

한국 자유무역협정의 동태적 교역효과 분석: 무역외연효과를 중심으로*

The Dynamic Trade Effect of Korea's Free Trade Agreements: Extensive Margins of Trade

정재욱** Jae-Wook Jung

목 차	
I. 서론	V. 분석결과
II. 선행연구 검토	VI. 결론
III. 한국의 자유무역협정 체결 현황	참고문헌
IV. 분석모형과 자료	Abstract

국문초록

본 논문은 2021년 말까지 발효된 한국의 자유무역협정(FTA) 총 17건의 동태적 교역효과를 확인하기 위해 1996년부터 2021년까지 한국의 HS 10단위 상품 및 국가별 수입액 패널자료를 계량분석하였다. FTA의 협상개시, 협상타결 및 서명, 비준 및 발효 등의 무역정책 전환기(transition period)동안 동태적 교역효과를 분석한 결과, 협정의 발효 시점에 수입이 증가하는 효과는 뚜렷하며 특히, 새로운 교역상품의 등장에 따른 무역외연효과(extensive margin)가 중요한 역할을 하였다. 또한, 외연효과는 FTA의 발효에 따라 관세가 인하되기 이전부터 증가하는 추세를 보였다. 이는 최근 선행연구에서 확인된 잠재적 수출기업의 수출시장 조기진입현상을 뒷받침하는 중요한 결과이다. 특히, 이런 선행효과는 FTA 협상 개시 이후에 뚜렷하게 나타나, 정책 불확실성의 감소와 시장 조기진입현상의 관련성을 시사한다.

(주제어) 자유무역협정, 무역외연효과, 동태적 교역효과, 선행효과

* 본 논문은 서강대학교 신진연구지원사업의 연구비 지원을 받아 수행된 연구임.

** 서강대학교 국제대학원 조교수, E-mail: jwjung1224@sogang.ac.kr

I. 서론

한국의 첫 번째 자유무역협정인 한·칠레 자유무역협정이 2004년 4월 발효된 이후 지금까지 약 20년 동안 한국은 전 세계 59개국(상품무역협정 기준)과 자유무역협정 혹은 그에 준하는 무역자유화협정을 체결하였다. 전 세계적으로도 2022년 말 현재 세계무역기구에 보고된 양자 혹은 다자간 무역자유화협정은 583건, 이 중 355건이 발효되어 모든 회원국이 최소한 하나 이상의 무역자유화협정에 가입되어 있다. 특히 1990년대 중반부터 체결된 무역자유화협정이 급격히 증가하였으나 최근 자국의 시장을 우선적으로 보호하려는 경향이 강해지면서 증가세가 주춤하고 있다.

모든 자유무역협정이 본연의 목적대로 시장을 통합하고 규모의 경제를 이루어 교역량을 증가시키지는 못한다. Baier, Bergstrand, and Clance(2018)나 Baier, Yotov, and Zylkin (2019)을 비롯한 많은 연구들이 자유무역협정의 교역효과는 국가나 지역, 협정의 형태 등에 따라 매우 다양하게 나타난다는 점을 지적하고 있다. 최근에는 무역 정책의 불확실성에 따라 교역효과가 예상에 미치지 못할 수 있다는 점을 지적하는 연구도 등장하고 있다(Handley and Limão, 2017, 2022). Baier and Bergstrand(2007, 2009)나 Rose(2004) 등 자유무역협정 혹은 세계무역기구 가입에 따른 교역효과를 추정하는 기존의 연구들은 주로 국가 간 혹은 협정 간 횡단면 비교를 통해 교역효과를 확인하거나 패널 데이터를 이용한 장기적 교역 증가 효과를 확인하는데 주력하였다. 이와 달리 최근 무역정책의 동태적 성격이 강조되면서 자유무역협정의 발효 이전이나 직후, 즉 무역정책 전환기(transition period)에 나타나는 동태적 교역 효과에 주목하는 연구들이 등장하고 있다(Ando, Urata, and Yamanouchi, 2022; Jung, 2022).

본 연구 또한 2021년 말까지 발효된 한국의 자유무역협정 총 17건의 동태적 교역효과를 확인하기 위해 1996년부터 2021년까지 한국의 상품 및 국가별 수입액 패널자료를 이용한 분석을 실시하였다. 일반적으로 동태적 계량분석모형을 이용하는 경우 연도별 더미변수를 추가하여 시간에 따른 효과를 비교하지만, Baier, Bergstrand, and Feng(2014)이 지적한 것처럼 시계열 상관성(serial correlation)이 강한 교역자료의 경우 이런 방법을 사용하기에 적절치가 않다. 그래서 본 연구는 두 가지 방법을 통하여 동태적 계량분석을 수행하였다. 우선, 가장 세분화된 상품 분류 기준인 HS 10단위의 상품 수입 및 관세율 자료를 이용하여 단순 연도뿐만 아니라 상품에 대해서 자유무역협정의 적용 여부를 확인할 수 있었다. 방대한 교역 자료를 사용하기 때문에 시계열 상관성을 해결하기 위해 고려할 수 있는 다양한 형태의 고정 효과 변수를 적용할 수 있었다. 이와 함께 수출국별 교역의 외연효과(extensive margins)와 심도효과(intensive margins)에 대한 자유무역협정의 동태적 효과를 확인하기 위하여 Baier et al.(2014)이 사용한 동태적 계량분석모형을 이용하였다.¹⁾ 가장 세분화된 상품 단위(HS

1) 국내 문헌에서는 교역의 외연효과(extensive margins)와 심도효과(intensive margins)가 각각 교역의 다양도와

10단위)에 대한 한국의 국가별 수입 자료를 Hummels and Klenow(2005)의 분해법을 이용하여 교역의 외연효과와 심도효과로 분해하였다. 외연효과는 수입 상품의 개수를 각 수출국별 해당 상품의 중요도로 가중평균한 것으로 새롭게 교역이 가능해진 상품의 교역효과 기여분이며 심도효과는 수입액 혹은 수입비중에서 외연효과를 제외한 것으로 기존에 교역이 가능했던 상품에 대한 교역 증가분의 효과라고 볼 수 있다.

두 분석 방법 모두에서 자유무역협정의 발효 시점에 수입이 증가하는 효과는 뚜렷하며 특히 새로운 교역상품의 등장에 따른 무역외연효과에 주로 기인함을 확인할 수 있었다. 또한, 무역외연효과는 협정의 발효에 따라 관세가 인하되는 시점보다 더 이전부터 증가하는 추세를 보였다. Baier and Bergstrand(2009)가 지적한 내생성 문제, 즉 기존에 교역량이 많은 국가와 자유무역협정을 체결할 가능성이 높은 역인과성 문제(reverse causality)를 교정하기 위한 여러 가지 방법론을 적용하였을 때에도 비슷한 결과를 얻었다. 이는 동태적 교역효과를 분석한 선행연구인 Bergin and Lin(2012)이나 Jung(2022)에서 주목했던 신규 기업이나 상품의 수출입시장 조기진입 현상을 뒷받침하는 결과로 해석할 수 있다. 특히, 무역 협상이 시작한 이후에 이런 효과가 뚜렷하게 나타났다. 자유무역협정 체결 여부에 대한 불확실성의 감소와 시장 조기진입현상의 관련성을 시사하는 부분이다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 우선 II장에서 관련 국내외 선행연구를 살펴보고 본 연구의 학술적 기여를 소개한다. III장에서 한국의 자유무역협정 체결 현황을 개괄한 후, IV장에서 분석모형과 자료를 설명한다. V장에서 분석결과를 정리하고 VI장을 결론으로 논문을 마무리한다.

