역의 무역비용 탄력성을 추정하였다. 분석 결과 탄력성은 자료 종류와 분석 방법론에 따라 2.79~4.46의 범위로 매우 다양하게 나타남을 보였다. 특히 개별 상품 가격에 대해 EIU(Economist Intelligence Unit) 자료는 2.79~2.82의 범위로, World Bank의 ICP(International Comparison Program) 자료는 3.98~4.05의 범위로 나타나 자료 출처에 따라 분석 결과가 차이날 수 있음을 실증적으로 보였다.[32]

앞서 살펴본 Romalis(2007)은 실증분석에서 관세의 단순 평균값과 가중 평균값 각각을 적용하여 비교해 보았다. 그러나 관세 탄력성 추정치에 있어서 관세 계산의 단순평균과 가중평균 간 차이는 일관적이지 않았다. 앞서 언급한 Caliendo and Parro(2015)는 교역의 관세 탄력성 추정 시 관세율 변화 수준이 중요함을 언급한 바 있다. 이 분석 결과에 따르면, 관세율이 크게 감소한 품목은 무역 흐름의 변화가 더 크게 나타날 수 있다.

32) Simonovska and Waugh(2014), p. 46.

5. 트럼프 1기 관세 조치 사례

본 절은 트럼프 1기 행정부의 보호조치 사례를 통해 관세 조치와 보복 조치 간의 탄력성 차이를 분석하고자 한다. 트럼프 1기 행정부가 시행한 관세 조치의 경제적 효과를 분석한 대표 연구로는 Fajgelbaum *et al.*(2020)과 Amiti, Redding, and Weinstein(2019)를 들 수 있다.

Fajgelbaum *et al.*(2020)은 2017년 1월부터 2019년 4월 사이 HS 10단위 미국 수입자료를 이용하여 트럼프 1기 행정부의 관세 조치가 미국 내 단위가격 및 수입에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 트럼프 1기 관세로 미국 수입량은 약 31.7%, 외국의 보복관세로 미국 수출량은 약 9.9% 감소하였다.[33] 특히 이들은 관세 탄력성을 추정함에 있어 다중계층 CES 효용함수의 이론적 모형을 토대로 품목별 다양한 종류의 관세 탄력성을 추정하였다. 추정 결과, 수입품의 같은 품목 범주 내 다양한 제품 간 대체탄력성은 절댓값으로 2.53, 수입제품 간 대체탄력성은 1.53, 국산품과 수입품 간 대체탄력성은 1.19로 나타났다.[34] 이러한 결과는 상품 분류의 집성도가 클수록 탄력성 수치가 과소 추정되는 원리에 부합한다.

한편 외국의 수출공급에 대한 대체탄력성은 0.002로 매우 작았는데, 이는 수출공급곡선이 거의 수평임을 시사한다.[35] 즉 관세가 부과될 때 외국의 수출가격은 거의 변동하지 않고 수입품의 가격 상승이 미국 소비자에게 완전히 전가됨을 알 수 있다. 이를 토대로 이들이 추정한 관세 부과 이후 미국 소비자와 기업의 총손실액은 약 510억 달러로, 이는 GDP의 0.27%에 해당한다. 이를 관세수입과 미국 내 생산자 잉여 증가를 동시에 고려하여 실질 소득의 순손실로 추정하면 약 72억 달러가 되며, 이는 GDP의 0.04%에 해당한다. 한편 외국 보복관세 조치로 인해 미국 내 공화당 지지가 강세인 지역의 무역 관련 업종 종사

---

33) Fajgelbaum *et al.*(2020), p. 31.
34) *Ibid.*, p. 44.
35) *Ibid.*, p. 37.

자가 가장 크게 부정적인 영향을 받은 것으로 나타났다.[36]

Amiti, Redding, and Weinstein(2019) 또한 트럼프 1기 행정부의 관세 조치를 대상으로 2017년 1월부터 2018년 12월 사이 HS 10단위 미국 수입자료를 이용하여 미국 내 소비자 단위가격 및 수입, 후생에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 관세 조치는 외국 수출업자의 단위가격에는 영향을 주지 않았지만, 수입량과 수입액에는 각각 5.89와 6.36의 관세 탄력성 추정치로 영향을 주었다.[37] 이를 통해 2018년 트럼프 행정부의 관세 비용이 대부분 미국 내 소비자와 수입업자에게 전가되었음을 확인하였다. 이 연구는 트럼프 1기 행정부의 관세 조치로 인해 2018년 한 해 동안 약 82억 달러, 12월 한 달 동안만 약 14억 달러의 자중손실이 미국에서 발생하였고, 미 정부가 소비자와 수입업자로부터 거두어들인 관세수입은 약 140억 달러인 것으로 추정하였다.[38] 이는 앞서 살펴본 Fajgelbaum *et al.*(2020)의 결과와 유사하다. 다만 이는 다소 보수적으로 추정된 액수로서 수입 상품 다양성 감소, 글로벌 공급망 전환, 정치적 불확실성과 금융시장 불안정성 등을 종합적으로 고려한다면 관세 조치로 인한 전체 비용은 이보다는 훨씬 더 클 것으로 전망된다.

한편 Amiti, Redding, and Weinstein(2019)는 같은 기간에 외국의 보복관세 조치가 미국 수출에 미치는 영향을 분석하였는데, 이때 미국 수출량 및 수출액에 대한 관세 탄력성 추정치는 각각 3.50과 3.94로 나타났다. 즉 외국의 보복관세 조치는 미국 수출기업에 그 부담이 전가되었음을 확인할 수 있다. 이는 미국의 관세 조치가 외국 수출기업에 전가되지 않았던 앞선 결과와 대조적이다. 이와 비슷하게 Cavallo *et al.*(2021) 또한 외국의 보복관세 조치가 미국 수출업자에게 더 크게 전가되었음을 보인 바 있다. 결과적으로 2018년 12월까지 관세 조치로 인해 매달 153억 달러(미국 기준 수출 43억 달러, 수입 110억 달러), 연간 약 1,839억 달러의 무역이 재조정된 것으로 추정되었다.[39]

36) *Ibid.*, p. 44.
37) Amiti *et al.*(2019), p. 197.
38) *Ibid.*, p. 201.
39) *Ibid.*, p. 202.

표 3-2. 관세 탄력성 추정에 관한 주요 선행연구 개요

저자(출판연도)	분석 대상	주요 변수	분석 방법론	주요 관세탄력성 추정치
Broda and Weinstein (2006)	• 미국 수입 • SITC 5단위 2,715개 품목 • TSUSA 1만 3,972개 품목 • 1972~88년 • 1990~2001년	• 수입가격 • 수입량 • 수입단위가격	• Feenstra(1992) 접근법 • 수입수요 탄력성	• (SITC5)7.5(1972~88), 6.6(1990~2001) • (SITC3)6.8(1972~88), 4.0(1990~2001) • (TSUSA)17.3(1972~88), 12.6(1990~2001)
Romalis(2007)	• 미국·EU의 대캐나다 및 대멕시코 수입 • HS 6단위 5,000개 품목 • 1989~99년	• 총수입액 • 단순평균 MFN관세 • 가중평균 MFN관세	• 단일계층 CES효용함수 • 수입수요 탄력성 • 수출공급 탄력성 • 고정효과모형 • 이중차분모형(DID)	• 0.56~10.9 • 교역국 특성 중요(선진국/개도국, FTA협정 체결국/비체결국)
Kee, Nicita, and Olarreage(2008)	• 117개 수입국 • HS 6단위 약 4,900개 품목 • 1988~2001년	• 무역단위가격(=수입가격) • 수입량 변화	• 수입수요탄력성 • 프로빗(Probi)t 모형	• 평균 3.12 • 상품차별화↑→ 탄력성 추정치의 통계적 유의성↓
Simonovska and Waugh (2014)	• 123개국 • 62개 품목 • 2004년	• 무역량 • 단위가격 • 무역비용	• Eaton&Kortum(2002)의 리카도 모형 • 단일계층 CES효용함수 • 중력모형	• 2.29~4.46
Ossa(2014)	• 129개 국가 • 57개 산업 • 2007년	• 무역 • 수입단위가격	• CES 대체탄력성 추정 • 수입수요 탄력성 • GTAP 8	• 평균 3.42 • 1.91(기타 동물제품)~10.07(밀)

표 3-2. 계속

저자(출판연도)	분석대상	주요변수	분석방법론	주요 관세탄력성 추정치
Ossa(2015)	• 129개 국가 • SITC 3단위 251개 품목 • 1994~2008년	• 양자 간 무역 • 수입단위가격	• CES 대체탄력성 추정 • 수입수요 탄력성 • GTAP 8	• 평균 3.63 • 1.54~8.16
Caliendo & Parro (2015)	• 31개 국가 • ISIC 2단위 20개 품목	• 실행관세율(NAFTA효과) • 무역 비중 변화	• 중력모형 • 수출국, 수입국 고정효과 더미 • 삼중차분모형(DDD)	• 0.37(기타 운송기기)~51.08(석유화학)
Soderbery(2018)	• 192개 국가 • HS 4단위 1,243개 품목 • 1991~2007년	• 양자 간 무역 • 적용관세	• CES 대체탄력성 추정 • 수입수요 탄력성 • 수출공급 탄력성 • 고정효과모형	• 평균 3.4
Fontagné, Martin, and Orefice(2018)	• 프랑스 수출기업 약 10만 개 • 200개 수출대상국 • HS 6단위 • 1995~2010년	• 수출량, 수출가격 • 관세, 환율, 수출가격 등	• 고정효과모형 • 2SLS	• 평균 1.77 • 관세 10% 증가 시 수출가격 약 3.5% 감소 • 생산성이 높은 기업일수록 관세 탄력성은 낮아짐 • 대OECD 수출에 더 큰 탄력성
De Bromhead *et al.* (2019)	• 영국의 42개 수입국 • 847개 품목(258개 제품군) • 1924~38년	• 총수입액 • 평균관세	• 다중계층 CES효용함수 • PPML	• 1.47~23.47 • 식용유 23.47, 곡물 9.57, 기계 4.53, 섬유 1.86 등 • 2.294(국산품-수입품 간) • 1.245(수입품 간)

표 3-2. 계속

저자(출판연도)	분석대상	주요변수	분석방법론	주요 관세탄력성 추정치
Amiti, Redding, and Weinstein(2019)	• 미국 수입 • HS 10단위 • 2017년 1월~2018년 12월	• 국내 소비자 단위가격, 수입량, 수입액 • 트럼프 행정부 1기 관세 및 주요국 보복관세	• 고정효과모형	• 5.89(수입량), 6.36(수입액)
Fajgelbaum *et al.* (2020)	• 미국 수입 • HS 10단위 • 2017년 1월~2019년 4월	• 수출공급 탄력성 고려 • 미국 수출입량 • CIF 단위가격 계산 • 트럼프 행정부 1기 관세 및 주요국 보복관세	• 고정효과모형 • 수입국-품목-월 고정효과	• 2.53(다양성 간) • 1.53(수입품 간) • 1.19(국산품-수입품 간)
Boehm *et al.* (2023)	• 183개국 • HS 6단위 5,000개 이상 • 1995~2018년	• 수입액 • MFN 종가관세	• MFN 적용 국가군(처치집단) vs. MFN 미적용 국가군 (실험집단) • 패널 고정효과 • 양자 간 고정효과 더미	• 0.76(단기) • 1.75~2.25(장기)
Riker(2020)	• 미국 • 가전제품 • 2010~19년	• 수입액 • 관세	• 패널 고정효과모형 • 국가-연도, 지역-연도 고정효과 더미	• 냉장고 7.50, 식기세척기 9.38, 전자레인지 6.11, 오븐 7.03, 커피머신 9.80
Giri, Yi, and Yilmazkuday(2021)	• 12개 OECD 회원국 • ISIC 3단위 19개 품목 • 1990년	• 무역량 • 단위가격 • 무역비용	• Simonovska and Waugh (2014) 방법론 • 중력모형 • PPML	• 2.97~8.94

표 3-2. 계속

저자(출판연도)	분석대상	주요변수	분석방법론	주요 관세탄력성 추정치
Fontegné *et al.* (2022)	• 189개 수출국, 152개 수입국 • HS 6단위(5,050개) • 2001, 2004, 2007, 2010, 2013, 2016년	• 실행관세율(MFN or Preferential) • 수입액(FOB=Import value net of transport costs)	• 중력모형 • PPML • 수출국-연도, 수입국-연도 고정효과 더미	• 평균 5.3 • 결정요인: 상품 차별화 수준, 거리 • 동질적 상품의 탄력성 높음: 표준화 상품(광물) −19, 차별화 상품(신발) −3.6 • 무역탄력성 분포: 동질적 상품 분포가 더 퍼져 있음 • 거리↑(≒무역마찰↑, 생산성 높은 기업 수출↑, 수익이 높은 품목) → 탄력성↓
본 연구	• 230개 對한국 수출국 • HS 2, 4, 6, 10단위 • 2014년(월별, 분기별)	• 수입액(FOB) • 관세율 • 운임보험요율	• 중력모형 • PPML(점근적 편향 조정), 로그선형 • 수출국-연도, 수출국-상품 등 고정효과 더미	• 약 5~10 • 상품집성단위↑ → 탄력성↓ • 수출국-상품 고정효과 포함 시 탄력성↓ • 소비재〉중간재〉자본재 • 상품 동질성↑ → 탄력성↑ • PPML 추정법의 신뢰성 및 타당성 확인 • 관세탄력성과 운임보험요율 탄력성 간의 유사성 확인

자료: 저자 작성.

제4장
실증분석

1. 추정방정식
2. 데이터 및 변수 생성
3. 자료 분석
4. 주요 분석 결과
5. 강건성 테스트

1. 추정방정식

본 연구는 관세 탄력성을 추정하기 위해 중력방정식(gravity equation)을 활용한다. 중력모형은 국가 간 무역 흐름을 설명하는 데 있어 가장 높은 설명력을 보이는 실증분석 도구로, 최근까지도 학술 및 정책 분석 분야에서 광범위하게 활용되고 있다.

Santos Silva and Tenreyro(2006)는 전통적인 로그선형(log-linearized) 중력방정식을 사용하면 젠슨 부등식(Jensen's inequality)에 따라 추정치가 체계적으로 편향될 수 있으며, 또한 이분산성(heteroskedasticity) 문제를 유발할 수 있음을 지적하였다. 이에 따라 PPML 추정 방법을 대안으로 제시하였고, 이후 많은 문헌이 중력모형을 이용하여 교역 효과 등을 추정할 때 PPML 방법을 사용하고 있다(Baier, Bergstrand, Clance 2018; Egger, Larch and Yotov 2022; Cheong 2023).

PPML 추정법의 주요 장점 중 하나는 로그선형 모형과 달리 무역 흐름이 0인 경우(즉 무역이 발생하지 않은 경우)도 자연스럽게 포함할 수 있다는 점이다. 그러나 본 연구는 매우 세분된 수준의 무역 자료를 사용하고, 이에 따라 무역량이 0인 경우를 포함하게 되면 0의 관측값 비중이 매우 높아진다. 이처럼 0의 관측값 비중이 높아지면 PPML 추정 결과에 과도한 영향을 미칠 수 있으며, 추정의 왜곡을 초래할 가능성이 있다. 무엇보다도 본 연구에서 사용된 자료는 실제 무역이 발생한 경우에만 관세 정보를 제공하고 있다는 점에서 제약이 존재한다. 특히 교역 탄력성 추정을 위해 핵심적으로 활용되는 관세 변수는 무역이 발생한 관측값에 한정되어 있어, 무역 흐름이 없는 경우를 포함하는 완전한 분석이 어려운 구조이다. 이러한 자료적 제약으로 인해 본 연구의 PPML 추정은 이분산성으로 발생하는 편의성만을 고려한 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 관세 탄력성 추정을 위해 Fontagné, Guimbard, and Orefice

(2022)가 제시한 구조적(structural) 중력방정식인 [식 2-5]를 기반으로 분석을 수행하였다. 구조적 중력방정식은 일반균형 무역이론에 근거하여 이론적으로 유도된 모형으로, 단순히 양국의 GDP나 양국 간 지리적 거리와 같은 관찰 가능한 변수에만 의존하는 전통적 중력방정식과 달리, 무역비용이 무역 흐름에 미치는 영향을 다자간 저항지수(Multilateral Resistance Terms)를 통해 체계적으로 반영한다는 점에서 본질적인 차이를 가진다. 대표적으로 Anderson and van Wincoop(2003)은 무역 흐름이 양국 간의 지리적·제도적 장벽뿐만 아니라 제3국과의 상대적 무역비용에도 영향을 받는다는 점을 강조하며, 다자간 저항지수를 통제하지 않을 경우 무역비용의 효과가 체계적으로 과대평가 될 수 있음을 지적한 바 있다. 구조적 중력방정식은 이러한 다자간 저항 효과를 수출국 및 수입국 고정효과를 통해 실증적으로 통제할 수 있어 무역정책 평가, 반사실적 분석(counterfactual analysis), 후생 분석(welfare analysis) 등 다양한 실증연구에 활용되고 있다. 이처럼 구조적 중력방정식은 무역 흐름의 결정요인을 이론적으로 정합성 있게 설명하고 정책적으로도 유의미한 해석을 제공할 수 있다는 점에서 통계적 적합성만 고려한 일반 중력방정식과 구별된다.

제2장에서 설명한 바와 같이, Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)가 제시한 구조적 중력방정식에서는 운임보험요율이 핵심 설명변수로 포함된다. 그러나 이들의 실증분석에서는 자료의 제약으로 인해 실제 운임보험요율 대신 국가 간 지리적 거리를 대리변수로 사용하였으며, 이에 따라 내생성 문제를 완화하기 위해 다양한 추가 분석이 병행되었다. 반면 본 연구는 모든 교역 거래에 대해 실제 운임 및 보험료 정보를 포함한 수입신고서 자료를 활용함으로써 해당 변수에 대한 측정 오차를 최소화하고, 수출국-상품-시간별로 관측 가능한 운임보험요율 자료를 사용하여 구조적 중력방정식에 보다 충실한 실증분석을 수행할 수 있다는 점에서 기존 연구에 비해 중요한 강점을 가진다.

본 연구에서 관세 탄력성을 추정하기 위해 사용한 추정방정식은 다음과 같다.

$$Imports_{ikt} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln(1 + Tariff_{ikt}) + \beta_2 \ln(1 + TPCR_{ikt}) + Z_i \beta_3 + \omega_{it} + \eta_{jk} + \mu_{kt}) \times \epsilon_{ikt}$$

[식 4-1]

[식 4-1]에서 각 변수는 아래와 같이 정의한다.

- $Imports_{ikt}$: 한국이 수출국 i로부터 t기에 수입한 상품 k의 총수입액
- $Tariff_{ikt}$: t기에 한국이 수출국 i의 상품 k에 부과하는 평균 수입관세
- $TPCR_{ikt}$: 수출국 i에서 한국으로 운송되는 상품 k에 부과된 운임보험요율
-벡터 Z_i: 중력방정식에 일반적으로 포함되는 통제 변수들
- ω_{it}: 수출국-시간 고정효과
- η_{ik}: 수출국-상품 고정효과
- μ_{kt}: 상품-시간 고정효과

위 식에서 $Imports_{ikt}$는 [식 2-5]의 IM_{ijkt}^{FOB}에 해당하는 변수로, 이는 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)에서 제시한 것처럼 관세 및 운송비가 부과되기 전의 수출가격으로 평가된 본선인도가격(FOB 기준)의 수입액 기준으로 측정한다. $Tariff_{ikt}$는 [식 2-5]의 τ_{ijkt}에 해당하는 변수이다. 본 연구에서 활용한 원자료는 HS 10단위 수준에서 개별 거래(transaction level)의 관세 정보를 포함하고 있다. 이를 바탕으로 분석 단위에 따라 분기별 혹은 월별로 집계한 HS 2단위, HS 4단위, HS 6단위, HS 10단위 수준의 평균 관세 자료를 생성하여 사용하였다.

관세가 상품의 운임보험료포함가격(CIF 가격)에 대해 종가세(ad valorem tariff)로 부과되고 소비자 가격에 완전히 전가된다(full-pass through)는 가정 아래, 관세 변화에 따른 가격 변화로 인한 수입액의 변화를 나타내는 교역 탄력성을 추정하기 위해 설명변수는 $(1 + Tariff_{ikt})$ 형태를 띤다.[40] Amiti, Redding, and Weinstein(2019), Fajgelbaum *et al.*(2020)과 같은 최근 연

40) 한국은 수입관세를 산정할 때 운임보험료포함가격(CIF 가격)을 기준으로 한다. 장용준, 조미진(2020), p. 56.

구들은 최소한 단기(short-term)에는 미국이 중국 수출품에 부과한 관세가 미국 소비자 가격에 고스란히 반영되어 최종 소비자 가격 상승으로 이어진다는 실증적 증거를 제시하고 있다. 또한 특정 품목에 대한 관세가 수입국에 완전히 전가되지 않고 일부가 수출국에 의해 부담된다 해도, [식 4-1]에 수출국-상품 고정효과(η_{ik})를 사용함으로써 완전한 가격 전가로부터의 수출국 특유의 모든 편차는 본 추정식 내에서 통제된다.

