

외국인 직접투자의 기술확산 효과에 대한 실증분석 : 비안정적 패널자료를 이용하여*

An Empirical Research on Relation between FDI and Technology Diffusion:
Using Nonstationary Panel Data

김 홍 기** · 김 종 운***

〈 목 차 〉

- | | |
|-----------|-----------------|
| I. 서론 | IV. 비안정적 패널분석기법 |
| II. 기존 연구 | V. 실증분석 결과 |
| III. 모형설정 | VI. 요약 및 결론 |

Abstract

This study aims at investigating whether foreign direct investment plays a role as a channel of international technology diffusion. We used the annual panel data from 1980 to 2002. The nonstationary panel techniques, in particular group mean panel FMOLS (fully modified OLS) was exploited as an empirical methodology in order to tackle the heterogeneity between members and low frequency. The empirical results show that inflow direct investments lead to an increase in total factor productivity and economic growth. Also outflow direct investments contribute to an higher total factor productivity and economic growth. These results confirms that both inflow and outflow direct investments are important channels for international technology diffusion or spillover.

Key words: 외국인 직접투자, 해외직접투자, 기술확산, 총요소생산성, 경제성장,
패널공적분, 그룹간 패널FMOLS

* 본 연구는 과학기술정책연구원의 소액공모과제의 지원에 의하여 작성되었음. 본 연구는 한국경제연구학회 2005년도 정기학술대회에서 발표된 논문으로 당시 토론자로 참석하여 좋은 지적을 해 주신 송원호박사께 감사의 말씀을 드립니다.

** 한남대학교 국제통상학과 교수 email: hongkee@hannam.ac.kr

*** 중소기업청 해외시장과장 email: woon@snba.go.kr

I. 서론

국제자본시장의 통합과 함께 외국인직접투자는 1990년대에 무역이나 경제성장보다 더 빠르게 급속히 증가하였다. 1990-97년까지 외국인직접투자는 연평균 13%정도 성장하였고 1998-2000년까지는 국제적인 인수합병붐과 함께 연평균 50% 증가하여 2000년에는 그 액수가 1조5천억달러에 이르렀다. 그 결과 전세계 GDP대비 직접투자의 비율이 1980년에는 0.52%, 1990년에는 0.95%에 이르던 것이 1995년에는 1.14%로 증가하였고 2000년에는 4.87%에 이르고 있다. 직접투자의 유입이나 유출의 대부분은 선진국이 차지하고 있는데 유출의 경우에는 전체의 94%를 차지하고 유입의 경우에는 전체의 70%를 차지하고 있다. 그러나 개도국으로의 직접투자의 유입도 크게 증가하고 있는데 특히 신흥개도국에 집중되고 있다. 2003년에 개도국으로의 민간자본이동은 2,000억불에 이르는데 이 중 70% 이상이 직접투자의 형태로 이루어졌다. 이러한 외국인직접투자의 급속한 증가는 외국인직접투자에 대한 규제철폐와 조세감면이나 보조금과 같은 적극적인 해외직접투자 유인정책에 기인하는 바가 크다. 이러한 적극적인 외국인직접투자(FDI) 유입정책은 FDI가 기술이전이나 기술확산의 중요한 통로이고 나아가 많은 외부성을 발생시켜 경제성장에 기여한다는 믿음에 근거하고 있다. 이러한 입장이 폭넓게 받아들여짐에 따라 많은 국가들이 FDI를 유입하기 위하여 다각적으로 노력하고 있다.

그러나 FDI와 관련된 이론은 FDI가 성장에 미치는 효과에 대해서 상이한 주장을 제시하고 있다. FDI가 경제성장을 증대시킨다는 가장 설득력 있는 근거는 FDI가 지식이전과 기술이전의 형태로 외부성을 가져와 생산성을 증대시킨다는 것이다. 하지만 일부 모형이나 이론은 무역이나 가격 혹은 금융왜곡이 존재하는 상태에서 FDI유입은 자원배분의 효율성을 떨어뜨리고 이는 성장을 둔화시킨다고 주장하고 있다(Brecher and Diaz-Alezandro(1977)). 또한 FDI는 국부의 유출통로로 작용할 수 있다는 주장이 있다. Krugman(1998)은 외환위기나 금융위기 상황에서 FDI의 효율성을 검토하면서, 그는 금융위기하의 FDI는 기술이전을 가져오지 못한다고 주장하고 있다. 왜냐하면 외국기업들이 국내기업보다 기술력을 비롯한 효율성 우위에서가 아니라, 단지 현금우위 능력을 이용하여 헐값으로 국내기업을 인수하기 때문이다. 따라서 금융위기시의 외국인 직접투자는 장기적으로 경제성장을 촉진하는데 기여하지 못한다고 주장하고 있다.

