

기술무역수지에 영향을 미치는 주요 요인들에 대한 실증연구*

박철민** · 구본철***

<목 차>

- I. 서론
- II. 이론적 배경
- III. 분석모형 및 방법론
- IV. 자료선정 및 속성
- V. 실증분석 결과
- VI. 결론 및 한계점

국문초록 : 본 연구는 연구개발지출, 연구개발인력, 해외직접투자, 상품무역수지, 기술무역개방 등이 기술무역수지에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는데 그 목적이 있다. 이에 1981년부터 2014년까지의 연간 시계열 데이터를 이용하여 ARDL-bounds 검정을 실시하였으며, 그 결과 이들 경제변수들 간에 안정적인 장기균형관계가 존재함을 확인하였다. 이어서 기술무역수지에 대한 각 변수들의 장기와 단기적 영향을 추정해보았다. 먼저 장기균형식에 따른 결과를 살펴보면, 연구개발지출은 기술무역수지에 장기적으로 부(-)의 효과를 미치고, 연구개발인력과 기술무역개방은 기술무역수지에 장기적으로 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 그에 반해, 해외직접투자와 상품무역수지는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석되었다. 그리고 오차수정모형을 토대로 분석한 결과에 따르면, 해외직접투자만 단기적으로 기

* 본 논문은 「2016 ISTANS 논문경진대회」 최우수 논문을 수정·보완하였습니다.

** 제1저자, UST 과학기술경영정책학과 박사과정 (big2932@naver.com)

*** 교신저자, 기초과학연구원(IBS) 책임연구원, UST 과학기술경영정책학과 교수 (bcku@ibs.re.kr)

기술무역수지에 정(+)¹의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 그 외 변수들의 경우 차분항의 시차변수들이 양(+)과 음(-)이 혼재된 결과가 나타나 명확한 단기적 관계는 도출하지 못하였다. 이상 이러한 결과들을 종합하건대, 장기적으로 기술무역수지를 개선하기 위해서는 연구인력의 양성 및 확보가 무엇보다 중요하며, 기술무역에 대한 시장개방 역시 점차적으로 확대해 나갈 필요가 있는 것으로 판단된다.

주제어 : 기술무역, 기술무역수지, 기술경쟁력, ARDL-bounds 검정, 오차수정모형

An Empirical Study on Main Factors Affecting Technology Balance of Payments

Cheolmin Pak · Bonchul Ku

Abstract : This study aims to estimate empirically the respective impacts of R&D expenditure, R&D labor, overseas direct investment, commodity trade balance, and technology trade openness on technology balance of payments. To examine the presence of co-integration between them, this paper employed the ARDL-bounds test using time series data from 1981 to 2014, and the result shows that there is a stable long-run equilibrium relationship among them. Furthermore, we estimated long- and short-run coefficients of the technology balance of payments with respect to each variables based on long-run equilibrium equation and error correction model. As a result, the technology balance of payments respond negatively to R&D labor and technology trade openness, and R&D expenditure does produce positive effects in the long-run, while coefficients of overseas direct investment and commodity trade balance in the long-run are not statistically significant. Besides, according to results of error correction model, overseas direct investment only has clearly a positive effects in the short-run, in contrast, the short-term relationships between the other variables and the technology balance of payments could not definitively derived. This implies that it is necessary to procure and cultivate talented personnel, as well as to enlarge gradually technology trade size in order to improve technology balance of payments from a long-term point of view.

Key words: Technology trade, Technology balance of payments, Technology competitiveness, ARDL-bounds test, Error correction model

I. 서론

최근 세계화(globalization)와 정보화(informationization)를 매개로 지식의 창출과 확산이 가속화되는 가운데, 확산된 지식의 흡수·활용을 통하여 경제·사회체계가 근본적으로 변화하는 패러다임의 전환이 급속도로 전개되고 있다. 이른바, 지식기반사회(knowledge-driven economy)의 도래이다. 이러한 지식기반사회에서는 과거 산업사회와 달리, 지식과 기술수준이 곧 개개인의 삶의 질을 결정하고 국가의 경쟁력을 좌우하는 핵심요인으로 작용한다. 이에 따라 세계의 각국들은 앞 다투어 지식의 생산과 기술의 개발, 그리고 그들의 활용 및 확산에 전력을 기울이면서 자국의 경쟁력 강화를 도모하고 있다.

한편, 기술도입액 대비 기술수출액의 비율로 계산되는 기술무역수지비는 단순히 국가 간 기술무역 거래현황을 넘어 한 국가의 기술경쟁력을 가늠케 하는 하나의 척도로서의 역할을 하고 있다(문병기 외, 2013; 이종민 외, 2015). 이는 일반적인 상품무역의 경우 기술격차이론의 비교우위에 따라 국가 간 무역이 발생하는 반면, 기술무역에서의 기술은 필연적으로 기술수준이 높은 곳에서 낮은 곳으로 흐르기 때문이다(정재승, 2012; 과학기술정책연구원, 2013). 특히 기술수출의 경우, 기술수출 1억 달러(USD)는 상품수출 16억 달러와 같은 수준의 고부가가치를 창출한다는 연구결과가 제시된 바 있으며(한국무역협회, 2005), 기술수출 특성상 개발에 성공한 기술은 추가적인 비용이 거의 소요되지 않는 고부가가치 원천이므로 자원이 부족한 우리 여건상 차기 미래 수익원으로서 적극 장려할 필요가 있다(정재승, 2012; 문병기 외, 2013).

그러나 「2014년도 기술무역통계보고서」에 따르면, 비록 최근 들어 기술수출이 기술도입의 증가율보다 앞서면서 국내 기술무역수지 적자폭이 다소 개선되고 있다고는 하나, 여전히 만성적인 적자상태를 보이고 있는 것으로 확인된다. 그리고 기술무역수지비의 경우에도 2014년 기준 0.63으로 계산돼 OECD 국가들 중 최하위권을 기록하고 있는 것으로 보고되고 있다(한국산업기술진흥협회, 2015). 즉, 전 세계적으로 기술무역규모가 확대되고 그 역할 또한 보다 중요해지고 있는 상황임에도 불구하고, 현재 국내 기업의 기술에 대한 대외 경쟁력은 다소 취약한 것으로 평가될 수 있으며, 이와 같은 저조한 성적으로 인해 때때로 연구개발투자에 대한 효율성 측면에서 비난과 질타의 대상이 되고 있다(이종민 외, 2015). 따라서 글로벌 기술경쟁력의 경쟁우위 확보, 더 나아가 기술무역수지 개선에 대한 심도 있는 논의가 요구된다 하겠다.

그나마 다행인 것은 기술무역수지 개선방안에 관한 연구들이 최근 조금씩 수행되고

있다는 점이다. 대표적으로 서갑성 외(2008), 이재영(2009), 정재승(2012), 이종민 외(2015) 등이 있다. 이들 연구는 국내 기술무역의 현황과 문제점들을 진단하고, 기술무역수지를 개선하기 위한 방안들을 다양한 관점에서 모색하였다는 점에 그 의의가 있다 할 것이다. 그러나 이들 모두 단지 이론적인 틀 내에서 연구를 수행하였기 때문에 실증적인 근거 기반은 다소 부족한 것으로 판단된다.

이에 본 연구는 ARDL(autoregressive distributed lag) 모델을 토대로, 관련 경제변수들이 기술무역수지에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는데 그 목적을 두는 바이다. 이를 위해 기술무역수지와와의 관련성이 비교적 높을 것으로 기대되는 연구개발지출, 연구개발인력, 해외직접투자, 상품무역수지, 그리고 기술무역의 개방정도 등을 주요변수로서 고려하며, ARDL-bounds 검정을 통해 이들 경제변수들 간에 장기(long-run) 안정적인 관계, 즉 공적분(cointegration)관계를 진단하고자 한다. 다음으로 본 연구는 공적분 검정의 결과에 따라 장기 계수의 추정 및 오차수정모형(error correction model: ECM)을 토대로 기술무역수지에 대한 각 변수들의 동태적 영향을 고찰하고, 그 결과에 대한 정책적 시사점을 제시함으로써 당면한 기술무역수지 개선목표를 보다 명확히 하고자 한다.

이하의 내용은 다음과 같다. 먼저 2장에서는 기술무역의 개요 및 기존연구 검토를 통한 서설적 내용들을 다룬다. 그리고 3장에서는 모형의 설정과 분석방법론을 소개하고 4장에서는 투입된 자료들에 대해 설명한다. 5장에서는 실증분석의 결과를 제시하며, 마지막 6장에서는 본 연구의 결론과 시사점, 그리고 한계점을 기술한다.

II. 이론적 배경

1. 기술무역 개요 및 현황

1.1 기술무역의 개념

기술무역이란 기술지식과 기술서비스 등과 관련된 국제적·상업적 비용의 지출이나 수입이 있는 거래로 정의되며, 대표적으로 특허 판매 및 사용료, 발명, 노하우의 전수, 기술지도 엔지니어링 컨설팅, 연구개발 서비스 등이 여기에 포함된다(한국산업기술진흥협회, 2015). 그 외에도 한국산업기술진흥협회(2009)에서는 거시적인 관점에서 기술무역을

국가 간의 기술이전으로서 자본재 등의 상품거래, 해외투자, 국제계약에 의한 해외사업 활동 등 거의 모든 국제적인 기업활동을 포괄하는 의미로 파악하였으며, 과학기술정책연구원(2013)에서는 기술무역에 대한 개념을 기술흐름 측면, 기업활동 측면, 통계측면에서 정리한 바 있다.

