

교역구조의 변화가 국내 ICT 산업에 미치는 영향: 한중 FTA 수입관세인하 효과를 중심으로*

전주연 ■ 연세대학교**

〈국문요약〉

본 연구는 무역과 개방으로 인한 교역구조의 변화가 국내 ICT(정보통신기술) 제조업에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다. 먼저 1990년 이후 산업 단위 분석을 통해 한국의 주요 교역 상대국인 미국, 중국을 비롯한 G20 국가와의 무역 양상을 파악하였다. 해당 교역국에 대한 한국의 무역특화지수, 무역중첩지수, 해외아웃소싱지수 추이를 분석한 결과, 2010년 이후 중국과의 무역의 중요성이 증가하고 있는 상황이다. 대중국 수입의 존도가 급격하게 증가하기 시작한 2009년부터 2017년을 대상으로 대중국 수입관세율이 대중국 수입액에 미치는 영향을 분석하였다. 대중국 수입관세율이 인화된 품목 전체를 대상으로 한 모형 분석 결과를 살펴본 후, 산업내 무역이 발생한 경우는 다시 수입특화 품목과 수출특화 품목을 구분하여 회귀모형을 분석하였다. 전년도 대중국 수입액을 설명변수로 포함함으로써 오차의 1계 자기상관 문제를 해결한 패널회귀모형 분석 결과, 대중국 수입관세율은 음의 값으로 추정되나 통계적으로 유의하지 않아 관세 인하와 수입 증가의 관계는 명확하게 드러나지 않는다. 따라서 대중국 수입액에 영향을 미치는 설명변수들을 통제하고 나면 수입특화 품목과 수출특화 품목 모두 대중국 수입관세율 인하가 대중국 수입액 증가에 영향을 미쳤다는 통계적인 증거는 발견되지 않는다.

*주제어: 정보통신기술, 한중 FTA, 관세양허, 무역특화지수, 패널고정효과모형

I. 서 론

지난 20여 년 동안 우리나라의 대외개방은 무역의 확대를 근간으로 이루어져 왔다. 세계경제는 WTO 차원의 지속적인 노력으로 2000년대 중후반까지 관세장

* 이 논문은 연세대학교 바른ICT연구소의 (일부)지원을 받아 수행된 연구결과입니다.

** 연세대학교 글로벌인재대학 국제통상전공 조교수 (E-mail: jysun@yonsei.ac.kr)

벽이 낮아짐에 따라 무역자유화가 크게 진전되었다. 대외 의존도가 높은 우리나라는 많은 국가들과 FTA 체결을 통해 상대국의 교역장벽을 낮추기 위해 노력하고 있다. 2004년 한-칠레 FTA 발효 이후 싱가포르, EFTA, ASEAN, 인도, EU, 페루, 미국, 터키, 호주, 캐나다, 중국, 뉴질랜드, 베트남, 콜롬비아 등 주요 교역 상대국과의 FTA가 발효되었다. 한국과 중국은 1992년 수교를 맺은 이후 지난 25년간 교역 규모가 33배 이상 늘어났다. 한국무역협회에 따르면 한-중 간 교역 규모는 1992년 64억 달러에서 2017년 2114억 달러로 급증했다. 2012년 5월 한국은 중국과의 FTA 협상을 개시, 2015년 12월 20일 한중 FTA가 발효되었다. 발효 즉시 일부 품목에 대해 관세가 감축되었고, 2016년 1월1일을 기해 관세가 감축되는 품목이 늘어남에 따라 대중국 무역에 미치는 영향을 파악하기 위한 연구의 필요성이 제기되고 있다.

53개국¹⁾이 참여하는 WTO 정보기술협정(Information Technology Agreement, ITA²⁾) 개정안이 2015년 12월 제10차 WTO 각료회의를 계기로 타결되었다. 정보기술 분야의 관세 장벽을 낮추어 무역을 원활하게하기 위하여 반도체, 전자기기 및 영상기기 등 834개(HS 코드 10단위 기준) 정보기술 분야 제품에 대하여 2016년 12월 1일부터 관세가 단계적으로 철폐되었다.³⁾ 한국의 경우 수입 시 WTO 전 회원국에 확대 ITA 관세혜택을 부여해야 하나 수출 시에는 52개 참여국에서만 개정 확대 관세철폐 혜택을 받을 수 있다(이근화 2016, 1). 관세 인하 이후 중국산 수입의 국내 침투가 예상되는 ICT 산업에 대한 연구가 시급한 상황이다.

1. 선행연구

먼저 교역구조의 변화에 대한 기존 국내외 연구를 살펴보면 다양한 형태의 무역지수를 사용하여 산업별 수출경쟁력 추이를 분석하였다. 대표적으로 무역특화지수와 해외아웃소싱지수의 추이를 살핀 후, 최종적으로는 무역과 개방으로 인한 교역구조의 변화가 산업 단위 제조업에 미치는 영향을 노동시장에 초점을

1) 참여국 리스트: 한국, 미국, 중국, EU(28개국) 및 대표부, 일본, 호주, 스위스, 리히텐슈타인, 캐나다, 노르웨이, 모리셔스, 뉴질랜드, 싱가포르, 대만, 태국, 말레이시아, 필리핀, 홍콩, 코스타리카, 이스라엘, 몬테네그로, 아이슬란드, 과테말라, 콜롬비아, 알바니아

2) WTO 정보기술협정(ITA): 컴퓨터, 통신장비, 반도체 등 주요 IT제품 및 부품에 대한 WTO 복수국간 협정으로 1997년 7월 발효되었다.

3) 총 834개 품목 중 381개 품목은 2016년 12월1일부터 즉시 관세가 철폐되며, 365개 품목은 3년간, 기타 품목은 5년 또는 7년간 단계적으로 관세가 철폐된다.

두어 분석한 연구가 대부분이다.

1999년부터 2006년간 20개 제조업을 대상으로 해외아웃소싱이 국내 제조업의 임금불평등에 미친 영향에 대해 분석한 연구 결과 동일산업에서 수입한 중간재 비중으로 정의한 좁은 의미에서의 해외아웃소싱은 제조업 부문의 숙련근로자와 비숙련근로자의 임금격차를 심화시키는 것으로 나타났다(남병탁 2010). 동일산업을 포함한 유사 산업에서 수입한 중간재 합으로 측정된 넓은 의미의 해외아웃소싱이 노동시장의 임금격차에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

1991년부터 2000년간 22개 산업을 대상으로 무역 증가가 한국 제조업부문에 서 상대고용과 상대임금의 변화에 미치는 영향에 대한 연구는 개방으로 인한 무역량 증가가 임금패턴의 지속적 변화에 중요한 원인이 된다는 점을 실증적으로 밝혀냈다(정문현 2003). 무역 증가 변수가 도입된 시차구조방정식 모형을 설정하고 도구변수의 도입과 GMM(일반화적률법) 검정기법 적용하였다. 1972년부터 1990년까지 수입중간재 비중으로 산출한 해외아웃소싱 수준의 변화가 미국 노동 시장 숙련노동에 대한에 미치는 영향을 분석한 연구에서는 1979년 이후 제조업 전체 근로자 임금총액 중에서 숙련노동으로 분류된 사무직 근로자 임금 비중의 증가에 대한 해외아웃소싱의 설명력이 높았다(Feenstra et al. 1996).

교역구조의 변화에 대한 기존 실증연구와 마찬가지로 정보통신기술(ICT) 산업을 대상으로 한 연구도 산업 단위 관측치를 분석의 기준 단위로 설정하였다. 1990년부터 2008년 기간 동안 ICT가 싱가포르 경제 성장에 미치는 영향을 분석한 연구는 18개 산업에 대한 싱가포르 IO 테이블(Input Output Table) 자료를 사용하였다(Vu 2013). 5년에 한번 발표되는 (1995년, 2000년, 2005년) IO 테이블 자료의 특성 상 많은 연도 자료 수집이 어렵다는 한계가 존재하므로 1995년부터 2000년을 첫 번째 기간, 2000년부터 2005년을 두 번째 기간으로 설정하여 18개 산업에 대한 2개 기간 관측치의 형태를 지닌 패널자료를 분석에 사용하였다. ICT 사용 집중도와 부가가치 증가율(또는 노동생산성 증가율)이 양의 관계를 갖는 것으로 추정되었고, ICT 투자가 싱가포르 GDP 성장에 기여한 것으로 분석되었다. 그러나 연구 결과가 36개 관측치를 사용하였다는 측면에서 관측치 부족이라는 문제 외에도 모형의 종속변수와 설명변수 간의 내생성 문제가 우려된다. 부가가치 증가율 또는 노동생산성 증가율과 ICT 사용 집중도간의 역의 인과관계 문제가 발생할 수 있어 이에 대한 추가적인 고려가 필요하다.

