

한국의 대외 무역자유도 분석*

김재경** · 정혜선*** · 김한호****

논문초록

본 연구는 신무역이론(New Trade Theory) 및 신경경제지리학(New Economic Geography) 등에서 이론적 모수(parameter)로서 활용되고 있는 '무역자유도(trade freeness)'를 한국경제의 교역 자료를 통해 경험적으로 추정하고, 여기서 통관과 무관한 외생적 요인을 제거하여, 순수한 의미로서의 무역자유도를 나타내는 국경통관 자유도(border effect)를 추정하는 2단계 분석을 시도하였다. 그리고 이를 기반으로 1990년부터 2008년까지 한국경제의 대외 무역자유도의 궤적을 파악하고자 하였다. 분석결과, 우선 지리적으로 인접한 아시아 국가들과의 무역자유도가 높은 것으로 나타났다. 한편 임의혼합모형(Random Mixed Model)을 이용해 무역자유도로부터 외생적 요인을 제거한 국경통관 자유도를 추정하는 과정에서는 지리적 인접성과 함께 해당국과의 긴밀한 인적 관계망이 교역비용이 낮출 가능성이 있다는 사실을 확인하였다. 이렇게 도출한 통관 상의 순수한 무역자유도를 나타내는 국경통관 자유도를 통해 한국경제는 연평균 2.3%의 정도 대외시장과의 통합을 지속적으로 이루어 왔으며, 통합의 방향은 주로 신흥수출시장 중심으로 이루어져 왔음을 확인할 수 있었다.

핵심 주제어: 무역자유도, 국경통관 자유도, 임의혼합모형(Random Mixed Model)

경제학문헌목록 주제분류: F1

투고 일자: 2012. 8. 10. 심사 및 수정 일자: 2013. 3. 25. 게재 확정 일자: 2013. 6. 3.

* 본 논문은 2011년 한국국제경제학회 동계학술대회 우수논문상(대학원생 분과)을 수상한 논문을 수정·보완한 것임을 밝혀둡니다. 유익한 조언을 해주신 익명의 심사자들에게 감사드립니다.

** 제1저자, 서울대학교 농경제사회학부 박사과정, e-mail: fisherkjk@paran.com

*** 제2저자, 서울대학교 농경제사회학부 석사과정, e-mail: yojin87@snu.ac.kr

**** 제3저자, 서울대학교 농경제사회학부 교수 및 북한·해외농업연구소 소장, e-mail: hanho@snu.ac.kr

I. 서론

“일정한 영토와 거기에 사는 사람(국민)들로 구성되고, 주권에 의한 하나의 통치 조직을 가진 사회집단”으로 정의되는 정치적 의미에서의 ‘국가’라는 개념(국립국어원 표준국어대사전)이 경제적 또는 경제학적 관점에서 ‘국민경제’의 범위를 규정하는 원론적인 준거¹⁾라는 사실은 오랜 세월동안 상식에 속한 것이었다. 그러나 1994년 마스트리히트 조약²⁾에 따라 ‘유럽연합(European Union: EU)’이 출범하면서, 하나 이상의 ‘국민경제’들이 경제적 차원에서 통합되는 것을 넘어, 정치적 차원에서의 ‘국가’의 범위를 재규정하게 됨에 따라 이러한 오랜 상식 자체가 깨지게 되었다. 다시 말해 적어도 범위와 관련하여서는 정치적 의미에서의 ‘국가’의 범위(영토)와 국민경제의 범위(경제영토³⁾)가 분리되고 전자에 비해 상대적으로 제약이 크지 않은 후자의 범위가 확대되어 전자를 압도하게 되는 한편, 심지어 국민경제로 인해 국가의 범위 규정 자체가 변화하게 되는 형국에 이르게 된 것이다.

이러한 형국이 단지 EU라는 특수한 사례에 국한된 것만은 아니다. 1995년 출범한 세계무역기구(World Trade Organization: WTO) 체제 하에서 도하 개발 아젠다(DDA) 협상(2001년) 같은 다자간 협상을 통해 ‘국민국가’를 기본단위로 모든 국가들이 대등한 조건에서 자유로운 교역을 할 수 있는 이상적인 플랫폼(platform)을 만들기 위한 노력에도 불구하고, 지역 무역협정을 통해 특정 국민경제들만이 배타적으로 통합·블록화하여 급변하는 무역환경 변화에 대응해 나가려는 경향이 짙어지고 있기 때문이다.⁴⁾ 결국 정도의 차이는 있지만, 국민경제 통합에 따른 국가와 국

- 1) ‘국민경제’의 사전적 정의는 동일한 화폐·금융제도, 경제제도, 사회제도를 채택하고 있는 하나의 국가를 단위로 하여 종합적으로 파악한 경제활동이다(국립국어원 표준국어대사전).
- 2) 그 동안의 유럽공동체(EC)가 시장통합을 넘어 정치·경제적 통합체로 진전하기 위한 기반 제공을 목적으로 1991년 12월 10일 네덜란드 마스트리히트에서 EC정상 간 합의된 조약이다. 이 조약에는 유럽중앙은행 창설 및 단일 통화사용, 노동조건 통일 등 경제적 통합을 넘어 정치적 통합을 위한 기본적인 전제들에 대한 구성국들의 합의가 포함되어 있다.
- 3) 비록 학술적으로 공인된 것은 아니지만, 본 연구에서는 정치적 의미에서의 국가의 범위인 ‘영토(領土)’에 상응하는 개념으로서 국민경제의 범위를 나타내기 위해 ‘경제영토(經濟領土)’라는 용어를 조어(措語)하였다.
- 4) WTO 출범 이후 9년 동안 보고된 지역 무역협정은 176건에 이른다. 지역 무역협정의 주류를 이루는 자유무역협정은 특정국가간의 배타적 호혜조치가 실익을 제고하고 국가별 관심사항을 반영하기에 유리하다는 점에서 WTO 다자협상보다 선호되고 있다.

민경제의 분리현상은 이미 만연해 있으며, 무역의존도가 절대적으로 높은⁵⁾ 한국경제도 여기에서 예외가 될 수 없었다.

한국경제 역시 이러한 추세에 발맞추어 1998년 칠레와의 자유무역협정(Free Trade Agreement: FTA) 추진 정상합의 이래, 2003년 한·칠레 FTA 타결(2004년 발효)을 필두로 2006년 싱가포르 및 유럽자유무역연합(EFTA), 2007년 아세안(ASEAN), 2010년 인도, 2011년 유럽연합(EU) 및 페루, 2012년 미국과 FTA를 체결·발효하였다. 비록 EU의 수준은 아니지만, 한국경제도 다양한 국가들과의 FTA를 통해 경제영토 확장을 위한 노력을 경주하고 있다.

이러한 경제영토 확장 과정에서 그 영토의 범위를 보다 구체적이면서도 깔끔하게 규정하는 작업은 학술적·정책적 차원에서 반드시 한번은 짚고 넘어가야 할 필수불가결한 것이다. 그러나 구체적인 실체를 지니며 지구 표면에 설정된 ‘영토’와는 달리 추상적이면서도 관념적인 범위인 경제영토는 속성상 구체화시키기 어려운 측면을 내포하고 있으므로 관련 학술적·정책적 접근과정에서 다분히 피상적으로 이해·활용될 수밖에 없는 것이 현실이다. 이러한 현실적 문제를 감안하여 그 동안 ‘신무역이론(New Trade Theory)’ 및 ‘신경제지리학(New Economic Geography)’ 학자들은 모호한 경제영토를 ‘무역자유도(trade freeness)’라는 개념과 이를 표현한 모수(parameter)를 도입하여 경제영토를 규정하려고 하였다. 그리고 Head and Reis(2001), Head and Mayer(2003) 등은 신무역이론 및 신경제지리학의 기본 이론모형에서 출발하여 무역자유도 모수를 경험적으로 산출할 수 있는 단초를 제공함으로써 보다 종합적으로 무역통합의 정도를 무역자유도라는 척도로 측정할 수 있는 길을 열어놓았다. 또한 Cheptea(2005)는 이들 연구에서 제안된 경험적 무역자유도에서 물리적 거리나 언어·제도적 차이로 유발되는 외생적인 효과를 제거한 순수한 의미에서의 자유도로서 ‘국경통관 자유도(border effect)’를 추정하여 이에 엄밀성을 더한 바 있다.

본 연구는 이러한 ‘국경통관 자유도’를 한국의 경제영토를 규정하는 기준으로 보고, 이를 경험적으로 추정하는 작업을 수행하였다. 이를 위해 Head and Mayer(2003)가 제시한 경험적인 무역자유도 산출방식을 활용하여 1990년부터 2008년까지 한국과 세계 80개국 간의 무역자유도를 경험적으로 산출하는 한편, 외생적 잡음

5) 한국경제의 무역의존도는 2009년 82.4%를 기록하였다.

이 제거된 해당 국가와의 국경통관 자유도를 추정하였다. 그리고 이렇게 추정된 국경통관 자유도를 바탕으로 지난 약 20년간 한국의 개방화 및 무역통합의 방향과 동태적 변화양상을 가늠해보고자 하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 무역자유도의 정확한 개념과 산출방식을 살펴보고자 한다. 아울러 무역자유도로부터 거리 및 외생적 요인을 제거한 국경통관 자유도를 추정하는 방법을 소개하고자 한다. 그리고 구축된 자료를 이용한 추정결과를 토대로 무역상대 국별·무역상대 경제권별 그리고 한국무역 전체의 ‘국경통관 자유도’를 도출, 그 동안의 한국의 개방화 및 무역통합의 방향과 동태적 변화양상을 분석하고자 한다.

