아태연구 제24권 제1호 (2017)

한국 해외직접투자가 교역에 미치는 영향*

이재민** 김동욱*** 이충기****

| 목 차 |

Ⅰ. 서론
Ⅱ. 기본 아이디어
Ⅲ. 분석모형 및 자료설명
Ⅳ. 분석 결과
Ⅴ. 연구 결과 요약 및 시사점

| 논문요약 |

본 연구에서는 우리나라의 해외직접투자가 무역액 및 수출액에 미치는 영향을 중력방정식을 이용하여 분석하였다. 2000년대 이후 우리나라는 국제가치사슬 구조에 기반한 전략적 투자지역 선정에 함께 자유무역협정이 체결되면서 해외생산기지 구축을 위한 해외직접투자가 이루어지고 수출이 확대되고 있었다. 본 연구에서는 해외직접투자가 과연 무역액 및 수출액에 부정적인 영향을 미치는지 혹은 긍정적인 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 또한 해외직접투자와 자유무역협정이 결합되어 서로 간에 상승작용을 일으키는 최근 추세를 반영하기 위해 다양한 계량경제학적인 방법론을 이용하였다. 특히 자유무역협정을 고려한 해외직접투자의 무역액 및 수출액에 미치는 효과를 분석하고자 하였으며, 변수들의 내생성과 패널자료 특성을 감안한 방법론을 적용하였다. 분석 결과에 의하면 해외직접투자는 무역액 및 수출액을 증대시키는 효과가 있는 것으로 나타나 최근 우리나라 무역액 및 수출액의 증대가 해외직접투자에 기인하는 것으로 분석되었다.

▪ 주제어: 해외직접투자, 자유무역협정, 무역액, 중력방정식, 패널분석

* 이 논문은 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2014S1A3A2044238).
** 제1저자: 경북대학교 경제통상학부 부교수.
*** 공동저자: 한국무역협회 과장.
**** 교신저자: 한국방송통신대학교 경제학과 조교수.

www.kci.go.kr

Ⅰ. 서론

우리나라의 1951년 수출입 규모는 1억 달러였으며 1988년 1천억 달러 돌파를 시작으로 2005년 5천억 달러, 2011년에는 세계에서 9번째로 1조 달러를 달성하여 무역규모 1조 달러 시대를 열었다. 부존자원 없이 무역입국을 내걸고 수출확대에 주력한 지 50년 만에 이루어냈으며, 2008년 글로벌 금융위기 이후 지속된 세계 경제의 불확실성에도 불구하고 이룩한 성과라고 평가할 수 있다.

지금까지 우리나라는 협소한 내수시장의 한계를 극복하기 위하여 전략적으로 수출위주의 경제정책을 수립하고 경제성장을 주도하여 높은 수준의 무역의존도를 보이고 있다. 2008년 세계 경제위기 이전에는 우리나라 무역의존도가 70%에 미치지 못하였지만 그 이후에는 80%를 상회하였으며, 2014년의 무역의존도는 약 75.8% 수준[1]에 이르고 있다.

아울러, 국제무역이 세계무역기구(World Trade Organization, WTO)를 중심으로 다자간 무역협정에 의해 성장하였으나 최근에는 이해관계가 부합하는 양자 혹은 다자간 지역무역협정(Regional Trade Agreements, RTA)이 활발하게 추진되고 있다. 우리나라는 2016년까지 총 15건의 FTA(Free Trade Agreements)가 발효되었으며,[2] 추후 발효되거나 협상이 타결될 FTA도 다수 존재하고 있다.

상품의 교역현상과 별도로 모든 국가들의 해외직접투자(Foreign Direct Investment, FDI)도 크게 증가하고 있다.[3] 2015년 현재 우리나라의 대외 해외직접투자액은 약 402억 달러에 육박하고 있으며, 2000년 이후 연평균

---

1) 한국무역협회 한국무역통계, http://stat.kita.net/stat/world/major/KoreaStats02.screen. (2016년 5월 1일 검색)

2) 2016년 12월 현재 우리나라의 FTA 상대국과 발효 시기는 부록에서 제시하였음.

3) 해외직접투자란 한 나라의 기업이 다른 나라에서 새로운 사업체를 설립하거나 기존 사업체의 인수, 혹은 경영권 통제가 가능할 정도의 지분을 획득하여 장기적인 관점에서 직접 경영에 참여하는 것을 목적으로 하는 투자를 의미함[한국경영정책연구원, http://www.kmpi.or.kr/bbs/zboard.php?id=qna&page=2&sn1=on&divpage=1&sn=on&ss=off&sc=off&keyword=%B9%E8%BF%EC%B8%AE&select_arrange=headnum&desc=asc&no=118&PHPSESSID=039d236b639880bd11cd773c83d2f36e. (2017년 3월 16일 검색)].

www.kci.go.kr

약 13% 수준으로 증가하였다.[4] 특히 대아시아 해외직접투자액도 꾸준히 증가하고 있지만 최근에는 선진국인 북미에 대한 해외직접투자액도 증가하였다.

이러한 해외직접투자는 주로 제조업부문에서 저렴한 노동력 활용을 위해 시작되었지만 수출촉진을 위해 무역장벽을 회피하는 수단으로도 활용되고 있는 실정이다. 그러나 최근 다자간 지역무역협정의 발효와 함께 자본 및 서비스 이동의 자유화가 함께 이루어져서 해외직접투자는 단순한 제조업부문의 해외 지사 혹은 생산망 설립이 아닌 생산 및 경영기술의 이전과 관련 서비스업의 해외진출로 확대되고 있는 실정이다. 실제 2015년에는 우리나라 제조업 및 광업의 전년 대비 해외직접투자 증가율(7.6% 및 19.3%)보다 금융보험업의 그것(65.5%)이 더 높은 수준이었다.[5]

해외직접투자가 교역액에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하는 것은 중요한 연구과제로 볼 수 있다. 해외직접투자에 의한 외국인투자기업은 무역지향성이 높기 때문에 투자유치국의 무역을 촉진한다는 것이 일반적이다. 그러나 해외직접투자와 무역은 대체적일수도 보완적일수도 있어서 해외직접투자가 반드시 무역을 촉진한다고 볼 수 없다(남광희·윤성훈 2007). 먼델(Mundell 1957)은 해외직접투자를 통하여 국가 간 요소부존도 차이가 점차 없어지고 헥셔-올린모형(Heckscher-Ohlin Model)에 의한 상품교역의 필요성이 사라질 것이라고 보아서 무역과 해외직접투자가 대체(substitution)관계라고 하였다. 코지마와 오자와(Kojima & Ozawa 1984)는 해외투자활동을 기업특유의 우위 요소가 국가 간에 이동하는 것으로 보아서 해외투자와 무역이 보완(complementarity)관계라고 하였다(신현수 외 2015).

국외 선행 연구에서는 해외직접투자와 무역의 대체 및 보완관계가 함께 실증적으로 입증되고 있었다. 그루버와 무티(Grubert & Mutti 1991), 이튼과 타무라(Eaton & Tamura 1995), 클라우징(Clausing 2000)의 연구에서 해외직접투자와 무역의 보완관계가 입증되고 있었다. 그루버와 무티(Grubert & Mutti 1991)에 따르면 세율이 낮은 국가에 해외직접투자가 이

4) 한국은행 국가통계포털, http://kostat.go.kr/portal/korea/index.action. (2016년 5월 1일 검색)

5) 주간무역, http://weeklytrade.co.kr/news/view.html?no=15465&section=1&category=3. (2016년 5월 1일 검색)

www.kci.go.kr

루어졌을 때 미국과의 교역량이 증가하고 있다고 하였다. 이튼과 타무라(Eaton & Tamura 1995)의 연구에서는 미국 및 일본과 교역을 많이 하는 국가일수록 해외직접투자가 빈번하여 보완관계를 입증하고 있었다. 클라우징(Clausing 2000)은 미국의 다국적 기업 자료를 이용하여 해외직접투자(multinational activity)와 무역의 관계를 패널자료를 이용하여 분석하였는데 해외직접투자와 무역 간에 보완관계가 있음을 보였다.

그러나 스벤슨(Svensson 1996)은 1970년부터 1990년까지 스웨덴의 다국적 기업 자료를 이용하여 분석하였는데 해외직접투자가 최종재 수출을 대체하고 있다고 하였다. 블로니겐(Blonigen 2001)은 일본산 최종 소비재 상품에 대한 미국의 해외직접투자와의 대체관계를 산출물 수준 자료(product level data)를 이용하여 입증하였다. 브레이너드(Brainard 1997)는 1989년 미국과 27개 국가의 자료를 이용하여 실증분석을 시도하였는데 해외직접투자의 장벽 제거로 인해 미국수출이 감소하고 있어서 대체관계를 나타낸다고 하였다. 벨더보스와 슬로이와겐(Belderbos & Sleuwagen 1998)은 일본 전자산업의 대유럽 해외직접투자가 일본의 대유럽 수출을 감소시켰다고 하였다.