한편, OECD에서도 국가 간 기술거래의 중요성이 보다 증대됨에 따라 OECD 회원국과 주요 국가들에 대한 기술무역 현황을 파악하기 위해 매년 TBP(technology balance of payment) 지침서(manual)를 발간하고, 관련 통계들을 집계하고 있다. 이 지침서에 따르면, 기술무역은 첫째, 국제적인 거래로서 거래 당사자는 각각 다른 국가에 소속되어야 하고 둘째, 국가 간 상업적인 거래로서 거래 당사국 사이에 비용의 지출이나 수입이 있어야 하며 셋째, 기술 및 기술서비스 무역과 관련된 지급에 관한 것이어야 한다는 세 가지 준칙에 부합해야 한다고 보았다.

아울러 TBP 지침서는 기술무역 통계작성 항목을 크게 거래의 형태, 거래자의 특성, 계약의 특성에 의한 분류로 나누고 있다. 여기서 거래의 형태에 대한 분류는 특허 및 노하우, 상표·패턴·디자인, 기술서비스, 해외위탁 연구개발 등의 여부를 파악하며, 거래자 특성에 관한 분류의 경우 거래당사자의 소속, 거래상대방 지역, 거래기업의 산업, 거래상대방과의 관계, 그리고 거래당사 기업규모 등이 포함된다. 마지막으로 계약의 특성에 의한 분류는 계약일 및 계약기간, 대상물품의 산업분류, 대가지불 방식에 대한 내용을 대상으로 한다.

그뿐만 아니라, OECD는 기술무역 거래여부에 대하여 별도의 처리기준을 정리하고 있다. 그에 따라, 기술과 관련 없는 요소소득(저작권, 영상물, 음성녹음, 소프트웨어 등), 기술과 관련은 있으나 비요소소득(도급작업, 보수작업, 주요 프로젝트 등), 기술과 관련 없는 비요소소득(광고, 경영·재무·법률지도, 통신, DB이용 등)은 기술무역 통계집계 시 제외하고 있다. 그리고 소프트웨어는 산업재산권이 포함되어 있는 경우를 제외한 일반적인 거래인 경우 TBP에서 제외하도록 권고하고 있으며, 특허권이 부여된 소프트웨어라 하더라도 명백하게 패키지 단품이나 제품으로 구매하는 경우엔 상품거래에 해당하므로 제외시키고 있다.

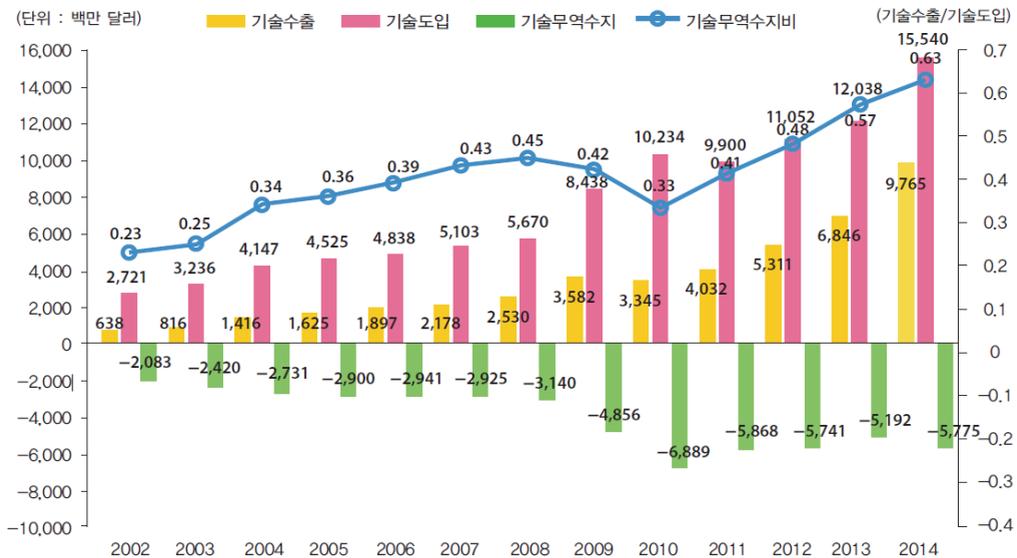
1.2 기술무역 현황

국내의 기술도입과 기술수출은 거의 매년 점진적으로 증가되어 왔다. 『2014년도 기술무역통계보고서』에 의하면, 2014년 기준 국내 기술무역규모는 253.5억 달러로 나타났고

기술수출은 97.6억 달러, 기술도입은 155.4억 달러로 집계되었다.

그러나 기술수출에서 기술도입을 차감한 값인 기술무역수지는 -57.8억 달러, 기술도입 대비 기술수출의 비율인 기술무역수지비는 0.63으로 나타났으며, 2013년 기준 기술무역규모는 OECD 25개 주요국가들 중 14위에 위치하고 있는 반면, 기술무역수지는 최하위이고 기술무역수지비도 가까스로 호주 다음인 24위를 차지하고 있는 것으로 확인된다.

이는 곧 기술수출과 도입 간에 큰 불균형이 존재하고 있음을 시사하는데, 더 큰 문제는 기술무역통계가 집계되기 시작한 이래 이러한 불균형이 만성적인 현상으로 치달고 있다는 점이다. 따라서 만성적인 적자구조를 개선하기 위해 보다 긴 안목에서 기술수출 진흥책을 강구할 필요가 있을 것이다. 아래 <그림 1>은 기술무역통계의 연도별 추이를 그래프로 나타낸 것이다.



자료: 한국산업기술진흥협회(2015).

<그림 1> 연도별 기술무역 변화 추이

더 세부적으로 국가별 기술무역 현황을 살펴보면, 기술수출과 기술도입 모두 특정 국가의 편중이 비교적 높은 것으로 확인된다. 먼저, 기술수출 대상국가로는 중국, 미국, 베트남, 싱가포르 등이 있으며, 전체 기술수출에서 상위 10개 국가에 대한 수출 비중이 86.2%를 차지하고 있다. 그리고 2014년 우리나라의 국가별 기술수출국 중 가장 큰 기술수출국은 중국으로 2,949백만 달러(30.2%), 그 다음 미국이 1,965백만 달러(20.1%)를 차

지하고 있다. 이로 보건대, 전체 수출액의 1/2 이상이 중국과 미국에 편중되어 있어 기술 수출 대상국가의 다각화 전략이 필요한 것으로 사료된다.

우리나라의 주요 기술도입국으로는 미국, 일본, 스웨덴, 독일, 영국 등의 순으로 나타났으며, 상위 10개 국가들을 통해 도입되는 기술이 전체 86.1%를 차지하고 있다. 2014년 우리나라가 기술도입을 가장 많이 한 국가는 미국으로, 그 금액은 7,376백만 달러(47.5%)에 달한다. 다음은 일본이 1,317백만 달러(8.5%), 스웨덴으로부터 973백만 달러(6.3%)를 도입하였다. 기존의 기술도입 상위 국가들에 대한 기술의존도는 점차 낮아지고 있는 추세이나, 전체 기술도입의 절반정도가 미국으로부터의 기술도입이므로 여전히 미국에 대한 기술도입 편중이 심하게 나타나고 있다.

국가별 기술무역수지에 관하여 중국, 베트남, 슬로바키아, 싱가포르 등에 대해서는 흑자를 기록한 반면에 미국, 스웨덴, 일본, 독일 등 선진국과의 기술무역에서는 적자를 기록하였다. 특히, 미국에 대한 적자규모는 5,411백만 달러로 전체 무역수지 적자의 93.7%를 차지하였고, 심지어 그 적자규모는 매년 증가하고 있는 것으로 확인된다. 따라서 기술무역수지를 개선하기 위해서는 근본적으로 미국에 대한 적자개선이 이루어져야 할 것으로 판단된다. 마지막으로 기술수출과 기술도입의 합계인 기술무역규모를 주요 선진국들과 비교하면, 우리나라의 기술무역규모를 1로 간주할 경우 미국은 우리나라의 11.3배, 일본은 2.2배, 독일은 6.4배, 영국은 2.7배로 나타나 기술무역규모도 주요 선진국들에 비해 절대적으로 큰 격차가 있음을 알 수 있다.

2. 선행연구 검토

이론적인 관점에서 기술무역수지 개선방안을 다룬 국내연구는 비교적 최근 들어 수행된 바 있다.¹⁾ 먼저, 서갑성 외(2008)의 연구에서는 기술무역수지의 악화요인으로 대학의 기초원천 공급역량 약화, 연구개발투자 및 지식재산권 지원 부진, 산학협력 기반 부족, 지식재산권 관련 전문인력 부족, 그리고 지식재산권 관리 체계의 미흡에 있다고 보았다. 따라서 대학의 기초연구 강화를 통한 상업적 가치가 높은 지식재산권 확보, 연구 성과평가체계의 개선을 통한 연구개발투자의 효율성 증진, 기술시장에 대한 거시적 환경의 조

1) 국내연구와 달리, 기술무역수지를 다룬 해외연구는 거의 전무한 것으로 확인된다. 이에 대해 유추하건대, 미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스 등 OECD 주요 국가들의 기술무역수지는 그 대부분이 이미 안정적으로 흑자를 유지하고 있는 관계로 그 연구의 필요성이 비교적 낮았기 때문인 것으로 판단된다.