$TPCR_{ikt}$는 [식 2-5]의 δ_{ijkt}에 해당하는 변수로, 수입액 대비 운임보험료로 계산된 운임보험요율이다. 이 자료 역시 거래 수준에서 관측되므로 분석에 적합하도록 시간 및 상품 단위에 따라 수입액 가중치를 사용한 평균값으로 집계하여 사용하였다. 벡터 Z_i는 수출국 i의 국내총생산(GDP), 1인당 GDP, 한국과의 지리적 거리, 수출국의 WTO 가입 여부 등을 포함한다.[41)]

본 연구는 모형의 내생성과 비관측 이질성을 통제하기 위하여 다음과 같은 고정효과들을 포함하였다. 첫째, 수출국-시간 고정효과(ω_{it})는 글로벌 수준의 충격, 수입국인 한국의 시간별 수준의 충격, 수출국의 거시경제적 요인(GDP, 1인당 GDP 등)뿐만 아니라 한국과의 양자 간 비관측 특성, 그리고 글로벌 수준의 충격을 통합적으로 통제한다. 둘째, 수출국-상품 고정효과(η_{ik})는 분석 기간 동안 고정되어 있는 수출국-상품 수준의 비관측 이질성을 제거함으로써 관세 및 운임보험요율 이외의 영향을 통제하는 역할을 수행한다. 셋째, 상품-시간 고정효과(μ_{kt})는 Anderson and van Wincoop(2003)에서 시사한 바와 같이, [식 2-5]의 우변에 나타나는 특정 시점에 존재하는 수입국인 한국에서의 상품별 다자간 무역저항 변수인 P_{jkt} 및 한국의 시간별 상품에 대한 총지출을 나타내는 변수인 E_{jkt}를 통제한다. 다만 본 연구는 수입국이 한국으로 고정되어 있다는 제약이 존재하므로 [식 2-5]의 우변에 포함되는 모든 무역저항 변수를 고정효과를 통해 완전히 통제하는 데에는 한계가 있다. 상품-시간 고정효과

41) 중력방정식에서는 FTA 체결 여부 등 보다 다양한 통제변수를 포함시키는 것이 관례이다. 그러나 본 연구는 단일 연도 자료를 활용하므로 국가 수준에서 연도별로 변동하는 변수들은 모두 국가 고정효과에 의해 흡수된다. 이에 따라 이러한 통제변수들의 통제 여부와 무관하게 교역 탄력성 추정치는 일정하게 유지된다.

를 통해 P_{jkt}와 E_{jkt}는 효과적으로 통제되지만, 수출국-상품-시간별로 변동하는 α_{ikt}와 p_{ikt} 및 기타 양자 특성은 종속변수와 동일한 차원을 가지므로 고정효과만으로는 완전한 통제가 불가능하다. 그럼에도 불구하고 수출국-시간, 수출국-상품, 상품-시간 고정효과를 함께 도입함으로써 해당 변수들이 유발할 수 있는 비관측 편의를 가능한 한 제거하였다. 마지막으로 ϵ_{ikt}는 오차항을 나타낸다.

Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)에서 언급한 바와 같이, 이론적으로 [식 2-5]에 따르면 관세율의 계수인 β_1과 운임보험요율의 계수인 β_2의 불편추정치는 일치하여야 한다. 그러나 Fontagné, Guimbard, and Orefice (2022)에서의 전제와 다르게, 실제 추정에서는 이론 및 계량 모형의 불완전성, 자료의 측정 오류, 관세와 운임·보험료의 부분 전가 가능성 등으로 인해 두 계수의 추정치가 다르게 나타날 수 있다. 예컨대 [식 2-11]에서 제시한 바와 같이, 관세와 운임·보험료의 전가율이 일치하지 않는 경우는 이론적으로도 설명이 가능하며, 실제로 운임 및 보험 시장의 구조가 상품 시장과 이질적인 경우 이러한 차이는 자연스럽게 발생할 수 있다.

2. 데이터 및 변수 생성

본 실증분석은 2014년 한국 관세청의 수입신고서 자료를 기반으로 수행하였다.[42] 해당 자료는 약 750만 건에 달하는 거래별 수입 내역을 포함하며, 최소 시간 단위는 '일(day)'이다. 각 수입 항목에는 HS 10단위 수준의 품목 코드가 부여되어 있으며, 2014년 기준으로 한국에 수출을 수행한 국가는 약 230개국, HS 10단위 기준으로 수입된 상품의 수는 총 10,557개로 관측된다. 국가별 거래 빈도를 살펴보면, 중국이 전체의 약 38%에 해당하는 2,867,000여 건으

42) 연구를 위해서는 다년도 데이터가 이상적이나, 현재 저자가 활용할 수 있는 자료는 2014년 데이터가 유일하여 부득이하게 단일 연도 자료를 사용하여 실증분석을 수행하였다.

로 가장 큰 비중을 차지하며, 다음으로는 미국이 약 750,000건(전체의 약 10%)을 기록하였다.

본 연구의 종속변수인 본선인도가격(FOB 기준) 수입액은 수입신고서의 '과세가격원화금액합계' 항목에서 '운임합계원화' 및 '보험료합계원화' 항목을 차감하여 산출하였다. 또한 주요 설명변수인 관세율은 '관세율' 항목과 '관세감면율' 항목을 활용하여 실질적으로 적용된 유효 관세율을 재구성하였다. 추가 설명변수로 활용된 운임보험요율은 '운임합계원화' 및 '보험료합계원화'를 합한 금액을 본선인도가격 수입액으로 나누어 생성하였다. 자료 전처리 과정에서 국민총소득 정보가 관측 가능한 181개국의 자료를 분석에 활용하였고, 운임 및 보험료 합계가 0으로 보고된 관측치는 분석에서 제외하였다. 이러한 필터링을 거쳐 최종적으로 사용된 거래 단위의 관측치는 총 4,796,705건이다.

가. 변수 생성

[식 2-17]에 기반한 관세 탄력성 추정을 위해서는 거래 수준의 데이터를 분석 단위에 적합한 형태로 집성(aggregation)하는 과정이 요구된다. 예를 들어 HS 6단위 기준으로 추정을 수행할 경우 먼저 HS 10단위 품목 정보를 HS 6단위로 집성해야 한다. 종속변수인 총수입액은 동일한 수입일 및 동일한 국가로부터의 수입에 대해 HS 6단위 하위의 HS 10단위 수입액을 단순 합산하여 산출할 수 있다. 그러나 관세율 및 운임보험요율과 같은 설명변수는 동일한 HS 6단위 내에서도 HS 10단위 품목에 따라 값이 상이할 수 있으므로, 수입액을 가중치로 하여 가중 평균값을 산출하는 방식으로 집성하였다.

또한 수입신고서 자료는 일별로 기록된 거래 데이터를 포함하고 있으므로 분석의 시간 단위(월 또는 분기)에 맞춰 변수들을 재구성할 필요가 있다. 특히 관세율 및 운임보험요율 변수는 월별 또는 분기별로 변동성이 존재할 수 있어 분석에 활용되는 시간 단위에 따라 수출국-상품 수준에서 총수입액을 기준으

로 가중 평균한 값을 사용하여 변수들을 생성하였다.

나. 기타 자료 출처

수출국의 GDP, 1인당 GDP, 지리적 거리, 수출국의 국제무역기구(WTO) 가입 여부 등의 변수는 CEPII 데이터베이스[43]에서 수집하였다. 상품의 성격을 자본재, 중간재, 소비재로 구분하기 위한 기준은 UN의 BEC(Broad Economic Categories) 코드 및 HS 2012 연계 코드[44]를 활용하여 구성하였다.

3. 자료 분석

가. 기초 통계량

[표 4-1]은 본 연구에서 활용된 주요 변수들에 대한 기초 통계량을 제시한 것으로, 상품 수준 및 시간 단위에 따라 구분된 여섯 개의 패널로 구성되어 있다.

패널 (가)는 수입신고서상의 HS 10단위 거래별 자료를 바탕으로 산출된 수입액, 관세율 및 운임보험요율의 기초 통계량을 보여준다. 이 패널에 따르면, 관세 감면율을 반영한 실제 관세율의 평균은 약 5.7%, 운임보험요율의 평균은 약 14.8%로 나타났다.

패널 (나)는 동일한 HS 10단위에서 거래별 자료를 분기별로 집계한 데이터에 대한 기초 통계량을 제시한다. 관세율은 분기 단위로 집성한 후에도 큰 변동이 없으나, 운임보험요율은 약 10%p 상승하였다. 이는 평균적으로 수입액이 큰 상품일수록 운임보험요율이 높게 나타나는 경향을 시사한다. $\ln(Imports_{ikt})$,

---

43) CEPII 데이터베이스(검색일: 2025. 4. 30.).

44) UN의 BEC~2012 연계코드: UN Trade Statistics. Broad Economic Categories(BEC), HS 2012 CODE(모든 자료의 검색일: 2025. 4. 30.).

$\ln(1+Tariff_{ikt})$, $\ln(1+TPCR_{ikt})$ 변수는 각각 수입액, 유효 관세율, 운임보험요율에 로그 변환을 적용한 값으로, 본 연구의 추정방정식에 포함되는 주요 변수들이다.

패널 (다), (라), (마)는 각각 HS 6단위, 4단위 및 HS 2단위 수준에서 수입액 가중평균을 기준으로 집성된 데이터의 통계량을 제시한다. 분석 결과 품목 분류가 더 상위 수준(덜 세분화)일수록 비록 소폭이지만 관세율과 운임보험요율이 모두 증가하는 경향을 보였으며, 특히 운임보험요율의 변화 폭이 관세율보다 더 큰 것으로 나타났다.

마지막으로 패널 (바)는 HS 6단위 기준으로 월별로 집계된 자료의 기초 통계량을 보여준다. 해당 결과는 패널 (다)의 분기별 집계 결과와 유사하게 관세율과 운임보험요율 모두 크게 차이를 보이지 않는 수준에서 유지되는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 HS 6단위로 집성된 분기별 데이터를 기본(Benchmark) 자료로 사용한다. HS 6단위는 글로벌 표준으로 가장 세밀한 분석 단위이므로 기존 연구와 비교가 가능한 동시에 세부 품목별로 분석이 가능하다는 장점이 있다. 또한 월별, 연도별 데이터보다 분기별 데이터를 활용하는 이유는 관세 변화는 글로벌 공급망, 생산 주기, 물류망 등의 영향으로 시차를 두고 무역에 영향을 미치기 때문이다. 월별 데이터는 단기 변동성에 민감해 무역 흐름을 왜곡할 가능성이 크나, 분기별 데이터는 이러한 잡음과 계절 변동을 완화하며 단일 연도 데이터임에도 패널 분석에 적합한 시간 단위라 판단하였다.

표 4-1. 기초 통계량

변수	관측치	평균	표준편차	최솟값	최댓값
(가) 거래별, HS 10단위					
수입액(백만 원)	4,796,705	99.90	1,390	1	292,000
관세율(%)	4,796,705	5.729	9.522	0	6,210
운임보험요율(%)	4,796,705	14.845	594.296	0	320,009

표 4-1. 계속

변수	관측치	평균	표준편차	최솟값	최댓값
(나) 분기별, HS 10단위					
수입액(백만 원)	192,758	2,370	34,300	1	3,550,000
관세율(%)	192,758	5.550	15.137	0	1,807
운임보험요율(%)	192,758	24.656	421.492	0	75,408.91
$\ln(Imports_{ikt})$	192,758	18.42261	2.630979	5.231109	28.89877
$\ln(1+Tariff_{ikt})$	192,758	0.0505127	0.0698588	0.00E+00	2.948116
$\ln(1+TPCR_{ikt})$	192,758	0.0907949	0.2752152	1.72E-11	6.626836
(다) 분기별, HS 6단위					
수입액(백만 원)	137,693	3,320	58,800	1	9,150,000
관세율(%)	137,693	5.703	15.697	0	1,800
운임보험요율(%)	137,693	26.281	459.934	0	75,408.91
$\ln(Imports_{ikt})$	137,693	18.60066	2.719884	5.231109	29.84432
$\ln(1+Tariff_{ikt})$	137,693	0.0515499	0.0736836	0	2.944439
$\ln(1+TPCR_{ikt})$	137,693	0.095172	0.2834417	1.78E-11	6.626836
(라) 분기별, HS 4단위					
수입액(백만 원)	69,506	6,900	86,300	1	9,150,000
관세율(%)	69,506	6.159	17.392	0	1,292.114
운임보험요율(%)	69,506	30.018	526.334	0	75,408.91
$\ln(Imports_{ikt})$	69,506	18.95171	2.942118	5.231109	29.84432
$\ln(1+Tariff_{ikt})$	69,506	0.0518667	0.0778194	0	2.633408
$\ln(1+TPCR_{ikt})$	69,506	0.1026236	0.3044638	1.78E-11	6.626836
(마) 분기별, HS 2단위					
수입액(백만 원)	14,708	31,100	261,000	1	9,170,000
관세율(%)	14,708	6.748	15.451	0	487
운임보험요율(%)	14,708	44.083	748.780	0	57,167.49
$\ln(Imports_{ikt})$	14,708	19.58358	3.370025	5.231109	29.84746
$\ln(1+Tariff_{ikt})$	14,708	0.0601572	0.0881126	0	1.769855
$\ln(1+TPCR_{ikt})$	14,708	0.120421	0.3521788	1.78E-11	6.350318
(바) 월별, HS 6단위					
수입액(백만 원)	283,387	1,610	24,000	1	3,160,000
관세율(%)	283,387	5.580	14.670	0	1,800
운임보험요율(%)	283,387	22.126	515.041	0	139,709.5
$\ln(Imports_{ikt})$	283,387	18.30945	2.484043	4.955827	28.78031
$\ln(1+Tariff_{ikt})$	283,387	0.0507836	0.0703005	0	2.944439
$\ln(1+TPCR_{ikt})$	283,387	0.0848746	0.2541957	1.76E-11	7.242866

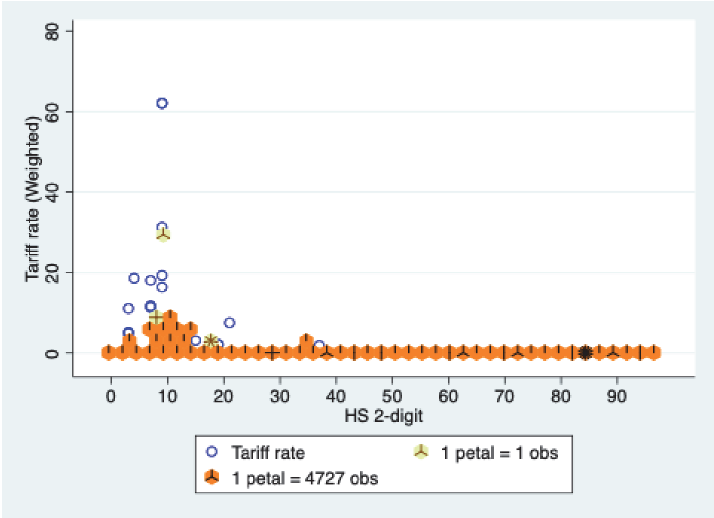
주: 관세율은 기본 관세율에서 관세 감면율을 고려하여 실제 부과된 관세율을 의미함.
자료: 저자 작성.

나. 관세 분포

1) HS 2단위별 관세 분포

[그림 4-1]은 HS 6단위 수준에서 집성된 관세 변수를 기반으로 HS 2단위 수준별 평균 관세율의 분포를 시각적으로 제시한 것이다. [그림 4-1]에 따르면 한국의 수입 관세율은 HS 2단위 기준에서 전반적으로 0에 수렴하는 매우 낮은 수준임을 알 수 있다. 그러나 HS 코드 01~20 범주에 해당하는 살아 있는 동물 및 농수산물 품목의 경우, 타 품목군에 비해 상대적으로 높은 수준의 관세율이 분포하고 있는 것으로 관측된다. 실제로 약 750만 건의 전체 거래 중 2,784,623건에서 수입 관세가 '0'으로 부과된 것으로 나타나, 무관세 거래의 비중이 상당함을 확인할 수 있다.

그림 4-1. HS 2단위별 관세율 분포

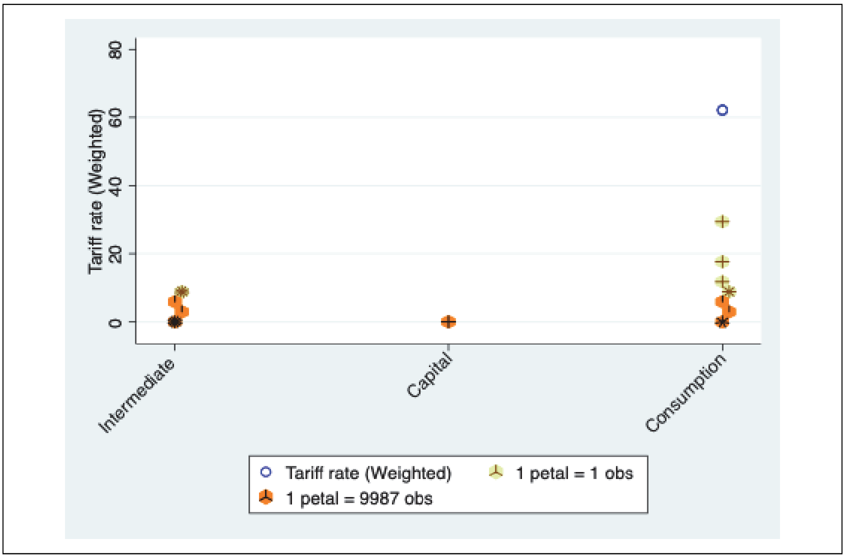


자료: 저자 작성.

2) 상품 특성별 관세율 분포

[그림 4-2]는 HS 6단위 수준에서 집계된 관세 변수를 바탕으로, 상품을 중간재(Intermediate goods), 자본재(Capital goods), 소비재(Consumption goods)로 분류한 후 범주별 평균 관세율의 분포를 시각적으로 제시한 것이다. [그림 4-2]에 따르면, 한국의 수입 관세율은 자본재에 대해 가장 낮게 나타나며, 중간재는 그보다 다소 높은 수준의 관세율을 보인다. 이들 두 범주의 경우 최고 관세율도 대체로 10%를 넘지 않는 범위에 분포한다. 반면 소비재에 대해서는 상대적으로 높은 관세율이 적용되는 비중이 크며, 전체 소비재 중 약 15%가 10% 이상의 관세율을 적용받는 것으로 나타난다. 이는 소비재에 상대적으로 높은 수준의 보호무역적 관세가 부과되고 있다는 Shapiro(2021)의 주장과 일치하는 양상을 나타낸다.[45]

그림 4-2. 상품 특성별 관세율 분포



자료: 저자 작성.

45) Saphiro(2021), p. 11.

4. 주요 분석 결과

가. 기본 모형 추정 결과

[표 4-2]는 HS 6단위 분기별 데이터를 바탕으로 관세에 대한 교역 탄력성을 추정한 결과를 나타낸다. 기존 연구들과 비교하기 위해 관세율을 주요 설명변수로 포함하면서 중력모형에서 일반적으로 활용되는 변수들을 통제변수로 고려하였고, 또는 각종 고정효과 더미의 다른 조합을 고려하였다.

중력모형에서 고정효과의 선택은 관세 탄력성 추정 시 어떤 데이터 변동(variation)을 활용하여 식별하는지를 결정하는 중요한 요소이다. 본 연구와 같이 국가(수출국)-상품-시간으로 구성된 패널 데이터를 사용할 경우 다양한 고정효과 조합을 통해 관세 탄력성을 추정할 수 있다. 고정효과의 범위가 넓어질수록 보다 정밀한 통제와 내생성 완화가 가능하지만, 동시에 데이터 변동성이 감소하여 식별력이 약화되는 상충관계(trade-off)가 존재한다.

우선 시간과 상품 고정효과만 포함할 경우, 관세 탄력성은 국가 간 관세 변화와 교역 변화에 내재된 평균적인 차이를 바탕으로 추정된다. 시간과 상품 고정효과를 사용한 모형은 글로벌 충격 및 상품의 평균적 특성을 통제함과 동시에 GDP, 지리적 거리, WTO 가입 여부 등과 같은 국가별 변동이 있는 중력 변수 대부분의 계수에 대한 추정이 가능하다는 장점이 있으나, 국가별로 변동하는 거시 충격 및 상품 수요 변화 등 교역에 큰 영향을 미칠 것으로 예상되나 관측이 어려운 요인들을 충분히 통제하지 못한다는 한계가 있다.

여기에 국가(수출국)-시간 고정효과를 추가하면, 동일 시점·동일 수출국에서 수입하는 다양한 품목 간 관세율 차이와 수입액의 차이를 이용해 탄력성을 식별할 수 있다. 예를 들어 2014년 1분기에 한국이 EU로부터 여러 HS 6단위 반도체 장비를 수입할 때, 특정 HS 6단위 품목에는 3% 관세가 부과되고 다른 HS 6단위 품목에는 0% 관세가 적용되었다면, 상품 간 관세 차이에 따른 수입

액 반응을 통해 탄력성을 추정할 수 있다. 이 경우 특정 시점의 수출국별 환율, 경기 상황, 무역정책 등 거시적 요인을 통제할 수 있으나, 여전히 특정 국가의 특정 상품에 대한 비교우위와 같은 수출국-상품별 이질성 및 특정 시점 특정 상품에 작용하는 글로벌 수요 충격 등은 통제하지 못한다는 한계가 있다.

추가로 상품-시간 고정효과까지 포함하면 특정 시점 특정 상품에 작용하는 글로벌 수요 충격이나 가격 변동을 제거할 수 있다. 이 모형에서는 동일 상품·동일 시점 내에서 수출국별 관세 변동을 이용하여 관세 탄력성을 추정한다. 예를 들어 2014년 1분기에 한국이 EU로부터 수입되는 특정 HS 6단위 반도체 장비에 대한 관세를 인하했으나 중국과 미국으로부터는 관세를 유지한 경우, 이러한 국가 간 관세 차이를 활용해 수입의 변화를 분석할 수 있다.

나아가 국가(수출국)-상품 고정효과를 포함하되 상품 고정효과는 보다 넓은 범위인 HS 2단위 수준으로 설정할 수도 있다. 국가(수출국)-상품 고정효과는 한국과 EU 간 HS 2단위 반도체 장비 교역 구조, 비교우위, 산업 내 관계 등 양자 수준의 고정 특성을 통제한다. 이를 통해 국가·상품별 수입 구조와 기술 특성 등이 일부 반영되지만, 수출국 간 HS 6단위 품목별 이질성은 완전하게 통제되지 않는다.