이외에도 해외직접투자와 무역과의 관계가 불분명하거나 일방향적이라는 연구도 존재하고 있다. 하딩과 야보르칙(Harding & Javorcik 2012)은 개도국으로의 해외직접투자 유발이 개도국 본국의 수출수준을 향상시킬 수 있다고 하였다. 그러나 선진국으로의 해외직접투자 유입은 선진국 본국 수출에 의미 있는 결과가 존재하지 않는다고 하였다. 포크와 헤이케(Falk & Hake 2008)는 1973년부터 2004년까지 7개 EU 국가자료를 이용하여 수출과 해외직접투자와의 관계를 분석하였는데 수출은 해외직접투자를 증가시키고 있었지만 그 역의 관계는 존재하지 않는다고 하였다. 샤마라(Sharma 2000)는 인도의 해외직접투자 유입이 수출성과에 미치는 효과를 실증분석을 시도하였는데 해외직접투자 유입은 수출성과에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

해외직접투자와 무역과의 관계를 분석하여 보완적인 관계를 밝힌 국내 연구로 김종섭·김별화(2005)가 있는데, 이들은 우리나라의 제조업 부문별 자료와 중력방정식을 이용하여 우리나라의 해외직접투자가 수출을 증가시

www.kci.go.kr

키는 효과가 있다고 분석하였다. 김종섭·조윤아(2006)는 우리나라 제조업의 산업 내 직접투자의 결정 요인 분석을 통하여 시장규모, 일인당 국민소득, 그리고 국가 간 거리가 영향을 미친다고 하였으며 산업 내 직접투자와 산업 내 무역 간에는 양의 상관관계가 존재한다고 하였다. 최남석(2011)은 우리나라 대기업의 해외직접투자가 산업 내 무역에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였는데 대기업의 해외직접투자로 인하여 산업 내 무역이 증가하며 우리나라 전체 제조업에 동태적 편익이 존재한다고 분석하였다.

이밖에 해외직접투자와 무역의 관계를 대체관계로 분석한 국내 연구도 다수 존재한다. 권평오·이학노(2013)는 개별 기업 및 산업 수준에서 해외직접투자가 수출에 미치는 영향을 분석하였는데 개별 기업수준에서는 해외직접투자가 순수출에 미치는 영향이 미미하였지만 산업 수준에서는 해외직접투자가 수출 증가율을 둔화시키는 것으로 나타났다. 즉 산업수준에서는 해외직접투자가 수출대체효과가 있는 것으로 분석되었다. 이홍식·이준형(2008)은 우리나라 기업 자료와 해외직접투자 자료를 이용하여 국내 다국적 기업의 수출과 해외법인의 경제활동이 어떠한 관계가 있는지를 실증분석하였다. 만약 해외법인이 선진국에 위치하고 본국을 위해 활동한다면 해외직접투자와 수출 간에 대체(substitution)관계가 존재할 것이지만 해외법인이 자체 상품을 본국 이외의 국가로 수출한다면 보완(complementarity)관계가 존재한다고 하였다. 김완중(2012)은 한국의 동남아시아 해외직접투자와 교역량 간의 관계를 실증분석을 시도하였는데 우리나라의 동남아시아 해외직접투자가 전체 교역량을 증가시키지 못한 것으로 확인되었다. 그러나 해외직접투자가 우리나라와 동남아시아 간의 산업 간 무역은 감소시키지만 산업 내 무역을 증가시키는 것으로 나타났다.

최근 국제가치사슬(global value chain)의 관점에서 상품 및 서비스 기획(conception), 생산(production), 소비자에게 전달 및 이용과 폐기에 이르는 전 범위의 경제활동이 어느 한 국가가 아닌 전 세계 비용경쟁력이 존재하는 국가에서 발생하는 현상에 주목하고 있다. 국제가치사슬에 기반한 무역모형에서는 상품 및 서비스 기획에서 판매에 이르는 과정이 활동 혹은 부가가치별로 분리되어 국제적인 수직분업을 통해 수행된다고 한다(윤우진 2012).

www.kci.go.kr

이러한 국제사치사슬 무역구조는 자유무역협정을 통하여 더욱더 강화될 수 있다. 즉 자유무역협정을 통해 국제가치사슬 구조에 기반한 전략적 투자지역 선정, 해외 생산기지 설립을 통한 생산 네트워크 구축, 수출확대로 이어지는 구조가 그것이다(신현수 외 2015).

본 연구에서는 이러한 국제가치사슬 구조에 기반한 무역구조를 분석하기 위하여, 자유무역협정을 통하여 해외직접투자와 증가할 것이며 이는 무역액 및 수출액을 증가시키는 방향으로 작용한다는 것을 실증분석으로 확인하고자 한다. 즉 해외직접투자가 자유무역협정 체결과 결합하여 무역액 및 수출액에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 실증분석을 통해서 살펴볼 것이다. 특히 2003년부터 2013년까지 우리나라의 55개 주요 교역국의 무역량 자료를 바탕으로 중력방정식을 구축하고 해외직접투자가 무역량에 어떠한 역할을 미치고 있는지를 자유무역협정과의 연계성을 고려하여 분석하고자 한다.

자유무역협정과 연계된 해외직접투자의 역할에 대한 연구는 기존 연구에서 다루어지지 않은 부분으로 본 연구의 학술적 공헌이 될 것으로 기대한다. 또한 앤더슨과 밴 윈쿱(Anderson & van Wincoop 2003)과 베이어와 버그스트랜드(Baier & Bergstrand 2007)가 제시한 다면저항변수(multilateral resistance variables)를 고려한 중력방정식모형을 구축하여 기존 국내 연구방법론보다 진일보한 연구가 될 것으로 기대한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 연구의 기본 아이디어를 제시하고, 제3장에서는 분석모형과 추정방법 및 자료에 대해 설명한다. 제4장에서는 도구변수 추정방법을 이용한 실증분석 결과에 대해 설명한다. 마지막으로 제5장은 본 연구 결과를 요약하고 시사점과 한계점을 제시하는 결론으로 할애한다.

Ⅱ. 기본 아이디어

해외직접투자를 목적에 따라 구분하면 시장추구형(market seeking), 효율성 추구형(efficiency seeking), 자원획득형(resource extraction), 수출기

www.kci.go.kr

지형(export platform), 전략적 자산 추구형(strategic asset seeking) 등으로 구분할 수 있다(Dunning 1993). 시장추구형은 개별 기업이 특정 국가에 생산설비를 갖추고 생산하여 해당 국가 혹은 인접 국가에 생산품을 공급하는 것을 의미한다. 효율성 추구형은 개별 기업이 여러 국가 및 지역에서의 경제활동을 단일화된 관리체계에서 수행하여 효율성을 높이기 위한 형태이다. 자원추구형은 특정 자원을 특정 국가가 보유하고 있을 때 이를 확보하기 위한 형태로 볼 수 있다. 수출기지형은 특정 국가가 수출입에 제한이 없을 때 모국에서 특정 국가로 원자재를 수출하여 가공한 후에 다른 국가로 수출하는 형태이다. 또한 전략적 자산 추구형은 기업이 해외 직접투자를 통하여 기존의 자산 항목 외에 추가적인 자산을 더 확보하여 자사의 종합적 경쟁우위를 강화하거나 경쟁기업의 우위를 약화시키는 투자행위로 볼 수 있다(전봉걸·이현진 2015).

형태에 따른 해외직접투자 구분은 수평적(horizontal) 및 수직적(vertical) 해외직접투자로 구분할 수 있다. 수평적 해외직접투자는 무역장벽을 회피하고 수송비용을 절감하기 위하여 최종 소비시장에 생산설비를 투자하는 형태로써 수평적 해외직접투자와 무역은 대체관계가 될 수 있다. 그리고 수직적 해외직접투자는 국가 간 요소 가격 차이에 따라 국제분업에 따른 생산과정(production process)의 분할로써 중간재 및 최종재 무역의 증가를 유발하여 무역과 보완관계로 볼 수 있다.

해외직접투자를 중간재 및 원자재가 어디에서 획득(source)되고 최종재가 어디에서 판매(sell)되고 있는지를 그림으로 나타내어 보면 <그림 1>과 같다. <그림 1>에서 횡축은 중간재(혹은 원자재)가 해외직접투자가 투입된 해당 지역에서 획득(source)되는 정도를 나타낸다. 즉 우측으로 이동할수록 해당 지역에서 중간재가 획득되는 정도가 높아지며, 모든 중간재가 해외직접투자가 투입된 해당 지역에서 획득된다면 100% 수준이 될 것이다. 종축은 최종재가 해외직접투자가 투입된 해당 지역에서 판매되는 정도를 나타낸다. 즉 상방으로 이동할수록 해당 지역에서 최종재가 판매되는 정도가 높아지며, 모든 최종재가 해외직접투자가 투입된 해당 지역에서 판매된다면 100% 수준이 될 것이다.