II. 선행연구 검토

자유무역협정에 따른 무역자유화가 교역액의 증감에 어떤 경로를 통해 영향을 주는지를 살펴본 선행연구는 매우 광범위하다. 이 중에서 본 연구와 마찬가지로 무역외연효과에 주목한 선행연구를 우선 살펴보고자 한다. Krugman(1981)으로 시작된 신무역이론(New Trade Theory)은 차별화된 상품(differentiated goods)에 대한 소비자의 다양한 선호가 국제무역의 기반(basis for international trade)이 될 수 있음을 제시하였다. 계량적 방법론을 이용한 연구로는 Feenstra(1994)가 미국의 주요 제조수입품 6개 품목에 대한 수입 다양성의 변화를 추정한 바 있으며, Hummels and Klenow(2005)는 Feenstra(1994)의 방법론에 따라 교역의 외연효과와 심도효과를 구분하고, 크고 부유한 국가일수록 작거나 가난한 나라에 비해 교역효과의 두 척도 모두가 더 크게 나타나며 이 중 외연효과가 전체 교역효과의 약

집약도, 혹은 교역의 외연적 성장과 내연적 성장 등으로 다양하게 번역되고 있다. 이 부분을 지적해주신 익명의 심사위원께 감사드린다.

60%를 차지함을 확인하였다. Broda and Weinstein(2006)은 미국 시장에서 1972~2001년 동안 새로운 수입품목이 증가하여 발생하는 후생효과가 미국 GDP의 약 2.6%에 달한다고 추정한다. Kehoe and Ruhl(2013)은 과거 거의 교역이 이루어지지 않았던 상품(least-traded goods)이 자유무역협정에 따른 무역자유화 이후 교역량 증가에 중요한 영향을 끼치며 이런 현상은 무역자유화 조치가 없는 경우에는 발견할 수 없음을 계량적으로 확인하였다. 국내 문헌으로는 박순찬(2016)이 자유무역협정으로 인해 한국 중소기업의 수출에서 외연효과로 측정된 수출다양도는 증가하였으나 심도효과로 나타나는 기업 당 평균 수출규모는 증가한다고 보기 어렵다는 결과를 얻었다. 김남두·황상인(2015)은 한국의 HS 6단위 교역자료를 이용하여 자유무역협정의 교역효과를 외연효과와 심도효과를 구분하였을 때 외연효과의 기여가 좀 더 뚜렷함을 확인한 바 있다. 다른 척도로서 새로운 교역 가능 상품의 역할에 주목한 연구로는 조미진(2014)이 외연효과가 아닌 중간재 수입품목의 개수를 기준으로 자유무역협정에 따른 중간재 수입 품목의 다변화를 검토한 바 있다. 이외에도 많은 선행연구가 무역자유화에 따른 교역의 외연효과를 실증적으로 분석하였으나 본 연구와 같이 자유무역협정의 발효 이전에 나타는 선행효과(forward-looking effect)를 협상 개시와 서명 등 단계별로 검토한 국내외 문헌은 없는 것으로 보인다.

본 연구와 마찬가지로 자유무역협정을 비롯한 무역자유화 정책의 동태적 교역효과를 분석한 선행연구를 살펴보면, 일찍이 Baldwin(1992)은 무역자유화 정책에 따라 수출입 기업이 정책을 이해하고 적응하는 한편 국제무역에 참여하기 위해 유형 혹은 무형의 자본을 축적하는 과정이 필요하기 때문에 국제무역의 동태적 후생효과가 중요하다고 주장한 바 있다. Costantini and Melitz(2008)는 수출입 기업이 어떻게 동태적으로 무역자유화 정책에 적응하는지를 분석하였으며 Baier et al.(2014)은 UN Comtrade 교역자료를 이용하여 자유무역협정과 같은 경제통합의 동태적 교역효과를 분석하고 경제통합의 교역효과가 장기에 걸쳐 점진적으로 실현됨을 계량경제학적 분석을 통해 보였다.

본 연구와 가장 유사한 최신 선행연구로 Baier et al.(2014)의 방법론을 준용하여 한-EU 자유무역협정의 동태적 교역효과를 분석한 Jung(2022)과 일본의 자유무역협정 체결에 따른 교역효과를 장기 및 단기로 나누어 분석한 Ando et al.(2022)이 있다. 특히 Jung(2022)은 본 연구와 마찬가지로 자유무역협정의 체결로 인한 관세 인하 효과가 실현되기 이전 시점에 교역량이 증가하는 선행효과를 확인하였다. 유럽 국가를 대상으로 유럽통화동맹의 도입 시기에 Hummels and Klenow(2005)의 방식으로 계산한 무역외연효과를 분석하였을 때 유사한 선행효과를 확인했던 Bergin and Lin(2012)의 결과와도 관련이 있다.

본 연구는 선행연구가 국가별 총 교역액 자료나 산업 범주의 상품교역액 자료를 사용하여 분석한 것에 비해 관세를 부과하는 가장 세분화된 기준인 HS분류 10단위의 상품교역액 자료를 사용하여 무역외연효과가 자유무역협정의 체결 과정에서 선행적으로 나타난다는 것을 밝혔다. 기존의 선행연구가 무역자유화정책의 내생성 문제를 완전하게 해결하기 어렵다는 비

판이 있었다. 반면, 본 연구는 HS분류 10단위 및 실제 적용된 수입관세율별 교역자료를 이용하여 충분한 관측치를 확보한 이점을 살려 내생성 문제를 최대한 통제된 분석을 수행할 수 있었다.

Ⅲ. 한국의 자유무역협정 체결 현황

한국은 1998년 11월 5일, 대외경제조정위원회에서 자유무역협정의 체결을 추진하기로 결정하고 1999년 12월 14~17일 간 협정 첫 대상국으로 칠레와 공식 협상을 시작하면서 자유무역협정 정책을 본격적으로 시작하였다. 2022년 말 현재 발효 중이거나 협상이 완료되어 서명하고 비준 절차를 기다리고 있는 자유무역협정은 총 22건이다. 이 중 EFTA(4개국), ASEAN(10개국), EU(27개국), 중미(5개국), RCEP(한국 제외 14개국) 등은 다자간 지역경제공동체와 체결한 협정이다. 중복된 국가를 제외하면 총 59개국과 자유무역협정을 체결하였다.

〈표 1〉은 상품관련 협정을 중심으로 정리한 한국의 자유무역협정 체결 현황을 보여준다. 무역협정은 협상 개시 이전의 공동연구 등 여건조성 단계, 협상 단계, 협상 타결 및 서명 단계, 비준 단계를 거쳐 정식으로 효력을 가지게 된다. 협상의 개시부터 타결 및 서명까지는 평균 3년가량의 시간이 소요되었으며 서명 이후 발효까지에도 약 1년 정도의 시간이 걸렸다. 즉, 협상의 개시부터 실제 협정의 발효까지 평균 4년이라는 시간이 필요했다. 가장 빨리 협상을 마무리한 협정은 캄보디아, EFTA와 진행한 협상으로 각각 10~11개월이 걸렸다. 가장 오랜 협상 기간을 가졌던 협정은 캐나다와의 협상으로 9년 3개월 동안 협상의 중단과 재개를 반복하였다. 협상 타결 이후 실질적인 발효까지는 협상기간이 길었던 캐나다와 맺은 협정이 3개월 만에 발효가 되었다. 그 다음으로 페루나 인도와 맺은 협정이 서명 후 5개월 만에 발효가 되었다. 국내외 정치적 논란이 심하였던 미국과의 자유무역협정은 협상 타결 이후에도 발효까지 57개월이 걸렸으며, 이후 2018년 미국의 요구로 개정협상을 한 바 있다. 농업 등 일부 민감 품목을 제외한 대부분의 시장을 개방하는 한국의 협상 전략으로 인해 협상 기간은 다른 나라보다 비교적 짧은 편이다. 그럼에도 불구하고 협상의 개시부터 최종적인 협정 발효까지 평균 4년이라는 기간은 기업 입장에서 교역에 참여 여부를 결정하고 준비하는데 필요한 시간 이상으로 상당히 길다.