〈표1〉 전세계 해외직접투자의 추이

연도	1980	1985	1990	1995	2000
해외직접투자액 (십억달러)	57.4	55.3	201	328	1510
해외직접투자/ GDP(%)	0.52	0.48	0.95	1.14	4.88

자료: Worldbank의 World Development Indicator

이러한 이론적 연구들은 FDI가 과연 기술이전이나 확산에 도움이 되는가 아니면 그렇지 않은가를 파악하는데 한계가 있다. 따라서 FDI의 효과를 파악하기 위해서는 실증연구를 필요로 한다. 그러나 실증연구에 있어서도 합의된 결론을 내지 못하고 있다. 예를 들어 Rodrick(1999), Carkovic and Levine(2002)의 연구에 따르면 FDI의 유입이 총요소생산성을 증가시키지 못하는 것으로 나타나고 있다. 한편 많은 연구들은 FDI가 기술이전의 주요 채널이 된다할지라도 기술이전의 효과는 국내기업과 해외기업간의 기술격차 또는 기술 도입국의 기술흡수능력에 의존하는 것으로 나타나고 있다. Borenstein, De Gregorio and Lee(1998)는 FDI가 성장에 양의 효과를 갖지만, 이는 FDI 유입국이 FDI의 기술이전효과를 활용할 수 있도록 충분히 교육받은 노동력을 갖고 있는 경우에 한정된다는 사실을 보이고 있다. 이는 FDI가 기술이전이나 확산에 미치는 효과는 국가특수요소나 흡수능력에 의존한다는 사실을 의미한다. 즉 FDI가 총요소생산성에 미치는 효과는 금융발전, 인적자본축적 혹은 무역 개방도와 같은 자본도입국의 경제여건에 의존하게 된다는 것이다.

앞에서 살펴 본 바와 같이 FDI가 국가 간의 기술이전이나 확산의 주요 경로가 되어 총요소생산성을 증가시키는지 그렇지 않은지는 이론적으로나 실증적으로 많은 추가적인 연구를 요구한다. 특히 기존의 연구는 주로 횡단면 분석이나 일정 기간의 평균, 혹은 개별산업의 입장에서 연구가 이루어져 방법론상의 한계를 지니고 있다.

본 연구는 FDI와 관련된 주요 문제와 관련되어, 횡단면 분석이나 일정기간 평균을 이용한 방법론상의 문제를 해결하기 위하여 최근에 급속히 개발되고 있는 비안정적 패널자료를 이용하여 다음과 같은 사항을 연구한다. 첫째, FDI가 과연 기술이전이나 확산, 나아가 외부경제를 통한 총요소생산성을 증대시키는가? 즉 외국인 직접투자가 기술전파의 중요한 통로가 되는가를 확인한다. 둘째, FDI는 경제성장을 가속화하는가? 즉, FDI가 경제성장에 기여한다

면 그 경로가 투자를 증대시켜 경제성장을 가져오는가 아니면 총요소생산성을 증대시켜 경제성장을 증대시키는가를 살펴본다.

이러한 연구는 학문적으로나 현실적으로 매우 중요한 의미를 지닌다. 학문적으로는 횡단면 분석이나 제한된 동태성만을 가정한 기존 연구에서 한 단계 나아가 비안정적 패널기법을 활용하여 학문적 지평을 확대할 것이다. 또한 많은 국가들이 외국인 직접투자를 유치하기 위하여 많은 보조금이나 특혜를 제공하고 있는 현실 속에서 본 연구는 그러한 정책의 타당성 평가에 대한 지침을 제공할 것이다. 마지막으로 FDI의 예상되는 효과를 실현하기 위한 정책적 조치나 기반조건들을 제시하여 성공적인 FDI 유입정책에 대한 지침을 제공할 수 있다.