마지막으로 상품 고정효과를 HS 6단위 수준으로 세분화하고 국가(수출국)-상품 고정효과도 포함하면, 특정 국가의 특정 상품에 대한 비교우위와 같은 수출국-상품별 이질성을 통제하여 특정 수출국-품목 내 시간에 따른 관세 변화만을 식별 변수로 사용하게 된다. 예를 들어 2014년 1분기부터 4분기까지 한국이 EU로부터 수입되는 HS 6단위 반도체 장비 품목에 대해 단계적으로 관세를 낮춘 경우, 동일 국가·품목 내 시간별 관세 변화가 수입량에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 이는 내생성 문제를 최소화하는 가장 엄격한 식별 방식이나, 데이터 변동성이 크게 감소해 추정 정밀도가 낮아질 위험이 있다.

즉 고정효과 범위가 확대될수록 더 정밀한 통제와 내생성 완화가 가능하나, 데이터 변동성이 줄어들어 식별력이 약화되는 상충관계가 존재한다. 그러므로

고정효과 선택은 데이터 구조와 연구 목적에 맞춰 신중히 결정해야 하며, 결과 해석에도 주의가 필요하다. 본 연구는 연도별 단면 자료를 사용하는 한계로 인해 데이터 특성을 고려해 다양한 고정효과 조합 결과를 함께 제시한다.

[표 4-2]의 (1)열은 중력변수와 분기 및 상품 고정효과만을 포함하여 추정한 결과를 제시한다. 이 경우 다양한 내생성 문제로 인해 각 계수의 추정치에 편의가 존재할 수 있으나, 대체로 수출국의 GDP, 1인당 GDP, 수출국과의 지리적 거리, 수출국의 WTO 가입 여부 등의 계수 추정치는 이론적으로 기대되는 방향성과 부호를 보인다.

(2)열부터는 수출국 고정효과를 포함하였는데, 국가 수준에서 연도에 따라 변하지 않는 변수들은 모두 고정효과에 의해 흡수된다. 이에 따라 전통적 중력방정식에 포함되는 대부분의 통제변수 계수는 추정이 불가능하다.

(2)열부터 (4)열까지의 추정 결과에서 관세 탄력성은 절댓값 기준으로 약 10에 근접한 값을 보이고 있다. 이는 제2장 3절에서 언급한 기존 연구의 추정 범위에서 크게 벗어나지는 않지만, 상대적으로 높은 수준에 해당한다. (5)열부터는 수출국-상품 고정효과를 포함하였는데, (5)열은 수출국-HS 2단위, (6)열은 수출국-HS 4단위, (7)열은 수출국-HS 6단위의 고정효과를 사용하였다. 수출국-상품 고정효과를 사용하면 관세 탄력성 추정치의 절댓값이 감소함을 확인할 수 있다. 고정효과의 상품 분류 수준이 세분될수록 추정치의 절댓값은 점점 더 감소하는데, 특히 수출국-HS 6단위의 고정효과를 사용할 경우 탄력성이 매우 작아질 뿐 아니라 통계적으로도 유의하지 않게 나타났다.

이러한 결과는 본 연구의 자료 특성에 기인한 것으로, 2014년 한 해 동안 수출국-HS 6단위 수준에서의 분기별 관세율 변동이 매우 제한적이었기 때문에 수출국-HS 6단위 고정효과가 수출국 간의 변이를 대부분 흡수했을 가능성을 시사한다. 실제로 전체 137,693개의 관측치 중 수출국-HS 6단위에서 분기별 관세율에 차이가 전혀 없었던 경우는 47,873개에 달하며, 관세율에 변동이 있었더라도 그 폭이 0.1%p 미만인 경우가 약 63%에 해당하는 86,885개로 나타났다.

따라서 앞서 언급하였듯이 (7)열의 결과는 가장 많은 비관측 이질성을 통제함으로써 내생성 문제를 최소화한 추정치일 수는 있으나, 과도한 고정효과의 도입으로 인해 관세의 변동성이 대부분 흡수되어 계수 추정치가 실제 관세 탄력성을 제대로 반영하지 못했을 가능성도 존재한다. 그러므로 제한된 기간의 자료를 사용할 경우 고정효과의 도입이 내생성 문제를 통제하는 데는 유용한 반면, 분석 대상 변수의 유효한 변동성까지 제거해 추정치에 왜곡을 초래할 수 있음을 염두에 둘 필요가 있어 보인다.

반면 (6)열은 수출국-HS 6단위보다 덜 세분된 수출국-HS 4단위 고정효과를 사용하였지만, 다양한 고정효과를 통해 상당한 수준의 내생성 문제를 보완한 결과이다. 이 결과에 따르면 한국의 평균 관세 탄력성의 절댓값은 5.24로 나타났다. 이는 관세가 완전히 전가된다고 가정할 경우, 다른 조건이 동일할 때 관세 인하로 수출국의 가격이 1% 하락하면 해당국으로부터 한국의 수입이 약 5.24% 증가함을 의미한다. 이러한 결과는 제2장 3절에서 언급한 바 있는 기존 연구들에서 보고된 추정치의 범위 내에 해당하는 결과이다.

표 4-2. 실증분석 결과: HS 6단위, PPML(분기별, 운송비 미포함)

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports	(6) Imports	(7) Imports
ln(1+Tariff)	-6.128***	-9.358***	-9.328***	-9.451***	-6.813***	-5.240***	-0.555
	(2.068)	(1.076)	(1.083)	(1.120)	(0.909)	(0.673)	(0.470)
ln GDP_j	0.327***						
	(0.0571)						
ln GDPPC_j	0.152**						
	(0.0593)						
ln Distance	-0.739***						
	(0.0592)						
WTO	0.835**						
	(0.347)						
Constant	18.97***	24.85***	24.86***	24.90***	25.08***	25.24***	25.17***
	(1.765)	(0.0540)	(0.0540)	(0.0550)	(0.0386)	(0.0257)	(0.0172)

표 4-2. 계속

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports	(6) Imports	(7) Imports
Observations	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS6 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry–Qrt FEs	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt–HS6 FEs	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry–HS2 FEs	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Cntry–HS4 FEs	No	No	No	No	No	Yes	Yes
Cntry–HS6 FEs	No	No	No	No	No	No	Yes
Pseudo R2	0.690	0.782	0.785	0.796	0.886	0.952	0.987

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

[표 4-3]은 HS 6단위 수준의 자료를 기반으로 하되, 분기별이 아닌 월별 데이터를 이용하여 관세에 대한 교역 탄력성을 추정한 결과를 제시한다. 이를 분기별 데이터를 사용한 [표 4-2]의 결과와 비교해 보면 월별 데이터로 집계 시 전반적으로 추정계수가 다소 감소하는 경향이 있다. 그러나 추정치 간의 절대적 차이는 크지 않으며, 각 고정효과를 포함한 경우 나타나는 추정치의 변화 방향 또한 일관된 패턴을 보인다. 이에 본 연구의 이후 분석부터는 모두 분기별 자료만을 이용하여 관세 탄력성을 추정하였다.

표 4-3. 실증분석 결과: HS 6단위, PPML(월별, 운임보험요율 미포함)

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports	(6) Imports	(7) Imports
ln(1+Tariff)	−5.198***	−7.752***	−7.786***	−7.989***	−5.602***	−3.425***	0.148
	(1.689)	(0.966)	(0.974)	(1.006)	(0.805)	(0.545)	(0.357)
ln GDP_j	0.304***						
	(0.0462)						

표 4-3. 계속

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports	(6) Imports	(7) Imports
ln GDPPC_j	0.152***						
	(0.0588)						
ln Distance	−0.653***						
	(0.0557)						
WTO	0.786*						
	(0.421)						
Constant	17.99***	23.81***	23.83***	23.89***	24.04***	24.15***	24.12***
	(1.522)	(0.0487)	(0.0486)	(0.0496)	(0.0349)	(0.0212)	(0.0131)
Observations	259,053	259,053	259,053	259,053	259,053	259,053	259,053
Month FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS6 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry−Month FEs	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month−HS6 FEs	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry−HS2 FEs	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Cntry−HS4 FEs	No	No	No	No	No	Yes	Yes
Cntry−HS6 FEs	No	No	No	No	No	No	Yes
Pseudo R2	0.685	0.768	0.775	0.794	0.875	0.939	0.973

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

[표 4-4]는 수출국-상품-시간 수준의 운임보험요율 변수를 추가하여 [표 4-2]의 분기별 데이터를 사용한 기본 추정 모형을 확장한 결과를 보여준다. 분석 결과에 따르면, 운임보험요율 변수를 포함함에 따라 모든 열에서 관세 탄력성의 점 추정치는 매우 소폭이지만 모든 경우 감소하는 경향을 보이며, 운임보험요율의 점 추정치는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 비록 해당 감소는 신뢰구간 내에서 통계적으로 유의미하지 않으며 전체적인 해석에 실질적인 영향을 미치지는 않는 것으로 판단되지만, 운임보험요율을 통제하는 것이 모형의 정합성을 높이는 데 유의미함을 시사한다.

또한 국가-상품별 고정효과를 도입하기 이전인 (4)열까지는 관세 탄력성과 운임보험요율 탄력성의 점 추정치 간에 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않는다.46) 이는 단연도 자료를 이용한 분석이라는 점을 고려할 때 구조적 중력 방정식의 이론적 예측에 부합하는 결과라고 해석할 수 있다. 이러한 분석 결과는 기존 문헌에서 명시적으로 제시되지 않았던 새로운 실증적 증거로서, 본 연구의 또 다른 중요한 학문적 기여라고 할 수 있다. 특히 운임보험요율 변수를 직접 통제함으로써 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)가 제시한 바와 같이 운임보험요율 변수대신 국가 간 거리 변수를 사용하고 제한된 고정효과를 활용한 경우 발생할 수 있는 다양한 내생성 문제를 최소화하였다. 그 결과 이론에서 예측한 바와 같이 관세 탄력성과 운임보험요율 탄력성의 추정치가 유사한 수준임을 경험적으로 확인할 수 있다.

아울러 [표 4-2]의 결과와 일관되게, (5)~(7)열에서와 같이 수출국-상품 고정효과를 도입할 경우 교역 탄력성의 추정치는 절댓값 기준으로 상당히 축소되었다. 특히 수출국-HS 6단위를 포함한 모든 가능한 고정효과를 통제한 경우 교역 탄력성은 매우 낮은 추정치를 가질 뿐 아니라 통계적으로 유의하지 않은 수준을 나타낸다.

한편 시간 및 상품 고정효과만을 통제한 (1)열에서는 [식 2-5]에서 제시한 것처럼 운임보험요율에 대한 교역 탄력성과 관세에 대한 교역 탄력성은 유사한 수준의 점 추정치를 보임과 동시에 그 차이는 통계적으로 유의하지 않은 수준이다. 또한 수출국-상품 고정효과를 사용하기 전인 (4)열까지는 비슷한 질적 결과를 보여준다. 그러나 (5)열부터 수출국-상품 수준의 고정효과를 통제하기 시작하면, 관세에 대한 교역 탄력성과 운임보험요율에 대한 교역 탄력성 간의 추정치 차이는 통계적으로 유의한 수준으로 나타나는데, 후자가 유의미하게 더 큰 절댓값을 보인다. 특히 운임보험요율에 대한 교역 탄력성은 수출국-HS 6단

46) (4)열까지 두 점 추정치가 동일하다는 귀무가설에 대한 검정 결과는 모두 p-value가 0.1을 상회하여, 유의수준 5%는 물론 10%에서도 기각되지 않는다. 구체적인 검정 결과는 [부록 표 12]를 참고하기 바란다.

위까지 포함한 모든 가능한 고정효과를 통제한 (7)열에서도 절댓값 기준 11.81로 여전히 높은 수준을 유지하며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정된다. 이러한 결과는 운임보험요율이 관세율에 비해 수출국-상품 수준 내에서의 변동성이 더 크다는 점을 반영하는 것으로 해석될 수 있다.

실제로 전체 137,693개 관측치 중 수출국-HS 6단위 수준에서 운임보험요율의 변동이 전혀 발생하지 않은 경우는 16,197개에 불과하고, 그 차이가 0.1%p 미만인 경우도 35,519개로 전체의 약 26%에 해당한다. 이는 관세율의 경우와 비교할 때 훨씬 낮은 비중으로, 수출국-HS 6단위 고정효과를 사용하더라도 운임보험요율의 변동성이 충분히 확보됨을 시사한다.

표 4-4. 실증분석 결과: HS 6단위, PPML(분기별)

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports	(6) Imports	(7) Imports
ln(1+Tariff)	−5.572***	−8.761***	−8.694***	−8.800***	−6.595***	−5.029***	−0.365
	(2.069)	(1.131)	(1.140)	(1.166)	(0.921)	(0.629)	(0.438)
ln(1+TPCR)	−9.168***	−10.73***	−10.88***	−10.97***	−15.54***	−19.86***	−11.81***
	(2.028)	(2.748)	(2.842)	(2.999)	(2.151)	(1.381)	(1.851)
ln GDP_j	0.345***						
	(0.0457)						
ln GDPPC_j	0.173***						
	(0.0623)						
ln Distance	−0.614***						
	(0.0605)						
WTO	0.917**						
	(0.447)						
Constant	17.37***	25.11***	25.12***	25.16***	25.45***	25.68***	25.43***
	(1.462)	(0.0820)	(0.0830)	(0.0861)	(0.0609)	(0.0393)	(0.0430)
Observations	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS6 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

표 4-4. 계속

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports	(6) Imports	(7) Imports
Cntry-Qrt FEs	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt-HS6 FEs	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS2 FEs	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS4 FEs	No	No	No	No	No	Yes	Yes
Cntry-HS6 FEs	No	No	No	No	No	No	Yes
Pseudo R2	0.711	0.797	0.801	0.811	0.895	0.957	0.988

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

[표 4-5], [표 4-6], [표 4-7]은 각각 HS 2단위, 4단위, 10단위 수준의 데이터를 활용한 분석 결과를 제시한다. 세 경우 모두 수출국-상품 고정효과를 포함하지 않을 때 관세 탄력성의 추정치가 상대적으로 높은 수준으로 나타나지만, 수출국-상품 고정효과를 포함하면 추정치가 크게 감소하는 양상을 보인다. 또한 상품 분류가 세분될수록 그에 상응하는 수출국-상품 고정효과를 사용하면 관세 탄력성의 추정치는 매우 낮은 수준으로 나타나고 통계적 유의성도 사라진다.

앞서 제2장에서도 살펴보았지만, 일반적으로 상품 분류의 세분화 수준이 높아질수록 관세 탄력성의 절댓값은 증가하는 경향을 보인다. 이는 HS 2단위와 같이 포괄적인 상품 분류에서는 이질적인 제품군이 혼재되어 있어 상대가격 변화에 따른 수요 이동이 제한적으로 나타나지만, HS 6단위나 10단위와 같은 미시적 수준에서는 국가 간 및 제품 간 대체 가능성이 커 상대가격 변화에 보다 더 민감하게 반응하기 때문이다. Broda and Weinstein(2006), Kee, Nicita, and Olarreaga(2009) 등 기존 문헌에서도 상품 분류의 세분화에 따라 교역 탄력성이 증가함을 보인 바가 있다.[47] 그러나 [표 4-4]부터 [표 4-7]까지 제시

47) 다만 관세 탄력성이 반드시 세분될수록 커진다고 단정할 수는 없다. 예를 들어 특정 세분된 품목이 대체재가 부족한 필수재일 경우, 가격 변화에 대한 수요의 반응은 제한적일 수 있다. 따라서 교역 탄력성을 추정할 때는 세분화 수준의 장점뿐만 아니라 내재된 제약 역시 함께 고려되어야 한다.

된 추정치를 비교해 보면, 앞서 언급한 경제학적 직관 및 기존 선행연구의 결과와 상반되는 경향이 관찰된다. 이는 각 분석에 적용된 고정효과의 구성 방식이 상품 세분화 수준에 따라 상이하게 설정되었기 때문에 발생한 것일 수도 있으므로 단순한 추정치 간 비교에는 해석상의 제약이 존재한다.

그럼에도 불구하고 유사한 수준의 수출국-상품 고정효과인 '수출국-HS 2단위 고정효과'를 포함한 결과를 상호 비교해 보면, HS 2단위 데이터를 사용한 경우 관세 탄력성 추정치의 절댓값은 2.561(표 4-5, (5)열), HS 4단위는 1.575(표 4-6, (5)열), HS 6단위는 6.595(표 4-4, (5)열), HS 10단위는 5.757(표 4-7, (4)열)로 나타나, 뚜렷한 규칙성을 보이지는 않는다. 이에 본 연구는 상품 분류 수준에 따른 관세 탄력성의 차이를 보다 정밀하게 비교하고자, 동일한 수준의 고정효과를 적용한 추가 분석을 수행하였으며, 그 결과는 [표 4-8]에 제시하였다.

표 4-5. 실증분석 결과: HS 2단위, PPML(분기별)

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports
ln (1+Tariff)	−13.47***	−16.69***	−17.21***	−17.80***	−2.561**
	(2.887)	(3.347)	(3.404)	(3.470)	(1.124)
ln (1+TPCR)	−10.46***	−10.19***	−10.46***	−10.88***	−12.98***
	(3.940)	(2.928)	(2.990)	(3.201)	(2.383)
ln GDP_j	0.535***				
	(0.0838)				
ln GDPPC_j	0.183*				
	(0.104)				
ln Distance	−0.699***				
	(0.138)				
WTO	1.164**				
	(0.468)				
Constant	14.74***	27.60***	27.64***	27.68***	27.75***
	(1.991)	(0.170)	(0.168)	(0.169)	(0.0657)

표 4-5. 계속

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports
Observations	13,465	13,465	13,465	13,465	13,465
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS2 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-Qrt FEs	No	No	Yes	Yes	Yes
Qrt-HS2 FEs	No	No	No	Yes	Yes
Cntry-HS2 FEs	No	No	No	No	Yes
Pseudo R2	0.671	0.804	0.808	0.812	0.995

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 2단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

표 4-6. 실증분석 결과: HS 4단위, PPML(분기별)

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports	(6) Imports
ln(1+Tariff)	-6.045***	-8.106***	-8.127***	-8.367***	-1.575	-0.801
	(2.191)	(1.532)	(1.545)	(1.564)	(1.640)	(0.597)
ln(1+TPCR)	-7.683***	-7.781***	-7.724***	-8.946***	-10.36***	-11.63***
	(2.103)	(2.414)	(2.404)	(2.906)	(2.509)	(2.337)
ln GDP_j	0.398***					
	(0.0519)					
ln GDPPC_j	0.153**					
	(0.0648)					
ln Distance	-0.639***					
	(0.0717)					
WTO	0.900**					
	(0.389)					
Constant	16.81***	25.57***	25.58***	25.64***	25.80***	26.10***
	(1.450)	(0.0863)	(0.0864)	(0.0929)	(0.0898)	(0.0548)
Observations	64,059	64,059	64,059	63,880	62,808	57,459
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS4 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

표 4-6. 계속

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports	(6) Imports
Country FEs	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-Qrt FEs	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt-HS4 FEs	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS2 FEs	No	No	No	No	Yes	Yes
Cntry-HS4 FEs	No	No	No	No	No	Yes
Pseudo R2	0.675	0.768	0.772	0.781	0.899	0.990

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 4단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

표 4-7. 실증분석 결과: HS 10단위, PPML(분기별)

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports	(6) Imports	(7) Imports
ln(1+Tariff)	-6.735***	-7.358***	-7.537***	-5.757***	-4.024***	-1.285	0.102
	(1.183)	(1.139)	(1.186)	(0.965)	(0.762)	(1.240)	(0.528)
ln(1+TPCR)	-10.15***	-10.97***	-11.41***	-15.33***	-22.58***	-19.67***	-12.23***
	(2.457)	(2.568)	(2.726)	(1.992)	(1.488)	(1.946)	(1.642)
ln GDP_j	0.397***						
	(0.0354)						
ln GDPPC_j	0.0616						
	(0.0536)						
ln Distance	-0.515***						
	(0.0433)						
WTO	0.374						
	(0.262)						
Constant	16.46***	24.56***	24.62***	24.87***	25.14***	25.06***	24.96***
	(1.013)	(0.0835)	(0.0862)	(0.0683)	(0.0588)	(0.0788)	(0.0408)
Observations	158,628	158,628	158,628	158,628	158,628	158,628	158,628
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS10 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-Qrt FEs	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

표 4-7. 계속

	(1) Imports	(2) Imports	(3) Imports	(4) Imports	(5) Imports	(6) Imports	(7) Imports
Qrt-HS10 FEs	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS2 FEs	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS4 FEs	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS6 FEs	No	No	No	No	No	Yes	Yes
Cntry-HS10 FEs	No	No	No	No	No	No	Yes
Pseudo R2	0.728	0.770	0.786	0.863	0.923	0.951	0.986

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 10단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

[표 4-8]의 (1)열부터 (4)열까지는 각각 HS 2단위, 4단위, 6단위, 10단위 수준의 데이터를 활용한 분석 결과를 제시한 것으로, 모두 HS 2단위 데이터에서 사용할 수 있는 모든 고정효과를 동일하게 적용하여 분석하였다. 분석 결과 HS 2단위에서 HS 4단위로 세분된 경우에는 관세 탄력성 추정치의 절댓값이 증가하는 양상을 보여 경제학적 직관 및 기존 실증 연구들과 질적으로 일치하는 결과를 보인다.

반면 HS 4단위에서 HS 6단위 및 10단위로 더 세분된 경우에는 오히려 관세 탄력성의 추정치가 감소하는 경향을 보여 직관과 상반된 결과가 나타났다. 그러나 이를 경제학적으로 비직관적인 결과라고 단정 짓기는 이르다. HS 4단위보다 더 세분된 데이터를 사용하는 경우에도 HS 2단위 수준의 고정효과만을 적용함으로써 세분된 상품 수준에서의 이질적인 특성을 충분히 통제하지 못했을 가능성을 고려해야 하기 때문이다. 이러한 통제의 부족은 추정치의 불편성(bias)을 초래할 수 있으므로, 세분화 수준 간의 결과를 직접적으로 비교하거나 해석하는 데에는 신중할 필요가 있다.