성, 선택과 집중전략에 따라 경쟁우위산업의 지식재산권 강화, 그리고 기업들의 연구개발 투자확대를 유인하기 위한 정책적 지원들이 필요하다고 주장하였다.

이재영(2009)에서는 원천기술의 부족, 기술개발과 사업화 간의 연결고리 부재, 그리고 외부와의 기술협력 기피 등을 기술무역 수출 활성화의 제약요인으로 보았으며, 이를 토대로 선택과 집중에 따른 R&D 투자배분 추진, 기술개발에서 수출까지의 종합적인 지원 체계 확립, 관련 법제도의 정비, 장기적인 산업기술정책의 수립, 그리고 기술도입비용에 대한 관리시스템 도입 등을 기술수출 강화방안으로 제시하였다.

정재승(2012)은 기술무역수지의 문제점을 7Ps(product, price, place, promotion, person, policy, physical evidence) 관점에서 분석하였다. 그리고 기술무역수지 개선을 위해 주력산업분야의 원천기술 확보, 기술상용화의 종합지원체계 확립, 장기적인 산업기술정책전략 수립이 필요하다고 보았는데, 이들 중 정책적인 측면의 경우 구체적으로 해외신시장 기술수출입 네트워크의 구축, 기술수출 세제지원, 그리고 정부운영의 기술수출 관련 서비스 확대 등을 방안으로 도출하였다.

이종민 외(2015)에서는 기술무역에 관한 인식 및 실태를 파악하기 위해 기술무역 실적 보유기업과 미보유기업을 대상으로 설문조사를 수행하였다. 그리고 조사된 결과를 바탕으로 기술무역 통계조사 방법의 개선, 기술무역에 대한 사회적 인식 제고, 기술수출 촉진을 위한 정부의 유인책 마련, 기술무역 관련 전문인력 양성 및 인프라 구축 등이 필요하다고 주장하였다.

한편, 기술무역수지를 직접적으로 다루진 않았으나, 기술무역의 구성요소인 기술도입 또는 기술수출과 주요 설명변수인 R&D 투자를 대상으로 실증분석을 수행한 연구들은 일부 확인되고 있다.

먼저 장진규 외(1994)에서는 한국산업기술진흥협회에서 1990년에 발표한 기술도입 실태에 관한 데이터를 바탕으로 토빗모형을 활용하여 연구개발과 기술도입 간의 상호관계에 대해 분석하였으며, 그 결과 양자 간에는 상호보완적 관계라고 결론지은 바 있다.

송중국 외(2003)에서는 기술도입과 R&D 투자 간에는 대체관계인지 보완관계인지를 고정효과모형을 통해 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 R&D 투자와 기술도입에 대한 1983년부터 2000년 사이의 시계열자료와 13개 산업의 횡단면자료를 결합한 패널데이터를 구축하고, 기간을 1983~1992년과 1993~2000년으로 구분한 후 분석하였다. 그 결과 1983~1992년 기간 동안에 기술도입 증대는 R&D 투자를 촉진시켰고, R&D 투자 증대는 기술도입을 경감시키는 것으로 나타났다. 이것과는 대조적으로 1993~2000년에는 R&D 투자 증대가 기술도입을 유발하였고, 기술도입이 R&D 투자에 미치는 영향은 통계적 유

의성이 없는 것으로 분석되었다.

백은영 외(2010)는 고정효과모형을 활용하여 OECD에 속한 국가들의 GDP 대비 R&D 지출과 부가가치 노동생산성이 우리나라의 기술무역에 미치는 영향에 대해 실증적으로 분석하였다. 분석결과, 해당 국가들의 R&D 지출증대는 우리나라 기술도입에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 기술수출에는 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타났다.

박철민 외(2016)에서는 정부 R&D 투자, 민간 R&D 투자, 기술도입, 기술수출로 구성된 다변량 모형을 설정하고, 1981~2013년까지의 시계열 자료와 오차수정모형을 토대로 이들 간 Granger-인과관계를 분석하였다. 그 결과, 단기적으로 총 5가지의 인과성이 존재하고, 장기적으로는 정부 R&D 투자에서 기술수출로의 인과관계를 제외한 총 11개의 관계에서 인과성이 성립하는 것으로 나타났다. 아울러 충격반응분석을 실시함으로써 특정변수의 충격에 각 변수들이 시간의 흐름에 따라 어떤 반응을 보이는지 동태적으로 살펴본 바 있다.

Can(1987)의 연구는 캐나다를 대상으로 R&D 투자와 하이테크 기술무역의 관계를 분석하기 위해 단순회귀분석을 수행하였다. 분석결과 R&D 투자는 기술수출에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 끝으로 Braga et al.(1991)에서는 브라질 산업을 대상으로 로짓분석을 활용하여, 기술도입이 연구개발 활동과 보완적 관계에 있다는 결과를 도출하였다.

이상 선행연구 검토결과를 정리하면, 기술무역수지를 개선하기 위해선 다각도적인 노력이 필요함을 알 수 있다. 하지만, 주지하다시피 이들 연구는 단지 이론적인 관점에 근거하여 정책적 개선방안들을 도출하고 있기 때문에, 최근 강조되고 있는 증거기반 정책(evidenced-based policy)기조와는 부합하지 못하는 것으로 사료된다. 그리고 기술무역과 관련하여 수행된 실증연구들도 단지 R&D 투자와 기술도입 또는 기술수출 간의 관계만을 다루었던 까닭에 그 모형설정이 정교하지 못함은 물론이거니와, 수지개선 효과에 대한 명확한 결과 또한 제시하지 못하는 한계점이 있다. 따라서 본고에서는 기술무역수지를 직접 종속변수로 설정하고 다양한 설명변수들을 모형에 추가함으로써, 보다 직접적이고 확장된 모형을 통해 유의미한 시사점을 찾는데 그 차별성을 두고자 한다.

Ⅲ. 분석모형 및 방법론

1. 모형 설정

선행연구 검토를 통해 알 수 있듯이, 기술무역수지를 심도 있게 다룬 연구들이 다소 부족하여 이에 관한 일정한 틀을 갖춘 경제모형 또한 존재하지 않고 있다. 따라서 아직 정형화된 이론이 없는 관계로 본 연구에서는 문헌조사를 통한 선행적 경험과 직관적인 통찰에 의존하여 모형을 설정하고자 하였다. 이상 기술무역수지는 다음과 같은 함수를 갖는다고 보았다.

$$TBP = f(RDE, RDL, ODI, CTB, TTO) \dots\dots (1)$$

여기서 *TBP*는 기술무역수지(technology balance of payments), *RDE*는 연구개발지출(R&D expenditure), *RDL*는 연구개발인력(R&D labor), *ODI*는 해외직접투자(overseas direct investment), *CTB*는 상품무역수지(commodity trade balance), *TTO*는 기술무역개방도(technology trade openness)를 의미한다.

기술무역수지에 영향을 줄 것으로 기대되는 요인에는 R&D 투자가 단연코 그 첫 번째로 꼽힐 수 있다. 원천기술을 확보하기 위해서는 R&D 투자가 필연적으로 수반되기 때문이다. 그뿐만 아니라 R&D 투자와 기술무역의 실태는 비록 대조적인 양상을 보이고 있으나, 실증연구 결과들에 따르면, 두 변수는 상호 관련성이 높은 원인변수이자 결과변수로 수차례 입증된 바 있다(박철민 외, 2016).

그러나 기술무역수지에 대한 R&D 투자의 기대효과는 불명확하다. Can(1987)의 결과와 같이 R&D 투자가 기술수출을 유인한다면 무역수지의 개선을 기대할 수 있겠으나, 장진규(1994), 박철민 외(2016), 그리고 Braga et al.(1991)의 분석결과에 입각할 경우 R&D 투자는 기술도입을 크게 유발하면서 기술무역수지의 악화에 더 큰 힘을 실어주기 때문이다. 그 외 송종국 외(2003)에서도 기간에 따라 상반된 결과가 나타난 바 있다. 다시 말해, R&D 투자가 기술무역수지에 개선효과를 유발하는지 그 여부는 속단하기 어렵다. 이에 본 연구는 양자 간의 관계를 직접적으로 검증함으로써 기술무역수지에 대한 R&D 투자의 효과를 엄밀히 살펴보고자 한다.

본 연구에서 특기할 점은 R&D 투자변수를 다시 연구개발의 지출과 인력으로 구분하

였다는 점이다. 이는 연구개발 활동의 경우 기타 생산활동과 달리, 통상 두뇌 집약적인 (brain-intensive) 속성을 지니므로(박철민 외, 2015), 자본적 요소뿐만 아니라 인적요소 또한 주요변수로 고려함이 바람직하다고 판단하였기 때문이다.

다음으로 고려한 요인은 해외직접투자이다. 해외직접투자와 해외생산의 확대는 현지 법인으로의 기술이전 및 기술수출 활동을 촉진시켜 기술무역수지 개선에 기여할 가능성이 크기 때문이다(정재승, 2012; 문병기 외, 2013; 이종민 외, 2015). 이와 관련하여, 국가과학기술심의회(2013)에서는 미국과 일본 등 기술무역수지 상위 국가들의 경우 자국 내 제조시설의 해외 이전이 자국 내 모기업과 해외 자회사 간의 기술거래의 증가로 이어져 기술무역수지 개선이 이루어진 것으로 분석하였으며, 우리나라의 경우에도 국내 모기업과 해외 자회사 간의 거래비율이 기술무역수지비와의 양자 간에 높은 상호 연관성을 보이는 것을 확인한 바 있다.