II. 기존 연구

최근 성장이론의 발전은 국제자본이동이나 FDI가 경제성장에 미치는 효과에 대한 연구를 활성화하는 계기를 제공하였다. 전통적인 신고전학과 성장이론에 따르면 경제성장을 촉진하는 근본요소는 기술진보이다. 그러나 이 모형에서는 기술진보는 외생적으로 간주되기 때문에, 기술진보를 가져오는 동력에 대해서는 정보를 제공하고 있지 못하다. 신고전학과 모형에 따르면 FDI는 외국에서의 일시적 자본도입이나 기술도입이기 때문에 이는 장기적으로 경제성장에 영향을 주지 못하고 오직 단기적으로만 영향을 준다. 하지만 기술진보를 모형내의 내생변수로 취급하는 내생적 성장이론은 경제성장이 모형 내에서 내생적으로 결정됨을 보이고 있다. 이러한 내생적 성장모형의 발달은 FDI가 총요소생산성이나 경제성장을 촉진하는 경로에 대한 연구를 촉발시켰다. FDI가 경제성장률에 미치는 효과는 다음과 같은 경로를 통해 이루어질 수 있다. 먼저 FDI는 생산함수에서 FDI와 관련된 새로운 해외기술이나 새로운 중간재의 도입을 촉진시켜 경제성장을 증대시킨다. 둘째, FDI는 노동훈련이나 기술흡수 그리고 새로운 경영기법이나 관행의 도입을 통해 기존의 지식량을 증대시키는 역할을 한다. 이러한 경로를 인적자본확대(human capital augmentation)라 한다. 이러한 기술확산이나 외부성은 장기적으로 경제성장을 가져오는 비체감수익(nondecreasing returns)을 가져오는 원동력이 된다. 결과적으로 FDI는 지속적으로 자본유입국에서 생산성을 증대시키고 국내투자나 기술진보의 촉매제 역할을 수행하게 된다.

FDI가 국가간의 기술전파를 가져오고 이것이 총요소생산성이나 경제성장을 촉진하는가에

대한 많은 실증연구들이 진행되었다. 그러나 그 결과는 상이하게 나오고 있다. 여기에서는 이러한 실증연구들을 중심으로 살펴보고자 하였다. 실증분석한 결과는 기업차원의 미시적 수준과 국민경제차원의 거시적 차원으로 구분될 수 있다.

기업차원의 미시적 연구들은 FDI가 경제성장에 미치는 효과는 매우 제한적이라는 결론이 주를 이루고 있다. Haddad and Harrison(1993), Atkins and Harrison(1999)는 개별국가에서 외국인 직접투자가 국내기업으로의 기술이전을 통해 생산성 증대를 가져오고 있는가를 분석하고 있다. 이 연구들은 FDI가 해외기업으로부터 국내기업으로의 기술이전이나 기술확산을 촉진시켰다는 증거를 발견하지 못하고 있다. 따라서 미시적 차원에서는 FDI가 경제성장이나 생산성증대를 가져온다는 증거가 충분하지 않다고 볼 수 있다.