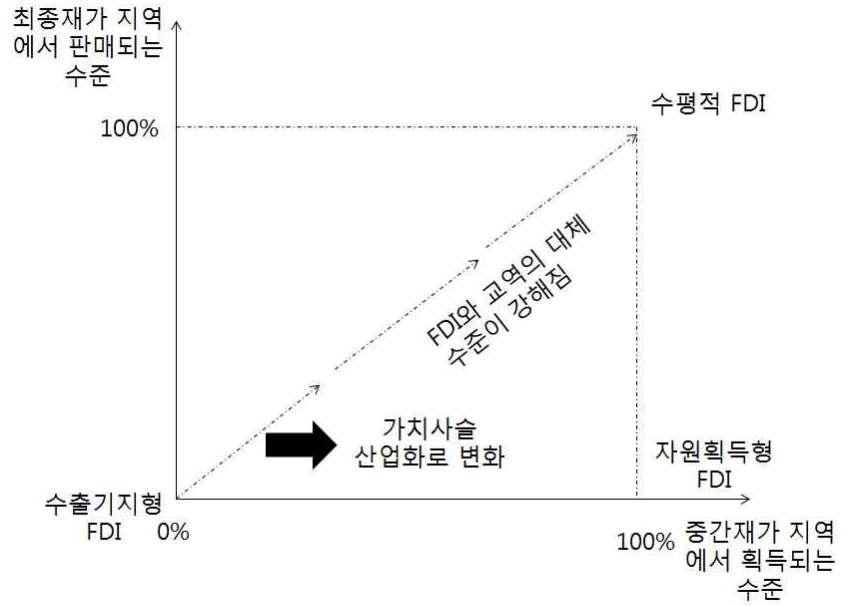
수출기지형 해외직접투자는 중간재가 다른 지역에서 수입되고 최종재

www.kci.go.kr

역시 다른 지역으로 수출되는 형태로써 <그림 1>의 좌하방 가장자리가 될 것이다. 자원획득형 해외직접투자는 중간재가 해당 지역에서 획득되고 최종재는 다른 지역으로 수출되는 형태로써 <그림 1>의 우하방 가장자리가 될 것이다. 효율성 추구형 해외직접투자는 중간재가 해당 지역에서 획득되고 일부 최종재가 수출되는 형태로서 우측 가장자리가 될 것이다. 시장추구형 해외직접투자는 중간재가 해당 지역에서 획득되고 최종재도 해당 지역에서 판매되는 형태로써 우상방 가장자리가 될 것이다. 그리고 수평적 해외직접투자도 중간재가 해당 지역에서 획득되고 최종재도 해당 지역에서 판매되는 형태로써 우상방 가장자리가 될 것이다.

이러한 중간재 획득 및 최종재 판매를 기준으로 할 때 좌하방에서 우상방으로 이동함에 따라(대각선 방향 이동) 해외직접투자와 교역의 대체(substitution) 정도가 높아지며 우상방 가장자리는 완전한 대체관계임을 알 수 있다.

<그림 1> 최종재 판매 및 중간재 획득 다이어그램



▪ World Economic Forum(2013) 참조

www.kci.go.kr

해외직접투자를 감안한 발전전략을 살펴보았을 때 우리나라를 포함한 동아시아 국가들의 전략은 수출기지형 FDI에서 부품 및 중간재의 현지조달(sourcing)형 FDI로 변화한다고 한다(World Economic Forum 2013, 13; Baldwin & Okubo 2012, 7).[6] 이는 <그림 1>에서 가치사슬 산업화(value chain industrialization) 방향이며 이를 감안하면 해외직접투자가 이루어진다 할지라도 반드시 교역액이 감소한다고 할 수 없을 것이다.[7]

둘째, 세계무역기구(WTO)의 무역장벽 해소와 자유무역 규범의 확대 노력으로 인해 전 세계적인 무역액이 증가하고 있으며 또한 서비스 무역의 규제철폐는 결국 해외직접투자의 증가를 낳고 있다. 우리나라에 연구의 포커스를 맞추었을 때 2000년대 이후 자유무역협정의 증가는 상품무역을 증가시켰을 것이며 상품무역의 증가와 별도로 서비스무역의 증가는 해외직접투자를 증가시켜서 전반적인 무역량을 증가시켰을 것이라고 보고 있다.

이러한 두 가지 방향을 고려하면 해외직접투자가 활발히 이루어진다 할지라도 무역역이 감소하지 않을 것으로 보인다. 실제로 최근 경제위기로 일시적인 무역액 감소가 있었지만, 전체적인 무역액은 세계적으로 혹은 국지적으로 증가하는 추세이며[8] 해외직접투자 역시 전반적으로 증가하는 추세이다.[9]

따라서 이러한 최근의 추세를 실증분석하기 위하여 해외직접투자와 자유무역협정을 모두 회귀분석에 고려하여야 하며 이의 결합변수도 고려하여 분석해야 할 것이다. 해외직접투자가 무역에 미치는 효과를 분석하기 위하여 우리나라와 외국의 자유무역협정 여부를 나타내는 더미변수(dummy variables)를 함께 고려할 것이며 이들의 결합변수도 고려하여 FTA 및 FDI 변수의 부호와 통계적 유의성을 함께 분석할 것이다.

---

6) 이 두 자료에서 “The 21st century version of this – pursued by China and other East Asian nations – starts from the southwest ‘outward processing’ point and seeks to induce multinationals to source more intermediates locally.” 라고 언급하고 있음.

7) <그림 1>에서 대각선 방향 이동이 아닌 우측방향 이동으로 볼 수 있음.

8) 세계무역기구(WTO 2015)에 의하면 전 세계 상품수출액은 2000년부터 2005년까지 약 9% 정도 성장하였으며 2010년부터 2014년까지 약 5% 정도 성장하였다.

9) 경제협력개발기구(OECD 2016)에 의하면 2015년 기준 전 세계 해외직접투자 금액은 세계금융위기 이전보다 약 15% 증가하였다.

www.kci.go.kr

Ⅲ. 분석모형 및 자료설명

1. 분석모형의 설정

중력모형은 틴버겐(Tinbergen 1962)이 물리학의 중력모형을 응용하여 국가 간 교역패턴을 설명하는 데 최초로 도입되어 다양한 분야에서 널리 활용되고 있다. 초기 중력모형은 두 나라 간 무역액을 추정하기 위해 양국 GDP의 곱과 양국 간 거리 등을 활용한 실증 연구에만 적용되었다. 이러한 중력모형은 실증분석력이 높음에도 불구하고 이론적 근거가 취약하다는 점이 단점으로 지적되어 왔다. 그러나 앤더슨(Anderson 1979)을 비롯한 버그스트랜드(Bergstrand 1985) 등 다수 학자에 의해 이론적 배경을 보완됨으로써 설명력이 높은 모형으로 각광받아 왔다. 중력모형의 기본전제는 양국 간 교역규모가 양국의 GDP의 곱에 비례하고 양국 간 거리에 반비례한다는 것이며 패널자료에 기반한 중력모형을 소개하면 <식 1>과 같다.

$$\ln Trade_{ijt} = a_{ij} + \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} GDP_{jt} + \beta_2 \ln DIST_{ij} + \beta_3 \ln FDI_{ijt} \quad <식\ 1>$$
$$+ \beta_4 FTA_{ijt} + \beta_5 FTA_{ijt} \ln FDI_{ijt} - \ln P_{it}^{1-\sigma} - \ln P_{jt}^{1-\sigma} + u_{ijt}$$

여기서, $Trade_{ijt}$: t기의 양국(i국(한국), j국) 간의 교역규모
$GDP_{it}GDP_{jt}$: t기의 i국(한국)과 j국의 GDP곱
$DIST_{ij}$: 양국(i국(한국), j국)간의 경제적 중심지간 거리
FDI_{ijt}: t기의 i국(한국)의 j국에 대한 해외직접투자액
FTA_{ijt}: t기의 i국(한국)의 j국에 대한 자유무역협정 체결 여부 더미변수
$FTA_{ijt}\ln FDI_{ijt}$: FTA_{ijt}와의 $\ln FDI_{ijt}$의 결합변수
a_{ij}: 두 국가의 관찰되지 않는 이질성을 나타내는 변수
u_{ijt}: 교란항(error term)

ln은 자연로그를 의미하며[10] $P_{it}^{1-\sigma}$ 와 $P_{jt}^{1-\sigma}$ 는 각각 i국가와 j국가에서

www.kci.go.kr

발생하는 '다면저항변수[Multilateral (price) Resistance Terms, MRT]'이며 σ는 상품 간의 대체탄력성을 의미한다. 앤더슨과 밴 윈쿱(Anderson & van Wincoop 2003, 174)과 베이어와 버그스트랜드(Baier & Bergstrand 2007, 75)는 기존 연구에서 누락된 가격변수를 다면저항변수(MRT)라고 정의하였는데, 이는 상대적인 무역비용으로 볼 수 있다. 즉 다면저항변수는 i국, j국 양국이 개별적으로 교역하는 국가들 또는 자국 내 발생하는 모든 무역장벽이라고 할 수 있으며 관세, 환율, 보험 등 가격지수(price index)와 관련된 국가특성을 반영하는 내재변수로도 정의할 수 있다(Adam & Cobhamm 2007; Behar & Nelson 2009; UNCTAD 2012).