한편, 해외직접투자의 증가가 기술무역수지 개선에 긍정적인 효과를 미칠 것이라는 전망이 있는 반면, 그 역효과로 자국의 생산기반 약화 및 노동시장의 축소 등과 같은 부정적인 영향으로 인해 상품무역수지는 악화시킬 가능성이 크다는 주장도 있다(이종민 외, 2015). 그리고 그 반대인 상품수출의 증가도 결국 선진국으로부터 원천기술 도입에 따른 로열티 지급액 증가로 이어져 기술무역수지 적자 규모를 확대시킨다는 분석 또한 존재한다(문병기 외, 2013). 즉, 기술무역수지와 상품무역수지는 대체관계에 있다는 것이다(정재승, 2012). 실제로 국가과학기술심의회(2013)에 따르면, 기술무역수지 상위 3개국인 미국, 일본, 영국의 상품무역수지는 큰 폭의 적자를 보이고 있을 뿐만 아니라, GDP 상위 국가들도 거의 대부분이 기술무역과 상품무역수지의 부호가 반대된 결과를 보이는 것으로 확인된다. 이에 본 연구에서는 기술무역수지 개선방안을 도출하는데 있어 상품무역수지도 주요변수의 하나로서 고려하였다.

마지막으로 본 연구는 기술무역에 대한 개방정도가 기술무역수지에 미치는 영향도 살펴보고자 하였다. 서갑성 외(2008)에서 지적한 바와 같이, 기술거래의 활성화는 무엇보다 거시적인 기술무역 환경의 조성여부에 따라 크게 좌우되기 때문이다. 국가 및 기업이 기술이전에 대해 폐쇄적이라면, 아무리 R&D 역량이 뛰어나거나 우수한 원천기술을 보유하고 있더라도 기술무역수지의 개선을 기대하기 어렵다. 더구나, 개방형 혁신(open innovation)이 비록 최근 들어 부상하고 있다지만(Chesbrough, 2003; Chesbrough and Garman, 2009), 기술무역개방도의 확대가 기술 경쟁력 강화에 긍정적인 효과를 주는지에 대한 실증적인 근거는 다소 부족한 것도 사실이다. 따라서 본 연구는 기술무역개방도 또한 주요변수로 고려함으로써 기술무역의 개방이 기술무역수지 개선에 통계적으로 유

의한지, 더 나아가 어떠한 영향을 미치는지를 검증하고자 한다.

2. 분석방법론

Pesaran and shin(1998)은 자기회귀시차분포(autoregressive distributed lag: ARDL) 모형에 기초한 공적분 검정법(ARDL-bounds test)을 제안한 바 있다. 이는 분석에 사용하려는 시계열이 $I(1)$ 이라는 설정 하에 전통적인 $ARDL(p, q)$ 모형을 활용하여 경제변수들 간의 장기 관계를 규명하려는 시도라 할 수 있다. 본 검정은 다음과 같은 이점들로 인해 Engle and Granger(1987)나 Johansen(1988) 등으로 대표되는 기존의 공적분 검정방법들에 비해 광범위하게 활용되고 있다(Brahmasrene and Jiranyakul, 2009; Lamotte et al., 2013).

첫째, 기존방법들은 변수의 차수(differenced)가 $I(1)$ 를 갖는 불안정적인 변수들에 한해 공적분 검정이 이루어졌으나, ARDL-bounds 검정은 변수의 차수에 의한 제약을 받지 않는다. 즉, 시계열 자료들이 $I(0)$ 이나 $I(1)$ 에 무관하게 검정이 가능하다. 둘째, 기존의 공적분 검정법들은 소표본에 적용될 경우 검정의 신뢰도 문제가 종종 발생하는 것으로 나타났으나(Mah, 2000), ARDL 모형에 기초한 추정치들은 비록 표본이 적을지라도 단기간적으로 일치추정량(consistency)일뿐만 아니라 장기적인 경우에도 초일치성(super-consistency)을 가지기 때문에 추정계수의 안정성 확보가 가능하다. 셋째, Johansen(1988)의 공적분 검정은 모형 내 모든 변수를 내생변수로 보는 VAR(vector auto regressive)모형을 토대로 변수 간 장기적 균형 관계를 추정하기 때문에 독립변수와 종속변수의 구분이 불명확하나, ARDL-bounds 검정은 ARDL 모형을 토대로 한 단일방정식이므로 하나의 공적분관계가 성립된다면 종속변수와 설명변수의 구분이 명확해지는 장점이 있다.

이러한 장점들을 고려하여 본 연구도 각 변수들과 기술무역수지의 장기적 관계를 분석하기 위해 ARDL 접근법을 이용하여 공적분을 검정하고자 한다. 이상 ARDL-bounds 검정을 수행하기 위해서는 우선 비제약 오차수정모형(unrestricted error correction model: UECM)으로 표현된 방정식 체계를 필요로 하는데, 이는 다음 식 (2)와 같다.

$$\begin{aligned}
\Delta \ln TBP_t = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_{1k} \Delta \ln TBP_{t-k} + \sum_{k=0}^n \alpha_{2k} \Delta \ln RDE_{t-k} & \dots\dots (2) \\
& + \sum_{k=0}^n \alpha_{3k} \Delta \ln RDL_{t-k} + \sum_{k=0}^n \alpha_{4k} \Delta \ln ODI_{t-k} \\
& + \sum_{k=0}^n \alpha_{5k} \Delta \ln CBP_{t-k} + \sum_{k=0}^n \alpha_{6k} \Delta \ln TTO_{t-k} \\
& + \alpha_7 \ln TBP_{t-1} + \alpha_8 \ln RDE_{t-1} + \alpha_9 \ln RDL_{t-1} \\
& + \alpha_{10} \ln ODI_{t-1} + \alpha_{11} \ln CBP_{t-1} + \alpha_{12} \ln TTO_{t-1} + \epsilon_t
\end{aligned}$$

여기서 각 변수들은 앞선 정의와 같으며, Δ 는 각 변수들의 차분 연산자, 변수들의 하위첨자는 시차, ϵ_t 는 오차항을 의미한다.

ARDL-bounds 검정은 ‘장기적 관계를 나타내는 시차변수의 계수들은 모두 0이다 ($H_0 : \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = \alpha_{10} = \alpha_{11} = \alpha_{12} = 0$)’라는 결합유의수준에 대한 귀무가설을 설정하여 Wald 검정을 시행한 결과, 분석에 사용하는 변수들이 상이한 차수, 즉 I(1)이나 I(0)과 무관하게 F-통계량이 상한 유의수준(upper bounds critical values)보다 크면 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하고, 하한 유의수준(lower bounds critical values)보다 F-통계량이 작을 경우 귀무가설을 기각할 수 없다. 그리고 만약 추정된 F-통계량이 상한 유의수준과 하한 유의수준의 중간영역에 놓이게 되면, 공적분 관계에 대한 결론은 유보하게 된다(Pesaran et al., 2001).

아울러 유의수준에 대한 임계치(asymptotic critical value bounds of the F-statistics)는 대표본일 경우 Pesaran et al.(2001)이 제시한 임계치를 근거로 하고, 소표본인 경우에는 Narayan(2005)이 제시한 임계치를 근거로 공적분 관계를 검정하는 것이 일반적이다. 이는 Pesaran et al.(2001)의 경우 500~1000개의 관측치를 이용하여 임계치를 제시한 반면에 Narayan(2005)는 30~80개의 표본에 대한 임계치를 제시하므로, 자료가 소표본일 경우 Narayan(2005)의 임계치가 더 정확한 기준이 되기 때문이다. 이에 본 연구는 분석 대상이 연간 시계열자료를 이용한 소표본인 점을 감안하여, Narayan(2005)이 제시한 임계치를 근거로 공적분 관계를 검정한다.

ARDL-bounds 검정 결과, 공적분 관계가 확인될 경우 ARDL 모형은 다시 장기균형식과 오차수정모형으로 유도될 수 있다(Pesaran and Shin, 1998). 여기서 장기균형식은 변수들 간 장기적 관계를, 그리고 오차수정모형은 단기적 관계와 전기의 불균형으로부터

다음기의 균형으로 조정해가는 속도를 추정해준다. 이상 장기균형식과 오차수정모형은 다음과 같은 과정에 따라 유도된다.