〈표 1〉 한국의 자유무역협정 체결 현황(2023년 1월, 상품무역협정 기준)

국가	협상개시	서명	발효	협상기간	비준기간
				(개월)	(개월)
칠레	1999년 12월	2003년 2월	2004년 2월	38	14
싱가포르	2004년 1월	2005년 8월	2006년 3월	19	7
EFTA ¹⁾	2005년 1월	2005년 12월	2006년 9월	11	9
ASEAN ²⁾	2005년 2월	2006년 8월	2007년 6월	18	10
인도	2006년 3월	2009년 8월	2010년 1월	41	5
EU ³⁾	2007년 5월	2010년 10월	2011년 7월 (잠정)	41	9
			2015년 12월		62
페루	2009년 3월	2011년 3월	2011년 8월	24	5
미국	2006년 6월	2007년 6월	2012년 3월	12	57
튀르키예	2010년 4월	2012년 8월	2013년 5월	28	9
호주	2009년 5월	2014년 4월	2014년 12월	59	8
캐나다	2005년 7월	2014년 9월	2015년 1월	110	4
중국	2012년 5월	2015년 6월	2015년 12월	37	6
뉴질랜드	2009년 6월	2015년 3월	2015년 12월	69	9
베트남	2012년 8월	2015년 5월	2015년 12월	33	7
콜롬비아	2009년 12월	2013년 2월	2016년 7월	38	41
중미 ⁴⁾	2015년 6월	2018년 2월	2021년 3월	32	37
영국	2017년 2월	2019년 8월	2021년 1월	30	16
RCEP ⁵⁾	2012년 11월	2020년 11월	2022년 2월	96	15
이스라엘	2016년 5월	2021년 5월	2022년 12월	60	19
인도네시아	2012년 3월	2020년 12월	2023년 1월	105	25
캄보디아	2020년 7월	2021년 5월	2023년 1월	10	20
필리핀	2019년 6월	2021년 10월	-	28	-

자료: 산업통상자원부(2023)

주: 1) EFTA: 스위스, 노르웨이, 아이슬란드, 리히텐슈타인

2) ASEAN: 브루나이, 캄보디아, 인도네시아, 라오스, 말레이시아, 미얀마, 필리핀, 싱가포르, 태국, 베트남

3) EU: 오스트리아, 벨기에, 체코, 사이프러스, 덴마크, 에스토니아, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 헝가리, 아일랜드, 이탈리아, 라트비아, 리투아니아, 룩셈부르크, 몰타, 네덜란드, 폴란드, 포르투갈, 슬로바키아, 슬로베니아, 스페인, 스웨덴, 불가리아, 루마니아, 크로아티아

4) 중미: 파나마, 코스타리카, 온두라스, 엘살바도르, 니카라과

5) RCEP: 한국, ASEAN(10개국), 중국, 일본, 호주, 뉴질랜드

최근에는 자유무역협정이 상품 무역 외에도 서비스 무역, 농산물 교역이나 정부조달시장 등의 개방과 비관세장벽에 대한 내용을 일반적으로 포함하고 있다. 일부 높은 수준의 자유무

역협정(Deep-FTA)은 투자, 지식재산권, 노동, 환경, 전자상거래, 기술협력 등 다양한 의제를 포괄하고 있다. 이런 자유무역협정의 형태가 변화하면서 교역효과 또한 변화가 예상된다. 조문희·김영귀·구경현·박혜리·금혜운(2018)은 자유무역협정에 어떤 요소가 포함되어 있는가에 따라 상품 효과에 어떤 영향을 미치는지를 실증분석하여 각 항목은 물론 체결국가 간에도 교역효과의 차이가 나타난다고 확인하였다. 본 연구에서는 산업별 교역효과의 차이보다는 시간에 따른 자유무역협정의 교역 효과 변화에 주목하고자 한다. 이에 따라 산업이나 품목에 따른 변화에 대해서는 계량경제학적 방법을 이용하여 통제하고 협정의 협상, 합의와 서명, 비준 및 발효의 단계에 걸친 교역효과를 살펴보겠다.

IV. 분석모형과 자료

1. 분석모형

앞서 선행연구를 통해 확인한 것처럼 전통적으로 국가 간 횡단면자료나 패널자료를 이용하여 자유무역협정의 교역효과를 확인하는 중력모형은 여러 가지 문제점을 가지고 있다. 가장 큰 문제는 기존에 교역량이 많은 국가와 무역협정을 체결하면서 나타나는 역인과성 문제 혹은 내생성(endogeneity) 문제라고 할 수 있다. 이를 해결하는 방법으로는 Baier and Bergstrand(2009)가 제안한 장기에 걸친 차분 변수를 이용하는 방법이나 도구변수나 고정효과변수 등을 이용하여 내생성 문제를 통제하는 방법이 있다. 또한 경제학 모형에 근거하여 계량분석모형을 도출하는 구조적 추정법을 사용할 수도 있다. 본 연구의 핵심 주제인 무역협정 체결 기간으로 일컬을 수 있는 무역정책 전환기동안의 동태적 교역효과를 보기 위해서는 Baier and Bergstrand(2009)가 제안한 장기 차분 변수 사용법은 적합하지가 않다. 여기서는 Yotov, Piermartini, Monteriro, and Larch(2016)와 Jung(2022)이 제안한 구조적 중력모형 추정방정식을 기초로 고정효과변수를 사용하여 내생성 문제를 통제하는 방법을 사용하겠다.

국가 j 에서 기간 t 에 걸쳐 차별화된 상품 k 에 대한 일반적인 CES(Constant Elasticity of Substitution) 효용함수 모형은 다음과 같은 수요함수를 가지게 된다.

$$C_{jt} = \left(\sum_k \left(\frac{c_{jkt}}{a_{jkt}} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

(1)에서 σ 는 1보다 큰 값을 가지는 차별화된 재화 간의 대체탄력성을 나타내며 a_{jkt} 는 시장 j 에서 상품 k 에 대한 수요선호를 반영한다. C_{jt} 는 CES 함수 형태의 복합재(composite

good)에 대한 총수요를 의미한다. Dixit and Stiglitz(1977)의 CES 복합재에 대한 가격 지수는 다음의 (2)와 같이 도출되며 각 상품 k 에 대한 시장 j 에서 가격은 p_{jkt} 로 나타낸다.

$$P_{jt} = \left(\sum_k (a_{jkt} p_{jkt})^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

수출국 i 에서 수입시장 j 로 수출하는데 소요되는 교역비용 τ_{ijt} 는 일반적인 빙산모형 가정에 따라 1보다 크다고 가정하고 대표소비자의 효용극대화 문제를 비용제약 조건에 대해 풀어본다면 국가 j 의 대표소비자가 총지출하는 비용 E_{jt} 중 지출 비중의 형태로 수출국 i 에서 수입시장 j 로의 교역량, X_{ijt} 를 (3)과 같이 도출할 수 있다.

$$X_{ijt} = \left(\sum_i \left(\frac{\tau_{ijt} a_{jkt} p_{jkt}}{P_{jt}} \right)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} E_{jt} \quad (3)$$

그리고 국가 j 의 균형무역수지 조건과 대칭조건(symmetry)을 (3)에 적용하면 다음과 같은 구조적 중력모형 추정방정식을 얻을 수 있다.

$$X_{ijt} = \frac{Y_{it} E_{jt}}{Y_t} \left(\frac{\tau_{ijt}}{\Pi_{it} P_{jt}} \right)^{1-\sigma} \quad (4)$$

$$\Pi_{it}^{1-\sigma} = \sum_j \left(\frac{\tau_{ijt}}{P_{jt}} \right)^{1-\sigma} \frac{E_{jt}}{Y_t} \quad (5)$$

교역비용 τ_{ijt} 에 대하여 풀기 위하여 양변에 로그를 취하고 고정효과를 포함한 추정식의 형태로 나타낸 후 Baier et al.(2014)과 Jung(2016)의 제안에 따라 동태추정모형을 설정한다면 다음의 (6)과 같다.

$$\begin{aligned} \ln t_{ijt}^{1-\sigma} &= \delta Z_{ij} + \beta_0 FTA_{ijt} + \sum_f (-\beta_f) FTA_{ij,t+f} \\ &+ \sum_l \beta_l FTA_{ij,t-l} + u_{ijt} \end{aligned} \quad (6)$$

이를 일반적인 중력모형의 형태로 다시 정리하면 다음의 (7)과 같아진다.

$$\begin{aligned} \ln Y_{ijt} &= \beta_0 FTA_{ijt} + \sum_f (-\beta_f) FTA_{ij,t+f} \\ &+ \sum_l \beta_l FTA_{ij,t-l} + \eta_{it} + \psi_{jt} + \gamma_{ij} + \epsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (7)$$