표 4-8. 실증분석 결과: HS 2, 4, 6, 10단위, PPML(분기별, 동일한 고정효과)

		(1) HS2 Imports	(2) HS4 Imports	(3) HS6 Imports	(4) HS10 Imports
HS2	ln(1+Tariff)	−2.561**			
		(1.124)			
	ln(1+TPCR)	−12.98***			
		(2.383)			
HS4	ln(1+Tariff)		−6.204***		
			(1.763)		
	ln(1+TPCR)		−12.48***		
			(4.357)		
HS6	ln(1+Tariff)			−3.562**	
					(1.633)
	ln (1+TPCR)			−15.48***	
				(4.546)	
HS10	ln (1+Tariff)				−3.548***
					(1.044)
	ln (1+TPCR)				−14.23***
					(3.557)
	Constant	27.75***	24.97***	24.50***	23.96***
		(0.0657)	(0.122)	(0.114)	(0.0890)
	Observations	13,465	64,067	118,824	158,628
	Qrt−HS2 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes
	Cntry−Qrt FEs	Yes	Yes	Yes	Yes
	Cntry−HS2 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes
	Pseudo R2	0.995	0.567	0.631	0.596

주: 1) ( ) 안의 값은 각각 수출국-HS 2, 4, 6, 10 단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.
자료: 저자 작성.

나. 상품 특성별 분석 결과

제2장의 선행연구 조사 결과에 따르면, 상품의 특성과 유형에 따라 관세 탄력성은 다르게 나타날 수 있다. 특히 중간재(intermediate goods), 자본재(capital goods), 소비재(consumption goods)는 각각 상이한 수요 구조, 대체 가능성, 가격 민감도, 정책 반응을 가지므로 무역 흐름이 가격이나 정책 변화에 반응하는 정도 또한 차별적으로 나타날 것이라고 예상할 수 있다(Caliendo and Parro 2015; Giri *et al.* 2021).

중간재는 생산 공정에 투입되는 재화로서 파생 수요의 특성을 가지며, 특정 공정에 맞춘 맞춤형 부품일 경우 상대적으로 낮은 무역 탄력성을 가질 수 있다. 그러나 동시에 중간재는 기업의 비용 구조와 이윤에 직접적인 영향을 미치는 요소이므로 기업으로서는 가격 변화에 민감하게 반응하고 더 저렴한 공급처를 탐색할 유인이 존재한다. 특히 광물 등의 원자재처럼 동질성이 높고 표준화된 중간재의 경우, 공급자 간 품질 차이가 작고 대체 가능성이 크기 때문에 가격 변화에 따라 수입 구조 조정이 용이하며 높은 수준의 무역 탄력성을 보일 수 있다.

자본재는 일반적으로 특정 생산 공정에 최적화된 맞춤형 설계, 기술적 호환성, 설치 및 사후관리 지원 등이 수반되며, 이에 따라 공급자와의 장기적 계약 관계가 형성되는 경우가 많다. 이러한 관계 특수성(relationship specificity)은 공급처 전환 시 고정비용을 증가시키고, 가격 변화가 있더라도 다른 공급처로의 이동을 어렵게 만든다. 또한 자본재는 내구재로서 수요가 간헐적이고 비정기적으로 발생하는 특성이 있으며, 이에 따라 단기적인 상대가격 변화에 대한 수요 반응이 제한적일 수 있다(Bas, Fernandes, and Paunov 2024). 이러한 요소들은 자본재의 교역 탄력성이 상대적으로 낮게 나타나는 원인이 된다.

반면 소비재는 최종 소비자에게 직접 판매되는 재화로서, 일반적으로 가격 민감도가 높고 대체 가능한 상품이 다양하게 존재한다. 이에 따라 소비재는 관세나 무역 비용의 변화에 대해 상대적으로 높은 탄력성을 보일 수 있다. 다만

소비재 역시 브랜드 충성도, 품질 차이, 문화적 선호 등 비가격적 요인에 의해 수요가 결정되기도 하므로 가격 변화에 대한 반응이 제한될 가능성도 존재한다.

이론적으로도 상품 유형에 따른 무역 탄력성의 이질성은 무역 모형 설계 시 주요 고려 사항으로 작용한다. Armington 모형과 같은 CES 수요체계를 기반으로 한 표준적 무역 모형에서는 모든 상품이 동일한 탄력성을 가진다고 가정하는 경우도 적지 않다. 그러나 최근 연구들은 산업이나 상품군별 이질적 탄력성을 고려한 접근을 통해 보다 정교한 실증분석의 필요성을 강조한다(Feenstra *et al*. 2018; Imbs and Mejean 2015). 또한 Shapiro(2021)는 환경오염 편향적 무역정책이 상품 특성에 따라 상이한 영향을 미친다는 점을 보여주며 소비재와 중간재 간의 정책 반응 차이에 대한 시사점을 제공한다.

본 연구에서는 이러한 상품 유형별 이질적 탄력성을 분석하기 위해 UN의 BEC 코드와 HS 6단위 2012 연계코드를 활용하여 상품을 중간재, 자본재, 소비재로 분류하였고, 유형별 데이터를 바탕으로 실증분석을 수행하였다. [표 4-9]는 이러한 분류에 기반한 분석 결과를 제시한다. (1)~(3)열은 중간재, (4)~(6)열은 자본재, (7)~(9)열은 소비재 데이터를 사용한 분석 결과이며, 각 열은 포함된 고정효과의 수준에 따라 구분된다. 하나의 표에 결과를 통합하기 위해 각 상품 특성별 분석은 수출국-상품 고정효과를 포함한 결과만 제시하며, 각 상품군별 세 열은 각각 수출국-HS 2단위, 수출국-HS 4단위, 수출국-HS 6단위 고정효과를 사용한 경우를 나타낸다.

우선 수출국-HS 2단위 고정효과를 포함한 (1), (4), (7)열의 결과를 비교하면, 소비재의 관세 탄력성이 가장 높으며 자본재, 중간재 순으로 나타난다. 수출국-상품 수준의 비관측 이질성을 보다 정밀하게 통제한 수출국-HS 4단위 고정효과를 포함한 (2), (5), (8)열의 결과에서는 소비재가 여전히 가장 높은 탄력성을 보이고 중간재가 그 뒤를 따르며, 자본재는 탄력성이 현저히 낮아지고 통계적으로도 유의하지 않은 것으로 나타난다. 이러한 결과는 앞서 논의한 경제학적 직관과 부합하며, 기존 실증연구에서 나타난 경향과도 유사한 패턴을

보여준다.

마지막으로 수출국-HS 6단위 고정효과를 포함한 (3), (6), (9)열의 결과는 앞선 분석과 마찬가지로 단일 연도 자료를 사용하여 HS 6단위 내에서 분기별 관세 변동 폭이 매우 낮음으로 인해, 모든 상품 유형에서 관세 탄력성 추정치의 절댓값이 크게 감소하였다. 특히 자본재의 경우에는 추정치가 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났으며, 대부분 경우 통계적 유의성도 사라지는 경향을 보였다. 그럼에도 불구하고 소비재는 여전히 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 탄력성을 유지하고 있다. 실제로 자본재는 HS 6단위 내에서 분기별 관세율 변동 폭이 0.1%p 미만으로 나타난 비중이 약 20%로 가장 낮았던 반면, 소비재는 같은 기준에서 약 39%로 가장 높은 비중을 차지하였다.

한편 운임보험요율에 대한 탄력성은 대부분의 경우 상품 특성에 관계없이 관세 탄력성에 비해 매우 높은 수준을 유지하는 것으로 나타난다.

표 4-9. 실증분석 결과: HS 6단위, PPML(상품 특성별)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	중간재			자본재			소비재		
	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports
ln(1+Tariff)	-6.071***	-4.536***	-0.0599	-7.882***	-1.784	1.566	-8.361***	-5.400***	-0.632*
	(1.862)	(1.318)	(1.088)	(2.130)	(1.346)	(1.359)	(1.030)	(1.042)	(0.377)
ln(1+TPCR)	-12.49***	-15.19***	-10.84***	-29.86***	-18.89***	-4.711	-25.29***	-26.14***	-18.73***
	(2.615)	(1.408)	(1.777)	(6.111)	(7.177)	(4.955)	(1.618)	(2.019)	(0.986)
Constant	26.12***	26.31***	26.12***	24.43***	24.38***	24.24***	24.59***	24.55***	24.25***
	(0.0910)	(0.0544)	(0.0537)	(0.117)	(0.0990)	(0.0668)	(0.0746)	(0.0757)	(0.0282)
Observations	54,196	54,196	54,196	16,203	16,203	16,203	29,927	29,927	29,927
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS6 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

표 4-9. 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		중간재			자본재			소비재	
	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports
Cntry-Qrt FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt-HS6 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS2 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS4 FEs	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Cntry-HS6 FEs	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes
Pseudo R2	0.928	0.975	0.992	0.794	0.918	0.974	0.879	0.933	0.983

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

다. 품목별 분석 결과

교역 탄력성의 이질성을 보다 체계적으로 분석하기 위해 본 연구는 상품군 간 구조적 이질성을 포착할 수 있는 적절한 수준의 집계 단위인 HS 섹션(Section) 수준에서의 교역 탄력성 비교를 시도하였다. HS 섹션은 특히 소비재, 중간재, 자본재의 구분뿐 아니라, 농산물, 광물, 기계류, 화학제품 등 상품의 물리적 특성, 생산 공정 내 위치, 대체 가능성, 관계 특정성 등의 특성이 비교적 일관되게 집약된 단위로 구성되어 있다.

이러한 구분은 관세에 대한 교역 탄력성의 결정요인으로 작용할 수 있는 다양한 요인들을 간접적으로 통제하거나 구조화하는 데 유리하며, 단순히 기능적 구분(소비재·자본재·중간재)에 의존할 때보다 더 세밀하고 실증적으로 강건한 비교를 가능하게 한다. 예컨대 동일한 중간재라 하더라도 HS 섹션 5(광물성 생산품)는 대체 가능성이 높은 동질적인 원자재로 구성되어 있으므로 상대적으로 높은 교역 탄력성이 기대되는 반면, HS 섹션 6(화학 산업 제품)은 고부가가치 중간재 중심으로 관계 특정성이 상대적으로 높아 낮은 탄력성이 예상된다. 따라서 HS 섹션별 분석은 교역 탄력성의 구조적 이질성을 설명하고 정책적 함의

를 도출하는 데 있어 중요한 통찰을 제공할 수 있다.

이러한 이질성을 고려하는 것은 실증분석과 정책 평가의 정밀도를 제고하는 데 매우 중요하다. 관세율 인상이 동일하다 하더라도 탄력성이 높은 품목은 수입 감소 폭이 크고 후생에 미치는 영향도 클 수 있는 반면, 탄력성이 낮은 품목은 교역량에 거의 변화가 나타나지 않아 후생에 미치는 영향이 낮을 수 있다. 따라서 품목별 교역 탄력성 차이를 반영하지 않으면 정책 효과를 과대 또는 과소 추정하게 된다.

[표 4-10]은 HS 2단위를 기준으로 분류된 20개 섹션을 제시하며, 각 섹션에 포함된 제품군에 대한 간략한 설명을 함께 제공한다. 본 연구에서는 각 HS 섹션별 데이터를 활용하여 섹션별 관세 탄력성을 추정하였다. 다만 지면상의 제약으로 인해 [표 4-4]의 열 (6)과 (7)에 해당하는 수출국-HS 4단위 및 수출국-HS 6단위 고정효과를 포함한 두 가지 모형의 분석 결과 중 관세 탄력성 추정치만을 [표 4-11]에 제시하고, 전체 결과표는 부록에 포함하였다.

표 4-10. 품목 구분(섹션)

섹션(Section)	HS 2단위	품목 범주
1	01-05	살아 있는 동물 및 동물성 제품
2	06-14	식물성 제품
3	15	동·식물성 유지 및 지방
4	16-24	조제 식료품, 음료 및 담배
5	25-27	광물성 제품
6	28-38	화학 산업 제품
7	39-40	플라스틱 및 그 제품
8	41-43	원피, 가죽 및 그 제품
9	44-46	목재, 코르크 및 그 제품
10	47-49	목재펄프 또는 기타 셀룰로오스 섬유 재료
11	50-63	섬유 및 섬유 제품
12	64-67	신발, 모자류, 우산, 깃털 제품 등
13	68-70	석재, 플라스터, 세라믹, 유리 제품
14	71	천연 및 양식 진주, 귀석, 귀금속

표 4-10. 계속

섹션(Section)	HS 2단위	품목 범주
15	72-83	비철금속 및 그 제품
16	84-85	기계류 및 전기기기
17	86-89	차량, 항공기, 수송장비
18	90-92	광학, 사진, 정밀 및 의료기기
19	93	무기 및 탄약
20	94-96	기타 제품

수출국-HS 4단위 고정효과를 포함한 추정 결과에 따르면, 섹션 5(광물성 제품), 섹션 12(신발, 모자류, 우산, 깃털 제품 등), 섹션 9(목재, 코르크 및 그 제품), 섹션 8(원피, 가죽 및 그 제품) 등의 관세 탄력성은 절댓값 기준 10 이상으로 매우 높은 수준으로 추정된다. 반면 섹션 14(천연 및 양식 진주, 귀석, 귀금속 등), 섹션 13(석재, 플라스터, 세라믹, 유리 제품), 섹션 7(플라스틱 및 그 제품) 등은 관세 탄력성이 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나, 해당 품목들은 관세의 변화에 민감하지 않은 것으로 해석될 수 있다.

수출국-HS 6단위 고정효과를 포함한 추정 결과는 수출국-HS 4단위 고정효과를 포함한 결과와 일부 상이한 양상을 보인다. 섹션 5(광물성 제품)는 여전히 높은 관세 탄력성을 나타내는 반면, 섹션 12(신발, 모자류, 우산, 깃털 제품 등), 섹션 9(목재, 코르크 및 그 제품), 섹션 8(원피, 가죽 및 그 제품) 등은 탄력성 추정치가 통계적 유의성을 상실한 것으로 나타난다. 반대로 수출국-HS 4단위 고정효과를 포함한 결과에서는 비록 높은 탄력성을 보이나 통계적으로 유의하지 않았던 섹션 10(목재펄프 또는 기타 셀룰로오스 섬유 재료)은 수출국-HS 6단위 고정효과를 포함한 추정 결과에서는 높은 수준의 탄력성을 유지하면서 통계적으로도 유의한 것으로 추정된다.

한편 섹션 19(무기 및 탄약)의 관세 탄력성은 수출국-HS 4단위 고정효과를 사용한 결과와 비교하더라도 매우 높은 수준으로 추정되었고, 통계적으로도 유

의한 것으로 나타났다. 그러나 해당 섹션의 총관측치가 132개로 매우 적은 반면, 고정효과의 수준은 상당히 높아 실질적으로 추정에 활용된 변동성이 거의 없었을 가능성이 크다.48) 이에 따라 극소수의 관측치가 추정치에 과도한 영향을 미쳤을 수 있으며, 이러한 결과를 섹션 19의 일반적인 탄력성으로 해석하는 데에는 한계가 존재한다.

표 4-11. 실증분석 결과: HS 6단위, 섹션별 PPML, 수출국-HS4 고정효과(분기별)

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
고정효과		Section 1	Section 2	Section 3	Section 4	Section 5	Section 6	Section 7
Cntry-HS4	ln(1+Tariff)	-0.348	-1.229***	-0.263	-1.769**	-24.79***	-2.920	2.813
		(0.381)	(0.338)	(0.219)	(0.737)	(8.785)	(1.853)	(2.530)
Cntry-HS6	ln(1+Tariff)	-0.817***	-1.064***	-11.25*	-3.917***	-14.43*	-1.282	1.965
		(0.282)	(0.320)	(5.912)	(1.333)	(8.555)	(1.807)	(2.088)
		(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
고정효과		Section 8	Section 9	Section 10	Section 11	Section 12	Section 13	Section 14
Cntry-HS4	ln(1+Tariff)	-11.90***	-12.93**	-15.79	-5.278***	-15.60***	3.824	6.484
		(3.535)	(5.489)	(9.879)	(1.057)	(2.302)	(2.385)	(5.457)
Cntry-HS6	ln(1+Tariff)	-1.819	-5.789	-10.80**	-1.144	-2.279	2.140	1.691
		(1.820)	(3.962)	(5.084)	(0.724)	(2.244)	(3.083)	(6.197)
		(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	
고정효과		Section 15	Section 16	Section 17	Section 18	Section 19	Section 20	
Cntry-HS4	ln(1+Tariff)	2.452	-4.922***	1.100	-10.08***	-8.610	-7.572***	
		(1.753)	(1.156)	(4.143)	(1.886)	(12.58)	(2.723)	
Cntry-HS6	ln(1+Tariff)	1.142	3.904***	2.661	-4.461***	-52.14***	1.260	
		(2.957)	(1.102)	(2.663)	(1.731)	(16.69)	(1.910)	

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

48) 관측치에 대한 정보는 [부록 표 1]을 참고하기 바람.

5. 강건성 테스트

가. 로그 선형 방정식

본 절에서는 앞서 PPML 방식으로 추정한 결과가 특정 모형에 과도하게 의존하지 않는지를 검토하기 위해 로그선형 OLS 추정 방법을 적용하여 강건성 검사를 수행한다. 이를 통해 PPML 방식의 신뢰성을 확인하는 동시에, 기존 문헌들에서 중력모형을 활용할 때 일반적으로 로그선형 OLS 방식을 사용하여 교역 탄력성을 추정해왔다는 점을 고려하여 분석 결과의 비교 가능성을 확보할 수 있다. 따라서 본 연구는 앞서 PPML을 통해 수행한 주요 분석을 로그선형 OLS 방식으로 다시 추정하여 결과를 비교 제시한다.

로그선형 방정식을 이용해 관세 탄력성을 추정하기 위해 사용한 기본 방정식은 다음과 같다.

$$\ln(Imports_{ikt}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(1 + Tariff_{ikt}) + \beta_2 \ln(1 + TPCR_{ikt}) + Z_i\beta_3 + \omega_{it} + \eta_{jk} + \mu_{kt} + \epsilon_{ikt}$$

[식 4-2]

강건성 테스트를 위한 로그선형 방정식을 이용한 모든 분석 결과는 지면상의 제약으로 인해 관세 탄력성 및 운임보험요율 탄력성 추정치만을 제시하고, 각 자료에 따른 전체 결과표는 부록에 포함하였다.

[표 4-12]는 [식 4-2]를 바탕으로 하되 운임보험요율(운송비)을 포함하지 않은 [표 4-2]와 이를 설명변수로 포함한 [표 4-4]의 HS 6단위 분기별 자료에 대한 PPML 추정 결과에 대응되는 로그선형 OLS 방정식 기반 분석 결과를 제시한다. 각 열은 대응되는 앞선 표들과 동일하게 사용된 고정효과의 구성에 따라 구분된다.

[표 4-12]에 따르면 모든 경우에서 관세 탄력성은 통계적으로 유의한 음(-)

의 값을 가지며, 이는 기존 실증연구들의 추정 결과 범위에 부합한다. 운송비를 포함하지 않은 경우 [표 4-2]와 비교해 보면 PPML을 활용한 경우와 마찬가지로 수출국-상품 고정효과를 포함할수록 관세 탄력성 추정치의 절댓값이 감소하며, 고정효과의 상품 분류 수준이 세분될수록 그 감소 폭이 커져 수출국-HS 6단위 고정효과를 사용할 때 가장 낮은 추정치를 나타낸다. 전반적으로 PPML 추정 결과와 질적으로 유사한 양상을 보이지만, 감소 폭은 상대적으로 작고 (7)열에서 보이듯 모든 고정효과를 포함한 경우에도 추정치는 PPML보다 높은 수준을 유지하면서 통계적으로도 유의한 것으로 나타난다. 또한 PPML 추정 결과와 마찬가지로 운임보험요율(운송비) 변수를 포함함에 따라 모든 열에서 교역 탄력성의 점 추정치가 다소 감소하고 관세 탄력성과 운임보험요율 탄력성이 크게 다르지 않아 구조적 중력방정식의 이론적 예측에 부합함을 보여준다.

또한 앞선 결과들과 일관되게 수출국-상품 고정효과를 포함하면 교역 탄력성의 절댓값은 감소하며, 특히 수출국-HS 6단위 고정효과를 포함한 모든 가능한 고정효과를 통제한 경우에는 비탄력적인 추정치를 보이지만 여전히 통계적으로 유의한 수준을 유지한다.

운임보험요율에 대한 교역 탄력성 역시 PPML 결과와 질적으로 유사하게 수출국-HS 6단위 고정효과를 포함한 (7)열에서도 높은 수준을 유지한다. 다만 양적으로는 차이를 보여, PPML 모형에서는 절댓값 기준으로 9.9~19.9 수준으로 나타난 것에 비해 로그선형 방정식에서는 3.5~4.5 수준으로 더 낮은 값을 보인다.

표 4-12. 강건성 검사 결과: HS 6단위, 로그 선형(분기별)

모형		(1) ln(Imports)	(2) ln(Imports)	(3) ln(Imports)	(4) ln(Imports)	(5) ln(Imports)	(6) ln(Imports)	(7) ln(Imports)
운송비 미포함	ln(1+Tariff)	−4.635***	−3.660***	−3.635***	−3.713***	−3.346***	−2.716***	−1.461***
		(0.397)	(0.361)	(0.361)	(0.387)	(0.306)	(0.291)	(0.262)
운송비 포함	ln(1+Tariff)	−3.628***	−2.701***	−2.687***	−2.772***	−2.245***	−1.769***	−0.722***
		(0.334)	(0.300)	(0.300)	(0.323)	(0.246)	(0.225)	(0.205)
	ln(1+TPCR)	−4.582***	−4.448***	−4.454***	−4.494***	−4.387***	−4.112***	−3.496***
		(0.0916)	(0.0890)	(0.0886)	(0.0902)	(0.0843)	(0.0775)	(0.0675)

주: 1) ( ) 안의 값은 각각 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

[표 4-13]은 HS 2단위, 4단위, 10단위 수준의 데이터를 활용한 분석 결과로, 이는 PPML 추정 결과인 [표 4-5], [표 4-6], [표 4-7]에 대응된다. [표 4-12]를 포함한 네 개의 표에 나타난 분석 결과를 비교해 보면, PPML 결과와는 다소 상이하지만 기존 실증 연구들의 결과와 일치하는 결과가 관찰된다. 즉 유사한 수준의 수출국-상품 고정효과를 사용했을 때 상품 분류 단위가 세분될수록 관세 탄력성 추정치의 절댓값은 소폭 증가하는 경향이 나타난다. 예컨대 수출국-HS 2단위 고정효과를 포함한 결과를 비교해 보면, HS 2단위 데이터를 사용한 경우 관세 탄력성의 절댓값은 0.665((5)열), HS 4단위는 1.663((5)열), HS 6단위는 2.245([표 4-12], 운송비 포함 (5)열), HS 10단위는 2.738((4)열)로 추정된다.