먼저, 일반적인 ARDL(a, b, c, d, e, f) 모형은 식 (3)과 같으며, 이는 AIC(Akaike information criterion) 또는 SIC(Schwarz information criterion)를 기준으로 최대시차를 정한 후 개별변수의 시차에 따라 다양한 모형들이 설정될 수 있다.

$$\ln TBP_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^a \beta_{1k} \ln TBP_{t-k} + \sum_{k=0}^b \beta_{2k} \ln RDE_{t-k} + \sum_{k=0}^c \beta_{3k} \ln RDL_{t-k} \quad \dots\dots (3)$$

$$+ \sum_{k=0}^d \beta_{4k} \ln ODI_{t-k} + \sum_{k=0}^e \beta_{5k} \ln CBP_{t-k} + \sum_{k=0}^f \beta_{6k} \ln TTO_{t-k} + \varepsilon_t$$

그 다음, 변수들이 시간의 변화에 일정하게 증가하는 정상상태(steady state)²⁾에서 좌변을 $\ln TBP^*$ 로 정리하고, 그 계수($1 - \sum_{k=1}^a \beta_{1k}$)를 양변에 각각 나눠주면 (4)와 같은 장기균형식이 된다.

$$\ln TBP^* = \gamma_0 + \gamma_1 \ln RDE^* + \gamma_2 \ln RDL^* + \gamma_3 \ln ODI^* + \gamma_4 \ln CBP^* + \gamma_5 \ln TTO^* \quad \dots\dots (4)$$

여기서 $\gamma_0 = \beta_0 / (1 - \sum_{k=1}^a \beta_{1k})$ 는 상수항의 계수, 그리고 $\gamma_1 = \sum_{k=0}^b \beta_{2k} / (1 - \sum_{k=1}^a \beta_{1k})$, ..., $\gamma_5 = \sum_{k=0}^f \beta_{6k} / (1 - \sum_{k=1}^a \beta_{1k})$ 은 장기균형식의 계수를 각각 나타낸다.

그리고 장기균형관계가 존재하면, 식 (3)의 ARDL 모형은 오차수정모형으로도 유도될 수 있다. 식 (3)의 개별 변수에 차분변수를 포함시키고 종속변수를 기술무역수지의 차분 변수만 남겨둔 채 나머지 변수들은 우변에 정리하면 다음 식 (5)의 오차수정모형이 된다.

2) $\ln X_t = \dots \ln X^*$, 여기서 X 는 개별변수들을 의미

$$\begin{aligned} \Delta \ln TBP_t = & \delta_0 + \sum_{k=1}^a \delta_{1k} \Delta \ln TBP_{t-k} + \sum_{k=0}^b \delta_{2k} \Delta \ln RDE_{t-k} \quad \dots (5) \\ & + \sum_{k=0}^c \delta_{3k} \Delta \ln RDL_{t-k} + \sum_{k=0}^d \delta_{4k} \Delta \ln ODI_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^e \delta_{5k} \Delta \ln CBP_{t-k} + \sum_{k=0}^f \delta_{6k} \Delta \ln TTO_{t-k} + \delta_7 ect_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

여기서 Δ 는 차분 연산자, ect_{t-1} 는 오차수정항, 그리고 u_t 는 백색오차항을 의미하며, 오차수정항은 식 (3)의 ARDL 모형에서 추정된 $t-1$ 기의 잔차를 이용한다. 그리고 차분 변수의 추정계수(δ_i)들은 각 해당변수들의 변화분이 기술무역수지의 변화분에 미치는 영향 즉, 단기적 동적관계(단기 탄력성)를 나타내고, 오차수정항의 계수(δ_7)는 전기의 장기 균형에서의 이탈로부터 다음 기의 균형으로 회복해가는 속도를 의미한다.

IV. 자료선정 및 속성

1. 자료 수집

분석결과가 현실을 잘 투영하기 위해서는 무엇보다 각 변수들의 자료 선정이 중요하다. 이에 본 연구에서는 기술무역수지(TBP)의 경우 기술수출액을 기술도입액으로 나눈 기술무역수지비율, 그리고 연구개발지출(RDE)과 연구개발인력(RDL)은 각각 국내총생산(GDP) 대비 총연구개발비와 인구 만 명당 연구원 수를 그 대리변수로서 활용하였다. 해외직접투자(ODI)의 대용변수로는 GDP 대비 해외투자액으로 보았고, 상품무역수지(CTB)는 기술무역수지와 마찬가지로 상품수출액을 상품수입액으로 나눈 비율을 활용하였다. 마지막으로 기술무역개방도(TTO)는 GDP 대비 기술무역규모를 그 대리변수로 보았다.

기술무역수지와 상품무역수지의 변수를 수지규모 대신 수지비율로 대용한 까닭은 수지비의 사용이 측정단위로부터 자유롭다는 이점과 함께 명목가격에서 불변가격으로의 환산이라는 수고스런 과정을 덜게 해주기 때문이다. 그리고 그 값들이 비율 형태를 띠므로 적자인 경우에도 음(-)의 값을 가지지 않아 자연로그로의 치환을 가능하게 하여 탄력

성 접근이 용이하다는데 그 유용성이 있다.

그 외 변수들도 절대적인 투자금액 대신 *GDP* 대비 비중을 활용하였는데, 이 또한 해당 변수들에 각 연도별 경제규모를 고려해줌으로써 과거 고속 경제성장으로 인한 증가분을 적절히 제어할 수 있을 뿐만 아니라, 경기변동에 따른 편의(bias)를 가능한 제거할 수 있을 것이라 판단하였기 때문이다.

분석기간은 1981년부터 2014년까지 총 34개의 연간 시계열 자료를 이용하였다. 이는 신빙성을 갖춘 기술무역통계가 1981년부터 발표되고 있을 뿐만 아니라 공식적으로 발표된 최신자료는 2014년 자료들이기 때문이다. 그리고 분석에 활용된 변수들은 모두 자연로그로 치환한 값을 모형에 투입하였다. 이는 탄력성 계산의 편리함과 그 차별한 값이 곧 해당 변수의 증가율을 나타낸다는 이점으로 인해 실증연구에서 일반적으로 취하는 방식인 까닭이다(유승훈, 2003).

이상의 모든 자료들은 ISTANS(industrial statistics analysis system)와 KOSIS(korean statistical information service)를 통해 구득하였으며, 소개한 변수들의 정의 및 기초통계량은 <표 1>과 <표 2>에 각각 정리하였다.

<표 1> 변수의 설명

변수 정의	변수명	대리변수	비고
기술무역수지	<i>TBP</i>	기술도입액 대비 기술수출액	TBP 지침서 기준
연구개발지출	<i>RDE</i>	GDP 대비 연구개발비	연구개발비는 공공과 민간부문의 합계
연구개발인력	<i>RDL</i>	인구 만 명당 연구원 수	상근상당 연구원 수 기준
해외직접투자	<i>ODI</i>	GDP 대비 해외투자비율	신고기준 금액
상품무역수지	<i>CBP</i>	상품수입액 대비 상품수출액	FOB(free on board) 기준 금액
기술무역개방도	<i>TTO</i>	GDP 대비 기술무역규모	기술무역규모는 기술도입과 수출의 합계

<표 2> 기초통계량

구분	평균	표준오차	중앙값	최대값	최소값
<i>TBP</i>	0.198	0.032	0.10	0.63	0.01
<i>RDE</i>	2.282	0.161	2.19	4.29	0.59
<i>RDL</i>	35.879	4.168	28.95	86.8	5.4
<i>ODI</i>	0.014	0.002	0.011	0.038	0.002
<i>CBP</i>	1.041	0.025	1.07	1.44	0.72
<i>TTO</i>	0.006	0.001	0.005	0.018	0.002

2. 자료의 속성

공적분 관계를 검정하기에 앞서, ADF 검정(augmented Dickey-Fuller test)과 PP 검정(Phillips-Perron test)을 바탕으로 시계열 자료들에 대한 단위근(unit root) 검정을 실시하였다. 전술하였듯이 ARDL-bounds 검정은 변수가 I(0) 또는 I(1)이거나, I(0)와 I(1)이 혼재할 경우엔 문제가 되지 않으나, I(2) 변수가 포함될 경우엔 검정이 불가하기 때문이다. 따라서 I(2)의 존재여부를 사전에 반드시 확인할 필요가 있다.

단위근 검정은 통상 상수항(intercept) 및 추세항(trend)을 추정식에 포함시키거나 포함시키지 않고 실시할 수 있다. 이에 본 연구는 상수항만 고려한 추정식과 상수항 및 추세를 함께 고려한 추정식을 통해 단위근 여부를 판단하고자 하였다. 그리고 적정차수를 결정하기 위한 모형 선정 기준으로는 실증연구에서 일반적으로 이용되고 있는 SIC 정보 기준과 Newey-West Bandwidth를 최소로 하는 값을 적정시차로 결정하였다. 이상 MacKinnon(1996)의 임계치에 의거한 수준변수와 1차 차분변수에 대한 단위근 검정결과는 다음 <표 3>과 같다.

<표 3> 단위근 검정 결과

	수준변수				1차 차분변수			
	ADF		PP		ADF		PP	
	상수항	상수항 추세항	상수항	상수항 추세항	상수항	상수항 추세항	상수항	상수항 추세항
<i>TBP</i>	-0.310	-2.207	-0.686	-2.207	-4.202	-4.499	-4.237	-4.524
<i>RDE</i>	-4.433	-2.577	-3.192	-4.876	-4.636	-4.317	-4.760	-4.301
<i>RDL</i>	-3.317	-2.068	-3.240	-3.919	-5.618	-5.807	-5.623	-6.288
<i>ODI</i>	-1.568	-3.511	-1.505	-4.642	-10.37	-10.31	-9.820	-9.744
<i>CBP</i>	-2.980	-4.113	-2.973	-3.013	-4.978	-4.987	-6.265	-8.784
<i>TTO</i>	-0.430	-2.123	-0.368	-2.343	-4.562	-4.548	-4.432	-4.356

※ 음영으로 표시된 부분은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 경우를 의미함.