미시적 실증결과와는 달리 거시적 연구는 FDI가 일정한 조건하에서 경제성장에 기여한다는 결과가 주를 이루고 있다. 하지만 거시적 연구에서도 상반되는 결과가 제시되고 있다. 일부 연구는 FDI가 경제성장에 양의 효과를 갖는다는 실증분석결과를 보이지만, 다른 일부 연구들은 FDI가 경제성장에 별 영향을 미치지 못한다는 분석결과를 보이고 있다. 전자는 주로 FDI가 경제성장에 양의 효과를 지니기 위한 조건에 주안점이 주어지는 반면, 후자는 FDI와 경제성장간의 양의 관계를 도출하는 추정기법에 대한 문제를 제기하고 있다. Borensztein, De Gregorio and Lee (1998)과 Balasubramanyam et al(1996), Alfaro, Chanda, Kalemli-Ozcan and Sayek(2002)는 FDI가 경제성장에 긍정적 효과를 갖는다는 입장을 지지하고 있다. Borensztein, De Gregorio and Lee는 FDI가 기술이전이나 확산을 통해 경제성장에 영향을 미치는 내생적 성장모형을 설정하면서, 인적자본축적이 FDI가 경제성장에 양의 효과를 갖는 기본 요소임을 보이고 있다. 즉 최소인적자본 이상의 인적자본을 축적하여 흡수능력을 갖는 국가만이 FDI가 지니고 있는 기술이전효과나 외부효과를 누려 경제성장에 기여한다는 것이다. Balasubramanyam et al(1996)는 46개 개도국에 대해서 1970-85년에 대해 평균값에 대한 횡단면 자료를 이용하고 있다. 그들은 수입대체정책을 추구하는 국가보다는 수출촉진정책을 추구하는 국가에서 FDI가 경제성장에 미치는 효과가 크게 나타남을 보이고 있다. Alfaro, Chanda, Kalemli-Ozcan and Sayek(2002)는 FDI, 금융시장과 총요소생산성간의 관련성에 대하여 살펴보고 있다. 그들은 20년간의 횡단면자료를 이용하여 분석한 결과, 국내금융시장이 발달된 경제는 FDI로부터 많은 이익을 향유하는 반면, 그렇지 못한 국가는 FDI가 총요소생산성에 별 영향을 주지 못한다는 사실을 보여주고 있다. 즉 FDI 자체만으로

는 경제성장에 별 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 즉 대부분의 경우 FDI가 경제성장에 양의 효과를 갖는다 할지라도 이는 일정한 조건하에서 이루어진다는 사실이다. 그동안의 많은 실증연구들은 FDI가 R&D의 국제적 전파를 가져오는 채널로 작용하는가에 주안점이 주어졌다.

외국인 직접투자가 국가간의 R&D 전파의 통로로서 작용한다는 사실에 주목한 연구도 활발하게 진행되었다. Pottelsberghe and Lichtenberg(2001)은 Coe and Helpman(1995)가 보여준 무역이 R&D의 국가간 전파의 통로로서 작용한다는 데서 한발 더 나아가 직접투자도 국가간 R&D 전파의 채널이 된다는 사실을 실증연구를 통해 보여주고 있다. Pottelsberghe and Lichtenberg(2001)는 OECD 13개국의 외국인직접투자의 자료를 이용하여 R&D가 국가간에 전파되는가를 분석하고 있는데 그 실증결과에 따르면, 직접투자의 유입은 해당국의 총요소생산성을 증가시키지 못하는 반면, 직접투자의 유출은 투자국의 총요소생산성을 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 즉 외국인 직접투자는 투자국의 기술적 우위를 투자대상국으로 확산시키기 보다는 투자대상국의 기술력을 이용하는 것으로 나타나고 있다. R&D 집약적인 국가에 직접투자를 하면 투자국은 기술이전을 받아 투자국의 총요소생산성을 증가시키는 것으로 나타나고 있다.

한편 FDI가 경제성장이나 총요소생산성에 미치는 효과에 대하여 회의적인 시각을 갖는 연구들이 있다. Rodrik(1999)가 그러한 시각의 대표적인 예로 거론될 수 있다. 그는 FDI가 경제성장(총요소생산성)에 미치는 효과는 비록 존재한다 할지라도 매우 미약하고 또한 FDI에서 총요소생산성으로의 인과관계가 아니라 총요소생산성에서 FDI로의 인과관계에 기인하는 것으로 보인다고 주장하고 있다. 외양적으로 FDI가 경제성장에 유의한 영향을 미치는 것으로 보이는 것은 많은 다국적 기업이 생산성이 높고 또한 상대적으로 빠르게 성장하고 수익성이 높은 지역에 주로 투자하기 때문이라고 주장하고 있다. FDI에 대한 회의적인 시각에 대한 보다 체계적인 실증연구는 Carkovic and Levine(2002)에 의하여 이루어졌다. 그들은 1960-1995년 동안 동태적인 평균 패널자료에 대하여, GMM추정량을 이용하여, 성장회귀식에서 동시성 편의, 국가특수효과 그리고 시차종속변수의 문제를 해결하고 있다. 그들의 실증결과는 FDI가 총요소생산성에 독립된 영향을 미치지 못한다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 그들은 다양한 추정방법, 표본 그리고 회귀식을 사용하여도 FDI가 총요소생산성에 영향을 주지 못한다는 결론을 얻고 있다.