표 4-13. 강건성 검사 결과: HS 2, 4, 10단위, 로그 선형(분기별)

자료		(1) ln(Imports)	(2) ln(Imports)	(3) ln(Imports)	(4) ln(Imports)	(5) ln(Imports)	(6) ln(Imports)	(7) ln(Imports)
HS 2단위	ln(1+Tariff)	−3.502***	−2.645***	−2.599***	−2.591***	−0.665*		
		(0.664)	(0.584)	(0.595)	(0.602)	(0.403)		
	ln(1+TPCR)	−4.264***	−4.029***	−4.090***	−4.060***	−3.133***		
		(0.181)	(0.162)	(0.161)	(0.160)	(0.133)		

표 4-13. 계속

자료		(1) ln(Imports)	(2) ln(Imports)	(3) ln(Imports)	(4) ln(Imports)	(5) ln(Imports)	(6) ln(Imports)	(7) ln(Imports)
HS 4단위	ln(1+Tariff)	−3.144***	−2.295***	−2.288***	−2.316***	−1.663***	−0.696***	
		(0.422)	(0.365)	(0.368)	(0.395)	(0.284)	(0.206)	
	ln(1+TPCR)	−3.990***	−3.829***	−3.839***	−3.856***	−3.794***	−3.178***	
		(0.0749)	(0.0718)	(0.0721)	(0.0731)	(0.0741)	(0.0797)	
HS 10단위	ln(1+Tariff)	−4.001***	−3.003***	−3.108***	−2.738***	−2.357***	−1.806***	−0.813***
		(0.302)	(0.275)	(0.301)	(0.229)	(0.222)	(0.247)	(0.204)
	ln(1+TPCR)	−4.588***	−4.479***	−4.548***	−4.452***	−4.245***	−3.848***	−3.512***
		(0.0800)	(0.0783)	(0.0790)	(0.0749)	(0.0710)	(0.0745)	(0.0625)

주: 1) ( ) 안의 값은 각각 수출국-HS 2, 4, 10단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

[표 4-14]는 [표 4-8]에 대응되는 결과로, HS 2단위, 4단위, 6단위, 10단위의 네 가지 경우 모두 HS 2단위 데이터에서 사용할 수 있는 모든 고정효과를 동일하게 적용하여 분석한 결과를 제시한다. 해당 결과 또한 PPML 추정 결과와 질적으로 일치한다. 구체적으로 살펴보면 HS 2단위에서 HS 4단위로 세분될 경우 관세 탄력성 추정치의 절댓값이 증가하는 경향을 보이나, HS 4단위에서 HS 6단위 및 10단위로 더 세분될 경우에는 오히려 관세 탄력성의 추정치가 감소하는 양상을 보인다. 이러한 경제학적 직관과 상반되는 결과는 PPML 분석 결과와 마찬가지로 세분된 상품 수준에서의 이질적인 특성을 충분히 통제하지 못해 추정치에 편의(bias)가 발생한 데서 비롯된 것일 수 있다.

한편 운임보험요율에 대한 탄력성은 상품이 세분될수록 소폭이나마 일관되게 증가하는 경향을 보인다.

표 4-14. 강건성 검사 결과: HS 단위별, 수출국-HS2 고정효과, 로그 선형(분기별)

자료		(1) HS2 ln (Imports)	(2) HS4 ln (Imports)	(3) HS6 ln (Imports)	(4) HS10 ln (Imports)
HS2	ln (1+Tariff)	−0.665*			
		(0.403)			
	ln (1+TPCR)	−3.133***			
		(0.133)			
HS4	ln (1+Tariff)		−1.851***		
			(0.319)		
	ln (1+TPCR)		−4.051***		
			(0.0750)		
HS6	ln (1+Tariff)			−1.051***	
				(0.220)	
	ln (1+TPCR)			−4.703***	
				(0.0944)	
HS10	ln (1+Tariff)				−1.038***
					(0.199)
	ln (1+TPCR)				−4.728***
					(0.0824)

주: 1) ( ) 안의 값은 각각 수출국-HS 2, 4, 6, 10단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

[표 4-15]는 [표 4-9]에 대응되는 결과를 제시하며, 각 품목에 대한 세 열은 각각 수출국-HS 2, 4, 6단위 고정효과를 추가로 사용한 분석 결과이다. [표 4-15]에 따르면 수출국-HS 2단위 및 수출국-HS 4단위 고정효과를 사용할 경우 자본재는 가장 높은 수준의 관세 탄력성을 보이며, 이는 PPML 결과와는 다소 상이한 양상이다. 그러나 수출국-HS 6단위 고정효과를 사용하면 PPML 결과와 마찬가지로 자본재의 관세 탄력성은 현저히 낮아지고 통계적으로도 유의하지 않은 것으로 나타난다. 소비재의 경우에도 PPML 결과와 일관되게 수출국-HS 6단위 고정효과를 포함하더라도 여전히 통계적으로 유의한 수준의 관세 탄력성을 유지하는 것으로 확인된다.

PPML 결과와의 또 다른 차이점은 자본재의 경우 운임보험요율에 대한 탄력성이 통계적으로 유의하며, 그 추정치 역시 비교적 안정적으로 유지된다는 점이다.

표 4-15. 강건성 검사 결과: HS 6단위, 상품 특성별, 로그 선형(분기별)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	중간재			자본재			소비재		
	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)
ln(1+Tariff)	−1.639***	−1.092***	−0.465	−5.029***	−2.798***	−0.732	−2.277***	−1.955***	−0.739**
	(0.361)	(0.329)	(0.301)	(0.900)	(0.961)	(0.943)	(0.401)	(0.390)	(0.339)
ln(1+TPCR)	−4.312***	−3.886***	−3.358***	−7.082***	−6.447***	−5.184***	−4.110***	−3.975***	−3.443***
	(0.110)	(0.107)	(0.0921)	(0.429)	(0.426)	(0.346)	(0.141)	(0.142)	(0.123)

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

[표 4-16]은 [표 4-11]에 대응되는 결과로, HS 섹션별 추정치를 제시한다. 마찬가지로 지면상의 제약으로 인해 수출국-HS 4단위 및 수출국-HS 6단위 고정효과를 포함한 두 가지 모형의 분석 결과 중 관세 탄력성 추정치만을 제시하고, 전체 결과표는 부록에 포함하였다.

[표 4-16]에 따르면 전반적으로 로그선형 방정식의 추정 결과는 PPML 결과와 크게 다르지 않은 것으로 나타난다. 실제로 두 경우 모두 섹션 5(광물성 제품)가 가장 높은 수준의 관세 탄력성을 보이는데, 이러한 결과는 PPML를 사용할 때와 일치하는 결과이다. 또한 섹션 12(신발, 모자류, 우산, 깃털 제품 등) 역시 두 경우 모두에서 상대적으로 높은 관세 탄력성을 가지는 것으로 추정되는 데, 이 역시 PPML 결과와 질적으로 유사하다.

표 4-16. 강건성 검사 결과: HS 6단위, 섹션별, 수출국-HS4 및 수출국-HS6 고정효과, 로그 선형(분기별)

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
고정효과		Section 1	Section 2	Section 3	Section 4	Section 5	Section 6	Section 7
Cntry-HS4	ln(1+Tariff)	0.536	−0.609**	0.185	−1.174	−20.77**	−5.432***	−3.247**
		(0.883)	(0.274)	(0.594)	(0.838)	(9.786)	(1.242)	(1.374)
Cntry-HS6	ln(1+Tariff)	−0.980*	−0.792**	−3.554	−2.149**	−16.56**	−2.446*	−1.694
		(0.564)	(0.319)	(9.224)	(0.986)	(7.192)	(1.310)	(1.396)
		(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
고정효과		Section 8	Section 9	Section 10	Section 11	Section 12	Section 13	Section 14
Cntry-HS4	ln(1+Tariff)	−6.350**	−9.118*	−21.58*	−2.707***	−9.757***	3.014	−2.505
		(2.619)	(4.866)	(12.64)	(0.511)	(2.145)	(1.970)	(5.638)
Cntry-HS6	ln(1+Tariff)	−0.696	−1.372	−12.14	−0.137	−4.425**	3.234*	−1.410
		(2.331)	(4.341)	(8.878)	(0.509)	(1.821)	(1.884)	(4.627)
		(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	
고정효과		Section 15	Section 16	Section 17	Section 18	Section 19	Section 20	
Cntry-HS4	ln(1+Tariff)	0.226	−2.761***	1.122	−4.377***	−13.61	−6.013***	
		(1.181)	(0.692)	(2.642)	(1.406)	(14.34)	(1.642)	
Cntry-HS6	ln(1+Tariff)	0.109	0.111	3.662*	−1.426	−21.03*	−0.434	
		(1.178)	(0.724)	(2.144)	(1.313)	(12.23)	(1.638)	

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

나. 부가적 모수 편의 조정

최근 Weidner and Zylkin(2021)은 PPML 추정량이 갖는 점근적 한계 중 하나를 지적하였다. 이들은 특히 시간 차원이 고정된 패널 구조에서 다중 고정효과(multi-way fixed effects)를 포함할 경우, PPML 추정이 부가적 모수 편의(incidental parameter bias)에 노출될 수 있음을 보였다. 이는 기존 문헌에서 논의된 바 있는 고전적 부가적 모수 문제와 유사하게, 제한된 시계열 정보로 인해 수많은 고정효과를 정확히 추정하지 못하고 이에 따라 관심 있는 계수의 추정값조차 체계적으로 왜곡될 수 있음을 의미한다.

또한 Weidner and Zylkin(2021)은 이러한 구조하에서 일반적으로 사용하는 군집-강건 표준오차(cluster-robust standard errors)조차도 편의(bias)

를 동반할 수 있다고 지적한다. 이는 다중 고정효과가 포함된 PPML 모델의 분산 추정이 정확한 유한표본 성질을 가지지 않으며, 과소 혹은 과대 추정된 신뢰구간을 초래할 수 있다는 점에서 실증 연구자들에게 중요한 함의를 제공한다.

특히 본 연구는 단일연도 교역 자료를 사용하였으므로 분기별로 분석하였을 때 4기 시점만 포함하는 자료임에도 국가, 시간, 산업 등의 다차원 고정효과를 필요로 하기 때문에 PPML 추정량의 편향 가능성과 표준오차의 왜곡 가능성을 충분히 인식하고 해석에 주의를 기울일 필요가 있다. 이에 본 연구는 주요 분석 결과인 [표 3-4]를 중심으로, Weidner and Zylkin(2021)의 방법론을 활용한 추가적인 모수 편의 보정을 적용하여 결과를 재추정(replicate)하고, 이를 통해 분석 결과의 강건성을 검증하고자 한다.

다만 Weidner and Zylkin(2021)이 제안한 점근적 편향 보정 PPML 방법을 사용할 경우, 운임보험요율 변수를 포함하면 수렴 문제(convergence issue)가 발생하기 때문에 본 연구에서는 해당 변수 없이 결과를 추정하였다. 또한 지면의 제약과 가독성을 고려하여 수출국-상품 고정효과를 추가한 경우의 결과만을 제시하며, 점 추정치 및 군집-강건 표준오차의 편의 여부와 그 규모를 비교하는 데 목적이 있으므로 두 값만 보고한다.

우선 [표 4-17]은 일반적인 PPML 방법으로 추정한 HS 6단위 전체 상품에 대한 평균 관세 탄력성 추정치 및 표준오차(표 4-2의 (1), (2), (3)열)와, 점근적 편향 보정된 PPML 추정 결과((4), (5), (6)열)를 병렬로 제시한다. 각 열은 추가된 수출국-상품 고정효과의 수준(HS2, HS4, HS6)에 따라 구분된다.

점근적 편향 보정 PPML을 사용할 경우 일반 PPML에 비해 계수 추정치와의 차이가 발생하는 것을 볼 수 있으나 두 추정 방법에서 도출된 추정치 간의 차이는 통계적으로 유의하지 않다. 또한 표준오차의 편의 여부를 고려하더라도 추정치의 통계적 유의성 측면에서 양 방법론은 일치하는 결과를 보인다. 이는 질적 해석뿐만 아니라 양적 결과에 있어서도 점근적 편향 보정 결과가 일반적인 PPML 추정치의 결과와 다르지 않음을 시사한다.

표 4-17. 강건성 검사 결과: HS 6단위, PPML, 점근적 편향 조정

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ctny-HS2 FEs	Ctny-HS4 FEs	Ctny-HS6 FEs	Ctny-H2 FEs	Ctny-HS4 FEs	Ctny-HS6 FEs
	PPML			점근적 편향 조정 PPML		
	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports
ln(1+Tariff)	-6.813***	-5.240***	-0.555	-5.651***	-4.357***	-0.573
	(0.909)	(0.673)	(0.470)	(0.649)	(0.728)	(0.550)

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

[표 4-18]은 상품 특성별 관세 탄력성 추정치 및 표준오차((1), (2)열)와 점근적 편향 보정된 PPML 추정 결과((3), (4)열)를 병렬로 제시한다. 지면의 제약과 가독성을 고려하여 수출국-HS 4단위 및 수출국-HS 6단위 고정효과의 수준이 추가된 결과만 제시한다.

[표 4-17]의 결과와 마찬가지로, 점근적 편향 보정 PPML을 적용할 경우 수출국-HS 4단위 고정효과를 포함한 사양에서는 모든 상품 그룹에서 추정치가 다소 감소하는 경향을 보이며, 수출국-HS 6단위 고정효과를 포함한 경우에는 매우 소폭 증가하는 경향이 나타난다. 그러나 두 경우 모두 일반 PPML과 점근적 편향 보정 PPML 간의 추정치 차이는 통계적으로 유의하지 않은 수준이며, 표준오차의 편의 여부를 고려하더라도 추정치의 통계적 유의성은 대체로 일치하는 것으로 확인된다. 다만 수출국-HS 6단위 고정효과를 포함한 사양에서 소비재 그룹에 한해 두 방법론 간 통계적 유의성 여부가 다소 상이한 결과를 보였다.

표 4-18. 강건성 검사 결과: HS 6단위, 상품 특성별, PPML, 점근적 편향 조정(분기별)

		(1)	(2)	(3)	(4)
		Ctny-HS4 FEs	Ctny-HS6 FEs	Ctny-HS4 FEs	Ctny-HS6 FEs
		PPML		점근적 편향 조정 PPML	
		Imports	Imports	Imports	Imports
중간재	ln(1+Tariff)	−4.363***	−0.022	−3.303***	−0.095
		(1.181)	(1.083)	(1.426)	(1.271)
자본재	ln(1+Tariff)	−1.731	1.129	−1.379	1.299
		(1.108)	(1.332)	(1.306)	(1.577)
소비재	ln(1+Tariff)	−6.679***	−1.150*	−5.773***	−1.197
		(1.079)	(0.649)	(1.196)	(0.823)

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

[표 4-19]와 [표 4-20]은 HS 섹션 수준에서 추정된 관세 탄력성 결과를 제시한 것으로, 지면상의 제약을 고려하여 수출국-HS 4단위 및 수출국-HS 6단위 고정효과를 포함한 두 가지 사양의 분석 결과만을 보고한다.

섹션별 추정 결과 역시 앞서 제시한 전체 표본 결과와 유사하게, 대부분의 경우 일반 PPML과 점근적 편향 보정 PPML 간의 계수 추정치 차이는 통계적으로 유의하지 않은 수준으로 나타난다. 그러나 표준오차의 편의 여부를 고려할 경우 점근적 편향 보정 PPML에서 통계적 유의성이 다소 약화되는 사례가 일부 섹션에서 관찰된다. 이는 본 연구가 단일 연도 자료를 활용하고 있으므로 분석에 사용된 시계열 정보가 분기 단위로 매우 제한적인 반면, 사용한 고정효과는 매우 높은 수준으로 고정효과 추정에 따른 부가적 모수 편의(incidental parameter bias)에 상대적으로 취약할 수 있다는 점을 시사한다. 이러한 점을 감안할 때, 편향 보정 추정치에서 통계적 유의성이 일부 낮아지는 현상은 단기 자료 구조의 특성에서 기인했을 가능성이 크다는 점에 유의할 필요가 있다.

표 4-19. 강건성 검사 결과: HS 6단위, 섹션별, PPML, 점근적 편향 조정, 수출국-HS4 고정효과(분기별)

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		Section 1	Section 2	Section 3	Section 4	Section 5	Section 6	Section 7
PPML	ln(1+Tariff)	−0.677*	−1.042***	−0.248	−1.636**	−29.45***	−4.035**	5.511**
		(0.367)	(0.265)	(0.204)	(0.721)	(8.680)	(1.964)	(2.696)
편향 조정	ln(1+Tariff)	0.0780	−1.032***	−5.466	−1.909*	−21.38**	−3.841*	4.942***
PPML		(0.351)	(0.442)	(6.873)	(1.013)	(11.17)	(2.193)	(1.432)
		(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
		Section 8	Section 9	Section 10	Section 11	Section 12	Section 13	Section 14
PPML	ln(1+Tariff)	−13.32***	−13.88**	−14.68	−5.927***	−22.32***	6.780***	1.009
		(3.625)	(5.582)	(9.270)	(1.078)	(3.102)	(2.497)	(6.007)
편향 조정	ln(1+Tariff)	−10.26***	−14.36**	−13.69	−5.255***	−14.63***	5.793*	2.508
PPML		(3.179)	(5.213)	(7.15)	(1.026)	(4.900)	(3.212)	(7.348)
		(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	
		Section 15	Section 16	Section 17	Section 18	Section 19	Section 20	
PPML	ln(1+Tariff)	2.945	−4.571***	5.927	−11.03***	−15.44	−8.258***	
		(1.820)	(1.136)	(3.916)	(2.055)	(12.03)	(2.580)	
편향 조정	ln(1+Tariff)	2.662	−3.229***	4.557*	−9.599***	−28.405*	−6.264***	
PPML		(2.900)	(1.281)	(2.335)	(1.650)	(15.363)	(2.132)	

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

표 4-20. 강건성 검사 결과: HS 6단위, 섹션별, PPML, 점근적 편향 조정, 수출국-HS6 고정효과(분기별)

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		Section 1	Section 2	Section 3	Section 4	Section 5	Section 6	Section 7
PPML	ln(1+Tariff)	−0.977***	−0.987***	−11.25*	−4.202***	−15.45*	−2.778	2.894
		(0.294)	(0.300)	(6.436)	(1.281)	(8.820)	(2.039)	(1.786)
편향 조정	ln(1+Tariff)	−0.619*	−0.983**	−13.16*	−4.396***	−13.93	−3.248	2.967
PPML		(0.352)	(0.421)	(7.512)	(1.416)	(11.79)	(2.487)	(2.017)
		(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
		Section 8	Section 9	Section 10	Section 11	Section 12	Section 13	Section 14
PPML	ln(1+Tariff)	−0.636	−8.591**	−10.36	−1.965**	−4.647**	2.831	−0.0355
		(2.285)	(4.298)	(7.172)	(0.830)	(2.235)	(3.226)	(6.104)
편향 조정	ln(1+Tariff)	−1.103	−9.259*	−11.10	−2.212**	−3.762	2.795	0.722
PPML		(2.789)	(5.000)	(7.873)	(1.043)	(3.177)	(3.658)	(7.698)
		(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	
		Section 15	Section 16	Section 17	Section 18	Section 19	Section 20	
PPML	ln(1+Tariff)	1.299	3.599***	7.584**	−4.759**	−50.87***	1.734	
		(2.980)	(1.096)	(3.309)	(1.876)	(15.84)	(2.237)	
편향 조정	ln(1+Tariff)	1.419	4.017***	6.223	−4.906**	−56.93***	2.039	
PPML		(3.451)	(1.361)	(4.050)	(2.153)	(19.954)	(2.693)	

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

제5장

결론 및 시사점

1. 분석 결과 개요

국제무역은 국가 간 경제적 관계와 경제 성장률에 영향을 미치는 가장 중요한 변수이고, 각국의 무역정책은 수출입 거래에 직접적인 영향을 미치면서 해당국 및 전 세계 경제에 다양한 변화를 초래한다. 여러 무역정책 중 관세 조치는 국내의 특정 산업을 보호하고 정부 세수입 증대에 활용할 수 있는 가장 실용적인 정책적 도구다. 특히 미국과 같은 대규모 경제체제의 관세정책 변화는 국내외 무역과 투자의 흐름에 영향을 미쳐 전 세계 경제에 불확실성을 가져올 수 있다. 이것이 최근 미국 트럼프 2기 행정부가 시행한 보편관세 및 상호관세 조치의 경제적 효과가 어떻게 귀결될지에 대해 전 세계가 주목하는 이유다. 이를 제대로 분석하기 위해서는 교역의 관세 탄력성을 정확하게 추정하는 것이 필수적이다. 그래야만 관세 탄력성을 통해 수출입뿐만 아니라 소비자물가, 세수입, 후생 등의 경제적 변화를 정확하게 측정할 수 있다. 이에 본 연구는 문헌조사를 통해 교역의 관세 탄력성을 연구한 국내외 선행연구의 주요 내용을 종합적으로 분석하여 여러 이론적 근거를 제시하였고, 이를 한국의 2014년 수입통관자료에 적용하여 관세 탄력성을 실증적으로 추정해 보았다.