일반적으로 동태추정모형을 설정할 때 FTA가 시작하는 해의 전후로 연도별 더미를 고정 효과의 형태로 추가하여 추정을 하기 마련이다. 그러나 교역액 자체에 강한 시계열 상관성이 있기 때문에 Cheng and Wall(2005)이 지적한 것처럼 각 연도별 더미에 대한 정확한 고정 효과 추정이 어렵게 된다. 또한 본 연구에서 사용하는 분석기간이 1996년부터 2021년까지 26년인데 연도별 더미를 추가할수록 모형의 자유도가 낮아져서 분석의 한계가 있다. 그래서 Baier and Bergstrand(2007)와 Baier et al.(2014)은 위와 같이 FTA 선행효과와 후행효과에 대해 고정된 기울기를 가지는 선형 모형의 가정을 부여한다. 즉, β_0 의 추정값은 FTA가 발효되는 시점 t 에 즉시 발생하는 교역효과 크기를, β_1 의 추정값은 FTA가 발효된 시점 이후부터 발생하는 교역효과 선형 기울기를, β_f 의 추정치의 음수값($-\beta_f$)은 FTA가 발효되기 이전 시점에 발생할 수 있는 시장 선점 효과 등을 나타내는 FTA 선행효과 선형 기울기로 해석할 수 있다. 일반적으로 교역량 변수가 지수함수(exponential function)의 형태를 따른다고 본다면 로그를 취하였을 때 각각의 효과는 선형의 기울기로 나타나므로 이런 로그 선형 가정을 채택할 수 있다. 각 연도별 더미를 추가하는 방법에 비해 추정해야 할 값이 β_0 , β_1 , β_f , 세 가지로 줄어들기 때문에 비교적 짧은 시차를 가지는 패널자료를 이용할 때에도 용이하게 된다. 강한 시계열 상관성 때문에 발생할 수 있는 다중공선성(multicollinearity) 문제를 해결하는데도 도움을 준다. η_{it} 는 수출국-연도 고정효과를, ψ_{jt} 는 수입국-연도 고정효과를, γ_{ij} 는 수출국-수입국 쌍에 대한 고정효과를 통제한다. 이에 따라 Anderson and van Wincoop(2004)이 지적한 다중가격저항(multilateral price resistance)을 비롯하여 수출국이나 수입국의 경기 효과 등을 효과적으로 통제할 수 있게 된다.

2. 분석자료

그간 대부분의 국내 연구에서는 자유무역협정의 수출증대효과를 중심으로 분석을 수행하였다. 본 연구에서는 앞서 선행연구 검토에서 언급한 바와 같이 가장 세분화된 상품 단위 교역액 자료를 사용하여 통계적 분석의 유의성을 높이기 위해 한국의 1996년부터 2021년에 걸쳐 HS 10단위에서 가용한 상품 및 국가별, 적용 관세율 별 수입액 자료를 이용하여 분석을 수행하고자 한다. Feenstra, Lipsey, Deng, Ma, and Mo(2005)가 지적한 것처럼 수입액의 경우 세관에서 관세를 부과하기 위하여 원산지, 상품, 수입액 등의 규격을 정확하게 파악하기 때문에 수출액에 비해 더 신뢰도가 높다고 평가된다. 한국의 수입액 자료를 사용함에 따라 앞의 식에서 수입국 j 는 한국으로 고정되며 그에 따라 수입국-수출국 고정효과는 수출국 고정효과로, 수입국-연도 고정효과는 연도 고정효과로 바뀌게 된다. 경기변수나 경제의 규모 효과를 통제하기 위하여 일반적인 중력모형 방정식에서 사용하는 각국의 GDP나 인구 변수 등은 수출국-연도 고정효과와 겹쳐 다중공선성 문제에 따라 사용하지 않으며 한국의

GDP 등의 변수도 (수입국-)연도 고정효과와 겹치므로 제외한다. 국가 간 거리나 다중가격저항 등을 비롯한 중력모형 통제변수들도 (수입국-)수출국 고정효과로 통제되게 된다.

한-칠레 자유무역협정에 대한 협상 계획이 발표된 1998년 이전 시점인 1996년부터 현 시점에 가용한 가장 최근 자료인 2021년까지 26년간 HS분류 10단위 상품 및 국가별 수입액을 주된 분석자료로 사용한다. 앞서 <표 1>에서 소개한 산업통상자원부(2023)의 자료를 바탕으로 자유무역협정의 발효 연도를 정리하였고 이외에 협상 개시연도, 타결 및 서명연도 등도 함께 사용한다. 기본 분석은 최대한 많은 관측치를 확보하여 자유무역협정의 관세 인하 등에 따른 교역 효과를 수출국-상품-연도 쌍을 기준으로 실증분석하겠다.

그리고 본 연구에서 가장 중요하게 확인하고자 하는 외연효과(extensive margin)와 심도효과(intensive margin)를 확인하기 위하여 Feenstra(1994)와 Feenstra and Kee(2004)의 방법론에 따라 고안된 Hummels and Klenow(2005) 분해법을 사용하여 아래와 같이 교역의 외연효과 EM_{it} 와 심도효과 IM_{it} 을 각각 (8)과 (9)에 따라 계산하였다.

$$EM_{it} = \frac{\sum_{k \in K_{it}} X_{Wkt}}{X_{Wjt}} \quad (8)$$

$$IM_{it} = \frac{X_{it}}{\sum_{k \in K_{it}} X_{Wkt}} \quad (8)$$

즉, 외연효과는 수입국을 한국으로 고정하였을 때 한국이 전 세계로부터 수입하는 총수입액 중에서 수출국 i 로부터 수입하는 상품군 K_{it} 에 속하는 모든 상품 k 에 대한 한국의 총수입액의 비중을 나타낸다. 만약 교역의 외연효과를 새롭게 교역이 이루어지는 상품군의 개수만으로 계산한다면 각국이 기존에 교역하던 상품군의 많고 적음에 따라 효과가 달라지게 된다. Krugman(1980)이 지적한 것처럼 큰 나라일수록 교역 가능한 상품군이 더 많아지기 때문에 계량분석에서 왜곡이 발생한다. Hummels and Klenow(2005)는 이런 문제를 총 수입 중 교역 가능 상품의 비중을 가중하는 방식으로 교정하였다. 즉, 자유무역협정에 따른 관세인하 효과로 새로운 상품 k 가 수출국 i 로부터 수입되기 시작하고 이 상품이 한국의 수입 수요 중 중요한 비중을 차지한다면 외연효과가 큰 폭으로 증가할 것이다. 심도효과는 수출국 i 로부터 수입하는 상품군 K_{it} 에 속하는 모든 상품 k 에 대한 한국의 총수입액 중에서 한국이 수출국 i 로부터 수입하는 총수입액의 비중으로 정의한다. 상품군 K_{it} 를 고정하였을 때 양국 간 교역액의 증감을 나타내므로 기존에 형성된 교역관계에서 교역량이 상대적으로 얼마나 증가하였는지로 해석할 수 있다. 정리하면 외연효과는 무역 자유화에 따라 새롭게 교역이 가능해지는 상품이나 신규 수출입기업의 기여분을, 심도효과는 기존에 교역이 가능했던 상품이나 기업의 양적 팽창효과로 볼 수 있다. 정의에 따라 외연효과와 심도효과의 곱은 다음의 (10)

과 같이 수출국 i 의 한국에 대한 총수출액이 한국의 전 세계 총수입액 중 차지하는 교역비중이 된다.

$$\frac{X_{it}}{X_{wt}} = EM_{it} \times IM_{it} \quad (10)$$

앞서 소개한 추정방정식에서 종속변수로는 외연효과 EM_{it} 와 심도효과 IM_{it} 의 로그값과 함께 국가 및 상품별 수입액의 로그값($\ln X_{ikt}$)을 사용하였다. 다음의 <표 2>는 주요 변수에 대한 기초통계량을 보여준다.