2000년부터 2009년 기간 동안 OECD·WTO의 부가가치무역을 기준으로 측정 한 산업별 글로벌 아웃소싱 자료를 활용한 연구는 한국 다국적 기업의 글로벌

가치사슬 확장이 국내 지식기반산업의 활성화에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다(최남석 2015). 지식기반산업의 범위를 첨단기술 제조업, ICT 제조업, 중고 위기술 제조업을 통합하여 정의하였다는 점에서 본 연구의 ICT 제조업을 포괄하는 산업 분류에 해당한다. 다국적 기업의 부가가치창출이 1% 증가할 경우 지식기반제조업 전체의 평균 부가가치는 0.8% 증가하는 것으로 추정되었다.

WTO 자료를 바탕으로 ICT 비즈니스 환경에서의 부가가치 무역에 초점을 맞춘 연구에서는 1995년부터 2000년대 후반의 국가별 글로벌가치사슬 참여지수와 중간투입재의 생산과 수출의 지역별 분포 현황을 요약하였다(김미정 2016). 글로벌가치사슬 참여지수는 한 나라의 수출에서 차지하는 해외 중간투입재의 비율과 제3국 수출에서 차지하는 국산 중간투입재의 비율의 합으로 계산한다. 2008년 이후의 참여지수에 대한 추가 연구 및 국가 단위보다 세분화된 분류의 분석의 필요성이 제기된다.

ICT 제조업의 개별 품목을 대상으로 분석한 기존 연구는 한국 제품의 수출경쟁력에 초점을 두었다. 2008년부터 2015년까지 한국의 10대 ICT 품목의 수출경쟁력을 분석한 연구는 산업 단위 분석이 아닌 HS 코드 6단위 기준의 품목 단위 분석이라는 데 의의가 있다(조인택 2016). 아시아, 아프리카, 중남미 대륙의 12개 국가에 대한 한국 품목의 무역특화지수, 교역 상대국에서의 한국산 제품의 점유율, 수출지속지수 및 수출생존지수를 계산하여 현황 위주의 분석을 시도하였다. 한국의 주요 ICT 품목을 분류해 개도국에 대한 수출경쟁력을 분석했다는 점에서 선행연구와 차별화되며, 수출경쟁력 분석 방법으로 무역특화지수 외에도 생존지수를 활용했다는 점, 개도국의 범위를 3개 대륙 12개국으로 특화했다는 점에서 학술적 기여가 크다. 수출액 기준 상위 ICT 10개 제품을 선정하여 한국의 잠재적인 수출 대상국인 ASEAN Big 6(인도네시아 말레이시아 태국 베트남 필리핀 싱가포르)에서의 중국 제품과의 국제경쟁력을 비교한 연구에서는 2009년부터 2016년까지 수출생존지수, 무역수지기여도, 세계수출시장점유율로 분석한 결과 한국은 중국과 비교해도 수출경쟁력이 높은 것으로 나타났지만 2015년 이후 급속한 수입 증가로 무역수지는 적자로, 무역수지기여도는 비교열위 상태로 전환되었다(조인택 2017).

2. 연구의 범위 및 방법

국내의 기존 연구는 세부 산업별·교역 상대국별 효과를 분리하지 않고 제조

업 전체를 대상으로 교역구조의 변화를 나타내는 지수를 분석하였다는 한계를 지닌다. 이에 본 연구는 1990년부터 2015년까지 국제경쟁력 수준을 측정하는 무역지표로 무역특화지수, 무역중첩지수, 해외아웃소싱지수를 계산하여 중국, 미국을 포함한 주요 교역상대국과의 무역 양상 변화를 살펴보았다.

한중 FTA나 WTO ITA의 경우 품목별 관세 인하의 형태로 시장을 개방하는 것이므로 산업 단위가 아닌 상세 품목별 분석이 필요하다. 품목별 분석을 시행한 선행연구에서의 주요 연구 대상은 한국 제품의 수출경쟁력 변화인 반면, 본 연구는 수입 관세율 인하 효과를 분석한다는 점에서 선행연구와 차별화된다. 따라서 본 연구는 한중 FTA 수입관세율 인하의 효과가 국내 ICT 제조업에 미치는 영향을 품목 단위 관측치를 사용하여 실증적으로 분석하고자 한다. 한국의 최대 교역상대국인 중국에 대한 수입 관세율 인하 효과를 분석하기 위하여 단순선형 회귀모형부터 오차의 1계 자기상관 문제를 고려한 패널고정효과모형 분석 결과를 비교하기로 한다.

2009년부터 2017년 기간의 연도별·HS 품목별 패널자료를 구축하여 대중국 수입관세율과 대중국 수입액의 관계를 실증적으로 분석하려고 시도했다는 점에서 선행연구와 차별화된다. 실증 모형의 분석 기간이 한중 FTA 발효 시점인 2015년 이후를 포함한 최신 자료를 바탕으로 최근 급변하고 있는 한국의 대외 환경 변화를 제한적으로나마 설명하고자 한다.

II. 교역구조의 변화

제조업 산업 분류를 위해 국제표준산업분류(International Standard Industrial Classification: ISIC) 4차 개정안을 참고하였다. ISIC 분류 코드 26에 해당하는 컴퓨터·전자·광학산업(computer, electronic and optical industry; code 26)을 ICT 산업으로 분류하여 분석하기로 한다. 국내 ICT 제조업의 무역특화지수, 무역중첩지수, 해외아웃소싱지수 등 교역구조의 변화를 반영하는 지수를 OECD STAN database에서 추출한 자료를 사용하여 계산하였다. 주요 교역 상대국으로 캐나다, 프랑스, 독일, 이탈리아, 영국, 미국, 일본 (이상 G7 국가), 브라질, 러시아, 인도, 중국, 남아프리카공화국(이상 BRICS 국가) 및 멕시코, 사우디아라비아, 아르헨티나, 인도네시아, 터키, 호주 등 주요 G20 국가를 포함하였다.⁴⁾

4) G20의 구성원은 기존의 G7 참가국과 각 대륙의 신흥국 및 주요국 12개국, EU 의장국

<표 1>과 같이 한국 ICT 제조업 분야의 수입·수출 추이는 연도별, 교역 상대국별로 다르게 나타난다. 1990년부터 2016년 기간 동안 한국의 대세계 수출이 수입을 초과하였다. 수출의 수입 초과를 견인한 것은 미국, 중국과의 무역이다. 대미국 수입 규모는 2000년 정점을 찍은 이후 감소 추세를 보이며, 대미국 수출이 수입을 두 배 가량 초과하였다. 2005년 처음으로 중국과의 교역 규모가 미국과의 교역 규모를 추월하였으며, 이는 대중국 수출이 급격하게 증가한 것에 기인한다.

반면에 미국과 일본 외에 유럽 주요 국가를 포함한 G7과의 무역은 2008년 금융위기 이후 다른 양상을 보인다. G7 국가로의 수출이 점차 감소하기 시작하여 2010년 이후에는 수출과 수입의 규모가 비슷하게 유지되고 있다. 신흥경제국(BRICS)과의 수입·수출의 규모나 추이가 대중국 무역 양상과 동일한 것으로 보아 ICT 제조업 분야에서 중국 외 브라질, 러시아, 인도, 남아프리카 공화국과의 무역 규모는 미미하다.

<표 1> 한국 ICT 제조업 연도별 주요국 수입 및 수출

(단위: 억 달러)

연도	대세계		미국		중국		G20		G7		BRICS	
	수입	수출	수입	수출	수입	수출	수입	수출	수입	수출	수입	수출
1990	102	160	29	52	3	3	89	111	85	99	3	4
1991	118	179	39	59	0	1	97	114	96	102	0	2
1992	122	192	36	63	1	1	93	121	91	105	1	3
1993	129	206	37	69	2	3	101	136	98	115	2	7
1994	165	259	55	82	3	5	135	169	131	140	3	14
1995	224	359	71	110	5	7	179	227	173	194	5	20
1996	229	297	61	45	8	9	171	163	161	121	8	26
1997	268	373	94	99	10	13	201	227	189	186	10	24
1998	204	355	77	95	10	12	150	206	139	172	10	19
1999	299	476	103	134	20	22	216	292	194	241	20	30
2000	412	619	125	179	27	36	279	396	249	322	27	47
2001	321	469	79	121	28	36	209	287	177	219	29	47

을 포함해 총 20개국이다. 단, 그 해의 EU 의장국이 기존의 구성원일 경우 19개국으로 회답이 이루어진다. 본 연구에서는 EU 의장국은 제외하였다.

연도	대세계		미국		중국		G20		G7		BRICS	
	수입	수출	수입	수출	수입	수출	수입	수출	수입	수출	수입	수출
2002	343	554	78	123	35	72	224	337	186	228	35	84
2003	401	680	82	130	47	117	263	424	211	254	48	137
2004	465	895	91	165	67	172	307	576	236	334	67	201
2005	510	959	94	127	89	234	330	624	236	307	89	272
2006	550	1033	96	118	117	248	351	657	228	302	118	291
2007	573	1173	84	134	148	319	369	766	214	328	148	360
2008	607	1166	78	150	176	331	391	767	207	307	177	380
2009	505	1060	57	141	147	333	308	705	155	262	147	375
2010	634	1343	71	161	205	465	402	883	188	294	207	515
2011	690	1328	79	150	235	468	442	858	198	271	236	519
2012	664	1276	82	112	211	490	428	817	208	223	211	536
2013	685	1395	74	134	214	534	428	892	205	238	215	591
2014	753	1458	74	140	275	578	480	938	194	229	277	641
2015	797	1437	78	134	319	592	517	906	188	204	321	640
2016	787	1347	76	142	293	507	496	786	192	196	295	548

*출처: OECD STAN database 자료를 이용하여 저자 산출함.