단위근 검정 결과를 살펴보면, *TBP*나 *TTO*변수의 경우 수준변수는 단위근을 갖는 불안정 시계열이지만 1차 차분하면 안정화되는 I(1) 변수라는 것을 명확하게 제시하고 있다. 반면, 이 두 변수를 제외한 기타 변수들의 경우 추정식 및 검정법에 따라 일치된 결과를 보이지 않고 있기 때문에 해당 시계열이 I(0)인지 I(1) 변수인지에 대한 정보가 다소 불명확하다. 다만, 이들 모두 최소 1차 차분할 경우 안정화되는 즉, 적어도 I(1) 이

하 변수임은 분명하게 확인할 수 있다. 따라서 이러한 자료들의 속성을 고려하건대, 설정된 모형의 공적분 관계를 검정하기 위해서는 ARDL-bounds 검정법이 보다 적절한 방법임을 보여준다 하겠다.

V. 실증분석 결과

1. 비제약 오차수정모형(UECM) 추정결과

단위근 검정결과에 따라 ARDL모형을 바탕으로 공적분 관계를 추정하기 위해서는 일단 UECM모형을 설정하여야 하며, 그 추정계수가 일치추정치(consistency)를 갖도록 하기 위해서는 최적의 시차에 근거한 UECM모형을 도출해야 한다. 이에 본 연구는 최대 4개의 시차를 고려하여 SIC를 기준으로 선택한 결과, 시차 1이 최적의 모형인 것으로 판명되었다. 이에 시차 1을 적용한 UECM모형의 추정결과는 <표 4>와 같다.

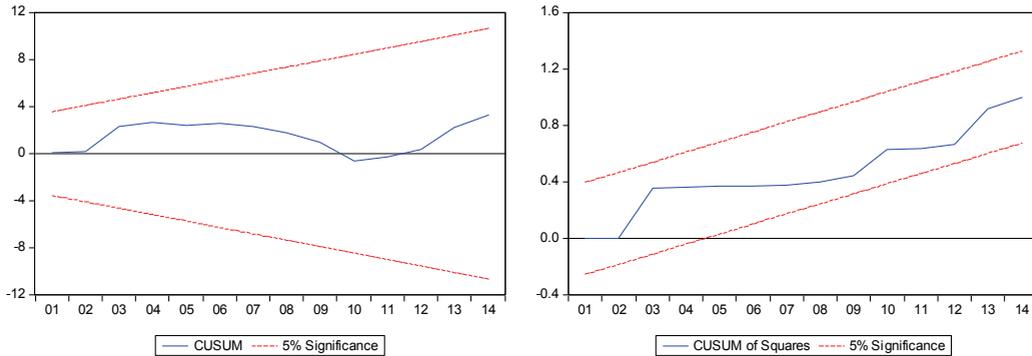
<표 4> UECM 모형의 추정결과

변수	추정계수	표준오차	<i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value
<i>C</i>	-13.295	3.211	-4.140	0.001
ΔTBP_{t-1}	0.288	0.155	1.858	0.084
ΔRDE	-2.270	2.338	-0.971	0.348
ΔRDE_{t-1}	5.531	2.130	2.596	0.021
ΔRDL	4.229	2.343	1.805	0.093
ΔRDL_{t-1}	-0.924	1.596	-0.579	0.572
ΔODI	-0.035	0.219	-0.157	0.877
ΔODI_{t-1}	0.065	0.170	0.382	0.708
ΔCBP	-1.133	0.770	-1.470	0.164
ΔCBP_{t-1}	2.655	1.149	2.310	0.037
ΔTTO	1.121	0.463	2.420	0.030
ΔTTO_{t-1}	-0.691	0.421	-1.642	0.123
TBP_{t-1}	-1.170	0.172	-6.803	0.000
RDE_{t-1}	-6.886	1.363	-5.051	0.000
RDL_{t-1}	5.610	0.917	6.118	0.000
ODI_{t-1}	-0.451	0.224	-2.012	0.064
TTO_{t-1}	1.013	0.500	2.027	0.062
CBP_{t-1}	-2.819	1.568	-1.798	0.094

<표 5> UECM 모형의 타당성 검정결과

구분	$adj. R^2$	$F-stat.$	$\chi^2_{AUTO}[1]$	$\chi^2_{RESET}[1]$	χ^2_{NORM}	$\chi^2_{ARCH}[1]$
검정통계량 ($p-value$)	0.685	4.960 (0.002)	0.909 (0.358)	2.120 (0.169)	1.971 (0.373)	0.925 (0.344)

※ χ^2_{AUTO} , χ^2_{RESET} , χ^2_{NORM} , χ^2_{ARCH} 는 각기 Breusch-Godfrey의 LM 검정, Ramsey의 RESET 검정, Jarque-Bera 정규성 검정, ARCH 이분산 검정을 나타내며, [] 안은 자유도를 의미한다.



<그림 2> UECM 모형에 대한 CUSUM 및 CUSUMSQ 검정결과

본 추정결과는 통상최소자승법(OLS)에 기초한 ARDL 분석이기 때문에, 선택된 모형에 대한 타당성 검증을 필요로 한다. 그에 따라 본 논문은 Breusch-Godfrey의 LM 검정, Ramsey의 RESET 검정, Jarque-Bera 검정, 그리고 ARCH 검정 등을 추가로 실시하였다. 그 결과 <표 5>를 통해 알 수 있듯이, UECM의 추정결과는 자기상관(autocorrelation), 모형실정의 오류(misspecification error), 잔차항의 정규성(normality), 그리고 이분산성(heteroscedasticity)에 대해 문제가 없는 것으로 확인된다.

아울러, 추정모형의 안정성을 검정하는 과정 또한 필요하다. 추정모형의 안정성이 낮을 경우 추정결과가 구조적 변화 혹은 외생적 충격에 큰 영향을 받아 결국 모형을 통한 예측의 정확성을 떨어뜨리기 때문이다. 이상 <그림 2>는 추정모형의 안정성을 진단하기 위해 활용된 CUSUM과 CUSUMSQ 검정의 결과를 각각 나타낸다.

분석결과 CUSUM이 5% 유의수준을 나타내는 두 임계선 내 위치할 경우 모형의 추정계수는 안정적임을 의미하고 임계선 밖으로 벗어날 경우 불안정함을 의미한다. 마찬가지로 CUSUMSQ가 두 임계선 내 위치할 경우 오차항의 분산이 안정적임을 의미하고 임계선 밖으로 벗어날 경우 오차항의 분산이 불안정함을 의미한다. <그림 2>에서 확인할 수 있듯이, 두 결과 모두 임계선 안에서 움직이므로 추정모형이 안정적일뿐만 아니라 모형

의 추정계수들 또한 신뢰할 수 있다는 것을 알 수 있다.

2. 공적분 검정 및 장기 계수 추정결과

추정모형의 타당성과 안정성이 확인되었으므로 변수들 간에 장기균형관계가 존재하는지를 분석하기 위해 <표 4>의 추정결과를 토대로 ARDL-bounds 검정을 실시하였다.

<표 6> ARDL-bounds 검정결과

F-통계량: 8.031**		
	하한 유의수준 I(0)	상한 유의수준 I(1)
1% 유의수준(n=35, k=5)	4.257	6.040
5% 유의수준(n=35, k=5)	3.037	4.443

※ Narayan(2005)의 caseIII(unrestricted intercept and no trend)에 제시된 임계치를 기준으로 함

<표 6>의 ARDL-bounds 검정결과에 따르면, F-통계량이 8.031로 나타나 1% 상한 유의수준을 크게 상회하는 것으로 나타났다. 즉, 설정된 모형 내 변수들 간에는 공적분 관계가 성립하고 있음을 알 수 있다.

공적분 검정결과, 변수들 간에 장기적으로 안정적인 균형관계를 형성하고 있는 것으로 분석되었으므로 기술무역수지에 대한 각 변수들의 장기 탄력성들을 구할 수 있다. 따라서 추정된 결과와 (4)식을 토대로 각 장기 계수들을 구하면, 다음 <표 7>과 같다.

<표 7> 장기 계수 추정결과

	<i>C</i>	<i>RDE</i>	<i>RDL</i>	<i>ODI</i>	<i>CBP</i>	<i>TTO</i>
추정계수	-11.361	-5.884	4.793	-0.386	-2.409	0.866
표준오차	2.308	0.776	0.392	0.183	1.292	0.402
<i>t</i> -statistic	-4.922	-7.587	12.240	-2.102	-1.864	2.156
<i>p</i> -value	0.000	0.000	0.000	0.054	0.083	0.049

추정결과에 따르면, 연구개발지출(*RDE*), 해외직접투자(*ODI*), 상품무역수지(*CBP*)는 장기적으로 기술무역수지에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타난 반면, 연구개발인력(*RDL*)과 기술무역개방(*TTO*)은 장기적으로 기술무역수지에 정(+)의 효과를 미치는 것

으로 분석되었다. 그리고 연구개발과 관련된 두 변수, 연구개발지출과 연구개발인력의 장기 계수는 특히 탄력적인 것으로 나타났다. 다만 해외직접투자와 상품무역수지의 경우 그 통계적 유의성은 다소 떨어지는 것으로 나타났으므로, 이들 두 변수의 장기적 효과에 대한 해석은 주의를 요할 필요가 있다.³⁾

3. 오차수정모형(ECM) 추정결과

다음으로, ECM 모형을 통해 단기 동태분석을 수행하고자 하였다. 최적 ECM 모형은 SIC 기준에 따라 ARDL(1, 1, 2, 0, 2, 1)으로 나타났다.