기존의 중력방정식 연구들이 무역에 중요한 영향을 미치는 가격변수(price variables)를 고려하지 못하고 있어서 누락변수 문제(omitted variable problem)를 내포하는 한계를 가지고 있다. 누락변수의 문제가 내포된 모형에서 계수를 추정할 경우 설명변수와 누락변수가 포함된 교란항 간의 상관관계로 인하여 추정치의 불일치성(inconsistency)을 유발하게 된다.

따라서 다면저항변수를 포함하여 추정하는 것이 중요한 과제임을 알 수 있다. 그러나 이들 변수들은 실제 관측이 어려운(unobservable) 변수이다. 앤더슨과 밴 윈쿱(Anderson & van Wincoop 2003)과 베이어와 버그스트랜드(Baier & Bergstrand 2007, 88)는 <식 1>을 추정하기 위하여 패널자료를 이용할 것을 제시하였으며 $P_{it}^{1-\sigma}$와 $P_{jt}^{1-\sigma}$를 추정하기 위하여 수입국가 및 수출국가 더미변수를 이용할 것을 권고하고 있다(Baltagi et al. 2014; Head & Mayer 2013; UNCTAD 2012).

$$\ln Trade_{ijt} = a_{ij} + \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} GDP_{jt} + \beta_2 \ln DIST_{ij} + \beta_3 \ln FDI_{ijt} \quad <식\ 2>$$
$$+ \beta_4 FTA_{ijt} + \alpha_{it} H_{it} + \gamma_{jt} P_{jt} + \delta_t T_t + u_{ijt}$$

여기서 T_t는 연도 더미변수로서 연도별 변화를 포착하기 위한 변수이며, H_{it}와 P_{jt}는 수출 및 수입국가 더미변수로서 각각 다면저항변수, $P_{it}^{1-\sigma}$

10) 이외에도 국경접경 여부, 공통언어(common language) 이용 여부, 식민-피식민 관계 여부 등의 설명변수를 추가할 수 있다.

www.kci.go.kr

와 $P_{jt}^{1-\sigma}$를 나타내는 대리변수(proxy variables)로 수출 및 수입국가 각각의 관찰되지 않는 이질성(unobservable heterogeneity)을 나타내는 변수이다. 이와는 달리 a_{ij}는 교역쌍방(수출 및 수입국가 모두)의 관찰되지 않는 특성을 나타내는 변수이다. 예를 들어 H_{it}와 P_{jt}는 한국 및 일본 각각의 고유한 다면저항변수로 볼 수 있으며 a_{ij}는 다른 교역쌍방(예를 들어 한국과 중국 혹은 한국과 미국)과 다른 한국과 일본의 교역특성을 나타내는 변수로 볼 수 있다.

그러나 본 연구에서 우리나라와 주요 교역상대국 자료를 이용할 것인데, H_{it}변수는 우리나라밖에 없는 관계로 변이가 존재하지 않아서 추정할 수 없다. 또한 a_{ij}는 교역쌍방 더미변수가 아니라 수입국 더미변수와 유사하여 P_{jt}와 구분이 어렵다. 따라서 본 연구에서 추정될 모형은 <식 3>과 같다.

$$\ln Trade_{ijt} = a_{ij} + \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} GDP_{jt} + \beta_2 \ln DIST_{ij} + \beta_3 \ln FDI_{ijt} \quad \text{<식 3>}$$
$$+ \beta_4 FTA_{ijt} + \beta_5 FTA_{ijt} \ln FDI_{ijt} + \delta_t T_t + u_{ijt}$$

여기에서 로그-로그 함수의 계수추정치는 탄력성을 나타내며, β_1, β_2, β_3, 그리고 β_5는 각 설명변수의 값이 1% 증가할 때 양국 간 교역량에 미치는 % 변화를 의미한다. β_4는 준탄력성(semi-elasticity) 개념으로 FTA가 체결될 때 양국 간 교역량의 % 변화로 볼 수 있다.

본 연구의 핵심 변수인 FTA와 해외직접투자의 결합변수의 의미는 2000년대 이후 자유무역협정이 체결되면서 우리나라의 해외직접투자가 이들 국가들에 이루어지면서 무역액을 증가시키는 효과가 있을 것으로 짐작된다. 따라서 β_5의 부호가 양(+)의 부호를 가질 것으로 예상된다.

<식 3>에서 해외직접투자가 무역액에 미친 한계적 효과(탄력성)는 $\frac{\partial \ln Trade}{\partial \ln FDI} = \beta_3 + \beta_5 FTA$로 정의될 수 있다. 그리고 자유무역협정 체결이 무역액에 미친 한계적 효과(준탄력성)는 $\frac{\partial \ln Trade}{\partial FTA} = \beta_4 + \beta_5 \ln FDI$로 정의될 것이다. 이때 한계적 효과 산정에서 FTA 및 lnFDI에서는 개별 변

www.kci.go.kr

수들의 평균값을 대입하여 산정할 수 있다. 본 연구에서는 기존 연구와 달리 해외직접투자와 자유무역협정의 결합변수까지 고려한 분석을 시도하여 해외직접투자가 무역액에 미친 한계적 효과를 고려할 것이다.

2. 분석방법

(1) 추정방법

본 연구에서는 패널자료를 이용할 것인데 패널자료는 시계열자료와 횡단면 자료의 정보를 모두 이용할 수 있어 시계열 분석이나 횡단면 분석에서 불가능한 개별특성 효과(individual effect)와 시간특성 효과(time effect)를 모두 통제할 수 있는 이점이 있다. 또한 본 연구에서와 같이 관찰할 수 없지만 무역량에 중요한 영향을 미치는 가격변수인 다면저항변수를 내재화할 수 있는 장점이 있다.

일반적인 패널자료를 분석할 때 고정효과(fixed effects, FE) 및 임의효과(random effects, RE) 추정방법을 적용할 수 있다.[11] 그러나 본 연구에서 설명변수로 이용되는 lnFDI와 FTA 변수는 <식 3>의 교란항과 밀접한 상관관계를 보유하여 내생성(endogeneity)을 가질 가능성이 높다. 즉 lnFDI와 FTA 변수로 인하여 무역량이 증가하는 것이 아니라 무역량 자체가 높은 국가들에 대해 해외직접투자액이 높고 그 국가들과 자유무역협정을 체결하였을 가능성이 높다. 이러한 경우에 고전적인 고정효과 및 임의효과 추정방법을 적용하면 추정치의 불일치성(inconsistency)을 유발할 수 있다. 우선적으로 lnFDI와 FTA 변수의 내생성 여부를 검정해야 할 것인데, Durbin-Wu-Hausman이 제안한 회귀분석에 기반한(regression based) DWH 검정방법을 적용할 수 있다(Wooldridge 2000; 2010). DWH 검정방법의 귀무가설(null hypothesis)은 일부 설명변수(lnFDI 및 FTA)와 교란항 간에 상관관계가 존재하지 않는다는 것이다. DWH 검정을 수행하기

11) 중력방정식의 추정에서 고정효과모형을 적용하는 것이 일반적이다. 그러나 본 연구자료가 완전한 형태의 중력방정식이 아니고 우리나라와 상대방 국가만을 다루는 제한적인 형태로써 고정효과 외에도 임의효과모형도 고려할 것이다(Baltagi et al. 2014).

www.kci.go.kr

위해서는 lnFDI 및 FTA 변수의 도구변수가 필요한데, 본 연구에서는 lnFDI 및 FTA 전기변수(lagged variables)를 이용할 것이다.[12]

우선 GDP의 곱, 거리, lnFDI 전기변수, FTA 전기변수, lnFDI와 FTA의 결합변수의 전기변수[13]를 설명변수로 하여 lnFDI(혹은 FTA)에 대해 회귀분석을 시도하고 잔차항(residuals)을 얻는다. 그리고 GDP의 곱, 거리, lnFDI, FTA, 결합변수, 그리고 잔차항들을[14] 설명변수로 하여 무역액(혹은 수출액)에 대해 회귀분석을 시도한다. 그리고 잔차항들에 대하여 F 검정을 시도하여 만일 임계값 이상으로 산정되면 귀무가설이 기각되어 lnFDI, FTA, 그리고 결합변수에 내생성이 존재하게 된다. 이때 동분산(homoscedasticity)을 가정한 F 검정과 이분산(heteroscedasticity)을 가정한 F 검정을 시도할 수 있다.