교역구조의 변화를 반영하는 무역지수로 본 연구에서는 무역특화지수(Trade Specialization Index, TSI), 무역중첩지수(Trade Overlap Index: TOI), 그리고 해외아웃소싱지수를 계산하였다. 무역특화지수(TSI)는 한 나라의 무역이 특정상품에 얼마나 집중되었는지를 측정하는 대외무역지표로서 한 상품의 총수출액과 총수입액, 그리고 전체 무역액을 이용해 상품의 비교우위를 나타낸다.

$$TSI_{i,c,t} = \left(\frac{X_{i,c,t} - M_{i,c,t}}{X_{i,c,t} + M_{i,c,t}} \right) \tag{2-1}$$

TSI를 정의하는 공식에서 아래첨자 i,c,t는 각각 한국 제조업 산업분류코드, 교역상대국, 연도를 의미하며, $X_{i,c,t}$ 는 제조업 산업별 연도별 수출액, $M_{i,c,t}$ 는 제조업 산업별 연도별 수입액을 의미한다. 무역특화지수는 -1에서 +1 사이의 값을 가지며, 이 지수가 1이면 완전 수출특화상태, -1이면 완전 수입특화상태, 0인 경

우 비교우위는 중간정도임을 의미한다. 그 값이 0에서 +1로 갈수록 수출특화, 0에서 -1로 갈수록 수입특화를 나타낸다. 뿐만 아니라 무역특화지수는 수출 측면에서 평가한 국제경쟁력 지수로 사용되기도 한다. 그 값이 0 이상 1 이하이면 그 제품이나 산업이 무역흑자를 기록해 국제경쟁력이 강한 것을 뜻하고 -1에 가까울수록 국제시장에서 경쟁력이 약하거나 수출을 하지 못하는 것으로 볼 수 있다.

<표 2>에서처럼 한국 ICT 제조업 TSI를 산출한 결과, 주요 교역 상대국인 중국과 미국과의 무역에서 수출특화 양상이 더욱 뚜렷하게 나타난다. 그러나 2000년대 중반 0.45에 육박하던 대중국 TSI가 2015년 0.3까지 떨어지며 2013년 이후 감소 추세를 보이는 것에 주목하여야 한다. ICT 제조업에서 한국의 대중국 수출 경쟁력 약화 현상이 중국산 수입의 증가와 관계가 있는지 해외아웃소싱지수 추이 검토가 필요하다.

〈표 2〉 한국 ICT 제조업 주요국별 무역특화지수(TSI)

연도	대세계	미국	중국	G20	G7	BRICS
1990	0.2212	0.2912	-0.0261	0.1099	0.0738	0.0530
1991	0.2072	0.2040	0.5743	0.0805	0.0278	0.6573
1992	0.2231	0.2744	0.2437	0.1328	0.0708	0.5109
1993	0.2320	0.2992	0.3130	0.1490	0.0766	0.6055
1994	0.2207	0.2024	0.2854	0.1127	0.0325	0.6783
1995	0.2319	0.2157	0.1563	0.1185	0.0561	0.6003
1996	0.1296	-0.1503	0.0677	-0.0233	-0.1421	0.5114
1997	0.1632	0.0244	0.1359	0.0607	-0.0105	0.3885
1998	0.2686	0.1078	0.1084	0.1546	0.1049	0.3082
1999	0.2283	0.1306	0.0501	0.1501	0.1086	0.1980
2000	0.2008	0.1774	0.1508	0.1730	0.1280	0.2703
2001	0.1878	0.2108	0.1132	0.1587	0.1044	0.2422
2002	0.2358	0.2229	0.3526	0.2016	0.1015	0.4124
2003	0.2584	0.2249	0.4227	0.2341	0.0922	0.4838
2004	0.3164	0.2928	0.4397	0.3036	0.1709	0.4978
2005	0.3055	0.1480	0.4495	0.3079	0.1299	0.5057
2006	0.3055	0.1025	0.3573	0.3034	0.1400	0.4228
2007	0.3438	0.2283	0.3673	0.3504	0.2097	0.4166

연도	대세계	미국	중국	G20	G7	BRICS
2008	0.3152	0.3196	0.3052	0.3240	0.1942	0.3639
2009	0.3544	0.4242	0.3891	0.3917	0.2571	0.4360
2010	0.3584	0.3886	0.3878	0.3737	0.2184	0.4275
2011	0.3161	0.3112	0.3318	0.3196	0.1551	0.3749
2012	0.3152	0.1525	0.3985	0.3124	0.0343	0.4342
2013	0.3412	0.2896	0.4277	0.3513	0.0739	0.4662
2014	0.3188	0.3074	0.3551	0.3228	0.0813	0.3970
2015	0.2864	0.2655	0.3007	0.2732	0.0413	0.3322
2016	0.2625	0.3045	0.2671	0.2260	0.0110	0.3007

*출처: OECD STAN database 자료를 이용하여 저자 산출함.

무역중첩지수(TOI)는 개별 산업에서 산업내 무역(intra-industry trade) 및 산업간 무역(inter-industry trade)이 차지하는 비중을 비교하는 지표로서 총교역에서 산업내 무역이 차지하는 비중을 의미하며 공식은 다음과 같다.

$$TOI_{i,c,t} = 2\min(X_{i,c,t}, M_{i,c,t}) / (X_{i,c,t} + M_{i,c,t}) \quad \text{식(2-2)}$$

TOI를 정의하는 공식에서 아래첨자 i,c,t 는 각각 한국 제조업 산업분류코드, 교역 상대국 및 연도를 의미하며, $X_{i,c,t}$ 는 제조업 산업별 교역상대국별 연도별 수출액, $M_{i,c,t}$ 는 제조업 산업별 교역상대국별 연도별 수입액을 나타낸다. 무역중첩지수는 0과 +1 사이의 값을 가지며, +1에 가까울수록 산업내 무역의 비중이 큰 것을 뜻한다.⁵⁾ 반대로 그 값이 0에 가까울수록 산업간 무역이 차지하는 비중이 큰 것으로 볼 수 있다. TOI가 최솟값인 0을 가지게 되는 경우는 일방무역이 발생한 경우에 해당되는데, 하나는 한 산업이 수입만 하는 완전수입특화 상황이고, 다른 하나는 한 산업이 수출만 하는 완전수출특화 상황이다.⁶⁾ TOI 값 자체만으로는 완전수입특화산업인지 완전수출특화산업인지 구분하는 것이 불가능하므로 TSI와 같은 대외무역지표를 사용하여 보완하여야 한다.

<표 3>은 1990년부터 2016년 기간 동안 주요 교역상대국별 한국 ICT 제조업의 무역중첩지수(TOI)를 나타낸 것이다. 한국의 대세계 TOI는 2000년대 중반

5) TOI는 해당 연도 산업별 수출액과 수입액이 같을 경우, 최댓값인 +1의 값을 가진다.
 6) TOI는 i) 수입특화 혹은 ii) 수출특화의 경우, 최솟값인 0의 값을 가진다.

0.68대까지 떨어졌으나 2015년 이후 다시 0.7대에 들어섰다. 2016년 한국의 대중국 무역중첩지수는 0.7을 초과한다. 1에 가까울수록 교역상대국과의 무역이 수출과 수입이 모두 활발한 쌍방무역을 의미하므로 ICT 제조업의 경우 중국과의 양자간 무역은 산업내 무역의 형태로 수출과 수입이 활발하게 이루어지고 있음을 의미한다.

〈표 3〉 한국 ICT 제조업 주요국별 무역중첩지수(TOI)

연도	대세계	미국	중국	G20	G7	BRICS
1990	0.7788	0.7088	0.9739	0.8901	0.9262	0.9470
1991	0.7928	0.7960	0.4257	0.9195	0.9722	0.3427
1992	0.7769	0.7256	0.7563	0.8672	0.9292	0.4891
1993	0.7680	0.7008	0.6870	0.8510	0.9234	0.3945
1994	0.7793	0.7976	0.7146	0.8873	0.9675	0.3217
1995	0.7681	0.7843	0.8437	0.8815	0.9439	0.3997
1996	0.8704	0.8497	0.9323	0.9767	0.8579	0.4886
1997	0.8368	0.9756	0.8641	0.9393	0.9895	0.6115
1998	0.7314	0.8922	0.8916	0.8454	0.8951	0.6918
1999	0.7717	0.8694	0.9499	0.8499	0.8914	0.8020
2000	0.7992	0.8226	0.8492	0.8270	0.8720	0.7297
2001	0.8122	0.7892	0.8868	0.8413	0.8956	0.7578
2002	0.7642	0.7771	0.6474	0.7984	0.8985	0.5876
2003	0.7416	0.7751	0.5773	0.7659	0.9078	0.5162
2004	0.6836	0.7072	0.5603	0.6964	0.8291	0.5022
2005	0.6945	0.8520	0.5505	0.6921	0.8701	0.4943
2006	0.6945	0.8975	0.6427	0.6966	0.8600	0.5772
2007	0.6562	0.7717	0.6327	0.6496	0.7903	0.5834
2008	0.6848	0.6804	0.6948	0.6760	0.8058	0.6361
2009	0.6456	0.5758	0.6109	0.6083	0.7429	0.5640
2010	0.6416	0.6114	0.6122	0.6263	0.7816	0.5725
2011	0.6839	0.6888	0.6682	0.6804	0.8449	0.6251
2012	0.6848	0.8475	0.6015	0.6876	0.9657	0.5658
2013	0.6588	0.7104	0.5723	0.6487	0.9261	0.5338
2014	0.6812	0.6926	0.6449	0.6772	0.9187	0.6030
2015	0.7136	0.7345	0.6993	0.7268	0.9587	0.6678
2016	0.7375	0.6955	0.7329	0.7740	0.9890	0.6993

*출처: OECD STAN database 자료를 이용하여 저자 산출함.