<표 8> ECM 모형의 추정결과

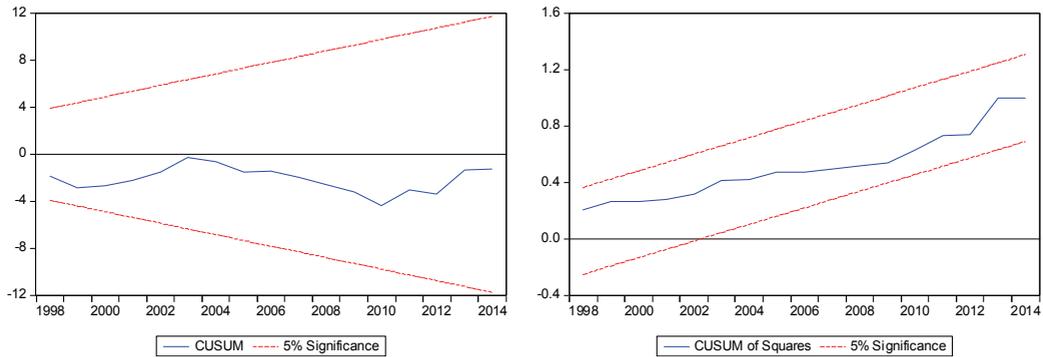
변수	추정계수	표준오차	<i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value
<i>C</i>	0.167	0.123	1.307	0.209
ΔTBP_{t-1}	0.245	0.124	1.983	0.064
ΔRDE	-2.040	0.961	-2.122	0.049
ΔRDE_{t-1}	4.328	1.612	2.684	0.012
ΔRDL	4.080	1.232	3.312	0.004
ΔRDL_{t-1}	-4.570	1.189	-3.844	0.001
ΔRDL_{t-2}	-2.820	0.718	-3.929	0.001
ΔODI	0.399	0.128	3.126	0.006
ΔCBP	-2.449	0.523	-4.685	0.000
ΔCBP_{t-1}	1.308	0.549	2.383	0.029
ΔCBP_{t-2}	-2.594	0.544	-4.768	0.000
ΔTTO	1.407	0.302	4.653	0.000
ΔTTO_{t-1}	-1.020	0.279	-3.651	0.002
<i>ect</i> _{<i>t</i>-1}	-0.638	0.140	-4.567	0.000

<표 9> ECM 모형의 타당성 검정결과

구분	<i>adj. R</i> ²	<i>F</i> -stat.	$\chi^2_{AUTO}[1]$	$\chi^2_{RESET}[1]$	χ^2_{NORM}	$\chi^2_{ARCH}[1]$
검정통계량 (<i>p</i> -value)	0.780	9.199 (0.000)	0.614 (0.445)	3.078 (0.099)	1.759 (0.415)	3.611 (0.068)

※ χ^2_{AUTO} , χ^2_{RESET} , χ^2_{NORM} , χ^2_{ARCH} 는 각기 Breusch-Godfrey의 LM 검정, Ramsey의 RESET 검정, Jarque-Bera 정규성 검정, ARCH 이분산 검정을 나타내며, [] 안은 자유도를 의미한다.

3) 해당 두 변수의 장기 계수는 10% 유의수준에서는 통계적으로 유의하다고 해석할 수 있으나, 5% 유의수준에서는 통계적인 유의성이 있다고 보기 어렵다.



<그림 3> ECM 모형에 대한 CUSUM 및 CUSUMSQ 검정결과

ECM 모형의 추정결과, 해외직접투자(*ODI*)의 경우 선행연구에서 제시한 바와 같이, 기술무역수지 개선에 단기적으로 기여한다는 점을 확인할 수 있다. 그러나 그 외 변수들은 대부분 통계적으로 유의하다고는 하나, 차분항의 시차변수들에 따라 그 부호가 양(+)의 값과 음(-)의 값이 혼재되어 있어 명확한 관계를 도출하기엔 다소 무리가 있다.

한편, 오차수정항(ect_{t-1})의 부호는 음의 값(-0.638)을 갖는 것으로 나타났고 통계적 유의성도 확인되고 있다. 따라서 기술무역수지는 단기에 각 설명변수들의 영향을 받을 뿐만 아니라 또한 오차수정항에 의해서도 영향을 받는다고 볼 수 있으며, 전년도 기술무역수지가 장기균형에서 벗어날 경우 이탈한 부분 중 약 63.8%가 금년에 조정된다는 것을 알 수 있다.

끝으로 ECM 모형의 추정결과도 UECM 모형과 마찬가지로 모형의 타당성과 안정성을 검증하기 위해 Breusch-Godfrey의 LM 검정, Ramsey의 RESET 검정, Jarque-Bera 검정, ARCH 검정, 그리고 CUSUM과 CUSUMSQ 검정을 실시하였다. <표 9>와 <그림 3>의 진단결과, 자기상관(*autocorrelation*), 모형설정의 오류(*misspecification error*), 잔차항의 정규성(*normality*), 그리고 이분산성(*heteroscedasticity*)에 대한 문제는 확인되지 않았으며, CUSUM과 CUSUMSQ 검정결과 또한 5% 유의수준의 임계선을 벗어나지 않고 있기 때문에 추정계수의 안정성과 신뢰성이 확보됨을 알 수 있다.

VI. 결론 및 한계점

1. 결론 및 시사점

기술무역수지 개선에 대한 자성의 목소리가 제기되고 있는 가운데, 본 연구는 1981년부터 2014년까지의 연간 시계열 데이터를 이용하여 연구개발지출, 연구개발인력, 해외직접투자, 상품무역수지, 기술무역개방도 등이 기술무역수지에 미치는 장·단기 영향을 실증적으로 분석하였다.

그 절차는 우선 단위근 검정을 통해 각 분석변수들의 단위근 여부를 검토해보았으며, 분석결과 시계열들의 적분차수가 $I(1)$ 또는 $I(0)$ 등으로 일치하지 않고 상이하게 나타남에 따라 Pesaran and shin(1998)이 제안한 ARDL-bounds 검정을 통해 공적분 관계를 검정하였다. 그리고 공적분 검정결과, 이들 경제변수들 간에 안정적인 장기균형관계가 확인되었으므로 각 변수들의 기술무역수지에 대한 장기 탄력성을 추정하고 오차수정모형을 토대로 단기적 관계와 오차수정향도 추정해보았다.

이상의 분석결과들을 바탕으로 다음과 같은 시사점을 이끌어낼 수 있다. 먼저 연구개발지출의 증대는 장기적으로 기술무역수지의 개선을 이끌어내지 못했으며, 오히려 악화시키는 것으로 분석되었다. 이는 장진규(1994), 박철민 외(2016), Braga et al.(1991)의 연구에서 밝혔듯이, 연구개발투자와 기술도입이 상호 보완관계이기 때문에 지출을 확대하면 할수록 기술도입을 보다 증가시켜 기술무역수지 적자를 심화시키는 것으로 사료된다. 따라서 연구개발지출의 단순 양적 증가는 지양하되, 원천기술개발과 그 지원에 대한 투자 비중은 늘리고 장기적인 관점에서 기술수출에 역점을 둔 투자결정이 이루어져야 기술무역수지가 개선될 수 있을 것으로 판단된다.

연구개발인력은 연구개발지출과는 대조적으로 기술무역수지에 장기적으로 강한 양(+)의 효과를 보이는 것으로 분석되었는데, 이는 연구개발인력이 기술무역수지 개선에 있어 가장 중요한 요소임을 나타낸다고 해석할 수 있다. 한편, 최근 스위스 국제경영개발연구원(international institute for management development: IMD)에서 발표한 『2015년 세계 인재보고서(world talent report 2015)』에 따르면, 한국은 두뇌유출지수가 10점 만점에 3.98로 조사대상 61개국 중 44위를 기록할 만큼 두뇌유출이 심각한 상황이다. 이러한 실정을 감안하건대, 기술무역수지의 적자를 해소하기 위해선 무엇보다 우수한 이공계 인력의 양성이 필요할 뿐만 아니라, 고급두뇌를 영입할 수 있는 유인(incentive)제도들을 강

구하고 두뇌유출 방지에도 심혈을 기울여야 할 것으로 사료된다.

해외직접투자의 경우 단기적으로는 양(+)의 효과를 보였으나 장기적으로는 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이는 주지하다시피 해외직접투자가 늘어남에 따라 모회사와 자회사 간의 기술거래가 증대되고, 이것이 기술수출로 집계되면서 기술무역수지의 개선에 단기적인 기여를 한 것으로 해석된다. 그러나 기술거래 증가의 요인이 자국의 기술경쟁력 증가에 따른 결과가 아닌 관계로 장기적인 관점에서는 큰 효과를 보이지 않는 것으로 판단된다. 이로 미루어 보아, 기술무역수지 개선을 위한 방안으로서 해외직접투자의 장려는 자칫 고식지계(姑息之計)가 될 가능성이 다분하며 장기적인 관점에서 봤을 때 지양할 필요가 있을 것이다.⁴⁾

기술무역수지와 상품무역수지의 장기적 관계는 선행연구들의 주장처럼 대체관계를 갖는 것으로 나타났으나, 통계적 유의성은 다소 떨어지는 것으로 확인된다. 따라서 대부분의 국가들이 비록 외견상 기술무역수지와 상품무역수지의 부호가 상호 반대되는 현상을 보이고 있다지만, 이들 관계를 뒷받침할 통계적 근거는 다소 부족한 것으로 해석된다.