<표 2> 주요변수의 기초통계량

변수명	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
year (수출국-상품 단위)	3,863,393	2011,196	7,169	1996	2021
$\ln X_{ikt}$ (수출국-상품 단위)	3,863,393	9.664	3.432	0	23.400
FTA_{ikt}	3,863,393	0.380	0.485	0	1
year (수출국 단위)	5,297	2008,706	7,474	1996	2021
$\ln X_{it}$ (수출국 단위)	5,297	16,591	4,196	2,079	25,655
$\ln EM_{it}$	5,297	-3,540	2,238	-14,126	-0,047
$\ln IM_{it}$	5,297	-6,305	2,617	-16,751	0,756
$FTA_{nego,it}$	5,297	0,036	0,186	0	1
$FTA_{sign,it}$	5,297	0,014	0,117	0	1
$FTA_{force,it}$	5,297	0,108	0,311	0	1
$\ln GDP_{it}$	5,297	23,767	2,374	16,784	30,780
$\ln dist_i$	5,297	9,052	0,511	5,273	9,883

자료: 한국무역통계진흥원(교역액), World Bank WDI(수출국의 GDP), CEPII(서울과 수출국 수도간 거리)의 자료를 이용하여 저자 작성.

〈표 3〉 FTA의 동적 교역효과 추정 결과

종속변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	$\ln X_{ijkt}$											
FTA_{ijkt}	2.701 *** (0.091)											0.382 *** (0.071)
FTA_{ijkt-1}		2.157 *** (0.088)										0.211 *** (0.070)
FTA_{ijkt-2}			2.080 *** (0.085)									0.148 ** (0.058)
FTA_{ijkt-3}				2.013 *** (0.085)								0.094 * (0.052)
FTA_{ijkt-4}					1.924 *** (0.085)							-0.014 (0.039)
FTA_{ijkt-5}						1.836 *** (0.084)						-0.057 (0.061)
FTA_{ijkt+1}							2.260 *** (0.087)					0.367 ** (0.156)
FTA_{ijkt+2}								2.277 *** (0.083)				-0.023 (0.188)
FTA_{ijkt+3}									2.315 *** (0.083)			0.136 (0.127)
FTA_{ijkt+4}										2.330 *** (0.081)		0.272 ** (0.113)
FTA_{ijkt+5}											2.343 *** (0.079)	0.579 *** (0.119)
국가-연도 고정효과	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
국가 고정효과	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
연도 고정효과	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
Adj- R ²	0.187	0.146	0.144	0.142	0.141	0.140	0.144	0.141	0.140	0.138	0.137	0.104
관측치	3,155,093	2,241,058	2,045,744	1,891,081	1,746,945	1,608,440	2,237,026	2,038,098	1,883,617	1,739,883	1,601,649	671,367

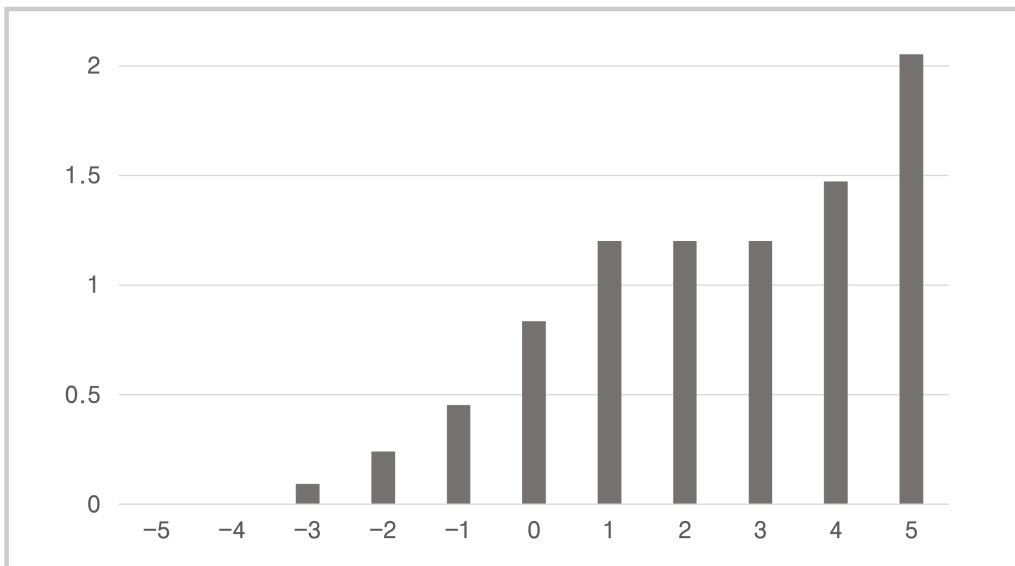
주: 괄호 안은 군집표준오차임. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

V. 분석결과

1. 수출국-상품-연도 교역액을 이용한 분석결과

자유무역협정의 기간에 따른 교역효과를 추정하기 위해서는 앞서 설명한 것처럼 연도별로 FTA 터미변수에 대한 크기를 추정하는 것이 가장 일반적인 방법일 것이다. <표 3>은 자유무역협정의 발효연도를 기점으로 전후 5년 동안의 교역 효과에 대한 추정 결과를 나타낸다. <표 3>의 모형 (12)에 기초한 추정 결과를 유의수준 10%에서 통계적으로 유의한 추정계수를 이용하여 시각화해보면 <그림 1>과 같다. 크게 나누면 우선 자유무역협정이 발효되기 이전에 교역량이 증가하는 현상이 나타난다. 그리고 협정이 발효되어 관세가 인하되는 시점에 교역량이 증가하는 효과가 나타난다. 마지막으로 협정이 발효 이후에 좀 더 긴 기간에 걸쳐 교역량이 증가하는 것을 확인할 수 있다. 본 논문에서는 이를 선행 효과, 단기 효과, 장기 효과로 구분하여 지칭하고자 한다.

<그림 1> FTA 이행 기간 중 동적 교역효과(누적)



자료: <표 3>의 모형 (12)에서 얻은 추정계수값을 누적 계산하여 저자 작성.

주: 가로축: FTA 발효 시점 전후 연차, 세로축: FTA 연도 터미에 대한 추정계수값의 누적치

일부 선행연구에서는 자유무역협정의 교역효과가 약 10~15년간의 장기에 걸쳐 실현된다고 밝혔다. 그러나 교역량 자료가 시계열 자기상관성이 상당히 강하다보니 이를 계량분석을 통하여 확인하려면 여러 가지 어려움이 있다. 우선 연도별 터미변수를 사용하는 경우 분석기

간이 길어질수록 그만큼 분석가능한 가용 샘플수가 줄어들게 된다. 본 연구에서는 가장 세분화된 HS분류 10단위별 상품에 대한 수입액을 사용하여 약 315만 개의 수출국-상품-연도별 관측치를 가지고 있으나 발효연도의 앞뒤 5년에 대한 연도별 더미변수를 사용하는 경우 가용 샘플수가 약 1/5인 67만개로 줄어들었으며 이를 앞뒤 10년까지 더 많은 연도별 더미변수를 사용하는 경우 불과 15만개만 사용이 가능하게 된다.

이런 문제의 대안으로 Baier et al.(2014)은 모든 연도에 대해 더미변수를 사용하는 대신 교역효과가 협정의 발효시점의 전후에 걸쳐 지수함수의 형태로 점진적으로 실현된다고 가정하고 로그선형항의 기울기만을 추정하는 방식을 제안한다. 이렇게 된다면 선행효과를 확인하기 위한 협정 발효 이전항의 기울기, 협정 발효 시점의 단기효과의 크기, 장기후행효과를 나타내는 협정 발효 이후항의 기울기, 이렇게 세 변수만 추정하면 되어 모형의 자유도를 충분히 확보할 수 있게 된다. Baier et al.(2014)은 1964~2000년 동안 약 40년의 교역자료를 이용하였을 때 경제통합의 선행효과를 확인하기 위해 협정 발효 이전 최장 10년까지를, 장기 후행효과를 확인하기 위해 발효 이후 최장 15년까지를 분석에서 살펴본 바 있다. 본 연구에서는 선행연구에 비해 사용하는 교역자료의 길이가 1996~2021년으로 더 짧다는 한계가 있는 반면 한국의 수입액 자료만을 사용하므로 개별 자유무역협정의 협상 개시, 서명, 비준 및 발효 시점을 모두 정확하게 특정할 수 있다는 장점이 있다. 이에 따라 선행효과와 기간을 Baier et al.(2014)이 사용한 협정 발효 이전 10년의 기간으로 보는 것

($\sum_{s=1}^{10} (-f)FTA_{ik,t+f}$) 외에 무역 협상 개시부터 발효 시점까지($\sum_{s=1}^N (-f)FTA_{ik,t+f}$), 혹

은 서명 시점부터 발효 시점까지($\sum_{s=1}^S (-f)FTA_{ik,t+f}$) 등 시점을 달리하여 분석하였다. 장기후행효과는 Baier et al.(2014)과 마찬가지로 협정 발효 이후 최장 15년에 걸쳐 실현된다고 보았다.