중간재, 자본재 등 최종재 생산에 필요한 생산 활동 중 일부는 국내가 아닌 다른 나라에서 하는 것이 효율적이기 때문에 가치사슬의 일부인 중간재를 해외에서 수입하기도 한다. 해외아웃소싱지수 중 가장 일반적이고 직접적인 추계방식은 생산에 투입된 해외 수입중간재 비중을 통한 지수화 방식이다. 교역 상대국별·산업별 해외 수입중간재 비중을 사용하여 산출한 해외아웃소싱지수는 다음과 같다.⁷⁾

$$\text{해외아웃소싱지수} = \frac{M_{i,ct}}{GO_{i,t}} \quad \text{식(2-3)}$$

=교역상대국(c)의 산업(i)으로부터 수입한 중간재액($M_{i,ct}$)/한국 산업 i의 총생산액($GO_{i,t}$)

<표 4>는 해외아웃소싱지수의 연도별 추이를 보여 주고 있다. ICT 제조업의 대세계 해외아웃소싱지수는 2000년 21%를 기록한 이후 지속적으로 감소하고 있으나 2013년 이후 증가추세로 전환되었다. 특히 ICT 제조업의 대중국 해외아웃소싱지수는 2014년 5%, 2015년 6%를 기록하며, 한국 ICT 제조업 총생산액 대비 중국산 수입 중간재의 비중이 증가하고 있음을 확인할 수 있다. 중국이 세계 제조업의 생산기지로 급부상하면서 국내 IT 산업이 중국으로부터 아웃소싱을 늘린 결과로 해석된다.

7) 해외아웃소싱지수의 분모로는 한국의 해당 산업 총생산액(Paul et al. 2001), 한국의 해당 산업 부가가치액(Hijzen et al. 2005), 교역 상대국의 해당 산업으로부터의 총수입액이 각각 사용된다. 부가가치액 대비 교역 상대국별·산업별 해외 수입중간재 비중으로 산출한 해외아웃소싱지수2는 다음과 같다.

$$\text{해외아웃소싱지수2} = \frac{M_{i,ct}}{VA_{i,t}} \quad \text{식(2-4)}$$

=교역상대국(c)의 산업(i)으로부터 수입한 중간재액($M_{i,ct}$)/한국 산업 i의 부가가치액($VA_{i,t}$)

교역 상대국별, 산업별 수입 중간재가 개별 교역 상대국의 해당 산업 총수입액에서 차지하는 비중인 해외아웃소싱지수3은 다음과 같이 산출한다.

$$\text{해외아웃소싱지수3} = \frac{M_{i,ct}}{GM_{i,t}} \quad \text{식(2-5)}$$

=교역상대국(c)의 산업(i)으로부터 수입한 중간재액($M_{i,ct}$)/교역상대국(c)의 산업(i)으로부터의 총수입액($GM_{i,ct}$)

〈표 4〉 한국 ICT 제조업: 주요국별 해외아웃소싱지수

연도	대세계	미국	중국	G20	G7	BRICS
1990	22.44%	5.65%	0.79%	19.65%	18.77%	0.81%
1991	24.48%	8.07%	0.03%	20.00%	19.91%	0.05%
1992	24.09%	6.53%	0.10%	17.38%	17.21%	0.11%
1993	19.65%	4.96%	0.19%	14.76%	14.51%	0.21%
1994	17.77%	5.40%	0.24%	14.15%	13.86%	0.25%
1995	19.16%	5.69%	0.42%	14.81%	14.32%	0.43%
1996	18.76%	3.38%	0.75%	13.04%	12.15%	0.76%
1997	26.00%	9.09%	0.91%	18.86%	17.81%	0.92%
1998	18.12%	7.16%	0.80%	13.26%	12.36%	0.81%
1999	20.31%	7.35%	1.13%	14.62%	13.34%	1.15%
2000	21.51%	6.47%	1.15%	14.14%	12.86%	1.17%
2001	17.89%	4.22%	1.36%	11.08%	9.59%	1.37%
2002	16.31%	3.82%	1.37%	10.24%	8.74%	1.38%
2003	17.96%	3.89%	1.62%	11.29%	9.52%	1.64%
2004	16.53%	3.47%	1.82%	10.14%	8.20%	1.83%
2005	17.64%	3.43%	2.55%	10.51%	7.85%	2.56%
2006	17.70%	3.21%	3.28%	10.34%	6.93%	3.29%
2007	18.05%	2.57%	3.88%	10.32%	6.32%	3.90%
2008	17.29%	2.10%	4.25%	9.92%	5.54%	4.27%
2009	12.82%	1.32%	3.03%	6.73%	3.60%	3.04%
2010	14.05%	1.46%	3.66%	7.55%	3.77%	3.68%
2011	13.13%	1.51%	3.43%	7.15%	3.61%	3.45%
2012	13.25%	1.64%	3.29%	7.31%	3.92%	3.31%
2013	14.12%	1.44%	3.58%	7.63%	3.93%	3.60%
2014	15.76%	1.48%	4.98%	8.80%	3.70%	5.00%
2015	16.86%	1.57%	6.00%	9.72%	3.58%	6.04%

*출처: OECD STAN database 자료를 이용하여 저자 산출함.

III. 자 료

대중국 수입관세율 인하 또는 철폐가 국내 ICT 제조업에 미치는 영향을 품목별 자료를 수집한 후 분석하기로 한다. OECD STAN 데이터베이스 자료는 2015년까지만 공개된 상황이므로 한중 FTA 발효 이후 관세 인하 품목별 자료를 한국무역협회 무역통계 데이터베이스를 활용하여 2009년부터 2017년까지 패널자료의 형태로 구축하기로 한다. 한중 FTA 양허세율은 HS 품목코드 기준으로 결정되므로 양허 대상 품목의 HS 10단위코드를 중심으로 수입액 현황을 연도별로 분석하고자 한다.⁸⁾ 2009년부터 2017년까지 ICT산업의 품목은 HS 10단위 기준 518개⁹⁾ 중에서 관세 인하 품목은 210개, 관세 변동 없는 품목 15개, 무관세 품목은 293개에 달한다.

<표 5> 한국 ICT 제조업 HS 10단위 품목 현황

(단위: HS 10단위 개수)

관세인하 품목	관세변동없음 품목	계속 무관세 품목	소계
210	15	293	518

1) 한중 FTA 양허품목 208개이며, 한중 FTA 양허품목이자 WTO ITA 확대 대상품목은 104개임.

2009년부터 2017년까지 관세인하 품목의 대중국 수입관세율, 대중국 수입액, 대중국 TSI, 대중국 TOI 자료의 연도별 변화 추이는 <표 6>에서처럼 기술통계량 분석을 통해 확인가능하다. 2009년 이후 7.4%대를 유지하던 대중국 수입관세율 평균은 2015년 2.9%, 2016년 2.5%, 2017년 2.4%인 것으로 나타났다. 대중국 수입관세율 자료의 표준편차 역시 2015년 전후로 큰 값을 갖는 것으로 나타난 것으로 보아 2015년 이후 한중 FTA 발효로 인해 대중국 수입관세율이 인하된 것을 확인할 수 있다.

교역구조의 변화를 나타내는 두 가지 무역지수인 TSI와 TOI의 기술통계량 추이는 분석대상인 관세인하 품목 분포의 다양성과 이질성을 나타낸다. 먼저 TSI는 품목별로 계산되었으며, 연도별 최솟값은 -1, 최댓값은 +1로 분포의 범위가 넓다. 이는 관세 인하된 품목에 완전수입특화 품목과 완전수출특화 품목이 섞여

8) 한국무역협회(2018), 무역통계(<http://stat.kita.net>. 2018/08/07 검색).

9) HS 4단위 품목 기준 21개, HS 6단위 품목 기준 129개에 해당한다.