II. 무역자유도의 개념과 추정방법

1. 무역자유도의 개념

Krugman(1980) 이후 등장한 ‘신무역이론(New Trade Theory)’ 및 Krugman(1991) 이래 보다 직접적으로 무역통합 문제를 다루기 위해 마련된 ‘신경제지리학(New Economic Geography)’의 학자들은 모호한 경제영토의 범위를 ‘무역자유도(trade freeness)’라는 개념과 이를 표현한 모수를 통해 규정하고자 하였다. 이들의 관점에서 시장이 통합되어 있다는 것은 각국의 경제주체들을 통해 이루어지는 교역이 아무런 제약 없이 자유롭게 이루어지는 것이기 때문에, 적어도 단일 국가 내 국민경제는 내적으로 완벽히 통합된 시장으로 간주하고, 국가 내에서의 교역의 자유로운 정도를 기준 삼아 타국과의 교역의 상대적 자유로움의 크기로 ‘무역통합의 정도’를 표현하게 된 것이다. 이들 연구들에서 보편적으로 활용되는 무역자유도 모수(ϕ)는 다음과 같이 정의된다.

$$\phi_{ij} = \tau_{ij}^{1-\sigma} \quad (1)$$

여기서 두 국가(국민경제) i 와 j 사이의 시장 통합정도를 나타내는 무역자유도 ϕ_{ij} 는 i 와 j 사이의 교역과정에서 발생할 수 있는 모든 거래비용 곧 교역비용 τ_{ij} ⁶⁾와 양국 간에 생산·소비되는 모든 차별화된 제품종류(differentiated varieties) 간의 대

체탄력성 σ 로 구성되어 있다. 이 모수는 양국 시장이 완전히 통합되었을 경우 $\phi_{ij} = 1$, 완전히 단절되어 있을 경우 $\phi_{ij} = 0$ 이며, 보통 $\phi_{ij} \in (0, 1)$ 의 값을 갖게 되어 단속(斷續)적인 범위의 영도와는 달리 연속적으로 국민경제의 범위를 나타낼 수 있다. 이 같은 설정을 통해 수송비용 등 간접적으로 발생하는 거래비용과 관세와 같이 직접적으로 발생하는 통관비용을 동일선상에서 하나의 값(τ_{ij})으로 취급하여 무역자유도에 반영할 수 있게 된다. 따라서 관세율, 쿼터, 원조 실효율, 수입품의 가격, 수입허가, 무역의존도, 수출비중, 수입비중 등 단편적으로 무역 개방 정도를 나타내는 척도나 지표들에 비해 보다 포괄적이면서도 종합적으로 무역자유도를 하나의 값으로 표현할 수 있다(Baldwin *et al.*, 2003). 사실 앞서 언급한 무역 개방 정도를 나타내는 척도나 지표들은 무역에 영향을 미치는 다른 요인의 변화를 제대로 반영하지 못하는 단점을 지니고 있다(Dollar *et al.*, 2001; 남상열, 2001; 김우영 외, 2005).⁷⁾ 반면 무역자유도는 사실상 교역이 이루어진 후 사후적으로 가격(구매자가 가격)에 포함된 모든 거래비용을 반영하여 산정되기 때문에, 다른 지표나 척도들이 고려하지 못하는 외생적인 영향도 포함한다. 이러한 무역자유도 모수의 장점은 이론적인 관점에서 뿐만 아니라 실증적인 차원에서도 매우 유용하다고 할 수 있다. 그러나 이 모수 자체가 이론적 접근과정에서 도입된 것이므로 확고한 실증적·정책적 유용성을 가미하기 위해서는 이를 경험적으로 추정하는 작업이 선행될 필요가

6) 교역비용(trade cost)은 한 국가에서 다른 국가까지 상품이 운송되는 과정에서 발생하는 모든 비용을 포괄하는 것으로서 거리에 의해 영향을 받는 물리적 차원의 수송비용부터 관세 및 비관세장벽에 의해 발생하는 비용 등 모든 거래비용을 종합하여, 관세 상당 비용(tariff-equivalent cost)의 형태로 나타낸 것이다. 이러한 교역비용의 개념은 Samuelson (1952)에 의해 처음 제안되었으며 이후 신무역이론 및 신경제지리학 분야에서 보편적으로 활용되게 되었다(McCann, 2005).

7) 예를 들어 관세는 낮아졌으나 반대로 비관세장벽이 강화된 경우에는 관세율이 적절한 지표로서 사용될 수 없다. 즉, 무역정책에 있어 관세장벽과 비관세장벽이 서로 대체되어 가며 사용된다면 관세율로만 무역 자유도를 평가할 수 없게 된다. 또한 비관세장벽 적용 비율(NTB Coverage Ratio)도 다양한 비관세장벽들이 갖는 각각의 강도를 적절하게 반영하지 못한다는 단점이 있다(Rodriguez and Rodrik, 2000). 따라서 무역자유도가 사회 특정 부문에 미치는 영향을 추정하는 대부분의 실증연구에서는 각기 다른 지표를 사용하고 있다. 김우영 외. (2005), 남상열 (2001)에서는 단순평균관세율을 사용하고 있으며 Dollar *et al.* (2001)에서는 무역량의 변화율을 무역개방 지표로서 사용하였다. 이러한 지표들은 동일한 지리적 여건 하에서 나타나는 무역 정책의 변화만을 설명하기 위해 도입되었다는 공통점을 갖지만, 앞서 밝힌 바와 같이 한 경제의 무역 자유화 정도를 제대로 반영하기는 어려운 것이 현실이다.

있다.

2. 무역자유도 추정

개념적 우월성에도 불구하고 이론적 차원에 머물러 있던 무역자유도를 경험적으로 추정하는 작업의 단초는 Head and Reis (2001)에 의해 제공되었다. 이후 Head and Mayer (2003)에 의해 신무역이론 및 신경제지리학과 이론적으로 일관성을 유지하는 무역자유도의 추정법이 제안되었다. Head and Mayer (2003)의 무역자유도 추정법은 다음과 같다.⁸⁾

우선 이 추정법은 다음과 같은 Dixit and Stiglitz (1977)의 독점적 경쟁시장 모형에 기반한 Krugman 유(類)의 신무역이론 기본모형의 기본전제에서 출발한다. 경제 내에서 거래되는 제품의 가짓수를 n 으로 표시하고, 수입국 i 의 대표적인 소비자의 선호가 동조적(homothetic)인 경우 이 소비자의 효용함수는 다음과 같다.⁹⁾

$$u_i = \left[\sum_j n_j x_{ij}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

여기서 n_j 는 수출국 j 의 상품 다양성(가짓수)을 나타내며 x_{ij} 는 i 국 소비자에 의해 소비된 j 국 상품의 양을, σ 는 차별화된 제품사이의 대체 탄력성을 나타낸다. 한편 i 국의 소비자가 j 국으로부터 수입된 제품에 지불하는 가격 p_{ij} 는 j 국에서의 공장도 가격 p_j 에 교역비용 τ_{ij} 가 반영된 것으로 다음과 같이 나타낼 수 있게 된다.

8) Head and Mayer (2003)는 이 방법을 토대로 1999년 미국-캐나다와 독일-프랑스 사이의 면직물 산업과 자동차 산업에 대한 무역자유도를 추정하였다.

9) 일반적인 상품차별화 모형에서는 이중의 효용함수를 가정한다. 상위의 효용함수(upper-tier utility function)는 대개 콥-더글라스 형태의 효용함수를 사용하는데 이를 통해 소비자의 지출액과 총 소득을 선형관계로 나타낼 수 있다. 그러나 무역자유도의 개념은 하위 효용함수(lower-tier utility function)에 대한 최적화 문제의 해로부터 도출되며 상위 효용함수를 구체적으로 가정하지 않아도 무역자유도를 정의하는 것에는 무리가 없다. 따라서 본 연구에서는 CES형태의 하위 효용함수만을 가정한다.

$$p_{ij} = \tau_{ij} p_j \quad (3)$$

또한 i 국 소비자의 총 지출액 중 제조업 제품에 대한 지출액을 E_i 로 나타내게 되면, 해당국 소비자가 처한 예산제약조건은 다음과 같아지게 된다.

$$\sum_j n_j x_{ij} p_{ij} = E_i \quad (4)$$

이러한 예산제약조건 하에서 소비자가 효용극대화를 하게 되면, 그 해(解)로부터 i 국의 소비자들이 j 국으로부터 수입된 제품에 총액은 다음과 같아지게 된다.

$$m_{ij} = n_j p_{ij} q_{ij} = n_j p_j^{1-\sigma} \tau_{ij}^{1-\sigma} E_i P_i^{\sigma-1} \quad (5)$$

식 (5)에 식 (1)에서 정의한 무역자유도 ϕ_{ij} 를 대입할 경우, 수입액을

$$m_{ij} = n_j p_j^{1-\sigma} \phi_{ij} E_i P_i^{\sigma-1} \quad (6)$$

로 표현 가능하며, 이를 정리하면, 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\frac{m_{ij} m_{ji}}{m_{ii} m_{jj}} = \frac{\phi_{ij} \phi_{ji}}{\phi_{ii} \phi_{jj}} \quad (7)$$

여기서 m_{ij} (m_{ji})은 i 국의 소비자들이 j 국으로부터 (j 국의 소비자들이 i 국으로부터) 수입된 제품에 지불한 총액, m_{ii} (m_{jj})은 i 국 (j 국) 내에서 자체생산 및 소비되는 제품의 지불총액을 의미한다. 이때 역내교역은 완전히 자유롭게 이루어지고 ($\therefore \phi_{ii} = \phi_{jj} = 1$), 양국 사이의 무역자유도는 대칭적이라고 가정한다면, 추정된 무역

10) 이때 $P_i = [\sum_k n_k p_k^{1-\sigma} \tau_{ik}^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)}$ 이며 Fujita et al. (1999)은 이를 각 지역별 가격지수 (Price index)로 명명하였다.

자유도는 다음과 같아지게 된다.

$$\hat{\phi}_{ij} = \sqrt{\frac{m_{ij}m_{ji}}{m_{ii}m_{jj}}} \quad (8)$$

3. 국경통관 자유도(border effects) 추출

한편 이와 같은 Head and Mayer (2003)의 무역자유도 추정법은 신무역이론 및 신경제지리학과의 이론적 일관성을 유지하면서 양국 간 수입액과 양국 역내 교역액 자료만 있으면 간단하게 산정할 수 있다는 장점이 있다. 그러나 이와 같은 방식의 무역자유도 추정은 실현된 구매자 가격에 반영된 교역비용을 통해 사후적으로 계측되기 때문에, 앞서 언급한 바와 같이 수송비용이나 통관정책과 직접적으로 관련된 비용 외에도 지리적·언어적·문화적 차이 등 외생적인 요인으로 말미암아 발생하는 비용까지 모두 무역자유도에 포함된다. 따라서 경제영토의 범위 파악을 위한 무역통합 측도로서 직접적으로 활용하는 데는 약간의 어려움이 존재할 수 있다. 이러한 어려움을 극복하고자 Head and Reis (2001)는 경험적으로 측정된 무역자유도에서 물리적 거리나 언어·제도적 차이 등 외생적인 잡음을 제거하고 순수한 의미에서의 국경통관에서의 자유도, 다시 말해 관세 및 모든 종류의 비관세 장벽 등을 포괄한 ‘국경통관 자유도(border effect)’의 개념을 제안하였다. 이후 Cheptea (2005)를 통해, 추정된 무역자유도에서 이러한 외생적 잡음을 제거하여 국경통관 자유도만을 분리하는 시도가 이루어진 바 있다. 본 연구는 같은 맥락에서 앞서 제시된 방법을 통해 추정한 무역자유도에서 국경통관 자유도를 추출하는 작업을 다음과 같은 방식으로 시행하였다.

우선 두 국가(국민경제) i 와 j 사이의 t 시점에서의 무역자유도 추정치 $\hat{\phi}_{ijt}$ 를 다음과 같이 물리적 거리에 따라 발생하게 되는 비용부분(d_{ij}^p : 수송비용 포함)¹¹⁾과 통관절차에서 발생하는 국경통관 자유도($\exp(b_{ij})$), 그리고 관측 가능한 외생적 요인의 효과를 설명하는 부분($\exp(X_{ijt}\beta)$)과 관측 불가능한 외생적 요인 및 측정오

11) 물리적 거리와 무역자유도간의 함수적 관계는 이를 이론적 및 경험적 측면에서 다각적으로 평가한 McCann (2005)을 참조하여 설정하였다.