우선 수입액에 대한 자유무역협정의 선행효과, 단기효과, 장기후행효과에 대한 결과는 다음의 <표 4>에서 보여준다. 수출국-상품-연도 쌍을 기준으로 자유무역협정에 따른 관세 인하 조치의 시행 시점을 기준으로 선행효과는 세 가지 변수 모두에 대해 뚜렷하게 나타났다. 여기에서 음수의 추정치는 협정의 발효시점에서 멀어질수록 교역량의 증가폭이 줄어드는, 즉 반대로 이야기하면 협정의 발효시점이 가까워질수록 교역량의 증가폭이 증가하는 것을 의미한다. 추정계수의 값을 가장 보수적으로 해석한다면 수출국의 경기변동 효과나, 산업별 경기변동 효과, 한국과 수출국 간의 관계 등과 관련하여 관찰되지 않는 효과를 모두 통제하였을 때 연간 약 13%가량의 수출국-상품 별 교역량이 협정 발효 시점까지 증가한다고 해석할 수 있다. 그리고 협정의 발효 시점에 단기적으로 교역량이 증가하고, 이후 장기에 걸쳐 교역량이 점차 증가하는 효과가 있다고 볼 수 있다.

〈표 4〉 FTA의 동적 교역효과 추정 결과(수출국-상품-연도 단위)

종속변수		(1)	(2)	(3)
		$\ln X_{ikt}$		
단기효과	FTA_{ikt}	0.510 *** (0.222)	0.971 *** (0.246)	0.952 *** (0.245)
장기효과	$\sum_{l=1}^{15} lFTA_{ik,t-l}$	0.425 *** (0.031)	0.421 *** (0.033)	0.422 *** (0.033)
선행효과	$\sum_{s=1}^{10} (-f)FTA_{ik,t+f}$	-0.131 *** (0.012)		
	$\sum_{s=1}^N (-f)FTA_{ik,t+f}$		-0.189 *** (0.022)	
	$\sum_{s=1}^S (-f)FTA_{ik,t+f}$			-0.219 *** (0.023)
수출국-연도 고정효과		○	○	○
산업-연도 고정효과		○	○	○
수출국-산업 고정효과		○	○	○
$adjR^2$		0.286	0.281	0.277
표본수		3,166,426	3,166,246	3,166,246

주: 1) 괄호 안은 군집표준오차임. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.
 2) N: FTA 협상개시부터 발효까지 기간(연도), S: FTA 서명부터 발효까지 기간(연도)
 3) 산업군은 HS 코드에 의거 다음과 같이 15개로 분류: HS01~10, HS11~24, HS 25~28, HS29~40, HS41~43, HS44~49, HS50~67, HS68~71, HS72~83, HS84, HS85, HS87, HS86, 88~89, HS90~91, HS92~97.

일반적으로 협정의 발효에 따라 관세가 인하된다면 교역 당사자 입장에서는 교역을 관세 인하 이후로 지연할 유인이 있다. 이런 측면에서 교역량이 관세 인하 시점 이전에 증가하는 선행효과를 이해하는 것은 매우 중요하다. 우선, 분석상의 오류일 가능성을 짚어보자. Baier and Bergstrand(2009)가 지적한 것처럼 자유무역협정을 체결할 상대국가를 선정하는 과정에서 아무래도 기존 교역량이 많은 국가를 택할 가능성이 있을 것이다. 이런 가능성을 수출국-수입국 쌍에 대하여 고정효과를 통해 통제하였다. 한국의 경우 자유무역협정의 대상국 선정과 논의가 매우 빠른 기간에 진행되었고 2000년대 후반까지 주요 교역국과 대부분 시장개방 조치를 완료하였기 때문에 설령 이런 효과가 있다면 자유무역협정 체결논의가 있기 훨씬 이전에 관측이 되어야 한다. 본 연구는 선행효과를 발견한 기존 연구에서 확인하지 못했던 선행효과 발생 시점을 특정하기 위한 단초를 제시한다. 〈표 4〉에서 Baier et al.(2014)의 방법론에 따라 협정 발효 10년 이전까지 상당히 긴 기간에 대하여 평균 선행효과를 추정한다

결과보다 자유무역협정을 체결하기 위한 협상이 끝나고 서명을 마친 시점이후부터 협정 발효 사이의 비교적 짧은 기간에 관찰 가능한 선행효과가 더 크게 나타난다. 시간에 따른 누적효과를 감안하더라도 10년간 약 13%의 누적효과는 약 3.7배($=\exp(0.131)^{10}$)인 반면 협상의 시작연도부터 발효까지 평균 4년간의 누적선행효과는 약 2.1배로 10년간의 누적효과와 약 60%가 협정 체결을 위한 협상이 시작하는 시점 이후에 실현된다고 할 수 있다. 그렇다면 왜 관세의 인하 시점 이전에 교역량이 증가할까? Baldwin(1992)은 일찍이 교역의 후생효과가 온전히 실현되기 위해서는 관련 자본이 축적될 수 있도록 충분한 투자가 선행되어야 한다고 강조하였다. Jung(2022) 또한 이런 관점에서 새로운 교역 시장에 대한 선제적 투자의 결과로 선행효과를 해석한다. Jung(2016)은 이런 선행효과가 자본시장의 조건과 관련이 있음을 보인 바 있다.

2. 수출국-연도 교역액을 이용한 분석결과

앞서 정리한 수출국-상품-연도 별 교역액을 사용하는 경우 월등히 많은 관측치의 이점을 살려 역인과성 문제나 중력모형 방정식에서 발생할 수 있는 오차항의 특수성을 다양한 고정효과를 이용하여 효과적으로 통제할 수 있었다. 이번 절에서는 본 연구에서 주목하고 있는 자유무역협정의 교역선행효과의 발생 과정을 좀 더 구체적으로 이해하기 위하여 수출국-연도 별 교역액을 이용한 분석결과를 소개하겠다. 앞서 소개한 것처럼 수출국-상품-연도별 교역액을 기초로 해당 수출국이 시간이 지남에 따라 수출 바스켓을 얼마나 확대하였는지를 나타내는 무역외연효과와 기존의 교역관계를 양적으로 어떻게 확대하였는지를 나타내는 무역심도 효과로 분리하여 해석하겠다.

기존의 선행연구가 대부분 HS 2단위나 4단위 수준에서 무역외연효과를 계산하다보니 실제로 새로운 상품이 교역에 등장하는 효과를 과소추정할 우려가 있었다. 본 연구에서는 HS 10단위 상품별 교역액을 이용하여 무역외연효과를 계산하였다. 각각 수출국의 연도별 교역액에 대한 자유무역협정의 교역효과와 무역외연에 대한 교역효과, 무역심도에 대한 교역효과를 <표 5>~<표 7>에서 정리하였다. 앞선 수출국-상품-연도 교역액을 이용한 분석과 달리 국가-연도 별 고정효과를 교호항(interaction term)의 형태로 사용하기에는 가용한 자료의 관측치가 충분하지 않았다.²⁾ 그래서 여기서는 수출국에 대한 고정효과와 연도 별 고정효과만을 사용하였다. 이로 인해 놓칠 수 있는 수출국의 경기변동 요인은 수출국의 연간 GDP 자료를 추가하여 통제하였다. 전통적인 중력모형 방정식에서 사용하는 교역에 필요한 화폐 및 비화폐 비용 관련 변수로는 수출국의 수도와 서울간의 거리를 이용하여 통제하였다. 한국이 인접하고 있는 국가나 공통 언어나 문화 국가가 없기 때문에 거리 이외의 기타 중력모형 변

2) 샘플에 포함된 210개국에 대해 각각 26개연도(1996~2021년)의 고정효과항을 사용하면 총 5,460개항이 독립변수로 추가되어 관측치 대비 독립변수의 개수가 초과하게 되는 문제가 발생한다.