본 연구가 수행한 이론 분석, 선행연구 조사, 실증분석의 주요 내용은 다음과 같이 종합적으로 요약할 수 있다. 첫째, 본 연구는 교역의 관세 탄력성을 추정하기 위한 이론적 근거로서 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 기본 이론 모형을 소개하였는데, 이를 통해 수입수요 함수를 중심으로 관세 탄력성을 추정할 수 있는 방정식을 도출할 수 있다. 이 방정식에 따르면 교역의 관세 탄력성은 전적으로 품목 간 대체탄력성으로 추정될 수 있다. 즉 품목 간 대체 가능성이 높을수록 관세 변화에 교역은 더 민감하게 반응한다. 만약 특정 제품의 관세가 올라갈 때 소비자가 다른 제품으로 쉽게 대체할 수 있다면 해당 제품의 수입은 더 빠른 속도로 줄어들 것이다.

둘째, Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 수입수요 함수는 구조적 중력방정식으로 쉽게 변환되므로 실증분석으로 활용 시 다루기 쉽다는 장점이 있지만, 여러 가정으로 인해 현실성이 다소 떨어진다는 단점 또한 존재한다. 이에 본 연구는 향후 진행될 관련 연구의 주제 및 목적에 따라 이 모형이 어떻게 더 발전할 수 있을지에 대해 여러 가지 논의 사항을 제안하였다. 그 내용은 ① CES 효용함수의 계층 수준, ② 수출공급 함수의 고려, ③ 부분 전가의 가능성, ④ 기타 무역 비용의 고려, ⑤ 내생성 문제 해결, ⑥ 과세가격 산정 기준 고려로 요약할 수 있다. 이 내용들에 따르면, 교역의 관세 탄력성을 추정할 때 품목 간 대체탄력성 외에 다른 요소들 또한 지대한 영향을 줄 수 있으므로 이를 적절히 반영하는 이론 모형 개발 및 실증분석 전략이 필요하다.

셋째, 선행 실증분석 연구에 대한 메타분석 결과에 따르면, 교역의 관세 탄력성 추정치는 절댓값으로 평균 2.5~5.1 사이이나, 표본 대상, 자료 성격, 분석 방법론 등에 따라 그 편찻값이 상당히 큰 것으로 나타났다. 이를 통해 교역의 관세 탄력성을 추정하기 위해서는 대체탄력성을 확인하는 것이 가장 중요하나, 국가별, 품목별, 기업별, 자료적 특성, 정책적 특성 등 여러 가지 요인 또한 대체탄력성에 영향을 줄 수 있음을 정량적으로 확인할 수 있었다. 먼저 국가별 특성의 경우, 수입국의 시장지배력이 클수록 수출국 기업이 조세 부담을 떠안을 가능성이 크고, 수출국이 선진국일 때 가격 변화에 덜 민감한 고품질 제품을 수출할 가능성이 크므로 교역의 관세 탄력성은 낮아지게 된다. 또한 양자 간 무역협정을 체결했을 때 가격 변화에 더 민감하게 반응하여 관세 탄력성이 상대적으로 높았으나, 과거 식민 관계였거나 가격 격차가 큰 경우, 물리적 거리가 먼 경우에는 품질 등 가격 외의 다른 요인이 교역에 더 중요하므로 관세 탄력성이 상대적으로 낮았다.

산업별·품목별 특성의 경우, 대체탄력성에 가장 중요하게 영향을 미치는 결정요인은 상품 차별화 수준으로 나타났다. 농산품이나 광물 제품과 같이 동질적이고 표준화된 제품은 가격 변화에 민감하므로 관세 탄력성이 컸다. 그러나

기계, 섬유와 같은 이질적 제품은 가격 외의 다른 요인이 교역 결정에 더 중요하므로 관세 탄력성이 작았다. 이 외에 산업구조의 특성도 중요한데, 특히 중간재의 사용 비율과 다양성이 높은 산업은 가격 변화에 따른 파급효과가 크고 대체 가능성이 높아 관세 탄력성이 높았다. 또한 산업 내 품목 간 생산성 차이가 클수록, 정규거래소에서 거래되는 상품일수록 대체 가능성이 높아 관세 탄력성이 컸다. 마지막으로 시장 경쟁력과 구조 또한 중요한 요인인데, 시장 경쟁력이 높을수록 더 쉽게 대체상품으로 이동하므로 관세 탄력성이 컸다. 이윤 폭이 큰 품목의 경우 기업이 가격 설정에 유연성을 가지면서 관세 부담을 떠안을 가능성이 크므로 관세 탄력성이 작았다. 이 외에도 기술적 우위, 상표 인지도 등 여러 비가격 경쟁적 요소들이 관세 탄력성에 영향을 줄 것으로 예상된다.

기업별 특성의 경우, 기업 간 전략적 상호 보완성이 중요하다. 보완성이 높을 경우 관세 변화에 따라 어느 한 기업이 시장에서 철수 또는 진입, 가격 변화 등 대응 행동을 취하면 다른 경쟁기업도 경쟁력 유지를 위해 같은 행동을 취할 가능성이 높다. 따라서 관세 탄력성은 더 높게 나타날 것이다. 또한 기업 생산성 수준도 중요한데, 생산성이 높은 기업은 관세가 인상되더라도 가격을 유지하거나 조정할 수 있는 여력이 있으므로 관세 탄력성은 더 낮게 나타날 수 있다.

자료적 특성의 경우, 품목 분류의 집성 수준이 관세 탄력성 추정치에 큰 영향을 미친다. 품목 분류의 집성 수준이 세분될수록 품목 간에 더 비슷한 특성을 공유하므로 대체 가능성이 커진다. 따라서 HS 2단위와 같이 집성 수준이 상위인 자료를 실증분석에 고려한다면 관세 탄력성의 추정치는 과소 추정될 (under-estimated) 가능성이 크다. 이 외에 분석 기간과 범위, 자료 출처, 대리변수 고려 또한 관세 탄력성 추정치 변화에 영향을 줄 수 있다. 특히 관세 탄력성은 장기에 더 높게 나타났는데, 장기에는 관세 변화에 대한 기업의 수익성 민감도가 증가하고 기업의 진입 및 조정 비용이 반영되어 무역 흐름이 더 크게 반응하기 때문이다.

정책적 특성의 경우, 본 연구는 2010년대 중후반 실시된 미국 트럼프 1기 행

정부의 관세 조치와 상대국의 보복 조치를 분석한 선행연구 사례를 소개하였다. 이 연구들에 따르면, 당시 미국의 관세 조치는 외국 기업의 수출가격에 영향을 주지 않았고 오직 수입품의 가격 상승에만 영향을 준 것으로 나타났다. 즉 트럼프 1기의 관세 조치는 그 비용이 대부분 미국 내 소비자와 수입업자에게 전가되면서 관세 탄력성이 컸던 것으로 나타났다. 반면 미국의 관세 조치에 대응한 중국 등 주요국의 보복 조치는 미국의 수출기업에 그 부담이 전가된 것으로 나타났다. 이 경우 수입수요에 대한 관세 탄력성은 상대적으로 적게 나타날 것이다. 이처럼 관세 조치가 선제적 조치인지, 또는 그에 따른 보복 조치인지 등의 정책적 특성도 관세 탄력성에 영향을 줄 수 있음을 정량적으로 확인할 수 있었다.

이러한 이론적 배경을 바탕으로, 본 연구는 2014년 한국의 수입통관자료를 분기별 HS 6단위로 정리한 데이터를 이용하여 관세 탄력성을 추정해 보았다. 분석 방법론으로는 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 구조적 중력방정식에 기반한 PPML 추정법을 사용하였다. 실증분석 결과 수출국-상품 고정효과를 포함하지 않을 경우 관세 탄력성의 절댓값은 약 5~10 수준으로 추정되어 기존 선행연구와 유사한 수준임을 확인하였다. 그러나 단일연도 기준의 데이터를 활용함에 따라 분기별 수출국-상품별 관세 변동성이 제한되었고, 이 때문에 수출국-상품 고정효과를 포함할 경우에는 관세 탄력성의 절댓값이 감소하는 경향이 나타났다. 또한 상품의 집성 단위에 따라 관세 탄력성 추정치도 통계적으로 유의하게 다르게 나타났으며, 고정효과의 설정에 따라 그 차이가 상이한 패턴을 띠는 것으로 확인되었다.

상품 특성별로 살펴보면 소비재의 관세 탄력성이 가장 높게 나타났으며, 중간재와 자본재가 그 뒤를 이었다. 한편 상품을 더 세분화해 섹션 단위로 분석한 결과, 광물성 제품 등 동질성이 높은 품목의 관세 탄력성은 절댓값 기준 10이상으로 매우 크게 추정된 반면, 석재 및 세라믹 등 일부 섹션에서는 통계적으로 유의미한 탄력성이 관찰되지 않았다.

분석 방법론의 강건성을 점검하기 위하여 로그선형 방정식과 점근적 편향 보정 PPML 추정법을 병행 적용한 결과, 모든 추정 방법에서 결과는 질적으로 유사하였고 통계적 유의성 역시 일관되게 확인되었다. 이는 일반 PPML 추정법이 관세 탄력성 분석에 신뢰성과 타당성을 충분히 갖춘 접근임을 시사한다. 아울러 본 연구에서는 수출국-상품 고정효과를 포함하지 않은 경우, 구조적 중력방정식 이론에 부합하게 운임보험요율 탄력성이 관세 탄력성과 유사한 수준으로 추정됨을 확인하였다. 그러나 수출국-상품별 관세가 분기별 변동이 적은 것과는 달리, 운임보험요율은 상대적으로 변동성이 크기 때문에 수출국-상품 고정효과를 포함하더라도 탄력성 추정치의 절댓값이 감소하지 않았으며 수출국-HS 6단위 고정효과를 적용한 분석에서도 여전히 높은 수준을 유지하는 것으로 나타났다.

2. 시사점

본 연구의 정성적·정량적 분석 결과는 향후 무역정책 수립 및 학술 연구에 중요한 시사점을 제공한다. 첫째, 주요 선행연구와 본 연구의 분석 결과에서 관세 변화는 특정 제품의 대체 가능성에 따라 무역 흐름에 영향을 미침을 확인하였다. 특히 대체 가능성이 높은 제품일수록 관세 변화에 민감하게 반응함을 알 수 있었다. 이는 정부가 관세정책을 수립할 때 주로 대체 가능성을 고려하여 민감성을 관리해야 함을 시사한다. 특히 산업별·품목별로 대체탄력성이 다르게 나타나기 때문에 각 산업 및 품목의 특성과 대체 가능성을 고려한 맞춤형 관세정책이 필요하다. 예를 들어 주요국뿐만 아니라 우리나라 또한 농산물, 광물과 같은 동질적인 제품은 관세 변화에 민감하므로 세심한 정책 설계가 요구된다.

둘째, 교역의 관세 탄력성은 산업별·품목별 특성뿐만 아니라 국가별·기업별 특성 등 다양한 요소가 영향을 줄 수 있음을 확인할 수 있었다. 선진국 여부, 시

장지배력, 기술 수준, 무역협정 체결 여부, 물리적 거리 등 무역상대국의 특징과 이들과의 정치·외교적 관계가 관세 탄력성에 영향을 줄 수 있으므로 관련 정책 수립을 수립할 때 적절한 고려가 필요하다. 또한 기업의 생산성과 전략적 행동, 시장 경쟁 구조도 관세 탄력성 추정에 중요함을 확인하였다. 따라서 정부가 관련 정책을 수립하는 경우 산업 내 수출기업의 대응 전략과 시장 경쟁력을 분석하여 정책을 조정한다면 효과적인 무역환경을 조성할 수 있을 것이다. 장기적 관점의 정책 설계도 매우 중요하다. 대체로 관세 탄력성은 장기적으로 더 높게 나타나기 때문에 단기적인 관세 변화뿐만 아니라 장기적인 경제적 영향까지 고려한 정책 설계가 필요할 것이다. 이상과 같은 변수들에 대한 종합적인 고려는 정부가 더 효과적이고 지속 가능한 관세 및 그 대응 조치를 설계하는 데 필요한 요건이 된다.

셋째, 위에서 언급한 여러 가지 실무적 변수 외에도 관세 탄력성 자체를 추정할 때 여러 가지 유의사항이 존재한다. 기존 많은 연구들이 국가 전반을 아우르는 단일한 무역 탄력성 추정치를 제시해 온 것과 달리, 본 연구는 관세 탄력성을 추정하기 위해 사용한 계량경제학적 추정 방법론의 차이보다 데이터의 집성 방법 및 상품 특성에 따른 차이가 더 뚜렷하게 나타난다는 점을 실증적으로 확인하였다. 이러한 결과는 Ossa(2015)가 주장했던 관세 탄력성의 이질성이 한국의 경우에도 명확하게 적용됨을 보여준다. Ossa(2015)는 교역 탄력성을 평균값으로 통합하여 분석할 경우 실제 무역으로 인한 후생 이득을 과소평가할 수 있다고 지적한 바 있다. 본 연구는 소비재의 높은 관세 탄력성과 특정 산업군의 낮은 탄력성을 규명함으로써 일률적인 정책 접근이 아닌 차별화된 무역정책의 필요성을 강조한다. 또한 중간재임에도 불구하고 광물과 같은 필수적인 중간재의 관세 탄력성이 매우 높다는 점은 이러한 품목에 대한 관세 부과나 공급망 차질이 국가 경제의 생산성과 후생에 심각한 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 따라서 무역정책의 효과를 정확하게 평가하고 실효성을 높이기 위해서는 총액 데이터가 아닌 세부 품목별 또는 산업별로 데이터를 세밀히 나누어 정확

하게 추정함으로써 올바른 정책을 설계하는 것이 중요하다는 점을 재차 강조하고자 한다.

넷째, 본 연구는 고정효과의 설정 방식 또한 관세 탄력성 추정 결과에 큰 영향을 미친다는 점을 보여주었다. 고정효과는 관측되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)으로 인한 내생성 문제를 해결하는 데 중요한 역할을 하지만, 어떤 고정효과를 포함하는지에 따라 추정하고자 하는 변수의 정보가 달라질 수 있다. 본 연구는 단일 연도 데이터를 분기별로 분할하여 분석했기 때문에 분기별 관세 변동성이 제한적이었다. 이 때문에 수출국-상품 고정효과를 포함했을 때 관세 탄력성 추정치가 감소하는 경향을 보였다. 이는 단기간의 패널 데이터를 활용할 경우 고정효과가 관세 변동 정보를 과도하게 흡수하여 교역 효과를 과소평가할 수 있음을 의미한다. 따라서 관세 탄력성을 추정할 경우 분석 목적과 데이터의 특성을 충분히 고려하여 적절한 고정효과를 선택해야 함을 알 수 있다. 다른 한편으로 장기간의 데이터를 활용할 때 역시 미시적이고 시계열적인 특성을 제대로 반영하지 않으면 관세 효과가 과대평가 될 위험이 있음을 시사한다.

다섯째, 본 연구는 운임보험요율과 같은 비관세 무역 비용 요소의 중요성을 강조하고자 한다. 분석 결과 운임보험요율은 관세와 달리 분기별 변동 폭이 크며, 고정효과를 포함한 분석에서도 높은 탄력성을 유지하는 특징을 보여주었다. 이는 상품의 이동에 수반되는 운송 및 보험 비용이 교역량에 미치는 영향이 매우 큼을 의미한다. 따라서 무역정책을 수립하고 효과를 평가할 때, 관세에만 집중하기보다는 운임보험요율을 비롯한 기타 무역 비용에 대한 면밀한 고려가 필요함을 간접적으로 시사한다.

마지막으로, 분석 모형 및 방법론에 있어서 본 연구는 구조적 중력방정식 모형이 관세 탄력성 분석 시 매우 신뢰할 만한 방법임을 확인하였다. 다양한 추정 기법과 고정효과 설정에도 일관적인 결과가 도출된 점은 모형의 견고함을 입증하며, 관세 탄력성 추정에 활용할 수 있는 유용한 모형임을 시사한다.

3. 본 연구의 한계 및 후속 연구 주제

본 연구는 실증분석 시 2014년 단일 연도 자료를 활용함에 따라 관세 변동성이 제한된 상황을 고려했다는 한계를 가진다. 이 경우 고정효과로서 수출국-상품 더미를 분석에 포함하면 관세 변동의 정보를 과도하게 흡수하여 탄력성 추정치의 절댓값이 감소하거나 통계적 유의성을 상실하는 등의 과소평가를 초래하였다. 다만 수출국-상품 더미를 포함하지 않은 실증분석에서는 품목 분류 세분화에 따라 관세 탄력성 추정치가 높아졌고, 유사한 수준의 운임보험요율 탄력성 추정치를 얻을 수 있었다. 이는 이론모형 및 선행연구 결과와도 일치하는 분석 결과이다. 후속 연구에서는 다년도 패널자료를 통해 관세 변동성이 비교적 활발한 상황을 고려한다면 어떠한 고정효과 더미를 고려해도 이론모형 및 선행연구 결과와 일치하면서 정확한 관세 탄력성 추정치를 도출할 수 있을 것으로 기대해 본다.

또한 본 연구는 국가별·산업별·기업별 특성에 따른 다양한 관세 탄력성 추정치의 근거가 되는 이론모형을 직접적으로 개발하지는 않았다. 다만 향후 고려 가능한 여러 가지 이론 모형의 발전 방향을 제시했을 뿐이다. 구체적으로 본 연구는 CES 효용함수의 계층 수준, 수출공급 함수의 고려, 부분 전가의 가능성, 기타 무역 비용의 고려, 내생성 문제 해결, 과세가격 산정 기준 고려 등으로 이를 범주화하였다. 이를 바탕으로 후속 연구에서는 Fontagné, Guimbard, and Orefice(2022)의 기본 모형에서 설정한 기본 가정에서 벗어나 보다 현실적인 상황을 반영한 이론모형을 개발할 수 있을 것으로 기대해 본다.

관세 탄력성 추정치는 다양한 방면의 연구에서 활용이 가능하다. 이를 활용할 수 있는 연구 주제로는 최적 관세율 추정(Broda and Weinstein 2006), 자중손실 추정(Fajgelbaum *et al.* 2020; Amiti, Redding and Weinstein 2019), 경제적 후생효과 추정(Caliendo and Parro 2015), 세수입 변화(장용

준, 조미진 2020; Yale Budget Lab 2024), FTA 등 무역협정 및 무역정책의 효과 분석(배찬권 외 2012; 김영귀 외 2014; 김종덕 외 2024) 등을 들 수 있다. 본 연구가 국내에서 관세 탄력성 추정치를 분석하는 연구의 기반이 되어 이후 이를 효과적으로 활용하는 후속 연구가 활성화되기를 기대해 본다.

참고문헌

[국문자료]

강진욱. 2006.「우리나라 수출입신고에 있어서 FOB와 CIF 가격의 변경에 관한 연구」.『관세학회지』, 제7권 제2호.

김영귀, 금혜윤, 유새별, 김양희, 김한성. 2014.『한국의 FTA 10년 평가와 향후 정책방향』. 연구보고서 14-05. 대외경제정책연구원.

김종덕, 김영귀, 조문희, 구경현, 김현수, 예상준, 김혁중. 2024.「2024 미국 대선: 미국 통상정책의 경제적 영향 분석」. 오늘의 세계경제 24-15. 대외경제정책연구원.

배찬권, 김정곤, 금혜윤, 장용준. 2012.『한국 기발효 FTA의 경제적 효과 분석』. 연구보고서 12-03. 대외경제정책연구원.

이양기. 2011.「관세평가의 전자적 적용을 위한 통관제도의 개선방안에 관한 연구」.『관세학회지』, 제12권 제1호.

장용준, 김민정, 최보영, 현혜정. 2019.『무역기술장벽(TBT)의 국제적 논의동향과 경제적 효과 분석』. 중장기통상전략연구 19-05. 대외경제정책연구원.

장용준, 조미진. 2020.「과세가격 산정기준 변화에 따른 관세수입의 변화: 수요의 가격탄력성을 고려한 장기적 효과」.『국제통상연구』, 제25권 제1호.

[영문자료]

Amiti, M., S. Redding, and D. Weinstein. 2019. “The Impact of the 2018 Tariffs on Prices and Welfare.” *Journal of Economic Perspectives*, 33(4): 187-210.

Anderson, J. and E. van Wincoop. 2003. “Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle.” *American Economic Review*, 93(1): 170-192.

Arkolakis, C., A. Costinot, and A. Rodriguez-Clare. 2012. “New Trade Models, Same Old Gains?” *American Economic Review*, 102(1): 94–130.

Armington, P. 1969. “A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production.” *Staff Papers*, 16(1): 159–178.

Baier, S. L., J. H. Bergstrand and M. W. Clance. 2018. “Heterogeneous effects of economic integration agreements.” *Journal of Development Economics*, Vol. 135: 587-608.

Bajzik, J., T. Havranek, Z. Irsova, and J. Schwarz. 2020. “Estimating the Armington Elasticity: The Importance of Study Design and Publication Bias.” *Journal of International Economics*, 127: 103383.

Bas, Maria, Ana Fernandes, and Caroline Paunov. 2024. “How resilient was trade to COVID-19?” *Economics Letters*, 240: 111080.

Boehm, C., A. Levchenko, and N. Pandalai-Nayar. 2023. “The Long and Short (Run) of Trade Elasticities.” *American Economic Review*, 113(4): 861-905.

Broda, C. and D. Weinstein. 2006. “Globalization and the Gains from Variety.” *Quarterly Journal of Economics*, 121(2): 541-585.

Caliendo, L. and F. Parro. 2015. “Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA.” *Review of Economic Studies*, 82(1): 1–44.

Carrere, C., M. Mrazova, and P. Neary. 2020. “Gravity Without Apology: the Science of Elasticities, Distance and Trade.” *The Economic Journal*, 130(628): 880-910.