차 등이 포함된 오차항($e^{\epsilon_{ijt}}$)으로 구분한다.

$$\widehat{\phi}_{ijt} = d_{ij}^{\rho} e^{X_{ijt}\beta} e^{b_{ij}} e^{\epsilon_{ijt}} \quad (9)$$

여기서 ρ 은 물리적 거리에 대한 무역자유도의 탄성치를, X_{ijt} 는 외생적 요인 변수들의 벡터를 그리고 β 는 해당 변수가 무역자유도에 미치는 영향정도를 나타내는 벡터를 의미한다. 여기서 양변에 로그를 취해주면 식 (9)의 각 변수간의 관계가 다음과 같은 선형관계로 전환 된다.¹²⁾

$$\ln \widehat{\phi}_{ijt} = \rho \ln d_{ij} + X_{ijt}\beta + b_{ij} + \epsilon_{ijt} \quad (10)$$

한편 식 (10)을 활용한 추정에서 주의해야 할 점은 국경통관 자유도를 나타내는 b_{ij} 가 적어도 연구자들에게는 관측이 불가능한 변수라는 점이다. 이로 인해 만일 일반적인 최소자승법(OLS) 등을 활용하여 식 (9)를 추정, b_{ij} 를 잔차의 일부로서 처리할 경우 오차항 ϵ_{ijt} 과 구별되지 않는 문제가 발생한다. 이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 우선 적어도 연구대상 기간 동안에는 b_{ij} 가 안정적이라는 가정 하에 이를 국가 i 와 j 사이의 교역에 특정한 효과로 간주하고 패널자료 분석기법 중 임의효과모형(random effect)¹³⁾을 활용하여 추정하는 방안을 고려해 보았다.¹⁴⁾ 그러나 이 경우 추정된 \widehat{b}_{ij} 가 연구대상 기간 동안 국가 i 와 j 간 교역에 대해 단 하나의 값으로 추정¹⁵⁾되기 때문에 해당 기간 동안의 동태적 양상을 파악하는 데는 제약이

12) 식 (10)에서 종속변수인 무역자유도는 0~1의 값을 가져야 하는 수이지만, 추정을 통한 예측치가 반드시 이 범위에 있다고는 단언할 수 없다. 이로 인해 비율 등 범위가 지정된 수의 종속변수는 로짓(logit) 변환 후 추정하고, 이를 원래 형태로 재해석하게 되는데, 본 연구도 이러한 계량경제학적 상례(常例)를 따랐다.

13) 식 (10)에는 국가 간 거리나 언어적·종교적·문화적 차이 등 연구대상 기간 동안 변하지 않는 변수들이 존재하기 때문에 패널자료 분석기법 중 고정효과(fixed effect)모형 사용이 불가능하다. 물론 거리 등 외생적 요인들이 관측 불가능한 내생적인 국경통관 자유도와 특별한 상관관계가 존재한다는 이론적인 근거가 없기 때문에 고정효과 모형을 활용하지 않는 것에 큰 문제는 없을 것으로 사료된다.

14) 이때 b_{ij} 는 확률변수(곧 $b_{ij} \sim N(\bar{b}, \sigma_b)$)가 된다.

있게 된다. 한편 국경통관 자유도 b_{ij} 의 동태적 양상에 초점을 두고 파악하기 위해서는 다음과 같은 식을 구성하는 것이 유용할 수 있다.

$$\ln \widehat{\phi}_{ijt} = \rho \ln d_{ij} + X_{ijt} \beta + b^1 + \sum_{t=2}^m b^t D_t + \epsilon_{ijt} \quad (11)$$

여기서 D_t 는 연구대상 기간 m 년 중 첫 번째 연도를 제외한 나머지 연도를 나타내는 더미변수로서, 변수의 추정계수인 \widehat{b}^t 는 첫 번째 연도의 국경통관 자유도(\widehat{b}^1)와 t 년도의 국경통관 자유도와의 차이를 의미하게 된다. 여기서 주의할 점은 \widehat{b}^1 나 \widehat{b}^t 모두 해당연도의 국가 i 와 j 사이의 교역에 특정적이기보다는 해당연도에 발생한 모든 교역에 대한 평균적인 효과로서, 이를 통해 연구기간 동안 국경통관 자유도의 전반적인 변화양상은 가늠할 수 있지만 국가별로 이질적인 국경통관 자유도의 변화양상을 파악하는데 한계가 있다.

결국 국가별로 이질적인 국경통관 자유도를 추정하되, 이의 동태적 양상까지 확인하기 위해서는 다음과 같은 식의 추정이 요구될 수밖에 없게 된다.

$$\ln \widehat{\phi}_{ijt} = \rho \ln d_{ij} + X_{ijt} \beta + \sum_{j \neq i} b_{ij}^1 D_{ij} + \sum_{j \neq i} \sum_{t=2}^m b_{ij}^t D_{ij} D_t + \epsilon_{ijt} \quad (12)$$

여기서 D_{ij} 는 국가 i 와 j 사이의 교역을 지칭하는 더미변수로서, 연도 더미변수와 교차항으로 모형에 추가될 경우, 연구대상 기간 m 년(19년)과 국가 i (여기서는 한국)을 제외한 무역대상 국가의 숫자(곧 80개)를 곱한 수(곧 1520개)만큼의 변수가 포함될 수밖에 없어 실제 추정에 큰 부담으로 작용하게 된다. 이러한 한계를 극복하기 위해 본 연구에서는 식 (12)을 대신하여 다음과 같이 식을 구성하였다.

$$\ln \widehat{\phi}_{ijt} = \rho \ln d_{ij} + X_{ijt} \beta + b_{ij}^{1*} + \sum_{t=2}^m b_{ij}^{t*} D_t + \epsilon_{ijt} \quad (13)$$

15) 이 경우 연구기간 동안의 평균적인 국경통관 자유도로 해석이 가능하게 된다.

여기서 b_{ij}^{1*} 나 b_{ij}^{t*} 을 식 (10) 에서의 b_{ij} 을 일종의 확률변수로서 처리하는 임의효과모형에서와 같이, 역시 확률변수(곧 $b_{ij}^{1*} \sim N(b^1, \sigma_{b^1})$, $b_{ij}^{t*} \sim N(b^t, \sigma_{b^t})$) 로 처리할 경우, 식 (13) 은 임의효과모형에 그 확장판인 임의계수 모형(Random Coefficient Model) 이 결합된 임의혼합모형(Random Mixed Model) 의 식이 된다(Thompson, 1962; Rabe-Hesketh and Skrondal, 2005). 이때 식 (13) 의 추정계수 $\widehat{b_{ij}^{1*}}$ 나 $\widehat{b_{ij}^{t*}}$ 은 식 (11) 과 같이 연도 더미변수의 계수이지만, 평균효과인 $\widehat{b^1}$ 이나 $\widehat{b^t}$ 과 달리 국가 i 와 j 사이의 교역에 특정한(specific) 효과인 동시에 식 (12) 에서와 같이 추정에 부담을 줄 만큼 많은 더미변수들을 포함하지 않고서도 구할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 본 연구는 해당 모형에 REML(REsidual Maximum Likelihood estimation) 추정법을 적용하여 분석을 시도하였다.^{16) 17)}

Ⅲ. 자료구축

본 연구에서 분석대상이 될 산업은 제조업 전체¹⁸⁾이다. 분석대상 기간은 세계무역기구(WTO) 출범 및 한국의 OECD 가입과 같이 비교적 현재와 가까우면서도 한국 무역사의 중요한 기점이 되는 사건들이 포함될 수 있도록 1990년부터 2008년까지로 한정하였다. 또한 교역대상국은 당해기간 동안 관련 자료취득이 가능한 80개국을 선정하였다. 본 연구의 분석절차는 크게 2단계로 Head and Mayer(2003)의 추정법을 통한 무역자유도 추정작업과 추정된 무역자유도에서 외생적 요인의 효과를 제거하고 순수한 국경통관 자유도를 추출해내는 작업을 거치게 된다. 각 단계별로 활용된 자료들은 다음과 같다.

1. 무역자유도 추정자료

Head and Mayer(2003)의 무역자유도 추정법(식 (8))을 활용하여 무역자유도를

16) REML추정법의 자세한 사항은 Thompson(1962)을 참조하기 바란다.

17) 본 연구에서의 모든 추정은 통계소프트웨어 STATA10.1을 활용하였다.

18) 국제연합 표준산업분류(International Standard Industry Classification: ISIC rev. 2) 300번에 해당하는 품목들을 의미한다.

추정하는데 요구되는 자료는 한국을 포함한 연구대상 국가들의 연도별 역내 교역액과 한국경제와의 교역액이다. 이 가운데 연도별 역내 교역액은 해당국의 당해년도 제조업 총 생산액에서 총 수출을 뺀 금액으로 설정하였다.¹⁹⁾ 여기서 해당국의 총 생산액은 프랑스 국제연구소(Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales: CEPII)와 국제연합 통계청(UN Statistics Division: UNSD)으로부터 관련 자료를 취득·활용하였다.²⁰⁾ 한편 한국경제와의 교역량은 국제연합의 UN COMTRADE database 자료를 활용하였다.²¹⁾ 무역자유도 추정에 활용된 자료의 요약통계량은 다음과 같다.

〈표 1〉 무역자유도 추정자료(1990~2008년)

(단위: 개수, \$1,000)

변수	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
한국 역내 교역액	19	367,134,255	166,073,027	171,713,654	712,892,757
상대국 역내 교역액	1,167	168,994,256	49,878,310	8,013	3,873,720,576
한국 수입액	1,167	1,789,576	6,302,902	0	72,141,256
상대국 수입액	1,167	2,252,525	7,858,938	25	110,959,186

2. 물리적 거리 포함 외생적 요인

무역에 영향을 미치는 외생적 요인으로서 접근성을 설명해 줄 수 있는 변수들과 이들 외에 종교, 언어, 인구, 제도 등 교역비용(또는 거래비용)에 영향을 줄 수 있는 변수들을 설정하였다.

우선 접근성 변수로는 물리적 거리²²⁾와 함께 면적, 인구밀도, 내륙국가, 섬나

19) 모든 교역량은 운임보험료(Cost, Insurance and Freight: CIF) 포함 가격을 기준으로 하였다.

20) 프랑스 국제연구소의 자료는 미 달러(US dollar)로 구축된 반면 국제연합 통계청의 자료는 모두 해당국 통화로 구축되어 있어 이를 국제통화기금(International Monetary Fund: IMF)에서 제공하는 “연평균 공식 환율” 자료를 이용, 미 달러로 환산하였다.

21) 제조업 총생산액은 국제연합 표준산업분류 체계(ISIC)에 따르는데 비해, 국가간 교역량은 표준 국제무역 분류 체계(Standard International Trade Classification: SITC)를 따르는 관계로, 분류체계 변환표를 활용하여 SITC를 ISIC로 전환하였다.

22) 단, 두 경제권의 규모를 반영하기 위해 각 도시의 인구가 전체 인구에서 차지하는 비중을 가

라, 사막유무, 기후조건(열대·한대)²³⁾을 포함하여 접근성으로 인한 운송비용의 차이를 제어해 주었다.