수는 수출국 고정효과로 통제가 가능하다.

전반적으로 앞의 절에서 상품 단위 교역액을 이용하였을 때 얻은 추정결과에 비해 추정계수의 크기나 통계적 유의성 측면에서 뚜렷하지 않았다. 이는 상품 단위 교역액이 연도나 국가에 따라 변화(variation)의 폭이 국가 간 교역에 비해 훨씬 크고 가용한 관측치가 많다고 보아 좀 더 모형의 활용에서 높은 자유도를 확보할 수 있었던 것에 기인한다. <표 5>에서 보여주는 것처럼 대체로 자유무역협정의 교역효과는 단기효과를 중심으로 나타나며 교역액 측면에서는 앞에서 발견한 선행효과가 통계적으로 유의한 결과로 나타나지 않았다. 반면 무역외연효과를 종속변수로 사용한 분석에서는 <표 6>의 결과와 마찬가지로 뚜렷한 선행효과가 나타났다. 무역심도효과를 종속변수로 분석한 결과인 <표 7>에서는 선행효과보다는 단기효과를 중심으로 자유무역협정의 교역효과가 나타났다.

<표 5> FTA의 동적 교역효과 추정 결과(수입액 기준, 수출국-연도 단위)

종속변수		(1)	(2)	(3)
		ln X_{it}		
단기효과	FTA_{it}	0.226 ** (0.115)	0.114 (0.168)	0.141 (0.136)
장기효과	$\sum_{l=1}^{15} lFTA_{i,t-l}$	-0.030 (0.021)	-0.029 (0.021)	-0.029 (0.021)
선행효과	$\sum_{s=1}^{10} (-f)FTA_{i,t+f}$	-0.012 (0.024)		
	$\sum_{s=1}^N (-f)FTA_{i,t+f}$		0.031 (0.032)	
	$\sum_{s=1}^S (-f)FTA_{i,t+f}$			0.059 (0.109)
ln GDP_{it}		0.451 ** (0.221)	0.455 ** (0.221)	0.453 ** (0.222)
ln $dist_i$		-6.483 * (3.540)	-6.470 * (3.458)	-6.269 * (3.492)
수출국 고정효과		○	○	○
연도 고정효과		○	○	○
$adj-R^2$		0.8527	0.859	0.859
표본수		5,133	5,133	5,133

주: 1) 괄호 안은 군집표준오차임. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

2) N: FTA 협상개시부터 발효까지 기간(연도), S: FTA 서명부터 발효까지 기간(연도)

정리하자면 국가-연도별 수입액 자료를 보았을 때 자유무역협정으로 인한 선행교역효과가 교역액을 늘리는 방향으로 나타나지는 않았지만 무역외연효과를 통해서 확인하였을 때는 매우 뚜렷하게 나타났다. 앞 절의 수출국-상품 쌍에 대한 분석결과와 연결하여 해석한다면 자유무역협정의 발효를 앞두고 일부 기업은 그간에 교역하지 않았던 새로운 상품을 수출입 시장에 선보이고 교역 바스켓은 발효 이전에 커지기 시작하지만 기존의 교역상품의 경우 자유무역협정의 발효에 따른 관세 인하 효과가 실현되지 않은 협정 발효 이전에는 교역량을 증가할 유인이 없게 된다. 상품 단위로 본다면 이렇게 새롭게 등장한 상품이 가지는 개별 상품 시장에 대한 영향력이 전체 국가 단위에서 교역 규모의 변화에 비해 훨씬 강하게 드러나기 때문에 국가-연도별 자료를 이용한 분석에 비해 상품 단위 자료를 이용하는 경우 양적이나 질적으로 교역효과가 더 뚜렷하게 나타난다고 해석할 수 있겠다.

〈표 6〉 FTA의 동적 교역효과 추정 결과(무역외연효과 기준, 수출국-연도 단위)

종속변수		(1)	(2)	(3)
		$\ln EM_{it}$		
단기효과	FTA_{it}	0.091 (0.063)	0.380 *** (0.107)	0.308 *** (0.095)
장기효과	$\sum_{l=1}^{15} lFTA_{i,t-l}$	0.024 ** (0.011)	0.020 ** (0.010)	0.022 ** (0.010)
선행효과	$\sum_{s=1}^{10} (-f)FTA_{i,t+f}$	-0.059 *** (0.015)		
	$\sum_{s=1}^N (-f)FTA_{i,t+f}$		-0.079 *** (0.019)	
	$\sum_{s=1}^S (-f)FTA_{i,t+f}$			-0.121 ** (0.059)
	$\ln GDP_{it}$	0.163 * (0.099)	0.178 * (0.098)	0.175 *** (0.099)
	$\ln dist_i$	-5.603 * (3.193)	-4.822 (3.253)	-4.261 (3.328)
	수출국 고정효과	○	○	○
	연도 고정효과	○	○	○
	$adj-R^2$	0.791	0.791	0.790
	표본수	5,133	5,133	5,133

주: 1) 괄호 안은 군집표준오차임. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

2) N: FTA 협상개시부터 발효까지 기간(연도), S: FTA 서명부터 발효까지 기간(연도)

〈표 7〉 FTA의 동적 교역효과 추정 결과(무역심도효과 기준, 수출국-연도 단위)

종속변수		(1)	(2)	(3)
		ln IM_{it}		
단기효과	FTA_{it}	0.137 (0.095)	0.496 *** (0.133)	0.451 *** (0.119)
장기효과	$\sum_{l=1}^{15} l FTA_{i,t-l}$	0.006 (0.017)	0.008 (0.016)	0.007 (0.017)
선행효과	$\sum_{s=1}^{10} (-f) FTA_{i,t+f}$	0.047 (0.039)		
	$\sum_{s=1}^N (-f) FTA_{i,t+f}$		0.047 * (0.026)	
	$\sum_{s=1}^S (-f) FTA_{i,t+f}$.0060 (0.084)
ln GDP_{it}		0.294 * (0.178)	0.282 (0.180)	0.284 (0.180)
ln $dist_i$		-0.819 (2.951)	-1.589 (2.974)	-1.951 (3.013)
수출국 고정효과		○	○	○
연도 고정효과		○	○	○
$adj-R^2$		0.707	0.707	0.707
표본수		5,133	5,133	5,133

주: 1) 괄호 안은 군집표준오차임. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

2) N: FTA 협상개시부터 발효까지 기간(연도), S: FTA 서명부터 발효까지 기간(연도)

VI. 결론

본 연구에서는 최근까지 발효된 한국의 자유무역협정 총 17건의 동태적 교역효과를 확인하기 위해 1996년부터 2021년까지 한국의 상품 및 국가별 수입 패널자료를 이용한 분석을 실시하였다. 일반적으로 동태적 계량분석모형을 이용하는 경우 연도별 더미변수를 추가하여 시간에 따른 효과를 비교하는 반면, 시계열 상관성이 강한 교역자료의 경우 이런 방법을 사용하기에 적절치가 않다. 그래서 본 연구는 Baier et al.(2014)이 사용한 동태적 계량분석모형을 이용하였다. HS 10단위로 세분화된 수출국-상품-연도별 수입액 자료를 이용하여 자유무역협정의 효과를 협정 발효 이전에 실현되는 선행효과, 발효 시점에 실현되는 단기효과,

발효 이후에 장기에 걸쳐 나타나는 장기효과로 구분하여 보았을 때 세 효과 모두 뚜렷하게 나타났다. 특히 본 연구는 한국의 수입액 자료를 이용하기 때문에 한국이 그간 체결한 모든 자유무역협정의 협상 개시, 서명, 발효 시점은 물론 자유무역협정에 따른 관세 인하 품목 등을 특정할 수 있었다. 분석 결과 대부분의 선행효과가 협상 개시 시점 이후에 집중되고 있음을 확인하였다. 이는 대부분의 선행효과가 교역과 협정 체결 대상 및 시점 간의 내생성 문제와는 크게 관련이 없음을 시사할 뿐만 아니라 무역정책의 불확실성이 해소될수록 선행효과가 더욱 강하게 나타남을 의미한다.