만약 lnFDI, FTA, 그리고 결합변수가 내생성을 보유하게 된다면 추정방법은 전통적인 고정 및 임의효과 추정방법이 아닌 도구변수(instrumental variables)를 이용한 고정효과 도구변수(fixed effects instrumental variables, FEIV) 및 임의효과 도구변수(random effects instrumental variables, REIV) 추정방법을 적용해야 할 것이다. 두 추정방법 간의 선택은 Hausman 검정을 통해 보다 적합한 모형을 선택할 수 있다.[15]

(2) 변수선택

본 연구에서 종속변수로 우리나라와 해당 국가 간의 금액기준 연도별 무역량 변수를 이용할 것이다. 구체적으로 우리나라와 55개 주요 교역대

12) 이들 변수의 결합변수의 내생성도 DWH 검정방법을 통해 검증할 것이며 전기변수를 도구변수로 이용할 것이다.

13) *FTA* 변수를 제외하고 *GDP*의 곱, 거리, *FDI* 변수는 모두 자연로그를 취한 값을 이용한다.

14) *lnFDI*, *FTA*, 그리고 결합변수를 종속변수로 하여 3개의 잔차항이 생성된다.

15) 추정방법 선택을 위하여 설명변수와 패널의 관측되지 않는 개체 특성 사이에 상관관계가 존재하는지 여부를 Hausman 검정으로 분석한다. Hausman 검정의 귀무가설은 관측되지 않는 이질성과 설명변수 간에 상관관계가 존재한다는 것이며 대립가설은 상관관계가 존재하지 않는다는 것이다. 만일 귀무가설이 기각되면 고정효과(고정효과 도구변수) 추정방법만이 일치성을 보유하고 확률효과(확률효과 도구변수) 추정방법은 불일치성을 보유하게 된다.

www.kci.go.kr

상국과의 2003년부터 2013년까지 금액기준 무역액 변수를 이용할 것이다. 분석대상국은 2003년을 기준으로 한국의 수출실적 상위 국가 55개국을 선정하여 표본으로 삼았는데 상위 55개국 이외의 국가는 교역실적이 유의미하지 않아 교역실적 상위 국가만으로 국한했다.

이외에도 다양한 경제학적인 의미를 살펴보기 위하여 수출금액 변수를 종속변수로 하여 추가적으로 분석할 것이다. 우리나라는 전통적으로 수출주도형 경제성장을 시도한 국가로 우리나라의 55개국에 대한 수출금액이 FTA 및 FDI와 어떠한 관계를 가지고 있는 지를 분석하는 것은 큰 의미가 있을 것으로 보인다.

3. 자료설명

본 연구는 2003년부터 2013년까지 한국의 주요 교역국인 55개국의 무역액, 수출액, 국내총생산, 교역국과의 거리, 우리나라의 해외직접투자 금액, 우리나라와 상대국의 FTA 가입 여부 등 패널자료를 바탕으로 분석하였다. 종속변수인 한국과 교역상대국 간 교역규모에 대한 자료는 한국무역협회에서 제공되는 무역통계를 통해 산출했다.

<표 1> 2003년 한국의 수출 상위국가(55개국)16)

대상국가
호주, 오스트리아, 방글라데시, 벨기에, 브라질, 캐나다, 칠레, 중국, 콜롬비아, 사이프러스, 덴마크, 이집트, 핀란드, 프랑스, 과테말라, 독일, 그리스, 홍콩, 헝가리, 인도, 인도네시아, 이란, 아일랜드, 이스라엘, 이탈리아, 일본, 요르단, 쿠웨이트, 라이베리아, 말레이시아, 멕시코, 네덜란드, 뉴질랜드, 나이지리아, 노르웨이, 파키스탄, 파나마, 필리핀, 폴란드, 카타르, 러시아, 사우디아라비아, 싱가포르, 남아프리카공화국, 스페인, 스웨덴, 스위스, 대만, 태국, 터키, 우크라이나, 아랍에미리트 연합, 영국, 미국, 베트남

앞에서 제시한 것처럼 분석대상국은 2003년을 기준으로 한국의 수출실적 상위 국가 55개국을 선정하여 표본으로 삼았다. 우리나라의 수출 상위

16) 한국무역협회 한국무역통계, http://stat.kita.net/stat/world/major/KoreaStats02.screen. (2016년 5월 1일 검색)

www.kci.go.kr

국가 현황은 <표 1>에 나타나 있다. 기본적으로 중력모형을 이용하여 분석 시 모든 표본국가들의 쌍무적 교역을 분석대상으로 진행하나, 한국의 고유한 교역패턴을 분석하기 위해 본 연구는 종속변수를 한국과 상대 국가 간 교역규모로 한정하였다.

<표 2> 자료출처

변수	내 용	단위	출 처
Trade	양국 간 교역액(수출+수입)	USD	한국무역협회
ExP	한국의 수출액	USD	한국무역협회
GDP	국내총생산	USD	IMF, World Economic Outlook
DIST	지표상 비행거리	km	www.timeanddate.com
FDI	한국의 해외직접투자	USD	한국수출입은행
FTA	자유무역협정 여부	Dummy	FTA 종합무역지원센터

<표 3> 기초통계량

변수	관측치수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
lnTrade	605	22.353	1.307	19.612	26.157
lnExp	605	21.675	1.270	18.011	25.706
$lnGDP_iGDP_j$	605	54.113	1.630	47.296	58.347
lnDIST	605	8.863	0.606	6.765	9.818
lnFDI	605	15.598	5.529	0	22.692
FTA	605	0.228	0.420	0	1
FTAlnFDI	605	3.901	7.528	0	22.456

▪ ln은 자연로그이며 해외직접투자금액이 0인 경우에 1을 더한 후에 로그를 취하였음

중력방정식의 중요한 설명변수인 국가별 국내총생산(GDP)의 경우 IMF의 World Economic Outlook 자료를 활용했으며, 거리자료는 'www.timeanddate.com'에서 제공하는 한국과 각국의 주요 경제적 거점 도시와의 지표상 거리단위(Great Circle Distance)를 사용하였다. 연도별 교역상대국에 대한 한국의 해외직접투자(foreign direct investment, FDI)는 거주자가 경영참가를 목적으로 취득한 주식이나 출자지분이 10%인 해외투자로 한국

www.kci.go.kr

수출입은행에서 제공하는 해외투자통계를 이용하여 자료를 수집했다.

FTA 더미변수와 관련해서는 한국무역협회 FTA종합무역지원센터 홈페이지를 참고하여 본 연구의 분석대상이 되는 2003년에서 2013년까지 한국과 해당 교역국간의 자유무역협정의 체결 현황을 반영하였다. FTA 체결 여부 더미는 연도별로 협정을 체결한 연도에는 1, 그렇지 않은 경우에는 0으로 표시하였다. FTA 변수를 제외한 개별 변수들에 대해 자연로그를 취한 값들에 대한 기초통계량은 <표 3>과 같다.