기존의 연구를 종합하여 보면 직접투자가 기술의 확산이나 경제성장에 미치는 효과가 달리 나타나고 있다. 이렇게 직접투자의 효과가 달리 나타나는 것은 직접투자의 효과가 국가 고유요소, 표본 및 추정방법 등에 의존하는 것으로 파악된다. 따라서 보다 체계적인 방법론을 이용하여 직접투자의 효과를 분석하는 것이 필요하다고 하겠다.

III. 모형 설정

Romer(1986), Lucas(1988), Grossman and Helpman(1991) 등의 내생적 성장이론으로부터 본 연구에서 논의될 내용을 위해 다음과 같은 실증분석 모형을 구성한다. 내생적 성장모형은 주로 중간재가 도입된 모형들이며, 모형에 따라 중간재의 수나 중간재의 품질이 증가하면 생산성이 증가하는 것으로 나타난다. 중간재의 수나 중간재의 품질은 FDI가 증가하면 증가하는 것으로 가정한다. 이를 간단한 모형으로 구성하기 위해 다음과 같은 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하자.

$$Y_{i,t} = A_{i,t} K_{i,t}^{\alpha} L_{i,t}^{(1-\alpha)} \tag{1}$$

Y는 산출량, K는 자본, L은 노동, A는 상수이고, i는 산업을 의미한다. 식 (1)은 자본과 노동에 대해서는 1차 동차의 생산함수이고, 총요소생산성은 산출량과 투입량의 차이를 의미하므로 다음과 같이 정의된다.

$$\log F_{i,t} = \log Y_{i,t} - \alpha \log K_{i,t} - (1 - \alpha) \log L_{i,t} \tag{2}$$

여기서 F는 총요소생산성을 나타낸다. 따라서 식 (2)로부터 총요소생산성은 중간재의 수나 품질단계를 나타내는 변수 n과 다음과 같은 관계를 갖는다.

$$\log F_{i,t} = \log A_{i,t} + \alpha \log n_{i,t} \tag{3}$$

앞서 말한 바와 같이 n이 제품의 수를 나타내든 아니면 품질단계를 나타내든 n의 증가는 FDI의 증가에 의해 이루어진다고 가정한다. 이러한 가정은 FDI는 외국의 선진기술이나 경영기법을 도입하는 통로가 된다는 인식에 기반을 둔다. 따라서 이를 실증분석모형으로 전환하

기 위해 추상적인 변수를 이용가능한 변수인 FDI로 대체하면, 식 (3)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\log F_{i,t} &= \log A_{i,t} + a \log FDI_{i,t} \\ &= \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \log FDI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}\quad (4)$$

그런데 실제로 총요소생산성은 외국과의 무역을 통한 선진기술의 도입에 의해서도 이루어지므로 이를 반영하기 위해서 추정식에서는 그 국가의 개방도를 추가하여 추정한다.

이러한 상기모형을 이용하여 다음과 같은 사항을 검정한다. 첫째, 일반적으로 기술을 직접 측정하기는 쉽지 않아 많은 경우 기술의 대용변수로 R&D지출, 특허건수 등을 사용하여 추정한다. 본 연구에서는 총요소생산성을 기술의 지표로 설정하고 이와 FDI간의 관계를 규명한다. 즉 FDI가 과연 기술이전이나 확산 나아가 외부경제를 통한 총요소생산성에 영향을 주는가를 검정한다. 이를 통해 과연 외국인 직접투자의 유입이 기술전파의 통로가 되는가를 확인한다.

둘째, FDI가 총요소생산성을 증가시켜 경제성장을 가속화하는가를 분석하였다. 일반적으로 FDI의 증가가 총요소생산성을 증가시키면 경제성장으로 이어질 것이다. 그러나 FDI가 국내투자를 구축하여 총요소생산성의 증가를 상쇄한다면 FDI가 경제성장으로 이어지지 않을 수도 있다. 따라서 이러한 사실을 고려하여 FDI와 경제성장간의 관계를 규명하였다.