한편 접근성 변수 외의 변수들은 다음과 같이 설정하였다. 우선 재외교민은 영주권자, 일반체류자, 유학생의 수에 시민권자의 수를 더해 산출하였으며 외교통상부(2005)를 사용하여 자료를 구축하였다.²⁴⁾ 또한 종교적 요인의 경우 고등종교에 속하는 이슬람교, 천주교, 개신교, 정교, 불교로 구분하였으며, 해당국 전체인구의 40%이상의 신자를 보유한 경우 해당종교가 국교 등 우월적 지위를 가진 것으로 파악하여 변수에 포함시켰다.

언어적 요인의 경우 불어, 서어, 독일어, 그리스어를 공식 언어로 사용하고 있는 지역과 영어를 포함한 다른 언어를 사용하는 지역과의 차이를 확인할 수 있도록 조치하였다(CIA, 2010). 이와 함께 무역에 영향을 미칠 수 있는 제도적 요인을 반영하기 위하여 정치적으로 비민주적 국가(절대왕정국가, 이슬람공화국 등)이거나 사회주의를 채택하고 있는 국가들을 변수화하였으며, 각 국가의 정치적 수준을 반영하기 위하여 정치적 안정성과 부패 척결 지수²⁵⁾를 반영하였다. 최종적으로 구축된 자료는 <표 2>과 같다.

중치로 두고 거리를 계산하는 Head and Mayer(2003)의 방법을 활용하였다:

$$d_{ij} = \left(\sum_{k \in i} (pop_k / pop_i) \sum_{l \in j} (pop_l / pop_j) d_{kl}^\theta \right)^{1/\theta} \quad (\text{프랑스 국제연구소(CEPII) 자료 참고}).$$

23) 국가 면적, 인구밀도 등은 물리적 차원의 접근성을 나타내는 지표가 될 수 있다. 가령 해당 국가가 내륙국가인 경우 선박을 이용한 수송이 불가능하다는 점에서 제약을 받을 수 있는 반면 바다로 둘러싸인 섬의 경우 물자 수송 시 접근에 용이하다는 장점이 있다. 또한 해당 국가가 사막을 포함하고 있는 경우 최종 목적지까지 도달하는 데에 소요되는 비용이 증가할 가능성이 있으므로 이들을 모형에 반영하였다.

24) 재외교민의 국가별 규모는 1995년과 2005년 두 해의 자료의 평균 값을 활용하였다.

25) 이 두 가지 지수들은 모두 Kaufmann *et al.* (2009)의 연구결과를 토대로 구축하였다. 해당 지수들은 한 국가에 대해 기업 및 가게 대상 설문조사, 비정부기구(NGO) 보고, 정부기관 발표 자료, 기업 보고 자료를 토대로 계산된 -2.5에서 +2.5사이의 값이며 값이 클수록 높은 수준의 정치적 안정성을 의미한다.

〈표 2〉 외생적 요인 (1990~2008년; 무역자유도 결정식 추정자료)

변수	설명	평균	표준편차
거리	수도 간의 거리 (km)	9,350.44	3,862.21
재외교민 수	재외교민 수 (명)	80,119.27	5.82
면적	총면적 (km ²)	93,569,538	2,903,534
인구밀도	인구밀도 (명/km ²)	160.90	267.90
이슬람교	더미변수 (이슬람 40% 이상=1, 아니면=0)	0.16	0.37
정교	더미변수 (정교 40% 이상=1, 아니면=0)	0.06	0.23
천주교	더미변수 (천주교 40% 이상=1, 아니면=0)	0.40	0.49
개신교	더미변수 (개신교 40% 이상=1, 아니면=0)	0.14	0.35
불교	더미변수 (불교 40% 이상=1, 아니면=0)	0.03	0.17
열대지방	더미변수 (위도 15°이하=1, 아니면=0)	0.32	0.47
한대지방	더미변수 (위도 40° 이상=1, 아니면=0)	0.08	0.28
내륙국가	더미변수 (내륙국가=1, 아니면=0)	0.11	0.31
섬나라	더미변수 (섬나라=1, 아니면=0)	0.22	0.41
사막 유무	더미변수 (역내 사막존재=1, 아니면=0)	0.11	0.31
불어	더미변수 (공용어 불어=1, 아니면=0)	0.05	0.22
서어	더미변수 (공용어 서어=1, 아니면=0)	0.18	0.39
독일어	더미변수 (공용어 독어=1, 아니면=0)	0.05	0.21
그리스어	더미변수 (공용어 그리스어=1, 아니면=0)	0.03	0.18
비민주적 국가	더미변수 (비민주적 국가=1, 아니면=0)	0.06	0.24
사회주의 국가	더미변수 (사회주의 국가=1, 아니면=0)	0.04	0.19
정치적 안정성 지수	정부의 존립 및 운영 안정성 척도	0.12	0.88
부패 척결 지수	공권력 남용 방지 척도	0.37	1.04

IV. 추정결과

1. 무역자유도 추정결과

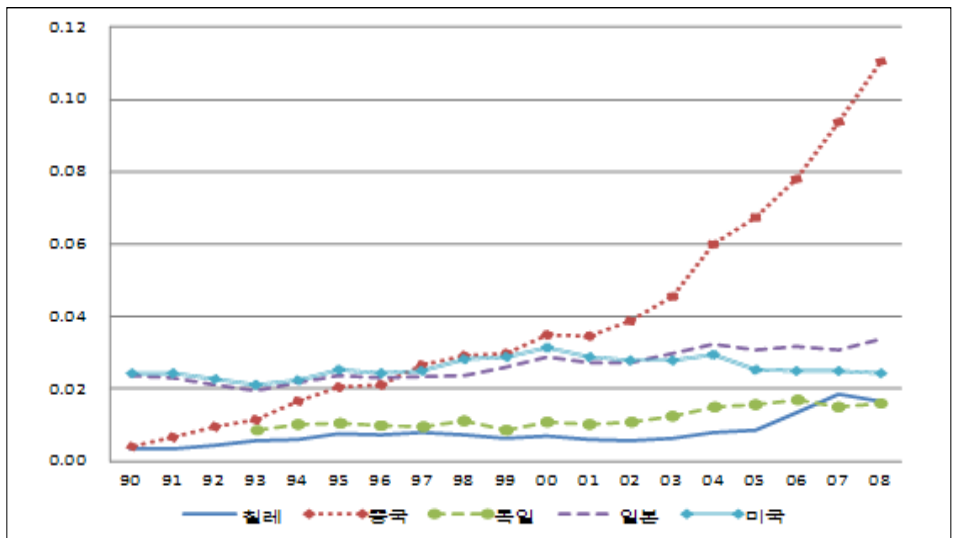
식 (8)을 이용한 무역자유도 추정 결과를 바탕으로, 해당 기간 동안 한국과의 무역자유도가 가장 높은 상위 10개국을 〈표 3〉에 제시하였다. 흥미롭게도 이들 중 7개국이 모두 아시아 국가로서 추정된 무역자유도에 지리적 인접성이 상당한 영향을 미치고 있어, 이러한 외생적인 요인을 제거해야만 진정한 의미에서의 순수한 무역통합 정도를 가늠할 수 있을 것으로 사료되었다.

〈표 3〉 무역자유도 상위 10개국(18년 평균)

순위	국가명	평균	표준편차	최소값	중앙값	최대값
1	중국	0.0389	0.0301	0.0041	0.0298	0.1107
2	말레이시아	0.0346	0.0183	0.0168	0.0301	0.0902
3	필리핀	0.0339	0.0257	0.0095	0.0198	0.1092
4	일본	0.0263	0.0042	0.0196	0.0258	0.0335
5	미국	0.0259	0.0027	0.0213	0.0252	0.0317
6	아일랜드	0.0206	0.0261	0.0013	0.0166	0.1100
7	태국	0.0172	0.0191	0.0055	0.0118	0.0828
8	인도네시아	0.0158	0.0058	0.0109	0.0140	0.0364
9	멕시코	0.0142	0.0050	0.0093	0.0093	0.0231
10	베트남	0.0131	0.0016	0.0107	0.0140	0.0156

또한 주요 교역국인 중국, 미국, 일본, 독일, 그리고 지난 2004년부터 자유무역협정을 발효 중인 칠레와의 무역자유도 추이는 〈그림 1〉을 통해 확인할 수 있다. 이중 특히 중국과의 무역자유도가 상당히 빠른 증가추세에 있는 반면, 가장 큰 수출시장으로 인식되어 온 미국과의 무역자유도는 2000년 이후 하락세에 접어들었음을 확인할 수 있다. 한편 칠레의 경우 자유무역협정이 발효되기 시작한 2004년 이후로 무역자유도가 상승하는 추세로 돌아섰음을 확인할 수 있다.

〈그림 1〉 주요 교역국 및 칠레와의 무역자유도 추이



2. 무역자유도 결정식 추정결과

앞서 언급한 바와 같이 1990년부터 2008년 사이 한국 대외무역에서의 국경통관 자유도를 추출하기 위해 식 (10), 식 (11), 식 (13) 등 무역자유도와 물리적 거리 등 외생적 조건과의 관계를 기술한 함수식을 전장에서 구축된 자료를 바탕으로 추정하였다. 추정결과는 <표 4>와 같다. 우선 <표 4>에서 모형1은 식 (10)의 국가 특정적 국경통관 자유도를 임의효과모형을 활용하여 추정한 결과이다. 반면 모형2~모형4까지는 식 (13)에서와 같이 임의혼합모형을 활용하되, 각각 한국의 80여개 무역 대상국을 상대로 한 평균적인 국경통관 자유도를 추정하기 위한 모형(모형2), 이 국경통관 자유도에서 2004년 FTA발효 이후 국경통관 자유도의 변화정도를 확인하기 위한 모형(모형3), 그리고 EU, NAFTA, MERCOSUR, Comunidad Andina 등 이미 블록화된 주요 경제권과의 평균적인 국경통관 자유도를 추정하기 위한 모형(모형4)으로서, 추정결과로 도출된 평균적인 국경통관 자유도의 동태적인 변화양상은 <그림 2>~<그림 4>에 제시하였다. 이와 함께 본 연구의 주된 목적이라 할 수 있는 국가단위에서의 국경통관 자유도의 동태적 변화양상을 파악하기 위해서 식 (13)을 임의혼합모형으로 추정하여 <표 4>의 모형6에 제시하였으며, 이와의 비교를 위해 식 (11)의 모형을 OLS를 통해 추정하여 모형5로서 제시하였다.²⁶⁾

<표 4> 추정결과

변수명	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
거리 (로그값)	- 0.7210 (0.4100) *	- 0.7476 (0.1772) ***	- 0.7491 (0.1772) ***	- 0.7444 (0.1779) ***	- 0.7425 (0.1771) ***	- 0.6184 (0.3661) *
현지교민 규모 (로그값)	0.2508 (0.0996) **	0.2332 (0.0465) ***	0.2335 (0.0465) ***	0.2347 (0.0466) ***	0.2344 (0.0465) ***	0.3367 (0.0882) ***
이슬람교	0.6817 (0.5049)	0.8305 (0.2315) ***	0.8290 (0.2315) ***	0.8326 (0.2315) ***	0.8256 (0.2314) ***	0.5317 (0.4482)
정교	1.0766 (0.8765)	1.1415 (0.3975) ***	1.1426 (0.3975) ***	1.0144 (0.3976) ***	1.1454 (0.3973) ***	0.8155 (0.7799)

26) 동태적 함의를 지닌 모형2~6에서 모형6의 결과는 이외의 모형들과 추정계수들의 유의성에서 차이를 보이고 있는데, 이는 모형6이 동태적 효과와 함께 무역상대 국가별 이질성을 동시에 고려한데서 기인한 것으로 보인다. 이는 유사하게 정태적인 임의효과모형의 추정결과와의 비교를 통해서도 확인할 수 있는데, 무역상대 개별국가의 효과가 반영될 경우, 상대적으로 해당되는 국가의 빈도수가 적은 (외생) 변수(정교, 섬나라, 비민주국가 등)의 효과가 반감되기 때문인 것으로 사료된다.