마지막으로 기술무역개방도에 따른 기술무역수지의 변화는 장기적으로 양(+)의 계수를 가졌을 뿐만 아니라 통계적으로도 유의한 것으로 분석되었다. 즉, 기술무역개방의 정도가 클수록 기술무역수지의 개선에 효과를 주는 것이다. 이러한 결과는 기술시장의 개방 확대가 기술경쟁력 제고를 위한 하나의 방안이 될 수 있음을 시사하며, 장차 기술무역수지의 개선과 기술경쟁력 강화를 위해 기술무역 활성화를 적극 장려할 필요가 있을 것이다.

2. 본 연구의 한계점

본 연구는 기술무역수지와 관련 변수들 간의 관계를 실증적으로 분석하고 도출된 결과로부터 유의미한 시사점을 도출함으로써 기술무역수지의 개선과 관련된 정책결정에 기초정보를 제공한다는 점에서 그 나름대로의 의의를 갖는다고 하겠으나, 다음과 같은 한계점들은 추후 보완될 필요가 있을 것이다.

먼저, 자료상 제약으로 인해 분석기간이 34개년도에 불과하여 관측대상을 충분히 확보하지 못하였다는 점과 연간 시계열자료라는 주기가 상대적으로 긴 자료를 사용했기

4) 통계적 유의수준을 10%로 확장하여 해석한다고 해도 장기탄력성이 음(-)의 값을 가지므로, 해외직접투자를 통한 기술무역수지의 개선은 기대하기 어렵다.

때문에 일종의 누락된 변수(omitted variable) 문제가 야기될 가능성이 내포되어 있다는 점을 무시할 순 없을 것이다(Geweke, 1978).

그리고 기술무역수지 개선에 끼칠 요인으로는 분석에 투입된 변수들 외 기술무역의 시스템 측면이나 법·제도적 요인들도 분명 중요할 것으로 사료되나, 적합한 변수들을 선정함에 제약이 있어 이들 관점에서는 살펴보지 못하였으며, 선행연구들에서 제시된 세부적인 개선방안들에 대해서도 일일이 검증하기에 적잖은 어려움이 존재하여 분석을 제대로 수행하지 못하였다는 한계점이 있다.

설정된 분석모형에서도 다소 치밀하지 못했던 부분들이 있다. 우선 본 연구는 자본적 요소와 인적 요소 각각의 개별 영향을 살펴보기 위해 연구개발비와 연구원 수로 분리하여 분석을 수행하였으나, 이 두 변수는 유사한 내용을 반영하고 있을 가능성이 크므로 각 변수들 간에 독립이라는 가정에 배치될 수 있다는 점에 주의해야 할 것이다.

게다가 본 연구와 관련하여 순수출(수출-수입)을 결정하는 모형들도 참조해볼 수 있을 것이다. 하지만 본고의 경우 물가를 고려한 실질환율, 국내수요와 해외수요 등과 같이 순수출을 결정하는 주요요인들에 대한 고려가 부족하였는데, 이점 또한 한계점으로 지적될 수 있을 것이다.

그 외에도 본 모형에서는 해외직접투자만을 고려하였는데, 동일한 논리로 해외 다국적기업들의 국내직접투자의 증가 역시 기술무역수지를 악화시킬 가능성이 다분할 것이다. 따라서 후속 연구에서는 외국인직접투자(foreign direct investment) 변수도 함께 고려하여 해외직접투자의 유출과 유입이 기술무역수지에 어떤 효과를 미치는지에 대해 서로 비교분석할 필요가 있을 것이다.

끝으로 본 연구는 단지 국가단위의 포괄적인 통계자료만을 그 분석대상으로 한정하여 분석을 수행하였는데, 정책적인 함의를 보다 명확히 하기 위해서는 더 구체적으로 연구개발단계별, 산업별 또는 기술별로 세분화하여 분석한다거나 분석대상을 정부와 민간부문으로 구분하여 살펴본다면, 본 연구결과와는 또 다른 유의미한 결과를 도출할 수 있을 것이라 사료된다. 이상 이와 같은 한계점들은 후속과제로 남겨두는 바이다.

참고문헌

(1) 국내문헌

- 과학기술정책연구원 (2013), 「기술무역현황 및 구조분석을 통한 창조경제 가치창출 전략 연구」, 미래창조과학부.
- 국가과학기술심의회 (2013), 「기술무역 심층분석 및 정책방안(안)」, 미래창조과학부.
- 문병기·이정현 (2013), 「창조경제 실현을 위해 기술무역이 나아가야 할 길: 기술수준별 대·중소 기업 수출분석과 기술무역 위상 제고 방안」, 한국무역협회.
- 박철민·구본철 (2016), “R&D 투자와 기술무역 간의 인과관계 분석”, 『기술혁신연구』, 제24권 제2호, pp. 91-113.
- 박철민·구본철·남상성 (2015), “R&D 디플레이터 산출방법 개발에 관한 연구”, 『한국경영공학회지』, 제20권 제3호, pp. 121-137.
- 백은영·문희철 (2010), “우리나라 기술무역의 산업별 특성에 관한 연구: OECD 국가를 대상으로”, 『통상정보연구』, 제12권 제4호, pp. 151-170.
- 서갑성·김중성 (2008), “통상환경 변화에 따른 기술무역 활성화 방안: 지식재산권을 중심으로”, 『통상정보연구』, 제10권 제2호, pp. 165-188.
- 송종국·서환주 (2003), “기업의 R&D 구조변화와 정부정책 방향에 대한 소고”, 『기술혁신연구』, 제11권 제1호, pp. 79-97.
- 유승훈 (2003), “정부 R&D 투자와 민간 R&D 투자의 인과관계 분석”, 『기술혁신연구』, 제11권 제2호, pp. 175-193.
- 이재영 (2009), “한국 기술무역의 수출 강화 방안”, 『e-비즈니스연구』, 제10권 제2호, pp. 3-27.
- 이종민·노민선 (2015), “우리나라의 글로벌 기술경쟁력 제고를 위한 기술무역수지 개선방안 연구: 산업계 인식 및 실태조사를 중심으로”, 『기술혁신연구』, 제23권 제4호, pp. 1-31.
- 장진규·홍순기 (1994), “연구개발과 기술도입의 경제효과 및 상호관계 분석”, 『기술경영경제학회지』, 제2권 제1호, pp. 242-255.
- 정재승 (2012), “우리나라의 기술무역수지 적자개선에 관한 연구”, 『통상정보연구』, 제14권 제2호, pp. 227-248.
- 한국무역학회 (2012), 「기술무역수지 개선을 위한 대책 방안 마련」.
- 한국무역협회 (2005), 「우리나라 기술무역수지의 현황과 정책과제」.
- 한국산업기술진흥협회 (2009), 「기술무역 현황 및 정책적 시사점: 기술무역 실태조사 결과 중심으로」, 서울.
- 한국산업기술진흥협회 (2015), 「2014년도 기술무역통계보고서」, 미래창조과학부.

(2) 국외문헌

- Braga, H., and Willmore, L. (1991), “Technological Imports and Technological Efforts: An Analysis of Their Determinants in Brazilian Firms”, *Journal of Industrial Economics*, pp. 421-432.
- Brahmasrene, T. and Jiranyakul, K. (2009), “Capital mobility in Asia: evidence from bounds testing of cointegration between savings and investment”, *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol. 14, No. 3, pp. 262-269.
- Can, D. L. (1987), “The Role of R&D in High-Technology Trade: An Empirical Analysis”, *Atlantic Economic Journal*, Vol. 15, No. 4, pp. 32-38.
- Chesbrough, H. W. (2003), *Open Innovation: The New Imperative for Creating and Profiting from Technology*, Harvard Business School Press, Boston.
- Chesbrough, H. W. and Garman, A. R. (2009), “How Open Innovation Can Help You Cope in Lean Times”, *Harvard Business Review*, December.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation Estimation and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Geweke, J. (1978), “Temporal Aggregation in the Multiple Regression Model”, *Econometrica*, Vol. 46, No. 3, pp. 643-661.
- Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- Lamotte, O., Porcher, T., Schalck, C. and Silvestre, S. (2013), “Asymmetric Gasoline Price Responses in France”, *Applied Economics Letters*, Vol. 20, No. 5, pp. 457-461.
- MacKinnon, J. (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No. 6, pp. 601-618.
- Mah, J. S. (2000), “An Empirical Examination of the Disaggregate Import Demand of Korea: the Case of Information Technology Products”, *Journal of Asian Economics*, Vol. 11, pp. 237-244.
- Narayan, P. K. (2005), “The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests”, *Applied Economics*, Vol. 37, pp. 1979-1990.
- OECD (1990), *Proposed Standard Method of Compiling and Interpreting Technology Balance of Payment Data*, TBP Manual.
- Pesaran, B. and Pesaran, M. H. (2009), *Time Series Econometrics: Using Microfit 5.0*, Oxford University Press, Oxford.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin (1998), “An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis”, *Econometric Society Monographs*, Vol. 31, pp. 371-413.

- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp. 289-326.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, pp. 335-346.

□ 투고일: 2016. 12. 07 / 수정일: 2017. 01. 10 / 게재확정일: 2017. 01. 31