셋째로, 통제변수들을 추가하여 추정함으로써, FDI가 예상되는 긍정적인 효과가 무엇인지도 추가적으로 분석하였다. 이는 현실적으로 FDI가 무조건적으로 기술확산을 가져온다고 말하기는 힘들고 또한 기존의 많은 연구에서도 흡수역량이 충분한 경우 긍정적인 효과를 갖는 것으로 연구되고 있기 때문이다.

IV. 비안정적 패널분석기법

위에서 검토한 기존의 연구에서 알 수 있듯이 FDI가 총요소생산성이나 경제성장에 미치는 효과는 국가 고유요소, 추정방법에 따라 다르게 나타나고 있다. 대부분의 기존 연구는 주로 횡단면 자료나 일정기간의 평균자료를 활용하고 있다. 또한 대부분의 기존 연구는 계수가 동일하다는 가정을 하든지 혹은 패널 동태성이 동일하다는 가정을 하고 있다. 몇몇 연구들이 이질적인 계수를 가정하기도 하지만 주로 low frequency 관계를 반영하는 고정효과

에 관심을 갖고 있다. 혹은 변수들의 차분변수를 통한 안정변수를 이용하고 있어 많은 정보 손실을 가져오고 있다. 이러한 사실을 고려하여 본 연구에서는 비안정적인 패널자료를 이용하였고 특히 Pedroni(2001)의 그룹간 패널 FMOLS(fully modified OLS)를 이용하여 이질적 동태성과 장기 low frequency 관계를 추정하고자 한다.

본 연구에서 사용하고 있는 방법인 비안정적 패널기법을 소개하면 다음과 같다. 비안정적 패널기법은 기본적으로 시계열자료가 갖는 한계점, 즉 개별 시계열자료에 대한 공적분기법은 검정력이 낮다는 문제점을 지닌다. 이 때, 패널자료를 활용하면 관측 개수를 증가시켜 검정력이 증가하게 되는데 이때 발생하는 문제는 패널간의 이질성을 어떻게 해소하느냐의 문제이다. 따라서 비안정적인 패널기법에 대한 연구는 어떻게 패널간의 이질성을 극복하느냐의 문제에 주안점이 주어졌다. 따라서 본 연구에서는 패널간 이질성의 문제를 해결하는데 우월성이 있는 Pedroni(1999, 2003)의 패널공적분기법을 주로 사용하였다. 비안정적 패널기법의 절차는 패널단위근 검정, 패널공적분검정, 패널 공적분추정으로 구분되는데 이를 차례로 설명하고자 한다.

① 패널단위근 검정

일반적인 패널 식을 정립하면 다음과 같다.

$$y_{it} = a_i + b_i + \alpha_i x_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

여기에서 y 는 총요소생산성과 같은 관심의 대상이 되는 종속변수를 나타내고, x_1 은 외국인 직접투자를 의미한다. 여기에서 모든 변수는 일인당 실질 항목으로 나타나 있다. a_i 는 다양한 국가 특수적 혹은 관찰되지 않는 국가요인을 나타내고 b_i 는 전체 횡단면 자료에 공통으로 영향을 미치는 시간더미를 나타낸다. 공통효과는 단기경기변동이나 장기적인 세계적인 기술변동을 의미한다. ε_{it} 교란항을 나타낸다. 위의 식은 다양한 형태의 이질성을 고려하고 있다.

본 논문은 비안정적 변수를 고려하고 있다. 잘 알려져 있듯이 개별자료에 대한 전통적인 단위근 검정은 낮은 검정력 문제가 존재한다. 또한 국가나 산업간의 상호의존성을 고려할 수 없

다는 문제점을 지닌다. 패널자료는 표본수를 늘려 검정력을 높이고 또한 그룹간의 상호의존성도 어느 정도 고려할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 패널 단위근에 대한 연구는 Levin, Lin and Chu(2002, 최초논문 1993, 이하 LLC)와 Quah(1994) 등에 의해 최초로 이루어졌고 Im, Pesaran and Shin(1997, 이하 IPS), Maddala and Wu(1999), Choi(2001) 등에 의해 발전되었다. 여기에서는 본 연구에서 사용하고 있는 패널단위근 검정에 대하여 간략히 소개한다.