변수명	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
개신교	- 0.0822 (0.5629)	0.0901 (0.2585)	0.0929 (0.2585)	0.0875 (0.2593)	0.0765 (0.2584)	- 0.2143 (0.5005)
천주교	0.9011 (0.4182) **	1.0518 (0.1902) ***	1.0527 (0.1702) ***	1.0502 (0.1708) ***	1.0568 (0.1901) ***	0.6887 (0.3718) *
불교	1.5036 (0.8368) *	1.7193 (0.3965) ***	1.7158 (0.3965) ***	1.7117 (0.3968) ***	1.7772 (0.3967) ***	1.1831 (0.7457)
열대지방	- 0.1236 (0.4466)	0.0567 (0.2035)	0.0596 (0.2036)	0.0628 (0.2039)	0.0844 (0.2036)	- 0.0159 (0.3968)
한대지방	0.7970 (0.6375)	0.7941 (0.2923) **	0.7972 (0.2924) ***	0.7915 (0.2926) ***	0.7588 (0.2924) ***	0.7611 (0.5664)
면적 (로그값)	0.4029 (0.1577) **	0.4232 (0.0756) ***	0.4223 (0.0756) ***	0.4225 (0.0756) ***	0.4299 (0.0756) ***	0.1933 (0.1393)
인구밀도 (로그값)	0.4046 (0.1761) **	0.3946 (0.0823) ***	0.3943 (0.0823) ***	0.3932 (0.0824) ***	0.4037 (0.0823) ***	0.2667 (0.1658)
내륙국가	- 0.5757 (0.4804)	- 0.3968 (0.2267)	- 0.3963 (0.2267) *	- 0.3939 (0.2269) *	- 0.4029 (0.2266) *	- 0.7627 (0.4268) *
섬나라	0.4386 (0.4665)	0.4225 (0.2100) **	0.4223 (0.2100) **	0.1488 (0.2102) **	0.4318 (0.2100) **	0.1966 (0.4148)
사막유무	- 0.4677 (0.5307)	- 0.3387 (0.2316)	- 0.3362 (0.2317)	- 0.3395 (0.2317)	- 0.3180 (0.2316)	- 0.4283 (0.4729)
불어	0.0282 (0.6835)	0.0177 (0.3009)	0.0176 (0.3009)	0.0164 (0.3012)	0.0196 (0.3008)	- 0.1740 (0.6071)
서어	0.6005 (0.4977)	0.5393 (0.2129) **	0.5325 (0.2133) **	0.5429 (0.2132) **	0.5520 (0.2128) **	0.3728 (0.4440)
독어	0.0022 (0.7939)	0.0060 (0.3442)	0.0084 (0.3442)	0.0017 (0.3445)	0.0010 (0.3440)	0.0715 (0.7083)
그리스어	- 0.0462 (1.1217)	0.1385 (0.4800)	0.1384 (0.4800)	0.1415 (0.4802)	0.1791 (0.4799)	- 0.0186 (1.0018)
비민주적 국가	0.8660 (0.6965)	0.6638 (0.3320) **	0.6645 (0.3320) **	0.6647 (0.3321) **	0.6953 (0.3321) **	0.7691 (0.6157)
사회주의국가	0.4881 (0.8050)	0.3040 (0.3716)	0.3015 (0.3716)	0.3051 (0.3715)	0.2734 (0.3718)	0.3663 (0.7152)
정치 안정성 지수	0.0296 (0.2872)	0.1184 (0.1678)	0.1184 (0.1378)	0.1131 (0.1382)	0.1261 (0.1379)	0.0052 (0.2553)
부패 척결 지수	0.8679 (0.2649) ***	0.9017 (0.1261) ***	0.7996 (0.1262) ***	0.8060 (0.1264) ***	0.8163 (0.1261) ***	0.7383 (0.2353) ***
상수	- 9.4215 (4.5471) **	- 9.5121 (1.9904) ***	- 9.4880 (1.9909) ***	- 9.5372 (1.9970) ***	- 10.9837 (2.0186) ***	- 7.4274 (4.0567) *
$\sigma_{countries}$	1.0030 (0.1201)					0.9157 (0.1054)
σ_{years}		0.3756 (0.0958)	0.3734 (0.0952)	0.3749 (0.0956)		
$\sigma_{years}^{FTA} (\times D_{FTA})$			1.4154 (0.3611)			
$\sigma_{years}^{EU} (\times D_{EU})$				0.1590 (0.0406)		

변수명	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
$\sigma_{years}^{NAFTA} (\times D_{NAFTA})$				0.3332 (0.0850)		
$\sigma_{years}^{MERCOSUR} (\times D_{MERCOSUR})$				0.2619 (0.0668)		
$\sigma_{years}^{ComunidadAndina} (\times D_{ComunidadAndina})$				0.3221 (0.0822)		
D_{1991}					0.7425 (0.4316) *	
D_{1992}					0.7435 (0.4221) *	
D_{1993}					0.8719 (0.4162) **	
D_{1994}					1.0210 (0.4081) **	
D_{1995}					1.1314 (0.4033) ***	
D_{1996}					1.2002 (0.3950) ***	
D_{1997}					1.2709 (0.3896) ***	
D_{1998}					0.8972 (0.3937) **	
D_{1999}					1.3407 (0.3911) ***	
D_{2000}					1.5838 (0.3872) **	
D_{2001}					1.0256 (0.3839) ***	
D_{2002}					1.4881 (0.3855) ***	
D_{2003}					1.5533 (0.3863) ***	
D_{2004}					1.7059 (0.3866) ***	
D_{2005}					1.6259 (0.3866) ***	
D_{2006}					1.6971 (0.3915) ***	
D_{2007}					1.8210 (0.3925) ***	
D_{2008}					2.0050 (0.3974) ***	
$\sigma_{countries}^{1991} (\times D_{1991})$						0.6967 (0.0802)
$\sigma_{countries}^{1992} (\times D_{1992})$						0.5388 (0.0620)

변수명	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
$\sigma_{countries}^{1993} (\times D_{1993})$						0.6195 (0.0713)
$\sigma_{countries}^{1994} (\times D_{1994})$						0.5394 (0.0621)
$\sigma_{countries}^{1995} (\times D_{1995})$						0.5047 (0.0581)
$\sigma_{countries}^{1996} (\times D_{1996})$						0.4302 (0.0495)
$\sigma_{countries}^{1997} (\times D_{1997})$						0.3670 (0.0423)
$\sigma_{countries}^{1998} (\times D_{1998})$						3.6923 (0.4251)
$\sigma_{countries}^{1999} (\times D_{1999})$						0.3596 (0.0414)
$\sigma_{countries}^{2000} (\times D_{2000})$						0.3943 (0.0454)
$\sigma_{countries}^{2001} (\times D_{2001})$						3.5267 (0.4061)
$\sigma_{countries}^{2002} (\times D_{2002})$						0.3356 (0.0392)
$\sigma_{countries}^{2003} (\times D_{2003})$						0.3406 (0.0441)
$\sigma_{countries}^{2004} (\times D_{2004})$						0.3836 (0.0398)
$\sigma_{countries}^{2005} (\times D_{2005})$						0.3456 (0.0423)
$\sigma_{countries}^{2006} (\times D_{2006})$						0.3674 (0.0509)
$\sigma_{countries}^{2007} (\times D_{2007})$						0.4419 (0.0637)
$\sigma_{countries}^{2008} (\times D_{2008})$						0.5537 (0.0386)
σ_{ϵ}	1.7400 (0.0377)	1.8906 (0.0403)	1.8905 (0.0414)	1.8899 (0.0393)		1.2015 (0.1383)
$\log \text{ restricted likelihood}$	-2314.8843	-2372.1728	-2373.1354	-2374.0862		-2122.736
$adjustedR^2$					0.4438	
$wald\chi^2$	194.46***	910.14***	908.86***	902.66***		214.31***

주: 괄호 안의 값은 표준오차임.

*, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 신뢰수준에 대한 유의성.

추정결과 물리적 거리에 비례하여 증가하는 효과의 경우 모든 모형에서 일관성 있으면서도 통계적으로 유의미하게 음의 효과가 나타났으며, 대략 거리가 1% 증가 시 약 0.62% 정도 무역자유도가 낮아지는 것으로 나타났다(모형6). 물리적 거리

외에 접근성을 설명하는 변수들에 있어서는 면적이 넓을수록, 인구밀도가 높을수록, 바다에 인접해 있을수록(내륙이 아니며 삼면이 바다인 섬일수록), 사막이 없을수록 무역자유도에 긍정적인 영향을 주어, 접근성이 높은 지역일수록 운송비가 낮아져 무역자유도를 높이는 효과가 있음을 확인할 수 있었다.

한편 주요 고등종교가 전체 인구의 40% 이상을 점유하는 지역,²⁷⁾ 곧 이들 종교가 해당 국가의 정치·문화·경제 등 사회저변의 바탕을 이루고 있을 가능성이 높은 지역의 경우, 특정 종교가 우세하지 않은 지역에 비해 대부분 무역자유도에 보다 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 종속변수인 무역자유도가 사실상 일종의 거래비용인 교역비용의 다른 형태라는 점과 관련지어 해석해야 할 것이다. 특정 신앙체계가 고등종교로서 사회적으로 인정받기 위해서는 일정한 도덕체계와 이를 구성원에게 강제할 수 있는 기제(mechanism)를 가지고 있어야 하며, 본 연구에서 고려된 종교들의 경우 모두 이러한 도덕체계와 강제기제를 가진 것으로 인정되고 있다. 그리고 이러한 도덕체계와 강제기제는 해당 고등종교 신자와의 무역 등 거래행위에서 명시적으로든 암묵적으로든 거래비용을 낮추어주는 역할을 할 수 있게 된다(Weber, 1930; Huntington, 1993; Landes, 1998; Lewer *et al.*, 2003; Kang *et al.*, 2006). 따라서 특정 고등종교가 우세한 지역에서는 그렇지 않은 국가들에 비해 이러한 효과가 보다 분명하게 나타날 가능성이 높다고 볼 수 있다. 한편 종교 간에는 제도적·법률적 바탕에서의 거래를 중시하는 개신교²⁸⁾나 이슬람 문화에 비해, 개인적 친분관계에 바탕을 둔 거래를 중시하는 천주교나 정교, 불교문화(Arruñada, 2004)가 오히려 거래비용이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 경향은 정치체계 관련 변수들의 결과와도 일맥상통한다고 할 수 있는데, 거래비용에 절대적으로 영향을 미칠 수 있는 국가 공무원들의 부패정도(국가 공무원의 청렴도를 나타내는 부패척결 지수)의 효과²⁹⁾를 제어해 주었을 경우, 유의성에 있어서 모형별

27) 참고로 한국의 경우 어떤 형태로든 종교를 가진 인구의 비율이 53.1%로 우세하지만, 개별 종교로 보면, 불교 22.8%, 천주교 10.9%, 개신교 18.3%로, 한국문화가 특정 단일 고등종교에 의해 좌지우지되는 사회는 아니라는 것을 알 수 있다. 다시 말해 다양한 종교적 배경이 한국 문화의 저변에 깔려있다고 할 수 있다.