<표 4> 상관관계 분석

구분	*lnTrade*	*lnExp*	$lnGDP_iGDP_j$	*lnDIST*	*lnFDI*	*FTA*	*FTA·lnFDI*
lnTrade	-	-	-	-	-	-	-
lnExp	0.899	-	-	-	-	-	-
$lnGDP_iGDP_j$	0.602	0.553	-	-	-	-	-
lnDIST	-0.498	-0.506	-0.185	-	-	-	-
lnFDI	0.491	0.516	0.452	-0.233	-	-	-
FTA	0.080	0.047	0.173	-0.010	0.148	-	-
FTA·lnFDI	0.147	0.122	0.182	-0.039	0.264	0.954	-

본 분석에 앞서 개별 변수들 간의 상관관계 분석을 시도하였는데, 거리변수만이 무역액과 수출액에 음(-)의 상관계수를 나타내고 있었으며, 다른 변수들은 무역액과 수출액에 양(+)이 상관계수를 나타내고 있었다. 그리고 FTA와 해외직접투자의 결합변수가 무역액과 수출액과 양(+)의 관계를 보이고 있었다. 두 변수 간의 상관계수 분석은 다른 변수들의 영향을 통제하지 않고 두 변수만의 관계를 분석한 것이지만 일반적인 예측과 부합되고 있었다. 또한 흥미로운 점은 거리 변수가 해외직접투자, FTA 변수, 그리고 이들의 결합변수와 음(-)의 상관관계를 보이고 있는 점이다. 이는 일반적으로 해외직접투자 및 자유무역협정 체결이 지리적으로 가까운 국가와 행해지고 있다는 것을 의미한다.

www.kci.go.kr

Ⅳ. 분석 결과

1. 무역액 기준 분석 결과

본절에서는 무역액을 종속변수로 하여 분석을 시도하였는데, 주요 변수들의 내생성 여부를 검정하고 도구변수 적용 여부를 판단한 후에 적정 추정방법을 선택하여 분석하고 최종적으로 개별 변수들이 무역액에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 우선 <식 3>의 FTA, lnFDI, FTA·lnFDI 변수의 내생성을 DWH 테스트를 통해 검정하였다. 동분산 및 이분산을 가정한 F 통계량이 각각 4.19와 9.29[17]로 나타나서 세 변수가 외생적이라는 귀무가설을 기각하고 있었다. 따라서 전체 무역액을 종속변수로 하는 경우에 FTA, lnFDI 그리고 FTA·lnFDI 변수는 내생적이며 일치추정치(consistent estimates)를 얻기 위해서는 도구변수를 이용하여 추정을 해야 한다. 이때 FTA, lnFDI 그리고 FTA·lnFDI 변수의 도구변수(instrumental variables)는 이들 변수의 전기변수(lagged variables)를 이용하였다.

최종적으로 무역액이 개별 변수들로부터 어떠한 영향을 받고 있는지를 검증하기 위하여 <식 3>을 고정효과 도구변수(FEIV) 및 임의효과 도구변수(REIV) 추정방법을 적용하여 분석하였으며 Hausman 검정을 수행하였다. 이때 Hausman 검정 통계량이 0.28로 나타나서 귀무가설을 기각할 수 없었다. 즉 두 추정방법에 의한 추정치들이 통계적으로 상이하지 않다는 귀무가설을 기각할 수 없어서 좀 더 효율적인 임의효과 도구변수 추정방법이 적절한 것으로 볼 수 있다.

임의효과 도구변수 추정 결과에 따르면 우리나라와 무역상대국의 국내총생산 변수는 무역액에 양(+)의 효과가 있는 것으로 분석되었으며 통계적으로 유의하게 산정되었다. 양국 간의 거리변수는 무역액에 음(-)의 효과가 있는 것으로 산정되었고 통계적으로 유의하였다. 국내총생산 및 거리변수의 부호와 통계적 유의성은 국제무역에서 일반적으로 예측하는 결과와 동일하게 나타났다.

17) 각각의 p값은 0.006 및 0.000으로 산정되어 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하고 있었다.

www.kci.go.kr

<표 5> 무역액 기준 분석 결과

구분	고정효과 도구변수(*FEIV*)	임의효과 도구변수(*REIV*)
$lnGDP_iGDP_j$	-1.285 (10.249)	0.312*** (0.034)
lnDIST	- -	-0.739*** (0.069)
FTA	-6.039 (27.026)	-1.906*** (0.562)
lnFDI	0.679 (3.175)	0.066*** (0.018)
FTA·lnFDI	0.298 (1.304)	0.100*** (0.033)
상수항	82.032 (509.349)	11.159*** (1.775)
Yearly Dummy	*Yes*	*Yes*
관측치 개수	550	550
그룹 개수	55	55
R^2	0.047	0.549
Hausman test	0.28	

▪ 괄호 안의 수치는 표준오차(standard error)이며 ***는 1% 수준에서 유의함을 의미함.
고정효과 도구변수 추정방법에서 시간에 따라 변화하지 않는(time invariant)
거리변수가 추정에서 제외되었음

lnFDI 변수는 무역액에 통계적으로 유의한 양(+)의 효과가 있어서 우리나라의 해외직접투자액이 증가하면 우리나라와 무역상대국의 무역액이 증가하는 것으로 분석되었다. 그러나 FTA 변수 추정치는 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 본 분석에 이용된 국가자료들이 우리나라 주요 교역국 55개국을 한정하여 분석을 시도한 것으로서 만일 모든 교역상대국을 포함하여 분석을 시도하면 FTA 변수는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 예측된다. 마지막으로 FTA·lnFDI 변수는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 분석되었다. 이때 무역액에 대한 FTA와 lnFDI의 한계적 효과를 산정하면 각각 -0.346과 0.002로 산정되었다.[18]

결국 자유무역협정을 고려하면 해외직접투자는 무역액을 증가시키는 것

www.kci.go.kr

으로 산정되었다. 즉 해외직접투자가 1% 증가하면 무역액은 약 0.002% 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 자유무역협정은 해외직접투자를 고려할 때 오히려 무역액을 감소시키는 것으로 나타났는데, 자유무역협정이 한 단위 증가(한 개 국가와 자유무역협정 체결)할 때 무역액은 약 0.3% 감소하는 것으로 나타났다.

2. 수출액 기준 분석 결과

무역액과 별도로 수출금액을 종속변수로 하여 분석을 시도하였는데, 이는 우리나라가 수출위주의 경제성장을 시도하여서 FTA와 lnFDI 및 이들 결합변수가 수출금액에 미친 영향이 무역액 기준 금액 효과가 어떻게 상이한지를 분석하고자 하는 것이다.

무역액 기준 분석과 동일하게 <식 3>의 FTA와 lnFDI 및 이들 결합변수의 내생성을 DWH test를 통해 검정하였다. 동분산 및 이분산을 가정한 F 검정 통계량이 각각 8.29와 9.99로 나타났고 p값이 모두 0.000으로 나타나서 이들 변수가 외생적이라는 귀무가설을 기각하고 있었다. 따라서 FTA와 lnFDI 및 FTA·lnFDI 변수는 내생적이며 일치추정치(consistent estimates)를 얻기 위해서는 도구변수를 이용하여 추정을 해야 한다. 앞절의 분석과 마찬가지로 FTA, lnFDI 그리고 FTA·lnFDI 변수의 도구변수(instrumental variables)로 이들 변수의 전기변수(lagged variables)를 이용하였다.

수출액이 개별 변수들로부터 어떠한 영향을 받고 있는지를 검증하기 위하여 <식 3>을 고정효과 도구변수(FEIV) 및 임의효과 도구변수(REIV) 추정방법을 적용하여 분석하였으며 Hausman 검정을 수행하였다. 이때 Hausman 검정 통계량이 0.31로 나타나서 귀무가설을 기각할 수 없었다. 즉 두 추정방법에 의한 추정치들이 통계적으로 상이하지 않다는 귀무가설을 기각할 수 없어서 좀 더 효율적인 임의효과 도구변수 추정방법을 선택하였다.

---

18) FTA와 lnFDI의 한계적 효과는 각각 $\frac{\partial \ln Trade}{\partial FTA} = \beta_4 + \beta_5 \ln FDI$와 $\frac{\partial \ln Trade}{\partial \ln FDI} = \beta_3 + \beta_5 FTA$를 이용하여 산정할 수 있다.

www.kci.go.kr

<표 6> 수출액 기준 분석 결과

구분	고정효과 도구변수(*FEIV*)	임의효과 도구변수(*REIV*)
$lnGDP_iGDP_j$	-1.957 (14.472)	0.234*** (0.033)
lnDIST	- -	-0.712*** (0.068)
FTA	-8.788 (38.197)	-2.199*** (0.593)
lnFDI	0.955 (4.487)	0.090*** (0.017)
FTA·lnFDI	0.432 (1.843)	0.110*** (0.035)
상수항	113.571 (719.874)	14.057*** (1.773)
Yearly Dummy	*Yes*	*Yes*
관측치 개수	550	550
그룹 개수	55	55
R^2	0.057	0510
Hausman test	0.31	

▪ 괄호 안의 수치는 표준오차(standard error)이며 ***는 1% 수준에서 유의함을 의미함.
고정효과 도구변수 추정방법에서 시간에 따라 변화하지 않는(time invariant)
거리변수가 추정에서 제외되었음

임의효과 도구변수 추정 결과에 따르면 우리나라와 무역상대국의 국내총생산 변수 및 거리 변수는 무역액 분석과 유사하게 산정되었다. 즉 국내총생산은 우리나라의 수출액에 유의한 양(+)의 효과가 있으며 국가 간 거리는 우리나라의 수출액에 유의한 음(-)의 효과가 있는 것으로 분석되었다.

lnFDI 변수는 수출액에 통계적으로 유의한 양(+)의 효과가 있으며 FTA 변수 추정치는 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타나서 앞절의 무역액 분석과 유사하였다. 주요 변수의 결합변수인 FTA·lnFDI는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 분석되었다. 이때 수출액에 대한 FTA와 lnFDI의 한계적 효과를 산정하면 각각 -0.483과 0.115로 산정되었다.