Cavallo, A., G. Gopinath, B. Neiman, and J. Tang. 2021. “Tariff Pass-Through at the Border and at the Store: Evidence from US Trade Policy.” *American Economic Review: Insights*, 3(1): 19–34.

Cheong, Juyoung. 2023. “Do preferential trade agreements stimulate high-tech exports for low-income countries?” *Economic Modelling*, 127: 106465.

De Bromhead, A., A. Fernihough, M. Lampe, and K. O’Rourke. 2019. “When Britain Turned Inward: The Impact of Interwar British Protection.” *American Economic Review*, 109(2): 325-352.

Egger, P. H., M. Larch and Y. V. Yotov. 2022. “Gravity estimations with interval data: Revisiting the impact of free trade agreements.” *Economica*, 89(353): 44-61.

Fajgelbaum, P., P. Goldberg, P. Kennedy, and A. Khandelwal. 2020. “The Return to Protectionism.” *Quarterly Journal of Economics*, 135(1): 1-55.

Feenstra, R. 1989. “Symmetric Pass-through of Tariffs and Exchange Rates under Imperfect Competition: an Empirical Test.” *Journal of International Economics*, 27(1-2): 25-45.

______. 1992. “How Costly is Protectionism.” *Journal of Economic Per spectives*, 6: 159-178.

Feenstra, R. C., P. Luck, M. Obstfeld, and K. N. Russ. 2018. “In search of the Armington elasticity.” R*eview of Economics and Statistics*, 100(1): 135-150.

Fontagné, L., H. Guimbard, and G. Orefice. 2022. “Tariff-based Product-level Trade Elasticities.” *Journal of International*

Economics, 137: 103593.

Fontagné, L., P. Martin, and G. Orefice. 2018. "The International Elasticity Puzzle is worse than you think." *Journal of International Economics*, 115: 115-129.

Giri, Rahul, Kei-Mu Yi, and Hakan Yilmazkuday. 2021. "Gains from Trade: Does Sectoral Heterogenity Matter?" *Journal of International Economics*, 129: 103429.

Green, J. and J. Scheinkman. 1979. *General Equilibrium, Growth, and Trade, Elsevier Monographs, Elsevier.* edition 1. number 9780122987502.

Head, K. and T. Mayer. 2014. "Gravity equations: Workhorse, toolkit, and cookbook." *Handbook of International Economics,* 4: 131-195. Elsevier.

Hyun, H. and Y. Jang. 2019. "New Trade Restrictive Measures and Exports: Evidence from South Korea." *Seoul Journal of Economics*, 32(2): pp. 137-162.

______. 2021. "Technical Regulation and Trade: Export Quality Matters." *The World Economy*, 45(5): 1447-1476.

Imbs, J. and I. Mejean. 2015. "Elasticity Optimism." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(3), 43-83.

Kee, H., A. Nicita, and M. Olarreaga. 2008. "Import Demand Elasticities and Trade Distortions." *Review of Economics and Statistics*, 90(4): 666-682.

______. 2009. "Estimating Trade Restrictiveness Indices." *Economic Journal*, 119(534): 172-199.

Melitz, M. 2003. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallozations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 71(6): 1695-1725.

Ossa, R. 2014. "Trade Wars and Trade Talks with Data." *American Economic Review*, 104(12): 4104–4146.

______. 2015. "Why Trade Matters After All." *Journal of International Economics*, 97(2): 266–277.

Rauch, J. 1999. "Networks versus Markets in International Trade." *Journal of International Economics*, 48(1): 7–35.

Riker, D. 2020. "A Trade Cost Approach to Estimating the Elasticity of Substitution." Economics Working Paper Series 2020-07-D. U.S. International Trade Commission.

Romalis, J. 2007. "NAFTA's and CUSFTA's Impact on International Trade." *Review of Economics and Statistics,* 89(3): 416-435.

Santos Silva, J. M. C., Silvana Tenreyro. 2006. "The log of gravity." *Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641-658.

Simonovska, I. and M. Waugh. 2014. "The Elasticity of Trade: Estimates and Evidence." *Journal of International Economics*, 92(1): 34-50.

Shapiro, Joseph S. 2021. "The environmental bias of trade policy." *The Quarterly Journal of Economics*, 136.2: 831-886.

Soderbery, A. 2018. "Trade Elasticities, Heterogeneity, and Optimal Tariffs." *Journal of International Economics*, 114: 44-62.

Weidner, Martin and Zylkin, Thomas. 2021. "Bias and consistency in three-way gravity models." *Journal of International Economics*, 132: 103513.

Xiong, B. and J. Beghin. 2014. "Disentangling Demand-Enhancing

and Trade-Cost Effects of Maximum Residue Regulations." *Economic Inquiry*, 52(3): 1190-1203.
Yale Budget Lab. 2024. *Fiscal, Macroeconomic, and Price Estimates of Tariffs under Both Non-Retaliation and Retaliation Scenarios*.

[온라인 자료]

CEPII. DB. https://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/bdd_modele_item.asp?id=8(검색일: 2025. 4. 30.).
UN Trade Statistics. Broad Economic Categories(BEC). https://unstats.un.org/unsd/trade/classifications/bec.asp(검색일: 2025. 4. 30.).
______. HS 2012 CODE. https://unstats.un.org/unsd/classifications/Econ(검색일: 2025. 4. 30.).

부록

부록 표 1. 실증분석 결과: HS 6단위, 섹션별, PPML, 수출국-HS4 고정효과(분기별)49)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Section 1	Section 2	Section 3	Section 4	Section 5	Section 6	Section 7
ln(1+Tariff)	−0.348	−1.229***	−0.263	−1.769**	−24.79***	−2.920	2.813
	(0.381)	(0.338)	(0.219)	(0.737)	(8.785)	(1.853)	(2.530)
ln(1+TPCR)	−5.220***	−13.28***	−4.024**	−6.366***	−8.052***	−20.24***	−22.70***
	(1.112)	(4.799)	(1.954)	(1.225)	(2.489)	(1.222)	(5.701)
Constant	23.70***	24.27***	23.13***	22.52***	29.02***	23.49***	23.97***
	(0.0898)	(0.308)	(0.0845)	(0.0805)	(0.178)	(0.0741)	(0.182)
Observations	1,694	1,977	475	4,778	1,312	12,895	7,285
Pseudo R2	0.966	0.972	0.989	0.937	0.993	0.943	0.938
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Section 8	Section 9	Section 10	Section 11	Section 12	Section 13	Section 14
ln(1+Tariff)	−11.90***	−12.93**	−15.79	−5.278***	−15.60***	3.824	6.484
	(3.535)	(5.489)	(9.879)	(1.057)	(2.302)	(2.385)	(5.457)
ln(1+TPCR)	−46.00***	−1.636	−15.04***	−35.63***	−40.63***	−20.41***	−42.99**
	(5.749)	(1.224)	(1.544)	(2.595)	(6.398)	(2.239)	(19.50)
Constant	25.58***	22.48***	22.37***	24.39***	26.30***	22.86***	24.38***
	(0.234)	(0.264)	(0.0478)	(0.0820)	(0.148)	(0.143)	(0.200)
Observations	2,169	1,405	3,055	18,199	1,673	3,684	598
Pseudo R2	0.920	0.908	0.921	0.915	0.968	0.936	0.974
	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	
	Section 15	Section 16	Section 17	Section 18	Section 19	Section 20	
ln (1+Tariff)	2.452	−4.922***	1.100	−10.08***	−8.610	−7.572***	
	(1.753)	(1.156)	(4.143)	(1.886)	(12.58)	(2.723)	
ln (1+TPCR)	−19.26***	−21.87***	−23.02***	−45.18***	−34.35***	−16.40***	
	(1.634)	(3.727)	(3.316)	(8.255)	(12.12)	(1.623)	
Constant	24.33***	24.59***	24.36***	24.41***	24.48***	23.67***	
	(0.0674)	(0.0646)	(0.163)	(0.108)	(0.137)	(0.107)	
Observations	12,472	28,582	2,821	7,513	132	4,733	
Pseudo R2	0.952	0.910	0.927	0.896	0.992	0.922	
Cntry−Qrt FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry−HS4 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt−HS4 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

49) 수출국-HS 4단위 고정효과를 포함할 경우 관세 탄력성과는 달리 운임보험요율에 대한 교역 탄력성은 대부분의 품목에서 약 5~46% 수준으로 비교적 탄력적이며, 통계적으로도 유의한 수준으로 나타난다.

부록 표 2. 실증분석 결과: HS 6단위, 섹션별, PPML, 수출국-HS6 고정효과(분기별)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Section 1	Section 2	Section 3	Section 4	Section 5	Section 6	Section 7
ln(1+Tariff)	−0.817***	−1.064***	−11.25*	−3.917***	−14.43*	−1.282	1.965
	(0.282)	(0.320)	(5.912)	(1.333)	(8.555)	(1.807)	(2.088)
ln(1+TPCR)	−7.332***	−3.355***	−2.894**	−4.287***	−5.399	−16.27***	−7.815
	(1.316)	(1.104)	(1.467)	(0.467)	(3.486)	(1.091)	(7.361)
Constant	23.94***	23.68***	23.40***	22.71***	28.73***	23.44***	23.88***
	(0.0818)	(0.0751)	(0.166)	(0.113)	(0.190)	(0.0793)	(0.210)
Observations	1,694	1,977	475	4,778	1,312	12,895	7,285
Pseudo R2	0.991	0.991	0.993	0.982	0.997	0.986	0.988
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Section 8	Section 9	Section 10	Section 11	Section 12	Section 13	Section 14
ln(1+Tariff)	−1.819	−5.789	−10.80**	−1.144	−2.279	2.140	1.691
	(1.820)	(3.962)	(5.084)	(0.724)	(2.244)	(3.083)	(6.197)
ln(1+TPCR)	−30.76***	−5.802***	−14.07***	−20.13***	−26.61***	−13.76***	−26.99***
	(4.047)	(1.052)	(1.372)	(2.403)	(3.633)	(1.757)	(8.989)
Constant	24.96***	22.46***	22.43***	24.05***	25.48***	22.90***	24.45***
	(0.114)	(0.187)	(0.0345)	(0.0587)	(0.122)	(0.179)	(0.208)
Observations	2,168	1,405	3,055	18,198	1,673	3,684	598
Pseudo R2	0.990	0.975	0.973	0.980	0.993	0.978	0.988
	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	
	Section 15	Section 16	Section 17	Section 18	Section 19	Section 20	
ln (1+Tariff)	1.142	3.904***	2.661	−4.461***	−52.14***	1.260	
	(2.957)	(1.102)	(2.663)	(1.731)	(16.69)	(1.910)	
ln (1+TPCR)	−13.16***	−9.561**	−14.40***	−25.89***	−23.71***	−16.88***	
	(1.711)	(4.763)	(2.198)	(6.565)	(6.602)	(1.396)	
Constant	24.33***	24.29***	24.30***	24.16***	24.38***	23.45***	
	(0.101)	(0.0677)	(0.119)	(0.0925)	(0.0762)	(0.0852)	
Observations	12,472	28,582	2,817	7,513	132	4,733	
Pseudo R2	0.983	0.977	0.988	0.978	0.996	0.986	
Cntry-Qrt FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS4 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt-HS4 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

부록 표 3. 강건성 검사 결과: HS 6단위, 로그 선형(분기별, 운송비 미포함)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	ln(Imports)	ln(Imports)	ln(Imports)	ln(Imports)	ln(Imports)	ln(Imports)	ln(Imports)
ln(1+Tariff)	−4.635***	−3.660***	−3.635***	−3.713***	−3.346***	−2.716***	−1.461***
	(0.397)	(0.361)	(0.361)	(0.387)	(0.306)	(0.291)	(0.262)
lnGDP_j	0.470***						
	(0.00825)						
lnGDPPC_j	−0.0252**						
	(0.0121)						
lnDistance	−0.644***						
	(0.0160)						
WTO	0.0967						
	(0.260)						
Constant	11.68***	19.13***	19.13***	19.13***	19.11***	19.08***	19.02***
	(0.363)	(0.0205)	(0.0205)	(0.0218)	(0.0176)	(0.0159)	(0.0132)
Observations	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824
Adjusted R2	0.290	0.337	0.337	0.309	0.441	0.624	0.784
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS6 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-Qrt FEs	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt-HS6 FEs	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS2 FEs	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS4 FEs	No	No	No	No	No	Yes	Yes
Cntry-HS6 FEs	No	No	No	No	No	No	Yes

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

부록 표 4. 강건성 검사 결과: HS 6단위, 로그 선형(분기별)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	ln(Imports)	ln(Imports)	ln(Imports)	ln(Imports)	ln(Imports)	ln(Imports)	ln(Imports)
ln(1+Tariff)	−3.628***	−2.701***	−2.687***	−2.772***	−2.245***	−1.769***	−0.722***
	(0.334)	(0.300)	(0.300)	(0.323)	(0.246)	(0.225)	(0.205)
ln(1+TPCR)	−4.582***	−4.448***	−4.454***	−4.494***	−4.387***	−4.112***	−3.496***
	(0.0916)	(0.0890)	(0.0886)	(0.0902)	(0.0843)	(0.0775)	(0.0675)
lnGDP_j	0.428***						
	(0.00751)						
lnGDPPC_j	−0.0339***						
	(0.0109)						
lnDistance	−0.520***						
	(0.0148)						
WTO	−0.182						
	(0.193)						
Constant	12.48***	19.42***	19.42***	19.43***	19.39***	19.35***	19.25***
	(0.299)	(0.0182)	(0.0182)	(0.0193)	(0.0155)	(0.0137)	(0.0113)
Observations	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824	118,824
Adjusted R2	0.427	0.464	0.464	0.439	0.549	0.697	0.832
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS6 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-Qrt FEs	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt-HS6 FEs	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS2 FEs	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS4 FEs	No	No	No	No	No	Yes	Yes
Cntry-HS6 FEs	No	No	No	No	No	No	Yes

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

부록 표 5. 강건성 검사 결과: HS 2단위, 로그 선형(분기별)

	(1) ln(Imports)	(2) ln(Imports)	(3) ln(Imports)	(4) ln(Imports)	(5) ln(Imports)
ln(1+Tariff)	−3.502***	−2.645***	−2.599***	−2.591***	−0.665*
	(0.664)	(0.584)	(0.595)	(0.602)	(0.403)
ln(1+TPCR)	−4.264***	−4.029***	−4.090***	−4.060***	−3.133***
	(0.181)	(0.162)	(0.161)	(0.160)	(0.133)
lnGDP_j	0.717***				
	(0.0246)				
lnGDPPC_j	0.0271				
	(0.0323)				
lnDistance	−0.763***				
	(0.0622)				
WTO	0.919**				
	(0.361)				
Constant	6.826***	20.47***	20.48***	20.47***	20.27***
	(0.904)	(0.0490)	(0.0497)	(0.0502)	(0.0270)
Observations	13,465	13,465	13,465	13,465	13,465
Adjusted R2	0.484	0.554	0.549	0.546	0.900
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS 2 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry−Qrt FEs	No	No	Yes	Yes	Yes
Qrt−HS2 FEs	No	No	No	Yes	Yes
Cntry−HS2 FEs	No	No	No	No	Yes

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 2단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

부록 표 6. 강건성 검사 결과: HS 4단위, 로그 선형(분기별)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports	Imports
ln(1+Tariff)	−3.144***	−2.295***	−2.288***	−2.316***	−1.663***	−0.696***
	(0.422)	(0.365)	(0.368)	(0.395)	(0.284)	(0.206)
ln(1+TPCR)	−3.990***	−3.829***	−3.839***	−3.856***	−3.794***	−3.178***
	(0.0749)	(0.0718)	(0.0721)	(0.0731)	(0.0741)	(0.0797)
lnGDP_j	0.564***					
	(0.0103)					
lnGDPPC_j	−0.0159					
	(0.0141)					
lnDistance	−0.672***					
	(0.0229)					
WTO	0.187					
	(0.179)					
Constant	9.836***	19.49***	19.49***	19.49***	19.49***	19.60***
	(0.376)	(0.0236)	(0.0237)	(0.0250)	(0.0190)	(0.0123)
Observations	64,059	64,059	64,059	63,880	62,808	57,459
Adjusted R2	0.476	0.523	0.524	0.514	0.641	0.865
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS 4 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-Qrt FEs	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt-hs4 FEs	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS2 FEs	No	No	No	No	Yes	Yes
Cntry-HS4 FEs	No	No	No	No	No	Yes

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 4단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

부록 표 7. 강건성 검사 결과: HS 10단위, 로그 선형(분기별)

	(1) ln(Imports)	(2) ln(Imports)	(3) ln(Imports)	(4) ln(Imports)	(5) ln(Imports)	(6) ln(Imports)	(7) ln(Imports)
ln(1+Tariff)	-4.001***	-3.003***	-3.108***	-2.738***	-2.357***	-1.806***	-0.813***
	(0.302)	(0.275)	(0.301)	(0.229)	(0.222)	(0.247)	(0.204)
ln(1+TPCR)	-4.588***	-4.479***	-4.548***	-4.452***	-4.245***	-3.848***	-3.512***
	(0.0800)	(0.0783)	(0.0790)	(0.0749)	(0.0710)	(0.0745)	(0.0625)
lnGDP_j	0.378***						
	(0.00635)						
lnGDPPC_j	-0.0369***						
	(0.00944)						
lnDistance	-0.438***						
	(0.0123)						
WTO	-0.205						
	(0.188)						
Constant	12.98***	19.26***	19.27***	19.25***	19.21***	19.16***	19.09***
	(0.270)	(0.0160)	(0.0173)	(0.0139)	(0.0129)	(0.0134)	(0.0108)
Observations	158,628	158,628	158,628	158,628	158,628	158,628	158,628
Adjusted R2	0.419	0.448	0.414	0.509	0.630	0.736	0.815
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS10 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-Qrt FEs	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt-HS10 FEs	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS2 FEs	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS4 FEs	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS6 FEs	No	No	No	No	No	Yes	Yes
Cntry-HS10 FEs	No	No	No	No	No	No	Yes

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 10단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

부록 표 8. 강건성 검사 결과: HS 단위별, 수출국-HS2 고정효과, 로그 선형(분기별)

		(1) HS2 ln (Imports)	(2) HS4 ln (Imports)	(3) HS6 ln (Imports)	(4) HS10 ln (Imports)
HS2	ln (1+Tariff)	−0.665*			
		(0.403)			
	ln (1+TPCR)	−3.133***			
		(0.133)			
HS4	ln (1+Tariff)		−1.851***		
			(0.319)		
	ln (1+TPCR)		−4.051***		
			(0.0750)		
HS6	ln (1+Tariff)			−1.051***	
				(0.220)	
	ln (1+TPCR)			−4.703***	
				(0.0944)	
HS10	ln (1+Tariff)				−1.038***
					(0.199)
	ln (1+TPCR)				−4.728***
					(0.0824)
	Constant	20.27***	19.49***	19.35***	19.19***
		(0.0270)	(0.0233)	(0.0160)	(0.0138)
	Observations	13,465	64,067	118,824	158,628
	Adjusted R2	0.900	0.407	0.405	0.362
	Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes
	HS2 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes
	Country FEs	Yes	Yes	Yes	Yes
	Cntry−Qrt FEs	Yes	Yes	Yes	Yes
	Qrt−HS2 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes
	Cntry−HS2 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes

주: 1) ( ) 안의 값은 각각 수출국-HS 2, 4, 6, 10단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

부록 표 9. 강건성 검사 결과: 상품 특성별, HS 6단위, 로그 선형(분기별)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		중간재			자본재			소비재	
	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)	ln (Imports)
ln(1+Tariff)	-1.639***	-1.092***	-0.465	-5.029***	-2.798***	-0.732	-2.277***	-1.955***	-0.739**
	(0.361)	(0.329)	(0.301)	(0.900)	(0.961)	(0.943)	(0.401)	(0.390)	(0.339)
ln(1+TPCR)	-4.312***	-3.886***	-3.358***	-7.082***	-6.447***	-5.184***	-4.110***	-3.975***	-3.443***
	(0.110)	(0.107)	(0.0921)	(0.429)	(0.426)	(0.346)	(0.141)	(0.142)	(0.123)
Constant	19.32***	19.26***	19.20***	20.06***	19.96***	19.83***	19.34***	19.31***	19.17***
	(0.0203)	(0.0176)	(0.0144)	(0.0415)	(0.0408)	(0.0371)	(0.0343)	(0.0323)	(0.0267)
Observations	54,196	54,196	54,196	16,203	16,203	16,203	29,927	29,927	29,927
Adjusted R2	0.559	0.728	0.836	0.500	0.656	0.801	0.626	0.735	0.841
Quarter FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
HS6 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-Qrt FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt-HS6 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS2 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS4 FEs	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Cntry-HS6 FEs	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