28) 물론 개신교 우세국가의 경우 모형에 따라 통계적으로 유의미하지 않은 음의 효과를 보이기도 하였다. 그러나 본 연구에서 이들 종교변수가 더미변수로 적용되었다는 점에서 개신교가 무역자유도에 부정적인 영향을 미친다고 보기 보다는 특정 종교가 우세하지 않은 국가들(가령 일본 등)과 큰 차이가 없다고 해석하는 것이 적절할 것으로 사료된다.

로 차이는 있지만, 정치체제 자체가 민주적인 국가에 비해 비민주적 국가에서 오히려 거래비용이 더 적게 드는 것으로 나타났다. 즉 행정절차 등에서 제도적·법률적 관계보다는 어떤 형태로든지 권력을 가진 자와의 친분이 중시되는 분위기를 가진 국가³⁰⁾에서는 이들과의 인적 관계망(human network)만 잘 형성되어 있다면, 오히려 거래비용을 낮추는 효과를 누릴 수 있게 된다.

이처럼 무역자유도(또는 거래비용)와 관련해 인적 관계망의 중요성은 해당 국가에 거주하는 우리 교민 규모의 효과를 통해서도 확인이 가능하다. 교민 수와 관련하여서 모든 모형에서 유의미하면서도 양의 효과가 발견되었으며, 대략 교민 수가 1% 증가 시 무역자유도를 0.2%~0.3% 정도 증진시켜주는 것으로 나타났다.³¹⁾ 현지 거주 교민의 경우 해당국 시장에 진출하려는 기업과 현지 사이의 가교역할을 담당할 수 있으며, 해당국 내의 다양한 정보를 기업에 제공할 수 있는 정보 취득원으로서 절대적 가치를 지니고 있다고 할 수 있다. 또한 영어 등 국제공용어가 보편화되지 않은 국가의 경우, 현지어 구사능력을 갖춘 교민은 시장접근에 절대적 역할을 수행하게 된다. 이는 앞서 제시된 종교 및 정치체제의 효과와 같은 맥락에서 재외교민이 해당국내 인적 관계망의 핵심 노드(node)로서의 역할을 수행할 수 있음을 의미한다. 이와 같이 국제무역에서 인적 관계망이 거래비용을 낮추는 데에 중요한 역할을 수행한다면, 무역상대국 내 인적 관계망에 접속할 수 있는 게이트웨이(gateway)로서 역할을 수행할 수 있는 교민규모가 클수록 해당국으로의 접근성이 높아지고, 그만큼 거래비용도 낮아질 수 있게 된다.

한편 언어의 경우 사실상 국제 공용어인 영어가 아닌 공식 언어를 사용하는 국가들과 그렇지 않은 국가들과의 뚜렷한 차이는 관찰되지 않았다.

29) 국가 공무원이 부패하지 않았을수록, 다시 말해 청렴할수록 무역과 관련된 행정비용이나 추가적으로 지불해야할 통관비용이 적게 들기 때문에, 이에 대해 유의미한 양의 효과가 나온 본 연구의 결과는 상식에 부합된다고 할 수 있다.

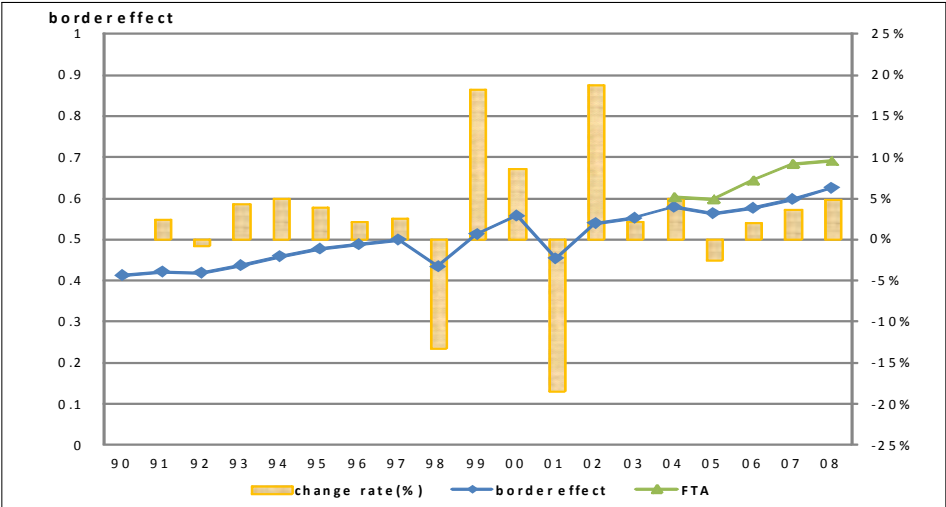
30) 비민주적 국가들에서 이런 분위기가 강하다는 사실은 이미 우리 근현대사의 경험을 통해서도 쉽게 유추할 수 있을 것이다.

31) 익명의 심사자의 지적과 같이 현지교민 규모가 무역자유도에 미치는 효과를 해석함에 있어, 자칫 존재할 수 있는 역 인과관계(reverse causality)의 가능성도 열려있음을 유념할 필요가 있다. 사실 이를 고려한 보다 엄밀한 방법론을 적용하여, 이러한 역 인과관계의 가능성을 배제하는 것이 보다 바람직하다고 할 수 있으나, 본 연구의 주된 초점이 해당변수의 효과를 정확하게 검증하는데 있지 않다는 점에서, 이 부분은 본 연구의 한계로서 남겨두고자 한다.

3. 국경통관 자유도 추정결과 및 무역통합도 분석

〈표 4〉의 결과를 바탕으로 무역상대 국별·무역상대 경제권별 그리고 한국무역 전체의 국경통관 자유도를 추정한 결과, 1990년 이후 한국경제는 1990년 0.41정도 이던 국경통관 자유도가 2008년 0.63으로 상승해 지난 18년 동안 연평균 2.3% 정도의 성장률을 보이며, 안정적이면서도 지속적으로 대외 경제와의 무역통합이 이루어져 왔다(〈그림 2〉³²⁾ 참조). 비록 1997년 말 외환위기와 2001년 IT버블붕괴 등 외생적 충격으로 인한 국내 경기침체의 여파와 회복과정에서 상당한 기복이 있었지만, 2003년 이후 다시 안정세를 되찾은 것으로 보인다. 한편 자유무역협정 발효 이후 자유무역협정 체결국들과의 평균적 통합정도를 살펴보면 한·칠레 FTA의 발효 시점인 2004년 이후 5년간, FTA가 발효된 체결국들과의 평균적인 국경통관 자유도는 0.64로서 이외의 국가 평균인 0.59보다 높았으며, 증가율 면에 있어서도 2.8%의 성장세를 보여 평균성장률인 2%를 상회하는 것으로 나타났다.

〈그림 2〉 한국의 대외 무역통합 정도 추이(평균 국경통관 자유도 추이)

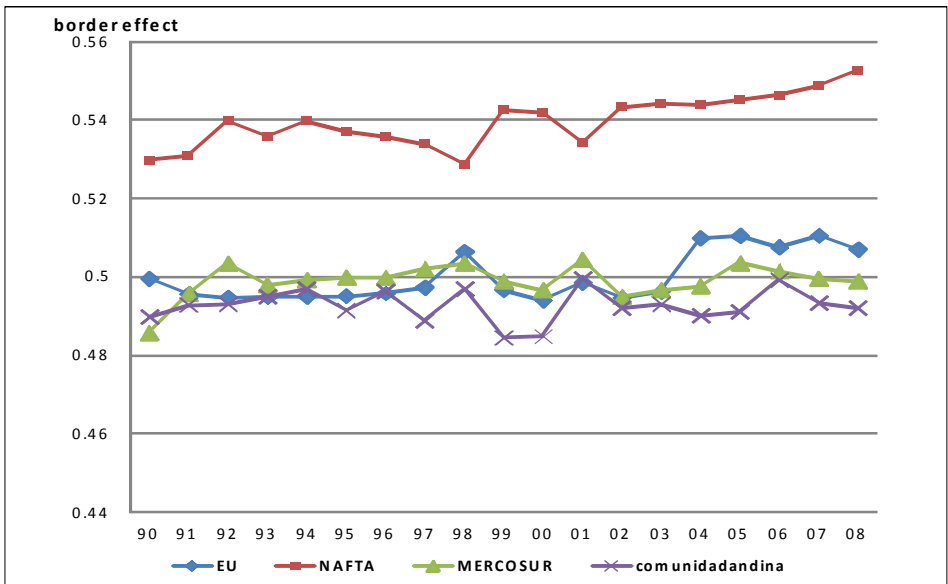


한편 이미 블록화 된 세계 주요 경제권과의 무역통합 정도를 분석한 결과 EU, MERCOSUR, Comunidad Andina와의 국경통관 자유도는 그 동안 안정적으로

32) 〈표 4〉의 모형2으로 추정하였다.

0.49~0.51 사이를 유지한 반면, NAFTA와의 무역통합 정도는 특히 2000년 이후 연평균 0.2% 내외로 지속적으로 증가추세에 있었다(〈그림 3〉³³⁾ 참조). 비록 완만하지만 NAFTA와의 무역통합 정도가 지속적으로 증대되고 있는 것은 NAFTA 회원국 중 멕시코와의 통합정도 상승 때문인 것을 풀이된다. NAFTA의 다른 회원국인 미국과 캐나다의 경우 같은 기간 연평균 -0.3~-0.4% 정도로 무역통합 정도가 하락한 반면 멕시코의 경우 연평균 0.2% 내외로 지속적인 성장세를 유지하고 있어, NAFTA와 한국간의 무역통합을 주도하고 있는 것으로 보인다.