있음을 의미한다. 품목별 TSI 평균값은 2009년 -0.4958, 2010년 -0.4309, 2011년 -0.4792, 2012년 -0.4753, 2013년 -0.4420, 2014년 -0.430, 2015년 -0.4618이었으나 2016년 -0.5117, 2017년 -0.5140으로 악화되었다. 평균값의 추이로 볼 때 국내 ICT 제조업의 품목별 교역 현황을 살펴본 결과 관세인하 품목의 경우 수입특화 현상이 심화된 것으로 보인다.

다음으로 TOI 역시 품목별로 계산되었으며 분석기간 동안 평균적으로 0.2대의 값을 갖는 것으로 나타난다. TOI 최솟값은 0, 최댓값은 +1의 값을 갖는 것으로 보아 일방무역이 발생한 품목부터 쌍방무역이 발생한 품목까지 다양한 분포를 가지는 것으로 나타난다.

〈표 6〉 한국 ICT 제조업 관세인하 품목 기술통계량: 모든 품목

연도	변수명	관측치수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
2009년	대중국 수입관세율(%)	181	7.41	1.07	4.00	8.00
	대중국 수입액 (단위: 천달러)	181	8651	25224	0	176810
	대중국 TSI	181	-0.4958	0.6904	-1.0000	1.0000
	대중국 TOI	181	0.2048	0.2968	0.0000	0.9710
2010년	대중국 수입관세율(%)	175	7.42	1.06	4.00	8.00
	대중국 수입액 (단위: 천달러)	175	10555	28278	0	191526
	대중국 TSI	175	-0.4309	0.7348	-1.0000	1.0000
	대중국 TOI	175	0.2014	0.2920	0.0000	0.9849
2011년	대중국 수입관세율(%)	179	7.41	1.07	4.00	8.00
	대중국 수입액 (단위: 천달러)	179	10326	28673	0	174709
	대중국 TSI	179	-0.4792	0.7156	-1.0000	1.0000
	대중국 TOI	179	0.1886	0.2846	0.0000	0.9721
2012년	대중국 수입관세율(%)	188	7.46	1.03	4.00	8.00
	대중국 수입액 (단위: 천달러)	188	9822	28859	0	186661
	대중국 TSI	188	-0.4753	0.7143	-1.0000	1.0000
	대중국 TOI	188	0.1954	0.2941	0.0000	0.9877

연도	변수명	관측치수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
2013년	대중국 수입관세율(%)	179	7.44	1.05	4.00	8.00
	대중국 수입액 (단위: 천달러)	179	8492	25207	0	194786
	대중국 TSI	179	-0.4420	0.7078	-1.0000	1.0000
	대중국 TOI	179	0.2225	0.2994	0.0000	0.9806
2014년	대중국 수입관세율(%)	182	7.46	1.01	4.00	8.00
	대중국 수입액 (단위: 천달러)	182	9386	24860	0	187526
	대중국 TSI	182	-0.4306	0.7343	-1.0000	1.0000
	대중국 TOI	182	0.1969	0.2778	0.0000	0.9940
2015년	대중국 수입관세율(%)	183	2.94	3.39	0.00	8.00
	대중국 수입액 (단위: 천달러)	183	10520	35682	0	381626
	대중국 TSI	183	-0.4618	0.7194	-1.0000	1.0000
	대중국 TOI	183	0.1954	0.2846	0.0000	1.0000
2016년	대중국 수입관세율(%)	179	2.55	3.04	0.00	8.00
	대중국 수입액 (단위: 천달러)	179	11620	37942	0	399575
	대중국 TSI	179	-0.5117	0.6656	-1.0000	1.0000
	대중국 TOI	179	0.2226	0.3140	0.0000	1.0000
2017년	대중국 수입관세율(%)	171	2.37	2.82	0.00	6.00
	대중국 수입액 (단위: 천달러)	171	11986	31134	0	220694
	대중국 TSI	171	-0.5140	0.6738	-1.0000	1.0000
	대중국 TOI	171	0.2025	0.2827	0.0000	0.9429

- 1) 2009년부터 2017년 기간 동안 대중국 수입관세율이 인하된 품목 기준 총 1684개 관측치 중에서 수입액과 수출액이 0의 값을 갖는 관측치(TOI 및 TSI 계산에 사용할 수 없는)는 67개이고, 제IV장 회귀분석에서 제외함.
- 2) 2009년부터 2017년 기간 동안 대중국 수입관세율이 인하된 품목 기준 총 1684개 관측치 중에서 산업내 무역이 발생(TOI>0)한 관측치는 977개임.
- 3) 2009년부터 2017년 기간 동안 대중국 수입관세율이 인하된 품목 기준 총 1684개 관측치 중에서 산업간 무역이 발생(TOI=0)한 관측치는 640개임.
- 4) 2009년부터 2017년 기간 동안 대중국 수입관세율이 인하된 품목 기준 총 1684개 관측치 중에서 완전수출특화의 형태(TSI=1)로 산업간 무역이 발생(TOI=0)한 관측치는 41개이고, 제IV장 회귀분석에서 제외함.

IV. 수입 관세율 인하의 효과 분석

1. 분석 모형

중국산 수입품에 대한 관세율 인하가 국내 ICT 제조업에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. 2010년대에 들어 대중 무역 환경은 한중 FTA의 발효를 비롯하여 WTO ITA 개정으로 인한 양허 대상 품목의 확대로 변화를 맞이하였다.¹⁰⁾ 특히 2012년 협상 개시 후 2015년 발효된 한중 FTA 효과가 실제 존재하는지에 대한 분석이 필요한 시점이다. 대중국 무역경쟁력이 떨어지는 수입특화 품목은 수입 관세 인하 및 철폐로 인한 수입 증가가 우려된다. 수입증가에 따른 무역수지 적자폭이 커지게 되면 산업내 무역 비중은 줄어들고 수입의 형태로 일방무역이 발생하게 된다. 대중국 교역에서 수출특화의 형태로 우위를 점하고 있던 국내 ICT 품목 역시 수입증가에 따른 무역수지 흑자폭이 감소하고 수입이 큰 품목으로 증가하면 수출특화에서 수입특화로 전환될 수 있다. 만약 대중국 수입 관세율 인하가 통계적으로 유의하게 중국산 수입액 증가에 영향을 미치는 것으로 추정된다면 국내 ICT 품목의 경쟁력 회복을 위한 대응책 마련이 시급하다 할 것이다. 물론 수출 증가와 수입 증가를 견줘 분석해야 하지만 본 연구에서는 수입 증가에 초점을 맞추어 분석하기로 한다.

한중 FTA 발효로 인한 대중 수입 관세 인하의 효과는 개별 품목의 연도별 관세 인하율에 따라 달라질 것이므로 본 장에서는 이에 대한 고려를 실증분석 모형식에 포함하기로 한다. 개별 HS 품목의 특성을 반영하여 식(4-1)과 같이 중국산 수입액 결정식을 회귀분석 모형으로 설정한다.¹¹⁾

10) 2017년 발효된 WTO ITA 효과를 분석할 수 있는 연도별 자료가 아직 공개되지 않은 관계로 본 연구는 한중 FTA 수입관세율 인하의 효과로 제한하여 분석하기로 한다.

11) 한중 양자 무역의 형태로 한정하여 수입관세율 인하의 효과를 분석하는 것에 대한 비판이 제기될 수 있다. 수입액이나 수입관세율은 HS 10단위 품목별 자료를 구할 수 있으나 가격 자료는 구할 수 없어 설명변수로 사용하지 못하였다. 따라서 본 연구의 모형식은 중력모형에서 설명변수로 사용되는 GDP나 가격을 포함하지 않기 때문에 한중 FTA 수입관세율 인하 효과를 지극히 제한적으로 다루고 있다는 한계가 있다. 개별 품목별로 수입 경쟁국이 상이하므로 특정 국가로부터의 수입액이나 특정 국가 품목에 대한 수입관세율(가중평균의 형태)을 모형에 포함시키는 것은 한계가 있다 할 것이다. 제II장에서 살펴본 것처럼 중국에 이어 한국의 두 번째 교역 상대국인 미국을 고려하여 대미국 수입관세율을 모형에 설명변수로 포함하여 회귀모형을 분석한 결과, 중국산 수입액에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되어 최종 모형식에서 제외하기로 한다.

$$Import_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Tariff_{i,t} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(4-1)}$$

식(4-1)에서 아래첨자 i 는 HS 10단위 품목코드, t 는 연도를 의미한다. 종속변수 $Import_{i,t}$ 는 한중 양자 무역에서의 품목별·연도별 중국산 수입액을 사용할 수 있다.¹²⁾ 주요 설명변수인 $Tariff_{i,t}$ 는 품목별·연도별 한국의 대중국 수입관세율을 의미한다. 한국의 기발효 FTA의 경우 WTO 일반양허관세나 WTO 개도국간 양허관세, 아시아-태평양 무역협정에 의한 양허관세(APTA), 특정국과의 협정에 의한 양허관세보다 낮은 경우 우선하여 적용되므로 FTA 관세율을 사용한다.