LLC는 고정효과, 개별추세 및 공동시간효과 및 이질적 동태성을 고려한 패널단위근 검정 기법을 제시하고 있는데 다음과 같은 단위근 식을 제시하고 있다.

$$\Delta y_{i,t} = \rho_i y_{i,t} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta y_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad t=1, 2, \dots, T \quad (6)$$

LLC는 다음과 같은 귀무가설과 대립가설을 상정하고 있다. 귀무가설 H_0 : 모든 i 에 대해 $\rho_i = 0$, 대립가설 H_1 : 모든 i 에 대해 $\rho_i = \rho < 0$

LLC는 각개별 시계열에 대해 ADF 검정기법을 적용하여 t 값을 구하고 이를 일정한 방법으로 표준화시키면 그 통계량은 점근적으로 평균이 0이고 표준편차가 1인 정규분포를 갖게 됨을 보이고 있다. LLC는 최초로 패널단위근 추정량이 Gaussian 분포를 갖기 위하여 요구되는 수정항과 표준화요소를 보여주었다는 점에서 중요한 의미가 있다. 그러나 LLC는 모든 패널 i 에 대해 동일한 자기회귀계수를 갖는다는 대립가설을 전제로 한다는 점에서 매우 제한적이다.

Im, Pesaran and Shin(1997)은 이러한 제약을 완화한 상태하에서 패널 단위근 검정기법을 제시하고 있다. 즉 귀무가설은 LLC와 동일하지만, 대립가설(H1)은 “일부 i 에 대해 $\rho_i < 0$ ”으로 설정하여 그룹간의 이질성을 허용하고 있다. 또한 오차항은 LLC과 마찬가지로 그룹간에 상이한 계열상관계수를 허용하고 있다. IPS는 상기의 귀무가설과 대립가설을 전제로 한다.

귀무가설하에서 각 i 그룹에 대하여 $\rho_i = 0$ 의 제약하에서 ADF 통계량인 t 값을 구하고 t 값을 전체 그룹에 대한 평균(\bar{t})을 구한다. 그러나 여기에서 구해지는 t 통계량은 nuisance parameter, 즉 각 그룹 θ_i 에 의존하게 되어 이 통계량의 기대값과 분산을 이용한 표준화는 의미를 잃게 된다. 하지만 시계열자료 t 가 상당히 큰 값을 갖게 되면, 일정한 조건하에서 표준화가 가능하다. 따라서 표준화된 group mean \bar{t} 통계량을 정의하면 이는 점근적으로 표준정규분포를 갖는다.

② 패널공적분 기법

다음으로 패널공적분 통계량을 검토하고자 한다. 최근에는 패널 단위근을 갖는 변수들간 장기적 관계의 존재를 검증하는 패널공적분 검정기법에 대한 활발한 연구가 진행되고 있다. 패널 공적분 검증에 대한 대표적인 연구로는 Pedroni(1995, 1999), McCoskey and Kao(1998) 그리고 Kao(1999) 등을 들 수 있다. 본 연구에서는 주로 멤버들간의 이질적 단기 동태성을 고려하는데 강점이 있는 Pedroni기법을 이용하기 때문에 여기에서는 주로 Pedroni 방법을 소개하고자 한다. 일반적인 공적분 관계식이 식(5)와 같이 주어져 있다고 하자.

앞에서 지적한 바와 같이 식(5)는 다양한 이질성(heterogeneity)을 고려하고 있다. 적어도 일부 그룹에 대해 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설 하에서는 패널추정의 오차항은 비안정적이 되고 반대로 모든 멤버들간에 공적분이 존재한다는 대립가설 하에서는 오차항이 안정적이 된다. Pedroni(1995)는 두가지 유형의 패널공적분 검정통계량을 제시하고 있다. 하나는 그룹내에 기초한 그룹내통계량(within dimension statistic)이고 다른 하나는 그룹간에 기초한 그룹간(between group) 혹은 그룹 평균(group mean) 통계량이다.