결국 자유무역협정을 고려하면 해외직접투자는 수출액을 증가시키는 것

www.kci.go.kr

으로 산정되었다. 즉 해외직접투자가 1% 증가하면 수출액은 약 0.1% 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 자유무역협정은 해외직접투자를 고려할 때 오히려 수출액을 감소시키는 것으로 나타났는데, 자유무역협정이 한 단위 증가(한 개 국가와 자유무역협정 체결)할 때 수출액은 약 0.5% 감소하는 것으로 나타났다.

<표 7> 자유무역협정 체결 여부에 따른 주요 변수 통계량

구분		*lnTrade*	*lnExp*	관측치 개수
FTA=1	평균	22.5441	21.7848	138
	표준편차	1.0367	1.2083	
FTA=0	평균	22.2964	21.6430	467
	표준편차	1.3731	1.2868	
전체	평균	22.3529	21.6753	605
	표준편차	1.3074	1.2697	

본 연구에서 자유무역협정 더미변수(FTA)가 예상과 다른 부호가 나온 현상을 좀 더 설명하기 위하여 자유무역협정을 맺은 국가와의 교역액을 맺지 않은 국가와 비교하였다. <표 7>은 자유무역협정 체결 여부에 따른 주요 변수 통계량인데 FTA를 맺은 경우의 무역액과 수출액이 FTA를 맺지 않은 경우의 그것들에 비해 더 큰 것으로 나타났다.

그러나 이를 통계적으로 검증하기 위하여 두 표본집단 평균의 차이에 대한 가설검정을 시도하였는데, 무역액과 수출액의 평균 차이에 대한 통계량이 각각 1.9549과 1.1530으로 나타났다.[19] 이 통계량이 표준정규분포를 따른다는 가정하에 두 표본집단의 차이가 없다는 귀무가설을 검증하면 5% 유의수준에서 무역액과 수출액이 차이가 없다는 것을 알 수 있다. 따라서 이러한 결과는 본 연구의 회귀분석 결과와 상응한다고 볼 수 있다.

---

19) 통계량 산정 방법은 $Z=\frac{(\overline{X_1}-\overline{X_2})}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n_1}+\frac{\sigma^2}{n_2}}}$ 이며 $\overline{X_i}$와 n_i는 표본집단 i의 평균과 관측치 개수이고 σ^2는 모집단의 분산이다.

www.kci.go.kr

<표 8> 연구대상 및 미대상국가의 FTA 체결 및 미체결 여부와 교역액 관계

연구대상 국가	FTA 체결	교역액 대(大) 혹은 중(中)
	FTA 미체결	교역액 대(大) 혹은 중(中)
연구미대상 국가	FTA 미체결	교역액 소(小)

그리고 본 연구대상 국가(55개국)는 교역액이 큰 국가들이 포함되어 있어서 포함되어 있지 않은 국가(약 150여 개국)는 대부분 교역액이 작은 국가들로서 FTA가 체결되지 않는 국가들이 다수이다. 만약 이들 국가를 포함하면 FTA 변수가 양(+)이 될 가능성이 높다. 그리고 현재 자료가 2013년까지만을 반영하고 있어서 중국과의 FTA는 포함되어 있지 않으며 EU와의 FTA는 2011년 하반기에 잠정 발효되었고 2015년 12월부터 전체 발효되어 FTA 효과가 실제 나타난 것이라고 보기 어렵다. 마찬가지로 미국과의 FTA도 2012년도에 발효되어 본 연구에 완전히 반영되었다고 보기 어려운 점이 있다. 이러한 점 때문에 FTA 변수의 부호가 일반적인 예상과 상이한 것으로 나타났다고 볼 수 있다.

Ⅴ. 연구 결과 요약 및 시사점

본 연구에서는 우리나라의 해외직접투자 유출액이 우리나라 무역액(수출액)에 미치는 영향을 실증분석을 이용하여 분석하였다. 특히 자유무역협정과 연계하여 해외직접투자가 무역액을 증가시키는 것으로 나타난 점은 연구방법론 및 개념적으로 차별성 있는 연구 결과라 할 수 있다.

기존 무역 및 해외직접투자이론에서 무역액과 해외직접투자가 대체 및 보완관계가 존재한다고 하여 해외직접투자가 증가하면 무역액이 감소 혹은 증가한다고 하였다. 본 연구는 최근 자유무역협정에 따른 투자 및 무역장벽의 해소가 해외직접투자 증가와 연계하여 무역액을 증가시키는 방향으로 나아가고 있음을 실증분석으로 보이고 있다. 이는 자유무역협정을 통하여 국제가치사슬 관점의 전략적 투자지역을 선정하여 해외직접투자를

www.kci.go.kr

통하여 해외생산기지를 구축하고 이를 통해 수출을 증가시키는 구조를 확인하고 있다는 점에서 연구의 차별성이 있다고 본다.

또한 본 분석에서는 주요 변수들의 내생성을 감안한 도구변수를 이용하여 패널회귀분석을 시도하였고, 이를 통해 회귀분석의 엄밀성을 제고시켰으며 기존 연구들의 방법론적인 한계를 극복하고자 하였다.

본 연구 결과는 최근 우리나라의 해외집적투자 유출액 증가에도 불구하고 무역액의 전반적인 증가를 잘 설명하고 있는 것으로 보인다. 그러나 자유무역협정의 체결이 무역액을 감소시키는 것으로 나타나 일반적인 예측과 부합되지 않은 것은 본 연구의 한계이기도 하다. 실증분석을 함에 있어 우리나라 주요 55개 교역국을 대상으로 분석을 수행하였는데, 이들 중 상당수 국가들이 자유무역협정을 체결하고 있는 국가들이다.[20] 따라서 이러한 표본 선택으로 말미암아 자유무역협정 체결이 무역량에 음의 효과가 있는 것으로 나타났을 가능성을 배제할 수 없다. 이러한 한계점을 극복하기 위해 광범위한 자료 구득을 통해 모든 국가를 대상으로 분석을 수행할 필요가 있다고 판단되며, 본 연구 결과와 비교하는 것도 의미 있는 연구가 될 것으로 사료된다. 앞으로 좀 더 포괄적이고 업데이트된 자료를 구득하여 글로벌 가치사슬 형성이 자유무역협정을 통하여 해외직접투자를 어떻게 변화시키는 지를 좀 더 상세히 분석하고 자유무역협정과 같은 무역장애 요소 제거와 해외직접투자가 무역에 어떠한 영향을 미치는지를 분석할 계획이며, 이는 향후의 연구과제로 두고자 한다.

20) 우리나라 주요 교역 대상국 55개국과 2003년부터 2013년 사이에 양자 간 FTA를 맺은 기간은 평균적으로 약 23% 수준이다.

www.kci.go.kr

| 부 록 |

우리나라 FTA 대상국가와 발효 시기(2016년 12월 현재)[21]

상대국	발효시기	상대국	발효시기
칠레	2004년 4월	터키	2013년 5월
싱가포르	2006년 3월	호주	2014년 12월
EFTA	2006년 9월	캐나다	2015년 1월
ASEAN	2007년 6월 상품분야 발효, 2009년 5월 서비스 분야 발효, 2009년 투자분야 발효	중국	2015년 12월
인도	2010년 1월	뉴질랜드	2015년 12월
EU	2011년 7월 잠정 발효, 2015년 12월 전체 발효	베트남	2015년 12월
페루	2011년 8월	콜롬비아	2016년 7월
미국	2012년 3월	2012년 3월	2012년 3월

21) FTA 강국, KOREA, http://www.fta.go.kr/main/situation/kfta/ov. (2017년 3월 16일 검색)

www.kci.go.kr

| 참고문헌 |

1. 논문 및 단행본

권평오·이학노 (2013). “한국 제조업 부문 해외직접투자의 수출입유발효과에 관한 연구.”『통상정보연구』. 제15권. 제3호, pp. 263-287.

김완중 (2012). “한국의 동남아에 대한 직접투자가 교역에 미치는 영향 분석.”『동남아시아연구』. 제22권. 제1호, pp. 249-277.

김종섭·김별화 (2005). “우리나라의 제조업부문 해외직접투자가 수출에 미치는 영향 분석.”『수은해외경제』. 제24권. 제7호, pp. 4-18.

김종섭·조윤아 (2006). “한국의 제조업 산업 내 직접투자의 분석 및 산업 내 무역과의 관계.”『수은해외경제』. 제24권. 제7호, pp. 4-22.

남광희·윤성훈 (2007). “우리나라 FDI정책의 문제점과 개선방안.”『우리나라 FDI의 현황과 정책과제』. 한국은행 금융경제연구원, pp. 19-107.