오차항 중에서 분석 기간 동안 시간변화에 따라 변동하지 않는 품목 고유의 특성과 연도별 특성은 더미변수로 통제된다. α_i 는 품목 고유효과, γ_t 는 연도 고유효과를 나타낸다. 개별 품목의 질적인 특성이나 중국산 수입의 필요 정도에 기인한 대중국 수입 의존도의 정도는 관측될 수 없는 특성이다. 수입 연도가 중국산 수입액에 미치는 영향 역시 연도별로 이질성을 갖는다. 예를 들어 경기 순환적인 요인의 변화는 관측할 수 있는 연도별 특성이지만, 중국과의 무역 환경의 변화로 인한 수입에 미치는 연도별 영향이나 국제통상 환경 변화로 인한 중국과의 관계 변화 등은 관측이 어렵거나 설명변수로 회귀분석 모형에 반영하기 어려운 특성들이다. 고유효과인 α_i 와 γ_t 는 관측 불가능한 개별 품목 특성과 연도별 특성을 각각 포착하는 계수들이다.

식(4-2)는 FTA 발효의 경제적 효과를 분석하기 위한 주요 설명변수로서 FTA 더미변수를 포함한다. 설명변수 $Postfta_t$ 는 한중 FTA 발효 이후의 관측치의 경우 1의 값을 갖고, 그 외 0의 값을 갖는다. 단순히 발효 전후를 구분하는 방식의 FTA 더미변수를 설명변수로 포함할 경우 수입액에 미치는 영향을 제대로 통제하지 못하는 것이 아니냐는 우려가 제기되므로 FTA 발효 여부 구분에 기인한 왜곡된 추정치에 대한 우려를 불식시키기 위하여 연도별 더미변수를 포함한 모형(식(4-1))과 FTA 발효 이전·이후를 구분하는 더미변수를 포함한 모형(식(4-2))을 비교하기로 한다.¹³⁾

12) 모형의 강건성 검토를 위하여 대중국 수입액 대신 대중국 수입물량(톤) 자료를 종속변수로 사용하여 동일한 모형 분석을 시행하였다. 종속변수로 한중 양자무역에서의 품목별 중국산 수입물량을 사용한 회귀모형 추정결과도 본 모형 분석결과와 크게 다르지 않다.

13) FTA는 통상적으로 양국 협상개시 및 진행, 양국 정상 최종합의안 타결, 법률검토 회의, 협정문 가서명, 협정문 정식서명, 국회 비준동의의 과정을 거쳐 발효된다. 실제로 한중 FTA는 2012년 5월 협상 시작 이후 14차례의 공식 협상을 거쳐 2015년 12월 발

$$Import_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Tariff_{i,t} + \beta_2 Postfta_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(4-2)}$$

연도별 수입액과 같은 시계열 자료의 경우 과거 값이 현재에 영향을 주고 현재 값이 미래에 영향을 주기도 한다. 이는 경제에 외부 충격이 주어졌을 때 그 영향이 해당 연도에 그치는 것이 아니라 다음 연도나 그 이후까지 장기적으로 지속되기 때문이다. 모형식 (4-1)과 (4-2)와 같은 선형회귀모형은 오차항 $\epsilon_{i,t}$ 이 상관관계를 갖지 않는다는 가정을 하고 있다. 가정과는 달리 오차항이 과거 연도의 오차항들과 상관관계를 가질 경우 오차항의 자기상관(autocorrelation)이 존재하게 된다. 오차항의 자기상관이 존재하더라도 선형회귀모형 추정량은 불편추정량이며 일치추정량이지만 더 이상 효율적이지 않게 된다. 선형회귀모형 추정계수값의 표준오차가 편되어 통상적인 t 검정통계량 결과는 유효하지 않게 되므로 식(4-3)에서처럼 전년도 수입액을 설명변수로 포함하여 자기상관 문제를 해결하고자 한다.

$$Import_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Tariff_{i,t} + \beta_2 Import_{i,t-1} + \beta_3 Postfta_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(4-3)}$$

2. 실증분석결과

먼저 대중국 수입관세율이 인하된 품목 전체를 대상으로 한 모형 분석 결과를 제시한 후, 지속적으로 산업내 무역(쌍방무역)이 발생한 품목에 대한 회귀모형 분석 결과를 제시한다.¹⁴⁾ 산업내 무역이 발생한 경우는 다시 수입특화에 가까운 품목과 수출특화에 가까운 품목을 구분하여 각각 회귀분석을 시행한다. 고유효과를 통제하는 패널고정효과모형(panel fixed effects model) 분석 결과를 단순회귀분석모형(OLS) 분석 결과와 비교하기로 한다.

<표 7>은 국내 ICT 제조업 관세인하 품목 전체를 대상으로 대중국 수입관세율이 대중국 수입액에 미치는 영향을 분석하였다. 모형(1)-(3)에서 종속변수는 모두 동일하고, 각각 식(4-1), 식(4-2), 식(4-3)에 대한 추정 결과를 제시한다.¹⁵⁾ 모형(1)과 모형(2)는 OLS모형으로 오차항의 자기상관 문제가 존재할 수 있다. 전년도 종속변수를 설명변수로 포함하여 오차항의 자기상관 문제를 해결하고자 한 모형

효되었다.

14) 수입의 형태로만 일방무역(완전수입특화)이 발생한 품목에 대한 회귀모형 분석 결과는 <부표 A1>을 참조.

15) 제IV장 및 부록에 제시된 나머지 모형분석결과에도 적용된다.

(3)은 시간에 따라 변하지 않는 품목별 특성을 통제하기 위하여 품목 더미변수와 해당연도의 관측되지 않는 특성을 통제하기 위하여 연도 더미변수를 포함하는 패널고정효과모형 결과를 나타낸다.

주요 관심변수인 대중국 수입관세율 계수값은 모든 모형에서 음의 부호로 추정되나 모형(1)과 모형(2)에서만 5% 유의수준에서 유의하다. OLS 분석 결과 대중국 수입액과 대중국 수입관세율의 관계가 통계적으로 유의한 음의 부호로 추정되었다는 것은 2009년부터 2017년 동안 관세 인하의 형태로 이루어진 대외개방이 국내 ICT 제조업 품목별 수입 증가에 영향을 미치는 것을 의미한다. 그러나 오차항의 자기상관이 존재한다면 모형(1)과 (2)의 대중국 수입관세율 계수값 추정치는 편의 추정치에 해당하므로 신중한 해석을 기해야 한다. 자기상관 검정을 위해 Wooldridge 검정통계량을 산출한 결과, 그 값이 43.757(p-value=0)로 매우 높아 1계 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설이 유의수준 5%에서 기각된다. 즉, 오차항의 1계 자기상관이 존재하는 것으로 나타나 모형(1)과 (2)는 추정계수의 편의가 발생하게 된다. 모형(3)의 패널고정효과 분석 결과 개별 품목의 전년도 수입액을 설명변수로 포함하여 경제에 외부 충격이 주어졌을 때 그 영향이 해당 연도에 그치는 것이 아니라 다음 연도에까지 장기적으로 지속되는 시계열 자료의 특성을 통제하고 나면 수입관세율은 음의 값으로 추정되나 통계적으로 유의하지 않다. 따라서 대중국 수입액에 영향을 미치는 설명변수들을 통제하고 나면 대중국 수입관세율 인하가 대중국 수입액 증가에 영향을 미쳤다는 증거는 발견되지 않는다.

〈표 7〉 회귀모형 분석 결과: 전체 품목

종속변수: $Import_{i,t}$

설명변수	모형(1) OLS	모형(2) OLS	모형(3) 패널고정효과
$Tariff_{i,t}$	-863.4** (413.8)	-870.1** (399.3)	-548.9 (415.3)
$Import_{i,t-1}$			0.582*** (0.063)
$Postfta_t$		-2588.7 (2129.2)	-1762.1 (2238.4)
2010년	1588.9 (1665.1)		
2011년	1485.6 (1504.5)		
2012년	1533.8 (1496.2)		
2013년	-230.7 (1534.7)		

설명변수	모형(1) OLS	모형(2) OLS	모형(3) 패널고정효과
2014년	664.8 (1441.3)		
2015년	-2044.1 (2463.8)		
2016년	-1457.4 (2790.5)		
2017년	-1650.5 (3202.7)		
상수항	6939.8* (3729)	7750.9** (3432)	8462.9** (3397.1)
관측치 수	1617	1617	1355
조정된 결정계수	0.676	0.677	0.334
모형식	식(4-1)	식(4-2)	식(4-3)

1) *** 1% ** 5% *1% 유의수준을 나타냄.

2) 괄호 안의 값은 강건성 표준오차(robust standard error)를 나타냄.

3) STATA xtreg,fe command로 패널회귀분석 시행 후 Wooldridge 검정을 수행함.