부록 표 10. 강건성 검사 결과: HS 6단위, 섹션별, 수출국-HS4 고정효과, 로그 선형(분기별)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Section 1	Section 2	Section 3	Section 4	Section 5	Section 6	Section 7
ln(1+Tariff)	0.536	−0.609**	0.185	−1.174	−20.77**	−5.432***	−3.247**
	(0.883)	(0.274)	(0.594)	(0.838)	(9.786)	(1.242)	(1.374)
ln(1+TPCR)	−3.797***	−3.438***	−3.821***	−2.978***	−3.484***	−3.696***	−3.899***
	(0.226)	(0.253)	(0.458)	(0.191)	(0.479)	(0.178)	(0.177)
Constant	18.81***	18.48***	18.72***	18.71***	20.41***	19.23***	19.25***
	(0.154)	(0.0672)	(0.0821)	(0.111)	(0.241)	(0.0544)	(0.0636)
Observations	1,694	1,977	475	4,778	1,312	12,895	7,285
Adjusted R2	0.730	0.738	0.764	0.700	0.794	0.716	0.702
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Section 8	Section 9	Section 10	Section 11	Section 12	Section 13	Section 14
ln(1+Tariff)	−6.350**	−9.118*	−21.58*	−2.707***	−9.757***	3.014	−2.505
	(2.619)	(4.866)	(12.64)	(0.511)	(2.145)	(1.970)	(5.638)
ln(1+TPCR)	−6.826***	−4.056***	−3.388***	−5.043***	−8.025***	−3.463***	−9.728***
	(1.057)	(0.400)	(0.239)	(0.323)	(1.118)	(0.387)	(1.858)
Constant	19.69***	19.18***	18.58***	19.22***	20.16***	18.88***	19.72***
	(0.139)	(0.248)	(0.0426)	(0.0406)	(0.143)	(0.0985)	(0.242)
Observations	2,169	1,405	3,055	18,199	1,673	3,684	598
Adjusted R2	0.646	0.640	0.708	0.680	0.741	0.699	0.791
	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	
	Section 15	Section 16	Section 17	Section 18	Section 19	Section 20	
ln(1+Tariff)	0.226	−2.761***	1.122	−4.377***	−13.61	−6.013***	
	(1.181)	(0.692)	(2.642)	(1.406)	(14.34)	(1.642)	
ln(1+TPCR)	−4.538***	−6.291***	−5.378***	−6.665***	−6.390***	−4.640***	
	(0.261)	(0.310)	(0.519)	(0.868)	(1.745)	(0.422)	
Constant	19.25***	19.97***	19.61***	19.98***	18.26***	19.27***	
	(0.0457)	(0.0325)	(0.130)	(0.0668)	(0.263)	(0.0677)	
Observations	12,472	28,582	2,821	7,513	132	4,733	
Adjusted R2	0.686	0.655	0.614	0.675	0.479	0.678	
Cntry-Qrt FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry-HS4 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt-HS4 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 4단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

부록 표 11. 강건성 검사 결과: HS 6단위, 섹션별, 수출국-HS6 고정효과, 로그 선형(분기별)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Section 1	Section 2	Section 3	Section 4	Section 5	Section 6	Section 7
ln(1+Tariff)	0.536	−0.609**	0.185	−1.174	−20.77**	−5.432***	−3.247**
	(0.883)	(0.274)	(0.594)	(0.838)	(9.786)	(1.242)	(1.374)
ln(1+TPCR)	−3.797***	−3.438***	−3.821***	−2.978***	−3.484***	−3.696***	−3.899***
	(0.226)	(0.253)	(0.458)	(0.191)	(0.479)	(0.178)	(0.177)
Constant	18.81***	18.48***	18.72***	18.71***	20.41***	19.23***	19.25***
	(0.154)	(0.0672)	(0.0821)	(0.111)	(0.241)	(0.0544)	(0.0636)
Observations	1,694	1,977	475	4,778	1,312	12,895	7,285
Adjusted R2	0.730	0.738	0.764	0.700	0.794	0.716	0.702
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Section 8	Section 9	Section 10	Section 11	Section 12	Section 13	Section 14
ln(1+Tariff)	−6.350**	−9.118*	−21.58*	−2.707***	−9.757***	3.014	−2.505
	(2.619)	(4.866)	(12.64)	(0.511)	(2.145)	(1.970)	(5.638)
ln(1+TPCR)	−6.826***	−4.056***	−3.388***	−5.043***	−8.025***	−3.463***	−9.728***
	(1.057)	(0.400)	(0.239)	(0.323)	(1.118)	(0.387)	(1.858)
Constant	19.69***	19.18***	18.58***	19.22***	20.16***	18.88***	19.72***
	(0.139)	(0.248)	(0.0426)	(0.0406)	(0.143)	(0.0985)	(0.242)
Observations	2,169	1,405	3,055	18,199	1,673	3,684	598
Adjusted R2	0.646	0.640	0.708	0.680	0.741	0.699	0.791
	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	
	Section 15	Section 16	Section 17	Section 18	Section 19	Section 20	
ln(1+Tariff)	0.226	−2.761***	1.122	−4.377***	−13.61	−6.013***	
	(1.181)	(0.692)	(2.642)	(1.406)	(14.34)	(1.642)	
ln(1+TPCR)	−4.538***	−6.291***	−5.378***	−6.665***	−6.390***	−4.640***	
	(0.261)	(0.310)	(0.519)	(0.868)	(1.745)	(0.422)	
Constant	19.25***	19.97***	19.61***	19.98***	18.26***	19.27***	
	(0.0457)	(0.0325)	(0.130)	(0.0668)	(0.263)	(0.0677)	
Observations	12,472	28,582	2,821	7,513	132	4,733	
Adjusted R2	0.686	0.655	0.614	0.675	0.479	0.678	
Cntry−Qrt FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cntry−HS6 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Qrt−HS6 FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

주: 1) ( ) 안의 값은 수출국-HS 6단위 군집-강건 표준오차를 표시함.
2) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

부록 표 12. 표 4-4 열 (1)~(4)에 제시된 관세 및 운임보험요율 탄력성 추정치 간 통계적 동일성 검증 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)
χ^2	1.65	0.47	0.55	0.49
Prob 〉 χ^2	0.1983	0.4929	0.4603	0.4854

주: 각 열은 [표 4-4]의 열과 대응됨.

Executive Summary

A Study on Estimating Tariff Elasticities: Application to Korean Customs Data

Yong Joon Jang and Juyoung Cheong

The importance of tariff measures in recent international trade has been highlighted again with the universal tariffs and reciprocal tariffs of the second Trump administration in the United States, as well as the retaliatory tariffs from trade partners. Interest in their economic effects is growing day by day. To properly analyze these economic effects, it is essential to accurately estimate the tariff elasticity of trade. This study comprehensively analyzes the main content of previous researches on the tariff elasticity of trade through a literature review, presenting various theoretical grounds and analytical methodologies. We applied these to Korea's 2014 import clearance data to empirically estimate tariff elasticity. The main contents and analysis results of this study are as follows.

First, this study introduces the basic theoretical model of Fontagné *et al.* (2022) and derives an equation to estimate tariff elasticity. According to this, the tariff elasticity of trade can be estimated by the elasticity of substitution between items. If a consumer can easily substitute another product when the tariff of a specific product rises, the import of that product is expected to decrease more actively.

Second, this study suggests the possibility of developing a more realistic model based on the basic theoretical model of Fontagné *et al.* (2022). Particularly, the development of theoretical models and empirical analysis strategies that appropriately reflect other factors affecting tariff elasticity

in addition to the elasticity of substitution between items is necessary. These suggestions can be categorized into 1) the level of hierarchy in the CES utility function, 2) consideration of the export supply function, 3) the possibility of partial pass-through, 4) consideration of other trade costs, 5) resolution of endogeneity issues, and 6) consideration of the customs valuation.

Third, this study investigated several empirical analysis studies on the tariff elasticity of trade. The results showed that the estimated value of tariff elasticity of trade ranged from an absolute value of 2.5 to 5.1 on average, but the variance was quite large depending on the sample, data characteristics, and analysis methodology. By country characteristics, it was confirmed that the greater the market dominance of the importing country, and when the exporting country is a developed country, the smaller the tariff elasticity of trade. Also, tariff elasticity was relatively large when there was a bilateral trade agreement, but smaller in cases of past colonial relationships, large price gaps, or great geographical distances. By industry and item characteristics, homogeneous and standardized products such as agricultural and mineral products had higher tariff elasticity, while heterogeneous products like machinery and textiles had lower tariff elasticity. In terms of industrial structure, the higher the use and diversity of intermediate goods, the greater the productivity differences between items within the industry, and the more products traded on regular exchanges, the higher the tariff elasticity of trade. Regarding market competitiveness and structure, the more intense the market competitiveness, the higher the tariff elasticity, but items with larger profit margins had lower tariff elasticity. It was also confirmed that various non-price competitive factors such as technological advantages and brand awareness were important. By firm characteristics, tariff elasticity of trade was greater when strategic complementarity between firms was high but smaller when firm productivity was high. Regarding data characteristics, the finer the aggregation level of item classification, the greater the tariff elasticity appeared. It was also confirmed that the analysis period and scope, data source, and consideration of proxy variables could also affect changes in estimated tariff elasticity.

Fourth, this study applied these discussions to the quarterly HS 6-digit import clearance data of Korea in 2014 to estimate tariff elasticity. The empirical analysis methodology mainly considered the Poisson Pseudo-Maximum Likelihood (PPML) estimation based on the structural gravity equation. The empirical analysis results estimated the absolute value of tariff elasticity to be about 5 to 10, confirming it to be similar to existing previous studies. However, it was found that the estimated tariff elasticity significantly differed statistically depending on the aggregation unit of the product, and the pattern of difference varied according to the setting of fixed effects. By product characteristics, the tariff elasticity of consumer goods was the highest, followed by intermediate goods and capital goods. By product group, the tariff elasticity of homogeneous items such as mineral products was estimated to be very large with an absolute value of 10 or more, but statistically significant elasticity was not observed in some product groups such as stone and ceramics. To verify the robustness of the main analysis results, both the log-linear equation and asymptotic bias-corrected PPML estimation method were applied, but the analysis results were qualitatively similar and statistically significant consistently.

Based on these analysis results, this study draws the following implications. First, the government should manage and pay close attention to the elasticity of substitution between similar products when establishing tariff policies. In particular, since the elasticity of substitution varies by industry and item, tailored tariff policies that consider the characteristics and substitutability of each industry and item are necessary. Especially for homogeneous products like agricultural and mineral products, meticulous policy design is required as they are sensitive to tariff changes. Second, the government should consider various factors in addition to the elasticity of substitution when establishing tariff policies, including economic and political relations with trade partners, strategic behavior of related firms, and market competition structure. Comprehensive consideration of these variables becomes a prerequisite for the government to design more effective and sustainable tariff and response measures. Third, when estimating tariff elasticity as a basis for policy, the aggregation method of data is crucial. In particular, it is important to divide the data in detail by item rather than total data to design the correct policy. Fourth, in analysis methodology, appropriate fixed effects should be selected by fully considering the analysis purpose and data characteristics. Fifth, when establishing and evaluating trade policies, careful consideration of other trade costs, such as freight insurance rates, in addition to tariffs is necessary. Lastly, regarding empirical analysis techniques for estimating tariff elasticity of trade, it is proposed that the general PPML estimation method is a sufficiently reliable and valid approach for analyzing tariff elasticity.

〈책임〉

장용준

미국 Indiana University 경제학 박사
한국국제통상학회 부회장
경희대학교 무역학과 교수
(現, E-mail: yjjang@khu.ac.kr)

저서 및 논문

"Exporters' Productivity and Margins of Trade Deflection: Theory and Micro-Evidence"(*Journal of International Trade and Economic Development*, 공저, 2024)

"The Heterogeneous Effects of Trade Facilitation on Trade in Intermediate Goods: The Case of Korea, China, and Japan"(*East Asian Economic Review*, 공저, 2025) 외

〈공동〉

정주영

미국 University of Washington, Seattle 경제학 석사 및 박사
前 호주 The University of Queensland 경제학부 조교수
경희대학교 경제학과 교수
(現, E-mail: jcheong@khu.ac.kr)

저서 및 논문

『코로나 시대 한국의 미래』(공저, 2020)

"Do Preferential Trade Agreements Stimulate High-tech Exports for Low-income Countries?"(*Economic Modelling*, 2023) 외

KIEP 중장기통상전략 발간자료 목록

■ 2025년	25-01	교역에 대한 관세 탄력성 추정 방법론 연구: 한국 수입통관 자료에의 적용 / 장용준 · 정주영
■ 2024년	24-01	동남아 주요 5개국의 통상전략과 경제성장 경로: 수출주도성장전략의 평가와 전망 / 김남석 · 이재호 · 신민금 · 김제국
	24-02	공급망 분절화의 경제적 영향 분석방법론 연구: 핵심광물에 대한 적용 / 김영귀 · 최원석 · 조성훈 · 이현진 · 정민철
	24-03	인도의 데이터 거버넌스 분석과 한·인도 협력에 대한 시사점 / 김정곤 · 이효진 · 강반디
	24-04	미중 무역 분쟁과 통상정책 변화가 한국 경제에 미치는 영향 / 곽도원 · 편주현 · 어윤종
■ 2023년	23-01	인도의 중장기 통상전략과 한·인도 협력 방안 / 김경훈 · 김정곤 · 한형민 · 노윤재
	23-02	호주의 중장기 통상전략과 한·호주 협력 방안 / 김남석 · 라미령 · 최인아 · 신민이 · 장한별
	23-03	멕시코의 중장기 통상전략과 한·멕시코 협력 방안 / 홍성우 · 김진오 · 박미숙 · 이승호
	23-04	남아프리카공화국의 중장기 통상전략과 한·남아공 협력 방안 / 한선이 · 강문수 · 김예진 · 박규태
	23-05	몽골의 중장기 통상전략과 한·몽골 협력 방안 / 정민현 · 강부균 · 민지영 · 정동연 · 김보라
■ 2022년	22-01	미국의 중장기 통상전략과 한·미 협력 방안 / 강구상 · 김혁중 · 김종혁 · 권혁주 · 박은빈 · 윤여준
	22-02	중국의 중장기 통상전략과 한·중 협력 방안 / 이승신 · 현상백 · 나수엽 · 김영선
	22-03	일본의 중장기 통상전략과 한·일 협력 방안 / 김규판 · 이형근 · 이정은
	22-04	EU의 중장기 통상전략과 한-EU 협력 방안 / 장영욱 · 조동희 · 이철원 · 박지현 · 오태현 · 이현진 · 김초롱
	22-05	아세안의 중장기 통상전략과 한-아세안 협력 방안 / 곽성일 · 조승진 · 정재완 · 이재호 · 신민금 · 박나연 · 김소은

KIEP 설립 이후 현재까지의 모든 발간자료 원문은 홈페이지(http://www.kiep.go.kr)에 수록되어 있습니다.

	22-06	중앙아시아의 중장기 통상전략과 한·중앙아시아 협력 방안 / 정민현 · 정동연 · 민지영 · 강부균
■ 2021년	21-01	교역에 대한 관세 탄력성 추정 방법론 연구: 한국 수입통관 자료에의 적용 / 이한영 · 권병규 · 차성민
	21-02	디지털 전환에 따른 노동시장의 변화와 정책 시사점 / 곽도원 · 이동은 · 편주현
	21-03	지역별 중장기 통상전략 및 대외경제 협력 방안 / 김준동 · 연원호 · 이규엽 · 문진영 · 장영욱 · 정지원 · 강구상 · 곽성일 · 한형민 · 최원석 · 김정곤 · 정민현 · 강문수 · 이주관 · 권혁주 · 김은미 · 이예림 · 윤형준 · 윤여준
	21-04	미·중 전략경쟁하 WTO 다자체제의 전망과 정책 시사점 / 송유철 · 강인수 · 이호생
	21-05	글로벌 보조금 규제의 새로운 현상: 역외보조금·기후변화 보조금·환율보조금 / 이천기 · 강민지 · 김민주
■ 2020년	20-01	WTO 상소기구의 기능 변화와 전략적 통상정책 / 예상준 · 엄준현
	20-02	경제의 서비스화에 대응한 중장기 통상정책의 방향 / 이시욱 · 최용석
	20-03	FTA가 중소기업의 고용과 혁신에 미치는 영향 / 구경현 · 조문희 · 김혁황 · 박혜리 · 이준호
■ 2019년	19-01	WTO 개혁 쟁점 연구: 농업보조 통보 및 개도국 세분화 / 서진교 · 박지현 · 김민성 · 시타르타 미트라
	19-02	WTO 개혁 쟁점 연구: 분쟁해결제도 / 이재민
	19-03	WTO 개혁 쟁점 연구: 국영기업, 산업보조금, 통보 / 이천기 · 엄준현 · 강민지
	19-04	포용적 통상국가 실현을 위한 추진전략 연구 / 유재원 · 강문성 · 강인수 · 박성훈 · 송백훈 · 송유철 · 이호생 · 한홍열
	19-05	무역기술장벽(TBT)의 국제적 논의 동향과 경제적 효과 분석 / 장용준 · 김민정 · 최보영 · 현혜정
■ 2018년	18-01	디지털 경제의 확산이 서비스 무역 비용에 미치는 영향 및 정책 시사점 / 김상겸 · 박순찬 · 박인원 · 오수현
	18-02	신남방지역 글로벌 가치사슬 확대를 위한 ODA 활용방안 연구 / 이홍식 · 강문성 · 김한성 · 송백훈 · 이창수
	18-03	데이터의 국가간 이동에 관한 규제정책의 통상법적 합치성 제고방안 연구 / 이한영 · 차성민
■ 2017년	17-01	남북한 경제통합 분석모형 구축과 성장효과 분석 / 최장호 · 김범환

17-02　통일 후 남북한 산업구조 재편 및 북한 성장산업 육성방안 / 홍순직 · 이석기 · 조봉현 · 이윤식 · 정일영

17-03　통일 후 남북한 금융·재정 통합방안 / 이상제 · 박해식

17-04　최근 국제통상 환경의 변화에 따른 한국의 새로운 통상정책 방향 / 박성훈 · 한홍열 · 송유철 · 강문성 · 송백훈

17-05　산업연관 관계를 고려한 무역구제조치의 경제적 영향 분석 / 이규엽 · 조문희 · 강준구 · 박혜리 · 엄준현

■ 2016년

16-01　통일 후 남북한경제 한시분리운영방안: 경제적 필요성과 법적 타당성 / 임수호 · 최장호 · 민준규 · 이상민 · 최유정

16-02　통일 후 남북한경제 한시분리운영방안: 통화·금융·재정 분야 / 김영찬 · 김범환 · 홍석기 · 박현석

16-03　통일 후 남북한경제 한시분리운영방안: 노동 및 사회복지 분야 / 김진수 · 황규성 · Christina Hießl

16-04　통일 후 남북한경제 한시분리운영방안: 국유자산 분야 / 박철수 · 조봉현 · 정일영

16-05　통일 한국 초기단계에서 미국의 대한반도 경제협력: 기회와 제약 / 니콜라스 에버슈타트

16-06　남북한의 무역자유화가 Global Value Chain(GVC)을 통해 일본경제에 미칠 영향분석 / 이누이 토모히코 · 권혁욱

16-07　통일 후 동아시아 가치사슬 변화에 따른 러시아의 대한반도 경제협력 전략 / 세르게이 루코닌

KIEP 발간자료회원제 안내

■ 본 연구원에서는 본원의 연구성과에 관심 있는 전문가, 기업 및 일반에 보다 개방적이고 효율적으로 연구 내용을 전달하기 위하여 「발간자료회원제」를 실시하고 있습니다.

■ 발간자료회원으로 가입하시면 본 연구원에서 발간하는 모든 보고서를 대폭 할인된 가격으로 신속하게 구입하실 수 있습니다.

■ 회원 종류 및 연회비

회원종류	배포자료	연간회비		
S	외부배포 발간물 일체	기관회원	개인회원	연구자회원*
		30만원	20만원	10만원
A	East Asian Economic Review	8만원		4만원

* 연구자 회원: 교수, 연구원, 학생, 전문가풀 회원

■ 가입방법

홈페이지, 우편, FAX를 이용하여 가입신청서 송부(수시접수)

30147 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 경제정책동

대외경제정책연구원 연구조정실 학술정보팀

연회비 납부 문의전화: 044) 414-1179 / FAX: 044) 414-1144

E-mail: kieppub@kiep.go.kr

■ 회원특전 및 유효기간

· S기관회원의 특전: 본 연구원 해외사무소(美 KEI) 발간자료 등 제공

· 자료가 출판되는 즉시 우편으로 회원에게 보급됩니다.

· 모든 회원은 회원가입기간에 가격인상과 관계없이 신청하신 종류의 자료를 받아보실 수 있습니다.

· 본 연구원이 주최하는 국제세미나 및 정책토론회에 무료로 참여하실 수 있습니다.

· 연회원기간은 가입일로부터 다음해 가입월까지입니다.

KIEP 발간자료회원제 가입신청서

<table>
<tr><td rowspan="2">기관명
(성명)</td><td>(한글)</td><td>(한문)</td></tr>
<tr><td colspan="2">(영문: 약호 포함)</td></tr>
<tr><td>대표자</td><td colspan="2"></td></tr>
<tr><td>발간물
수령주소</td><td colspan="2">우편번호</td></tr>
<tr><td>담당자
연락처</td><td>전화
FAX</td><td>E-mail :</td></tr>
<tr><td>회원소개
(간략히)</td><td colspan="2"></td></tr>
<tr><td>사업자
등록번호</td><td colspan="2">종목</td></tr>
</table>

회원분류 (해당란에 ✓ 표시를 하여 주십시오)

<table>
<tr><td rowspan="2">기 관 회 원 □
개 인 회 원 □
연 구 자 회 원 □</td><td>S
발간물일체</td><td>A
계간지</td></tr>
<tr><td></td><td></td></tr>
</table>

* 회원번호	* 갱신통보사항

(* 는 기재하지 마십시오)

특기사항

Long-term Trade Strategies Study Series 25-01

A Study on Estimating Tariff Elasticities: Application to Korean Customs Data

Yong Joon Jang and Juyoung Cheong

트럼프 2기의 보편관세 및 상호관세 등 최근 국제무역에서 관세 조치의 중요성이 커지면서 교역의 관세 탄력성을 정확히 추정하여 경제적 효과를 살펴보는 것에 관심이 집중되고 있다. 이에 본 연구에서는 문헌조사를 통해 이론적 근거와 분석 방법론을 제시하고, 한국의 2014년 수입통관자료를 활용해 교역의 관세 탄력성을 추정해 보았다. 분석 결과 관세 탄력성은 절댓값 기준으로 약 5에서 10 사이로 추정되나, 산업 및 품목별로 다르게 나타남을 확인하였다. 이를 통해 정부는 관세 정책 수립 시 대체 탄력성과 경제적·정치적 관계 등 다양한 요인을 고려해야 함을 강조하고자 한다.

KIEP 대외경제정책연구원
Korea Institute for International Economic Policy

30147 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 경제정책동
T.044-414-1114 F.044-414-1001 • www.kiep.go.kr

ISBN 978-89-322-7130-9
978-89-322-7092-0 (세트)

정가 7,000원