신현수·민성환·김재덕·김정현 (2015).『한국 제조업의 해외생산과 수출의 관계 연구』. 산업연구원.

윤우진 (2012). “국제가치사슬과 산업경쟁력.”『e-kiet 산업경제정보』. 제531호. 산업연구원.

전봉걸·이현진 (2015). “국내 기업의 해외직접투자가 국내투자에 미치는 영향: 기업단위 자료를 이용하여.”『경제분석』. 제21권. 제1호, pp. 101-124.

최남석 (2011).『한국 대기업의 해외직접투자가 산업 내 무역에 미치는 영향: 전기·전자·자동차 산업을 중심으로』. 11-09. 한국경제연구원.

Anderson, J. E. (1979). “A Theoretical Foundation for the Gravity Equation.” *American Economic Review.* Vol. 69. No 1, pp. 106-116.

Anderson, J. E. and E. van Wincoop (2003). “Gravity with Gravitas; A solution to the Border Puzzle.” *American Economic Review.* Vol. 93. No 1, pp. 170-192.

Baier, S. I. and J. H. Bergstrand (2007). “Do Free Trade Agreements Actually Increase Members’ International Trade?” *Journal of International Economics.* Vol. 71. Issue 1, pp. 72-95.

Belderbos, R. and L. Sleuwaegen (1998). “Tariff Jumping FDI and Export Substitution: Japanese Electronics Firms in Europe.” *International Journal of Industrial Organization.* Vol. 16. Issue 5, pp. 601-638.

Bergstrand, J. H. (1985). “The Gravity Equation in International Trade: Some

www.kci.go.kr

Microeconomic Foundations and Empirical Evidence." *Review of Economics and Statistics*. Vol. 67. No. 3, pp. 474-481.

Blonigen, B. A. (2001). "In Search of Substitution Between Foreign Production and Exports." *Journal of International Economics*. Vol. 53. Issue 1, pp. 81-104.

Brainard, L. (1997). "An Empirical Assessment of the Proximity-Concentration Trade-off between Multinational Sales and Trade." *American Economic Review*. Vol. 87. No. 4, pp. 520-544.

Clausing, K. (2000). "Does multinational activity displace trade?" *Economic Inquiry*. Vol. 38. No. 2, pp. 190-205.

Dunning, J. H. (1993). *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Reading, MA: Addison-Wesley.

Grubert, H. and J. Mutti (1991). "Taxes, Tariffs and Transfer Pricing in Multinational Corporate Decision Making." *Review of Economics and Statistics*. Vol. 73. Issue 2, pp. 285-293.

Mundell, R. A. (1957). "International Trade and Factor Mobility." *American Economic Review*. Vol. 47. No. 3, pp. 321-335.

Kojima, K. and T. Ozawa (1984). "Micro and Macro-economic Models of Foreign Direct Investment: Toward a Synthesis." *Hitotsubashi Journal of Economics*. Vol. 25. No. 1, pp. 1-20.

OECD (2016), *FDI in Figures*. Paris: OECD.

Svensson, R. (1996). "Effects of Overseas Production on Home Country Exports: Evidence Based on Swedish Multinationals." *Review of World Economics*. Vol. 132. Issue 2, pp. 304-329.

Tinbergen, J. (1962). *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*. New York: Twentieth Century Fund.

UNCTAD (2012). *A Practical Guide to Trade Policy Analysis*. UNCTAD/WTO.

Wooldridge, J. (2000). *Introductory Econometrics*. US: South-Western College Publishing.

_____ (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

World Economic Forum (2013). *Foreign Direct Investment as a Key Driver for Trade, Growth and Prosperity: The Case for a Multilateral Agreement on Investment*. Global Agenda Council on Global Trade and

www.kci.go.kr

FDI: World Economic Forum.
WTO (2015). *International Trade Statistics* 2015. WTO.

2. 기타

Adams, C. and D. Cobham (2007). "Modelling Multilateral Trade Resistance in a Gravity Model with Exchange Rate Regimes." *Center for Dynamic Macroeconomic Analysis Conference Papers*. No. 07/02. CDMC: School of Economics and Finance, University of St. Andrews.

Baldwin, R. and T. Okubo (2012). "Networked FDI: Sales and Sourcing Patterns of Japanese Foreign Affiliates." *NBER Working Paper*. No. 18083. Cambridge, MA: NBER.

Baltagi, B., P. Egger and M. Pfaffermayr (2014). "Panel Data Gravity Models of International Trade." *CESifo Working Paper*. No. 4616. Munchen, Germany: CESifo.

Behar, A. and B. Nelson (2009). "Trade Flows, Multilateral Resistance and Firm Heterogeneity." *Department of Economics Discussion Paper Series*. No. 440. Oxford: Univ. of Oxford.

Eaton, J. and A. Tamura (1995). "Bilateralism and Regionalism in Japanese and US Trade and Direct Foreign Investment Patterns." *NBER Working Paper*. No. 4758. Cambridge, MA: NBER.

Falk, M. and M. Hake (2008). "A Panel Data Analysis on FDI and Exports." *FIW Research Report Series*. No. I-012. Vienna, Austria: Federal Ministry of Science, Research and Economy.

Harding, T. and B. Javorcik (2012). "Investment Promotion and FDI Inflows: Quality Matters." *Economic Series Working Papers*. No. 612. Oxford: University of Oxford, Department of Economics.

Head, K. and T. Mayer (2013). "Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook." *CEPII Working Paper*. No. 2013-27. Paris, France: CEPII.

Lee, H. S. and J. H. LEE (2008). *An Empirical Assessment of a Tradeoff Between FDI and Exports*. KIEP.

Sharma, K. (2000). "Export Growth in India: Has FDI Played a Role." *Economic Growth Center Discussion Paper*. No. 816. New Haven, CT: Yale University.

www.kci.go.kr

주간무역. http://weeklytrade.co.kr/news/view.html?no=15465&section=1&category=3. (2016년 5월 1일 검색)

한국경영정책연구원. http://www.kmpi.or.kr/bbs/zboard.php?id=qna&page=2&sn1=on&divpage=1&sn=on&ss=off&sc=off&keyword=%B9%E8%BF%EC%B8%AE&select_arrange=headnum&desc=asc&no=118&PHPSESSID=039d236b639880bd11cd773c83d2f36e. (2017년 3월 16일 검색)

한국무역협회 한국무역통계. http://stat.kita.net/stat/world/major/KoreaStats02.screen. (2016년 5월 1일 검색)

한국수출입은행. www.koreaexim.go.kr. (2016년 5월 1일 검색)

한국은행 국가통계포털. http://kostat.go.kr/portal/korea/index.action. (2016년 5월 1일 검색)

FTA 강국, KOREA. http://www.fta.go.kr/main/situation/kfta/ov. (2017년 3월 16일 검색)

FTA 종합무역지원센터. http://okfta.kita.net. (2016년 5월 1일 검색)

IMF. “World Economic Outlook.” http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2016/0/weodata/index.aspx. (2016년 5월 1일 검색)

timeanddata.com. http://www.timeanddate.com. (2016년 5월 1일 검색)

| **논문투고일** : 2017년 01월 25일 |
| **논문심사일** : 2017년 03월 04일 |
| **게재확정일** : 2017년 03월 21일 |

www.kci.go.kr

ABSTRACT
Journal of Asia-Pacific Studies Vol. 24 No. 1 (2017)

The Impact of Foreign Direct Investment on Trade in Korea

Lee, Jaimin
(School of Economics and Trade, Kyungpook National University)
Kim, Dongwook
(Korea International Trade Association)
Lee, Chung-Ki
(Dept. of Economics, Korea National Open University)

The purpose of this study is to investigate the impact of foreign direct investment on trade and exports in Korea using gravity equation. Since the 2000s, Korea has concluded free trade agreements in the strategic investment area selection based on the global value chain structure, and foreign direct investment for building overseas production bases has been made, and exports have been expanding. This study attempts to analyze whether foreign direct investment has a negative or positive effect on the amount of trade and export. Recently, foreign direct investment(FDI) and free trade agreements(FTA) have been combined to create a synergistic effect, and various econometric methodologies were used to reflect recent trends in this study. In particular, we analyze the effect of foreign direct investment on the amount of trade and exports considering FTAs and use methods to consider the endogeneity of variables and panel data characteristics. According the results of the analysis, foreign direct investment has an effect of increasing the amount of trade and exports. As a results, it is found out that the increase of the trade

www.kci.go.kr

value and the export amount of Korea is caused by foreign direct investment.

▪ Key words: Foreign Direct Investment, Free Trade Agreements, Trade, Gravity Equation, Panel Data Analysis

www.kci.go.kr