다음으로는 산업내 무역이 발생한 품목에 대한 회귀모형분석결과를 살펴보자. 먼저 수입특화의 형태로 산업내 무역이 발생한 품목에 대한 결과는 <표 8>에 정리되어 있다. 대중국 무역경쟁력이 떨어지는 수입특화 품목은 수입관세 인하로 수입 증가가 우려되는 품목이다. 관세 철폐 또는 인하의 형태로 발생하는 국내 시장 개방은 수입증가에 따른 무역수지 적자폭이 커지게 되면 수입특화 품목의 특화도로 파악한 국제경쟁력 약화가 염려된다. 대중국 수입관세율은 모든 모형에서 음의 부호로 추정되었으나 통계적인 유의성이 낮다. 중국과의 교역에서 수입특화 품목에 해당하는 국내 ICT 제조업 품목의 경우 대중국 수입관세율 인하가 대중국 수입액에 미치는 효과는 명확하게 드러나지 않는다.

FTA 발효로 인한 관세양허 확대의 효과는 시차를 두고 나타날 수 있으므로 연도 더미변수 계수 추정치를 살펴본 결과, 기준 집단으로 설정한 2009년에 비하여 2014년의 연도 더미변수가 통계적으로 유의한 양의 값을 갖는 것으로 추정된다(모형(1)). 2014년을 제외한 다른 연도의 더미변수들의 계수값도 모두 양의 부호로 추정되나 5% 유의수준에서 유의하지 않다. 모형(2)의 $Postfta_t$ 의 계수 값은 양의 부호로 추정되나 통계적으로 유의하지 않다. 전체 품목을 대상으로 한 회귀모형 분석 결과와 마찬가지로 수입특화 품목을 대상으로 한 모형분석 결과 오차항의 1계 자기상관이 존재하는 것으로 나타나 OLS 모형인 (1)과 (2)는 추정계수의 편의가 발생하게 된다.¹⁶⁾ 결론적으로 한중 FTA 발효로 인한 수입관

세율 인하가 국내 ICT 제조업의 수입특화 품목의 대중국 수입액을 2015년 이전에 비하여 증가시켰다는 증거는 부족하다.

(표 8) 회귀모형 분석 결과: 수입특화(TSI<0) 품목

종속변수: $Import_{i,t}$

설명변수	모형(1) OLS	모형(2) OLS	모형(3) 패널고정효과
$Tariff_{i,t}$	-683.3 (716.1)	-947.2 (623.4)	-285.5 (733.2)
$Import_{i,t-1}$			0.887*** (0.184)
$Postfta_t$		367.5 (3811.2)	1277.1 (4287.9)
2010년	26.57 (3853.50)		
2011년	2419 (3243.0)		
2012년	2331.4 (3138.1)		
2013년	4507.3 (3936.6)		
2014년	5630.6* (3378.2)		
2015년	32.04 (3690.2)		
2016년	3765.2 (5025.4)		
2017년	7351.2 (6831.8)		
상수항	2702.6 (6813.3)	8276.4 (5623.5)	5461.5 (10304.7)
관측치 수	335	335	255
조정된 결정계수	0.804	0.805	0.511
모형식	식(4-1)	식(4-2)	식(4-3)

- 1) *** 1% ** 5% *1% 유의수준을 나타냄.
- 2) 괄호 안의 값은 강건성 표준오차(robust standard error)를 나타냄.
- 3) STATA `xtreg,fe` command로 패널회귀분석 시행 후 Wooldridge 검정을 수행함.

16) Wooldridge 검정통계량을 산출한 결과, 그 값이 23.286(p-value=0)으로 매우 높아 1계 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설이 유의수준 5%에서 기각되기 때문이다.

<표 9>는 산업내 무역이 발생한 품목 중에서 수출특화 품목을 대상으로 대중국 수입관세율이 대중국 수입액에 미치는 효과를 추정한 결과를 보여준다. 모든 모형에서 대중국 수입관세율이 음의 부호로 추정된다. 중요한 것은 모형(1)과 (2)에서는 통계적으로도 유의한 값을 가지는 것으로 추정되었다는 것이다. 이는 국내 ICT 제조업의 수출특화 품목의 경우 대중국 수입관세율이 낮아질 때 대중국 수입액이 증가함을 의미한다. 수입 관세 인하로 중국산 수입 증가 효과가 있다면 대중국 교역 구조에서 수출특화의 형태로 우위를 점하고 있던 품목들의 국제 경쟁력 약화를 우려해야 하는 상황인 것이다. 수입관세 양허의 형태국내 시장이 개방된 결과, 수출특화 상태였던 품목의 수입증가에 따른 무역수지 흑자폭이 작아지게 될 것이다. 수입증가 상황이 오랫동안 지속될 경우 수출특화에서 수입특화품목으로 전환될 수 있다는 우려가 제기된다. 그러나 수출특화 품목에 대한 Wooldridge 검정 결과, 검정통계량의 값이 11.023(p-value=0.0023)으로 높아 오차항의 1계 자기상관이 존재하는 것으로 나타나 OLS 모형인 (1)과 (2)는 추정계수의 편의가 발생하게 된다.

패널고정효과모형 분석 결과 대중국 수입관세율 계수값은 음의 부호로 추정되나 통계적으로 유의하지 않으므로 국내 ICT 제조업의 수출특화 품목의 경우 품목별 대중국 수입관세율 인하가 대중국 수입액 증가에 미치는 영향은 명확하게 드러나지 않는다. 연도별 더미변수 추정 계수값을 보면 준거집단으로 설정한 2009년에 비하여 2011년과 2012년 대중국 수입액이 증가함을 알 수 있다. 2017년을 제외한 다른 연도의 더미변수들의 계수값은 모두 양의 부호로 추정되거나 5% 유의수준에서 유의하지 않은 것으로 나타난다. 모형(2)와 (3)의 $Postfta_t$ 의 계수값은 음의 부호로 추정되나 통계적인 유의성은 낮다. 따라서 수출특화 품목의 경우 한중 FTA 발효 이전에 비하여 대중국 수입액이 증가했다는 통계적인 증거가 부족하다.

〈표 9〉 회귀모형 분석 결과: 수출특화(TSI)0 품목

종속변수: $Import_{i,t}$

설명변수	모형(1) OLS	모형(2) OLS	모형(3) 패널고정효과
$Tariff_{i,t}$	-3643.5** (1817.0)	-3485.8* (1791.2)	-1122.5 (880.0)
$Import_{i,t-1}$			0.456** (0.217)
$Postfta_t$		-11787.6 (7556.7)	-7331.1 (5285.5)
2010년	19097.8 (12011.1)		
2011년	19617.8* (11780.8)		
2012년	21179.6* (12377.3)		
2013년	11077.7 (12435.9)		
2014년	11970.1 (12757.9)		
2015년	5652.7 (13618.0)		
2016년	3737.3 (13575.8)		
2017년	-5994.2 (12921.1)		
상수항	24927.1 (15324.5)	32464.9* (16751.5)	24807.9*** (9095.3)
관측치 수	258	258	185
조정된 결정계수	0.654	0.649	0.167
모형식	식(4-1)	식(4-2)	식(4-3)

1) *** 1% ** 5% *1% 유의수준을 나타냄.

2) 괄호 안의 값은 강건성 표준오차(robust standard error)를 나타냄.

3) STATA xtreg,fe command로 패널회귀분석 시행 후 Wooldridge 검정을 수행함.

V. 결 론

1. 요약

본 연구는 국내 ICT 제조업의 교역 구조 변화를 살펴본 후, 중국과의 교역에

서의 수입관세 인하가 중국으로부터의 수입에 미치는 영향에 초점을 맞추어 실증적으로 분석하였다. 먼저 1990년 이후 한국의 주요 교역 상대국인 미국, 중국을 비롯한 G20 국가와의 무역 양상 변화를 산업 단위로 분석하였다. 한국의 해당 교역국에 대한 수출경쟁력을 판단하는 지표인 무역특화지수, 해당 교역국과의 산업내 무역의 비중을 나타내는 지표인 무역중첩지수, 해당 교역국에 대한 수입의존도를 나타내는 지표인 해외아웃소싱지수를 계산한 결과, 2010년 이후 중국과의 무역의 중요성이 증가하고 있는 상황이다.

한국 ICT 제조업의 대중국 수입의존도가 급격하게 증가하기 시작한 2009년부터 2017년 동안 대중국 수입관세율이 대중국 수입액에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 통상적으로 FTA 발효 이후의 관세양허계획은 동일한 산업내에서도 개별 HS코드에 따라 관세철폐 또는 인하 여부와 그 시기가 다르므로 품목별 대중국 수입액, 대중국 수입관세율 자료를 수집하여 패널자료를 구축하였다. 대중국 수입관세율이 인하된 품목 전체를 대상으로 한 모형 분석 결과를 살펴본 후, 산업내 무역이 발생한 경우는 다시 수입특화품목과 수출특화 품목을 구분하여 회귀모형을 분석하였다.