〈그림 3〉 주요 경제권과의 무역통합 정도 추이



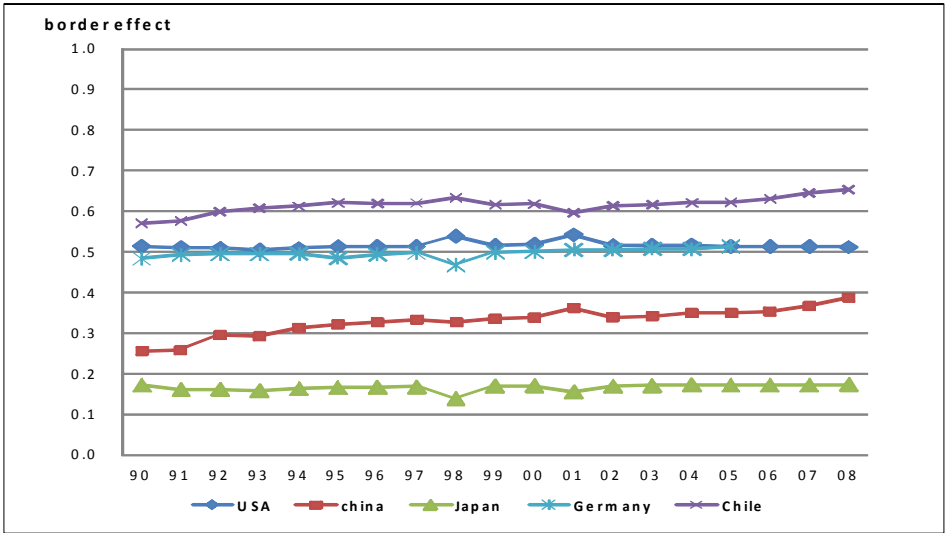
〈표 4〉의 모형6을 통해 산정된 국경통관 자유도를 바탕으로 한국과의 교역량 규모 면에서 중요한 미국, 중국, 일본, 독일과 2003년 한·칠레 FTA를 체결한 칠레와의 무역통합 정도의 추이를 〈그림 4〉로 나타내었다.

전반적으로 미국, 일본, 독일 등 전통적인 교역국과의 통합정도는 지난 18년 동안 큰 변동이 없었던 데 비해 중국의 증가세가 상대적으로 두드러짐을 확인할 수 있다. 이를 통해 비록 중국과는 상대적으로 다른 주요 교역국에 비해 낮은 통합정도

33) 〈표 4〉의 모형4로 추정하였다.

(0.35)를 보여 왔으나 지속적으로 1% 내외의 상승세를 유지하고 있음을 확인할 수 있다. 이 같은 완만한 상승세는 앞서 제시한 <표 1>과 <그림 1>의 물리적 거리 등 접근성이 포함된 무역자유도 추정결과에서 나타난 높은 무역자유도와 높은 증가세와 비교했을 때, 중국과의 교역 이면에는 지리적 접근성 등 외생적인 요인이 크게 작용하고 있는 반면, 통관과 직접적으로 관련된 영역에서는 여전히 상대적으로 높은 무역장벽이 존재함을 암시하는 것으로 해석할 수 있다. 사실 접근성 등 외생적인 효과는 어느 정도 한계가 있을 수밖에 없는 바, 최근 한국경제의 핵심적인 수출 시장이 된 중국경제와의 지속가능한 통합을 위해서는 한·중 FTA 등 정책적인 노력이 필요할 것으로 사료된다. 특히 한·중 FTA의 효과는 이미 FTA를 체결한 칠레의 경우에서 확인할 수 있듯이, 상대적으로 단기간에도 통관과 직접적으로 관련된 영역에서의 무역장벽을 낮출 것으로 기대할 수 있다. 참고로 칠레의 경우 1995년 이후 대략 0.62정도의 수준에서 머물다 한·칠레 FTA 발효 다음해인 2005년 이후 성장세가 두드러져 0.65에 이른 것으로 나타났다.

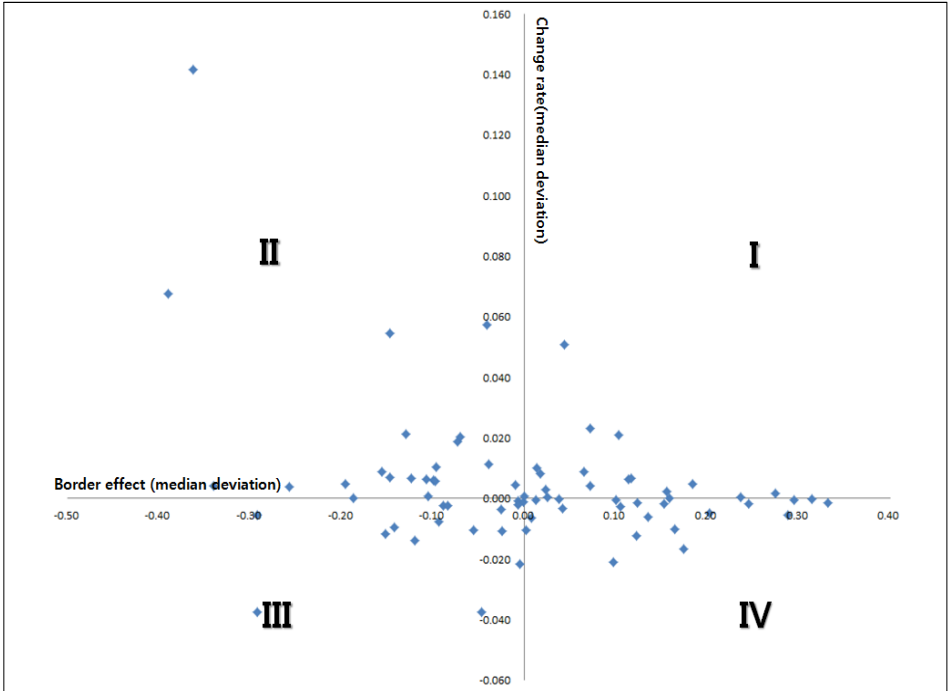
<그림 4> 교역량 Big 4 + 칠레와의 무역통합 정도 추이



한편 연구대상 80여개 국가와 한국경제의 무역통합이 그동안 어떤 방향으로 이루어졌는지를 파악하기 위해 다음과 같은 분석을 시행하였다. 우선 2000년 이후 8년간의 국가별 국경통관 자유도 추정치의 평균과 연평균 증가율을 산정하였다. 그리

고 각각의 중앙값을 산정하고, 이 값을 기준으로 4개의 사분면에 국가들을 배치하였다(〈그림 5〉).

〈그림 5〉 4사분면 상의 국가분포



이와 같이 배치할 경우 제 I 사분면은 국경통관 자유도의 평균도 상대적으로 높은 반면, 그 증가율도 높아 2000년 이후 한국경제로 보다 접근되어 상대적으로 통합이 궤도에 이른 국가군이 되며, 제Ⅲ사분면의 경우 한국경제로부터 이격되어 가는 국가군이 된다. 한편 제Ⅱ사분면 국가들의 경우 상대적으로 낮은 통합정도를 보이지만, 지속적으로 그 통합정도가 높아 잠재적으로 한국경제와 통합이 이루어질 국가군이려면, 제Ⅳ사분면의 경우 오히려 현재의 상대적으로 높은 통합 정도가 낮아지거나 정체되어 있는 국가군으로 볼 수 있다. 이러한 기준으로 국가들을 분류하고, 특히 한국경제에 있어 중요도가 높은 순(수출량 기준)으로 정렬한 결과가 〈표 5〉~〈표 8〉이다.

〈표 5〉 제 I 사분면 주요 국가(2000~2008년)

순 위	국가	국경통관 자유도 평균	국경통관 자유도 변화율 평균
1	멕시코	0.69	0.0191
2	러시아 연방	0.51	0.0032
3	인도	0.58	0.0065
4	네덜란드	0.63	0.0073
5	아랍에미리트 연합	0.67	0.7539
6	칠레	0.62	0.0087
7	이란	0.58	0.0253
8	슬로바키아	0.61	0.0232
9	헝가리	0.75	0.0028
10	핀란드	0.52	0.0123

〈표 6〉 제 II 사분면 주요 국가 (2000~2008년)

순 위	국가	국경통관 자유도 평균	국경통관 자유도 변화율 평균
1	중국	0.35	0.0112
2	일본	0.17	0.0065
3	독일	0.50	0.0069
4	프랑스	0.32	0.0024
5	스페인	0.25	0.0062
6	브라질	0.41	0.0032
7	폴란드	0.44	0.0226
8	스웨덴	0.39	0.0091
9	루마니아	0.47	0.0137
10	포르투갈	0.36	0.0093

〈표 7〉 제 III 사분면 주요 국가(2000~2008년)

순 위	국가	국경통관 자유도 평균	국경통관 자유도 변화율 평균
1	영국	0.37	-0.0071
2	캐나다	0.22	-0.0030
3	호주	0.50	-0.0015
4	뉴질랜드	0.42	-0.0053
5	덴마크	0.50	-0.0002
6	방글라데시	0.51	-0.0193
7	스위스	0.51	-0.0014
8	아르헨티나	0.49	-0.0012
9	이집트	0.42	-0.0001
10	에콰도르	0.36	-0.0093

〈표 8〉 제 IV 사분면 주요 국가(2000~2008년)

순 위	국가	국경통관 자유도 평균	국경통관 자유도 변화율 평균
1	미국	0.52	-0.0039
2	말레이시아	0.84	0.0010
3	태국	0.55	0.0021
4	오스트리아	0.63	0.0009
5	베트남	0.71	-0.0024
6	이탈리아	0.55	-0.0008
7	필리핀	0.69	-0.0141
8	인도네시아	0.67	-0.0079
9	그리스	0.62	-0.0004
10	남아프리카 공화국	0.76	0.0005

2000년대 이후 한국경제의 무역통합은 주로 멕시코, 러시아, 칠레 등 신흥시장과의 통합에 초점이 맞추어져 있었음을 알 수 있다(제 I 사분면). 반면 호주나 캐나다, 뉴질랜드, 아르헨티나, 덴마크 등 세계주요 농산물 수출국들로부터는 멀어진 것(제 III 사분면)으로 나타나 한국경제의 무역통합이 수출시장 지향적 성격을 지니고 있음을 엿볼 수 있다. 미국을 제외한 주요 교역 상대국인 중국, 일본, 독일과 EU의 또 다른 구성원인 프랑스, 스페인, 포르투갈, 폴란드 등의 국가들(제 II 사분면)은 현재의 통합정도는 상대적으로 낮지만 지속적으로 통합정도가 상승하고 있는 국가들로서, 향후 이들 국가들과의 자유무역협정 등의 무역통합을 위한 정책적 노력이 계속된다면 상당한 효과를 거둘 수 있을 것으로 기대된다. 반면 미국과 말레이

시아, 태국, 베트남, 필리핀, 인도네시아 등 동남아시아 국가들(제Ⅳ사분면)의 경우 현재 상대적으로 높은 통합정도를 보이고 있지만, 정세 내지 감소세에 들어선 국가들로서, 상대적으로 최근에 발효된 이들과의 FTA(한·ASEAN FTA(2007년), 한·미 FTA(2012년))의 효과가 가시화되면, 이들 국가들도 제Ⅰ사분면으로 이동할 가능성이 높을 것으로 사료된다.