또한 상품단위 수입액을 이용하여 Hummels and Klenow(2005)의 분해법에 따라 교역의 외연효과(extensive margins)와 심도효과(intensive margins)를 나누어 수출국-연도별 자료에 대한 자유무역협정의 교역효과를 추가 분석하였다. 그 결과 자유무역협정의 발효 시점에 수입이 증가하는 효과를 확인할 수 있었다. 특히, 새로운 교역상품의 등장에 따른 무역 외연효과와 영향이 컸다. 또한, 무역외연효과는 협정의 발효 시점뿐만 아니라 그 이전부터 증가하는 추세를 보였다. 내생성 문제를 교정한 여러 가지 방법론을 적용하였을 때에도 비슷한 결과를 얻었으며 특히, 무역협정의 협상이 시작한 이후에 무역외연의 선행효과가 뚜렷하게 나타났다. 이는 기존 동태적 교역효과에 대한 일부 연구에서 발견하였던 신규 기업이나 상품의 시장 조기진입 현상을 뒷받침하는 결과로 해석할 수 있다.

그동안 무역자유화정책의 교역 효과나 후생 효과를 추정한 연구는 그 효과가 정책이 실시된 시점 이후로 장기에 걸쳐 발현이 된다고 가정하였다. 하지만 본 연구에 따르면 자유무역협정 등 정책의 효과가 예상 가능할 때 경제주체가 미리 행동하는 선행효과가 존재하기 때문에 무역자유화정책에 따른 교역 효과나 후생 효과가 과소 추정될 수 있는 가능성이 있다. 또한 무역자유화정책의 입안 과정에서 정책의 예측 가능성이 중요하다는 점을 뒷받침하는 결과로 해석할 수 있다.

참고문헌

- 김남두·황상인(2015), “자유무역협정이 수입다양도와 집약도에 미친 효과에 대한 실증분석,” 「관세학회지」, 제16권 제1호, pp.149-168.
- 박순찬(2016), “FTA가 중소기업의 수출에 미치는 파급효과: 기업 수출집약도(intensive margin)과 수출다양도(extensive margin) 분석,” 「국제통상연구」, 제21권 제3호, pp.1-20.
- 산업통상자원부(2023), 「FTA 추진현황」, Retrieved on January 28, 2023, from <https://fta.go.kr/main/situation/kfta/ov/>.
- 조문희·김영귀·구경현·박혜리·금혜윤(2018), 「자유무역협정의 구성요소가 교역에 미치

- 는 영향 분석」(연구보고서 18-24), 세종: 대외경제정책연구원.
- 조미진(2014), “기발효 FTA의 중간재 수입활용률 분석,” 「무역학회지」, 제39권 제3호, pp.207-233.
- Anderson, J. E. and van Wincoop, E.(2003), “Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle,” *American Economic Review*, Vol.93 No.1, pp.170-192.
- Ando, M., Urata, S., and Yamanouchi, K.(2022), “Do Japan’s Free Trade Agreements Increase Its International Trade?,” *Journal of Economic Integration*, Vol.37 No.1, pp.1-29.
- Baier, S. L. and Bergstrand, J. H.(2007), “Do Free Trade Agreements Actually Increase Members’ International Trade?,” *Journal of International Economics*, Vol.71 No.1, pp.72-95.
- Baier, S. L. and Bergstrand, J. H.(2009), "Estimating the Effects of Free Trade Agreements on International Trade Flows Using Matching Econometrics," *Journal of International Economics*, Vol.77 No.1, pp.63-76.
- Baier, S. L., Bergstrand, J. H., and Clance, M. W.(2018), “Heterogenous Effects of Economic Integration Agreements,” *Journal of Development Economics*, Vol.135, pp.587-608.
- Baier, S. L., Bergstrand, J. H., and Feng, M.(2014), “Economic Integration Agreements and the Margins of International Trade,” *Journal of International Economics*, Vol.93 No.2, pp.339-350.
- Baier, S. L., Yotov, Y. V., and Zylkin, T.(2019), “On the Widely Differing Effects of Free Trade Agreements: Lessons from Twenty Years of Trade Integration,” *Journal of International Economics*, Vol.116, pp.206-226.
- Baldwin, R. E.(1992), “Measurable Dynamic Gains from Trade,” *Journal of Political Economy*, Vol.100 No.1, pp.162-174.
- Bergin, P. R. and Lin, C.-Y.(2012), “The Dynamic Effects of a Currency Union on Trade,” *Journal of International Economics*, Vol.87 No.2, pp.191-204.
- Broda, C. and Weinstein, D. E.(2006), “Globalization and the Gains from Variety,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.121 No.2, pp.541-585.
- Cheng, I.-H. and Wall, H. J.(2005), “Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol.87 No.1, pp.49-63.
- Costantini, J. A. and Melitz, M. J.(2008), “The Dynamics of Firm-Level Adjustment to Trade Liberalization,” In Helpman, E., Marin, D., and Verdier, T.(Eds.),

- The Organization of Firms in a Global Economy*, Cambridge, MA: Harvard University Press, pp.107-141.
- Dixit, A. K. and Stiglitz, J. E.(1977), "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity," *American Economic Review*, Vol.67 No.3, pp.297-308.
- Feenstra, R. C.(1994), "New Product Varieties and the Measurement of International Prices," *American Economic Review*, Vol.84 No.1, pp.157-177.
- Feenstra, R. C. and Kee, H. L.(2004), "On the Measurement of Product Variety in Trade," *American Economic Review*, Vol.94 No.2, pp.145-149.
- Feenstra, R. C., Lipsey, R. E., Deng, H., Ma, A. C., and Mo, H.(2005), "World Trade Flows: 1962-2000," *National Bureau of Economic Research Working Paper* 11040.
- Handley, K. and Limão, N.(2017), "Policy Uncertainty, Trade, and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States," *American Economic Review*, Vol.107 No.9, pp.2731-2783.
- Handley, K. and Limão, N.(2022), "Trade Policy Uncertainty," *Annual Review of Economics*, Vol.14, pp.363-395.
- Hummels, D. and Klenow, P. J.(2005), "The Variety and Quality of a Nation's Exports," *American Economic Review*, Vol.95 No.3, pp.704-723.
- Jung, B.(2022), "The Trade Effects of the EU-South Korea Free Trade Agreement: Heterogeneity Across Time, Country Pairs, and Directions of Trade within Country Pairs," *Open Economies Review*.
- Jung, J.(2016), "The Dynamic Impact of International Trade Liberalization: Entry Timing of Exporters and Financial Development," *mimeo*.
- Kehoe, T. J. and Ruhl, K. J.(2013), "How Important Is the New Goods Margins in International Trade?," *Journal of Political Economy*, Vol.121 No.2, pp.358-392.
- Krugman, P.(1980), "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade," *American Economic Review*, Vol.70 No.5, pp.950-959.
- Krugman, P.(1981), "Intraindustry Specialization and the Gains from Trade," *Journal of Political Economy*, Vol.89 No.5, pp.959-973.
- Rose, A. K.(2004), "Do We Really Know That the WTO Increases Trade?," *American Economic Review*, Vol.94 No.1, pp.98-114.
- Yotov, Y. V., Piermartini, R., Monteiro, J.-A., and Larch, M.(2016), *An Advanced Guide to Trade Policy Analysis: The Structural Gravity Model*, Washington DC: UNCTAD and WTO.

The Dynamic Trade Effect of Korea's Free Trade Agreements: Extensive Margins of Trade

Jae-Wook Jung

Abstract

This paper studies how the free trade agreements (FTAs) have changed the dynamics of Korea's imports since 1996. Specifically, the dynamic regression analysis on the transition of trade liberalization discovers three main findings: (1) import values of Korea increase gradually as FTAs enter into force; (2) the extensive margins of import work as a major source of the trade effect in the transition episode of FTAs; (3) the extensive margins of import tend to increase even before FTAs enter into force. This noble forward-looking effect suggests some potential foreign exporters or exporting goods enter the Korean market, especially when FTAs negotiation starts. It supports the early entry behavior of potential exporters found in recent international trade literature.

〈Key Words〉 Free Trade Agreement, Extensive Margin, Dynamic Trade Effect, Forward-Looking Effect