중속변수로 사용된 대중국 수입액 변수의 시계열 자료에 기인하는 특성을 통제하지 않은 단순선형회귀분석 모형 분석 결과, 대중국 수입관세율의 계수값은 통계적인 유의성의 정도에 따라 차이는 있지만 음의 부호로 추정되었다. 산업내 무역의 형태로 교역이 발생한 품목 중에서 수출특화 품목의 경우 통계적으로도 유의한 값으로 추정되었다. 이는 수출특화 품목의 대중국 수입관세율이 낮아질 때 대중국 수입액이 증가함을 의미하는 결과이므로 수입 관세 인하로 중국산 수입 증가 효과가 있다면 수출특화의 형태로 우위를 점하고 있던 품목들의 국제경쟁력 약화를 우려해야 하는 상황일 것이다. 그러나 이는 오차의 자기상관 문제가 해결되지 않은 모형의 추정 결과이므로 편의 추정량에 해당한다. 전년도 대중국 수입액을 설명변수로 포함함으로써 오차의 1계 자기상관 문제를 해결한 패널회귀모형 분석 결과 대중국 수입관세율은 음의 값으로 추정되나 통계적으로 유의하지 않아 관세 인하와 수입 증가의 관계는 명확하게 드러나지 않는다. 따라서 대중국 수입액에 영향을 미치는 설명변수들을 통제하고 나면 수입특화 품목과 수출특화 품목 모두 대중국 수입관세율 인하가 대중국 수입액 증가에 영향을 미쳤다는 통계적인 증거는 발견되지 않는다.

2. 연구의 한계

본 연구는 대중국 수입관세율 인하 효과 측정 범위와 분석에 사용한 실증 모형의 한계가 존재한다. OECD를 비롯한 국제기구에서 제공하는 양자간 교역 자료는 산업별·연도별 형태로 공개되는데, 2015년도 이후의 자료는 현재 공개되지 않은 상황이다. 산업별·주요 교역상대국별 패널자료를 구축하기에 어려움이 있어 품목별 한중 FTA 수입 관세율의 영향으로 실증분석의 범위를 제한하여 분석하게 되었다. 중국이 아닌 다른 국가로부터의 수입이 중국으로부터의 수입으로 전환되거나 대체되는 효과에 대한 고려가 분석 모형에 포함되지 않았다. 실제의 한중 FTA 관세양허시행이 국내 ICT 산업에 미치는 영향을 분석한 모형으로 충분하지 않다는 비판이 제기될 수 있다. 그러나 개별 품목별로 주요 교역상대국이나 경쟁국이 상이하므로 수입액 가중평균 자료나 수입관세율 가중평균 자료를 구축하는 작업에는 상당한 시간이 소요될 것으로 생각된다. 중국산 수입과 중국을 제외한 기타 국가(Rest of World)로부터의 수입을 구분하여 모형에 반영한 후 대중국 수입관세율이 대중국 수입액에 미치는 영향 분석을 시도하는 작업은 미래의 연구로 남겨 둘 것이다.

본 연구는 중국산 품목을 수입해서 사용하는 수요자로서의 입장을 분석하였다. 수입국으로서 후방참여의 형태로 글로벌가치사슬에 포함된 한국 ICT 제조업에 초점이 맞춰져 있다. 한중 FTA 발효를 비롯하여 WTO ITA 적용대상 품목 확대 등 중국과의 대외 무역 환경은 급속도로 변화하고 있다. 중국으로 수출하는 판매자 입장에서의 한국 ICT 제조업에 대한 연구가 병행되어야 할 것이다.

참고문헌

국문 논문

- 김미정. 2016. "ICT 비즈니스 환경하에서 부가가치 무역에 의한 신실크로드의 조명." 『e-비즈니스연구』 17(6), 255-274.
- 남병탁. 2010. "글로벌 아웃소싱이 제조업 임금불평등에 미친 영향." 『경제학연구』 58(4), 133-156.
- 정문현. 2003. "무역이 한국 제조업부문의 상대고용과 상대임금에 미치는 영향." 『국제무역연구』 9(1), 137-162.
- 조인택. 2016. "ICT 제조업 수출경쟁력에 관한 연구: 12개 개도국과 ICT 10대 품목을 중심으로." 『e-비즈니스연구』 17(4), 35-54.
- 조인택. 2017. "한국과 중국의 ICT 제품 국제경쟁력 비교 연구: ASEAN Big 6 국가에서." 『통상정보연구』 19(3), 107-127.
- 최남석. 2015. "한국 다국적 기업의 글로벌 가치사슬 확장에 따른 지식기반제조업 파급효과 분석." 『국제통상연구』 20(4), 1-29.

영문 논문

- Paul, Catherine J. M. and Donald S. Siegel. 2001. "The Impacts of Technology, Trade and Outsourcing on Employment and Labor Composition." *The Scandinavian Journal of Economics* 103(2), 241-264.
- Feenstra, Robert C. and Gordon H. Hanson. 1996. "Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality." *American Economic Review* 86(2), 240-245.
- Hijzen, Alexander, Holger Görg and Robert C. Hine. 2005. "International Outsourcing and the Skill Structure of Labour Demand in the United Kingdom." *Economic Journal* 115(506), 860-878.
- Vu, Khuong M. 2013. "Information and Communication Technology (ICT) and Singapore's Economic Growth." *Information Economics and Policy* 25, 284-300.

기타자료

- 이근화. 2016. "개정 정보기술협정(ITA II) 발효 및 시사점." 『Trade Brief』 제 10호, 한국무역협회 국제무역연구원.
- 한국무역협회. 2018. "무역통계." <http://stat.kita.net> (2018/08/07 검색).
- OECD. 2018. "STAN database." <https://data.oecd.org/> (2018/08/07 검색).

<부록>

완전수입특화의 형태로 산업간 무역(일방무역) 발생한 품목에 대한 회귀모형 분석 결과는 <부표 A1>에 제시되어 있다. 대중국 수입관세율 계수값이 모형(1)과 (2)에서는 양의 부호, 모형(3)에서는 음의 부호를 가지는 등 그 부호가 모형에 따라 변하고 있으며, 통계적으로도 유의하지 않다. 이상의 분석 결과가 의미하는 바는 분석기간 동안 수입의 형태로만 중국과의 무역이 발생한 품목의 경우, 대중국 수입관세율과 대중국 수입액 간의 관계가 명확하게 추정되지 않는다는 것이다. 완전수입특화품목을 대상으로 단순선형회귀모형 분석 후 자기상관 검정을 위해 Wooldridge 검정통계량을 산출한 결과, 그 값이 8.168 (p-value=0.0000)로 높아 1계 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설이 유의수준 5%에서 기각된다. 따라서 제IV장의 다른 모든 모형 결과와 마찬가지로 오차항의 1계 자기상관이 존재하는 것으로 나타나 단순선형회귀분석 모형인 (1)과 (2)는 추정계수의 편이가 발생하게 된다.

<부표 A1> 회귀분석모형 분석 결과: 완전수입특화(TSI=-1) 품목

종속변수: $Import_{i,t}$

설명변수	모형(1) OLS	모형(2) OLS	모형(3) 패널고정효과
$Tariff_{i,t}$	226.2 (195.10)	228 (194.00)	-14.49 (40.71)
$Import_{i,t-1}$			0.644** (0.278)
$Postfta_t$		491.5 (1369.10)	-99.52 (369.00)
2010년	649.6 (786.0)		
2011년	-536 (476.4)		
2012년	-624.2 (515.5)		
2013년	-1084.1** (510.4)		
2014년	-588 (607.0)		
2015년	85 (1337.1)		

설명변수	모형(1) OLS	모형(2) OLS	모형(3) 패널고정효과
2016년	297.8 (1746.2)		
2017년	-98.32 (1449.5)		
상수항	-231.8 (2248.1)	-634.3 (1972.3)	264.1 (621.6)
관측치 수	599	599	366
조정된 결정계수	0.407	0.402	0.536
모형식	식(4-1)	식(4-2)	식(4-3)

1) *** 1% ** 5% *1% 유의수준을 나타냄.

2) 괄호 안의 값은 강건성 표준오차(robust standard error)를 나타냄.

3) STATA xtreg,fe command로 패널회귀분석 시행 후 Wooldridge 검정을 수행함.

Abstract

Economic Impact Assessment of Korea-China Free Trade Agreement (FTA): the Impact of Trade Liberalization on the Korean Information and Communications Technology (ICT) Industries

Joo Yeon Sun ■ Yonsei University

This study investigates changing trade structure and its implications for the Fourth Industrial Revolution. Specifically, we aim to identify the impact of trade liberalization on the Korean domestic information and communications technology (ICT) manufacturing sector. First, we focus on addressing changes in the structure of international trade since 1990. The changes in the trade structures are measured by three indices such as the Trade Specialization Index, the Trade Overlap Index, and the International Outsourcing Index. The importance of China to the Korean economy as a trading partner has increased consistently since late 2000s. Second, we empirically analyze the impact of tariff concessions induced by the entry into force of the Korea-China Free Trade Agreement (FTA) on the Korean imports from China. We build a panel of HS product-level data, covering the 2009-2017 period. Controlling for unobserved fixed and autoregressive effects, there was no clear evidence of increases in imports from China with respect to reductions in import tariff.

Key Words: ICT, Korea-China FTA, Tariff Concession, TSI, Panel Fixed Effects Model

□ 논문접수일: 2018년 10월 19일, 심사완료일: 2018년 12월 18일, 게재확정일: 2018년 12월 18일