V. 결 론

대외무역에 절대적으로 의존적인 한국경제는 다양하면서도 중요한 국가들과의 무역통합을 통해 경제영토를 확장해 나아가는 것을 넘어, 그 통합의 중심(hub)으로 나아가려 하고 있다. 이러한 경제영토 확장 과정에서 그 영토의 범위를 보다 구체적이면서도 깔끔하게 규정하는 작업은 학술적·정책적 차원에서 반드시 한번은 짚고 넘어가야 할 필수불가결한 것이다. 본 연구는 이를 위해 신무역이론(New Trade Theory) 및 신경제지리학(New Economic Geography)에서 활용되는 무역자유도(trade freeness)를 도입, 한국의 경제영토를 분석하고자 하였다. 사실 그 동안 무역자유도는 관세율, 쿼터, 원조 실효율, 수입품의 가격 등 개별지표를 대리변수(proxy)로서 활용하여 나타내 왔지만, 종합적으로 무역자유도의 다원적인 측면을 포괄하는데 한계가 있을 수밖에 없었다. 이로 인해 본 연구에서는 Head and Mayer(2003) 등이 개발한 무역자유도 추정법과 여기서 외생적인 효과를 제거한 순수한 의미에서의 국경통관에서의 자유도 곧 국경통관 자유도(border effect)를 추정, 이를 바탕으로 약 20년간 한국의 개방화 및 무역통합의 방향과 동태적 변화양상을 가늠해보고자 하였다.³⁴⁾

우선 국경통관 자유도 추정을 위해 무역자유도에 미치는 외생적 요인을 식별하는 작업이 시행되었는데, 그 결과 물리적 거리나 접근성 등 수송비에 영향을 미치는

34) 익명의 심사자의 지적과 같이 본 연구에서 추정된 국경통관 자유도에는 시간에 변동하는 다양한 요인들의 효과가 포괄적으로 반영되어 있을 수 있게 된다. 다만 본 연구에서는 상대적으로 외생성이 강하면서도 장시간 변화가 없는 지리적·문화적·제도적 차이가 국제교역의 거래비용에 반영된 부분을 제외한 나머지 부분은 국경통관 과정에서 발생하는 다양한 형태의 거래비용과 직간접적으로 연관되어 있다고 보고, 국경통관 자유도로 통칭하여 사용하였다. 이로 인해 본 연구의 국경통관 자유도는 일반적으로 인식되어 온 관세나 비관세 장벽을 포함하되, 이 보다는 보다 넓은 범위를 포괄하는 개념으로 이해하는 것이 바람직할 것으로 사료된다.

요인과 함께, 국제 무역에서의 인적 관계망의 중요성이 확인되었다. 특히 재외교민의 경우 무역상대국 내 인적관계망에 접속할 수 있는 게이트웨이(gateway)로서 역할을 수행할 수 있어, 거래비용을 낮추어 무역자유도에 긍정적인 영향을 미치는 중요한 요소임이 밝혀졌다.

한편 국경통관 자유도 추정결과, 한국경제는 1990년~2008년까지 연평균 2.3%의 지속적인 증가율을 보이며 대외시장과 통합을 이루어 왔음을 확인할 수 있었다. 이러한 한국경제의 무역통합은 주로 멕시코, 러시아, 칠레 등 신흥 수출시장으로의 확장에 초점이 맞추어진 수출시장 지향적 성격을 나타냈던 것으로 풀이된다. 한편 미국을 제외한 주된 교역 상대국인 중국, 일본, EU의 경우 현재의 통합정도는 상대적으로 낮지만 지속적으로 통합정도가 상승하고 있는 국가들로서, 향후 이들 국가들과의 자유무역협정 등의 무역통합을 위한 정책적 노력이 필요함을 확인할 수 있었다. 이중 특히 중국과의 교역의 경우, 현재까지는 지리적 접근성 등 외생적인 요인이 크게 작용하고 있는 반면, 통관 상 여전히 상대적으로 높은 무역장벽이 존재하고 있는 것으로 나타나, 최근 미국을 제치고 한국경제의 핵심적인 수출시장이 된 중국시장과의 지속가능한 통합을 위한 노력이 필요함을 확인할 수 있었다. 한편 한국의 전통적인 최대 교역국인 미국의 경우 최근까지 오히려 통합정도가 낮아지고 있는 추세에 있지만, 2012년에 발효된 한·미 FTA가 본격화 되면, 이러한 추세가 전환될 수 있을 것으로 사료된다.

마지막으로 본 연구에서는 무역자유도에서 거리 등 외생적 요인을 제거한 국경통관 자유도를 추정하였으나 이러한 국경통관 자유도를 관세 및 비관세장벽 효과 등으로 보다 구체적이면서도 세분화할 경우 정책적 함의도출에 보다 유용할 수 있을 것으로 사료된다. 그러나 이러한 시도는 관세자료 구축의 한계로 인해 본 연구를 통해 이루어지지는 않았다. 또한 국가별 세부산업별 생산 자료에 대한 통계미비로 인해 분석의 수준을 제조업 전체로 한정하여 세부 산업별 차이를 반영하지 못했다는 점도 본 연구의 한계로서 함께 인정하고자 한다. 이는 향후 연구과제로 돌리고자 한다.

■ 참고 문헌

1. 김우영 · 박순찬 · 이창수, 『무역자유화가 고용 및 임금 양극화에 미친 영향: 한국 제조업을 중심으로』, 대외경제정책연구원, 2005.
(Translated in English) Kim, Woo-Yung, Soonchan Park, and Chang-Soo Lee, *The Effects of Trade Liberalization on Employment and Wage Inequality in the Korean Manufacturing Sector*, Korea Institute for International Economic Policy, 2005.
2. 김종민 · 강석기, “2010년 수출의 국민경제에 대한 기여,” 『Trade Focus』, 제10권 제38호, 2011.
(Translated in English) Kim, Jong-Min and Seok-gi Kang, “The Contributions of Export activities to Korean economy in 2010,” *Trade Focus*, Vol. 10, No. 38, 2011.
3. 남상열, 『무역개방화와 제조업 부문의 변화』, 대외경제정책연구원, 2001.
(Translated in English) Nam, Sang-yirl, *Openness to Trade and Changes in Korea's Manufacturing Sector*, Korea Institute for International Economic Policy, 2001.
4. 외교통상부, 『재외동포현황 2005』, 외교통상부 재외동포영사, 2005.
(Translated in English) Ministry of Foreign Affairs, *Current Status of Overseas Compatriots in 2005*, 2005.
5. Baldwin, R., R. Forslid, P. Martin, G. Ottaviano and F. Robert-Nicoud, “The Core-Periphery Model: Key Features and Effects,” draft chapter 1 of Public Policies and Economic Geography, Princeton University Press, Princeton, 2003.
6. Benito Arruñada, “The Economies Effects of Religious Moralities,” mimeo, Universitat Pompeu Fabra, Barcelona, Spain, 2004.
7. Cheptea, A., “Border Effects and East-West Integration,” Working Paper SMART LERECO N° 10-15, UMR INRA-Agrocampus Quest SMART-UR INRA LERECO, Rennes, France, 2005.
8. CIA, The World FactBook 2010, CIA, 2010.
9. Dixit, A. and J. Stiglitz, “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity,” *American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, 1997, pp.297-308.
10. Dollar, D. and A. Kraay, “Trade, Growth, and Poverty,” World Bank Working Paper, World Bank Development Research Group, 2001.
11. Fujita, M., P. Krugman and A. Venables, *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, MIT Press, Cambridge, 2001.
12. Head, K. and T. Mayer, “The Empirics of Agglomeration and Trade,” CEPII Working Paper, 2003-15, CEPII, 2003.
13. Head, K. and J. Ries, “Increasing Returns Versus National Product Differentiation as an Explanation for Pattern of US-Canada Trade,” *American Economic Review*, Vol. 91, No. 4, 2001, pp.858-876.
14. Huntington, Samuel P., “The Clash of Civilizations,” *Foreign Affairs*, 77, 1993, pp.22-50.
15. Kang, H. and M. Frantianni, “International Trade, OECD Membership, and Religion,” *Open Economies Review*, Vol. 17, 2006, pp.493-508.

16. Kaufmann, D., A. Kraay and M. Mastruzzi, "Aggregate and Individual Governance Indicators 1996-2008," World Bank Working Paper, Word Bank Development Research Group, 2009.
17. Krugman, P., "Scale Economies, Product Differentiation, and the Patter of Trade," *American Economic Review*, Vol. 70, No. 5, 1980, pp.950-959.
18. ———, "Increasing Returns and Economic Geography," *The Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3, 1991, pp.483-499.
19. Landes, David S., *The Wealth and Poverty of Nations: Why Some Countries are so Rich and Some so Poor*, W.W. Noton, 1998.
20. Lewer, J.J. and Hendrik Van den Berg, "Religion and International Trade," *American Journal of Economics and Sociology*, Vol. 66, No. 4, 2007, pp.765-794.
21. McCann, P., "Transport Costs and New Economic Geography," *Journal of Economic Geography*, Vol. 5, 2005, pp.305-318.
22. Rabe-Hesketh, S. and A. Skrondal, *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, Stata Press, 2005.
23. Rodriguez, F. and D. Rodrik, "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's guide to the Cross-National Evidence," *Macroeconomics Annual 2000*, Ben Bernanke and Kenneth Rogoff, eds., MIT Press for NBER, 2000.
24. Thompson, W.A. Jr., "The Problem of Negative Estimates of Variance Components," *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 33, 1962, pp.273-289.
25. Weber, M., *The Protestant Ethic and the Spirit of Capitalism*, Allen & Unwin, 1930.

The Trade Freeness between Korea and Major Trading Partners

Jae-kyung Kim* · Hye Sun Jung** · Hanho Kim***

Abstract

This study estimates the degree of trade freeness based on trade costs between Korea and 80 trading partners from 1990 to 2008. The approach follows two stage: first, to introduce a trade freeness parameter from New Economic Geography literatures; second, to estimate border effects by eliminating the effects resulted from exogenous variables such as geographic distances, languages, religions and human network effects from trade freeness parameters. The results show that trade freeness parameters tend to be high with Asian countries which implies geographic proximity lowers transaction costs. While eliminating exogenous effects from trade freeness parameters using Random Mixed Model, we found that human network also lowers the trade cost as geographic proximity does. Based on the estimated border effects, the degree of trade freeness between Korea and trading partners has increased 2.3% yearly on average and especially freeness with emerging exporting countries is relatively higher than with others.

Key Words: trade freeness, border effect, Random Mixed Model

Received: Aug. 10, 2012. Revised: March 25, 2013. Accepted: June 3, 2013.

* Ph. D. candidate, Department of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 151-921, Korea, Phone: +82-2-880-4732, e-mail: fisherkjk@paran.com

** Master candidate, Department of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 151-921, Korea, Phone: +82-2-880-4733, e-mail: yojin87@snu.ac.kr

*** Professor, Department of Agricultural Economics and Rural Development, Research Institute for Agricultural and Life Sciences, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 151-921, Korea, Phone: +82-2-880-4726, e-mail: hanho@snu.ac.kr