먼저 그룹내 통계량을 살펴보고자 한다. Pedroni는 이를 풀링된 패널공적분통계량(pooled panel cointegration statistic)이라고 부르고 있는데 이는 그룹의 특수한 계열상관계수를 수정하면서 식(5)에서 추정된 오차의 자기회귀계수를 풀링한 것이다. Phillips-Perron 통계량과 유사한 비모수 t통계량(Z_{tpp})은 다음과 같이 도출된다.

$$Z_{tpp} = \left(\sigma_{NT}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (e_{i,t-1} \Delta e_{i,t-1} - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

여기에서 $e_{i,t}$ 는 식(1)에서의 추정오차이고 $\hat{\lambda}_i$ 는 Phillips and Perron 추정량에서 볼 수 있는 비모수 계열상관 수정항이다. 또한 $\sigma_{NT}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2$ 이고 σ_i^2 은 자기회귀식에서 잔차의 장기분산을 나타낸다. 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설하에서 상기 통계량을 일정한 방법으로 표준화하면 표준정규분포에 수렴한다. 한편 윗식에서 $\hat{\lambda}_i = 0$ 으로 대체하고 σ_{NT}^2 대신에 ADF 자기회귀식 잔차의 현시간 분산의 평균으로 대체하면 모수 ADF 풀링 패널공적분 t 통계량이 정의된다. 비모수 t통계량이나 ADF에 근거한 t 값 역시 일정한 방식으

로 표준화하면 점근적으로 표준정규분포를 갖게 된다.

다음에는 그룹평균 혹은 그룹간에 의거한 패널 공적분 t통계량(Z_{GPP})은 각각 다음과 같이 정의된다.

$$Z_{GPP} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \sigma_i^{-2} e_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (e_{i,t-1} \Delta e_{i,t-1} - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

여기에서 그룹간 통계량은 특정 i그룹에 대한 전통적 시계열분석 통계량을 구하고 이를 다시 전체그룹에 대하여 평균을 구한 값이다. 또한 ADF에 근거한 그룹간 패널공적분 t값 역시 그룹내 t 통계량과 마찬가지로 $\hat{\lambda}_i = 0$ 을 대치하고 σ_{NT}^2 대신에 ADF 자기회귀식으로 부터 잔차의 단순현시점분산(contemporaneous variance)의 평균으로 대체하면 구해진다. 이들 역시 일정한 방식으로 표준화하면 표준정규분포를 따르게 된다.

③ 패널 공적분 추정량

다음에는 패널공적분 벡터를 어떻게 추정할 것인가? 우리는 그룹간 패널 FMOLS(Fully Modified Ordinary Least Square) 방법을 검토하고자 한다. 공적분 추정량에서 FMOLS 추정량은 회귀변수들의 내생성이나 오차의 계열상관관계를 제거하는 장점을 지니기 때문에 전통적 시계열분석에서 매우 많이 이용되고 있다. Pedroni (2000,2001)는 FMOLS를 패널공적분 추정량에 적용하고 있는데 그 방법은 두 가지가 있다. 하나는 pooled(within group) panel FMOLS 추정량이고 다른 하나는 그룹평균(between group) FMOLS 추정량이다. 본 연구는 주로 그룹간 FMOLS 추정량을 이용하는데 이는 더욱 현실적인 귀무가설을 전제로 하고 있고 또한 그룹내 추정량보다 소표본하에서 size distortion이 작기 때문이다. 그룹평균 추정량은 다음과 같이 적시된다.

$$\hat{\beta}_{GFM}^* = \frac{1}{N} \sum_i \left[\frac{\sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i) y_{i,t}^* - T \hat{\gamma}_i}{\sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)^2} \right] \quad (9)$$

여기에서 $\hat{y}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$ 을 의미하고 또한 $y_{i,t}^* = \left(y_{i,t} - y_i \right) - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} \Delta x_{i,t}$ 이다.

$\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i'$ 는 회귀식으로부터의 잔차와 FDI 변화로 구성되는 안정적인 벡터의 장기공분산 행렬이다. Ω_{21i}^0 는 식(5)에서의 안정적인 오차항과 단위근 자기 회귀오차항간의 장기공분산을 나타낸다. 그리고 Ω_{22i}^0 는 FDI 차분에 대한 장기공분산을 나타낸다. Γ_i 는 자기공분산의 가중합이다. 또한 일정한 식에 의해 그룹간패널 FMOLS 추정량의 t 통계량이 도출되고 이는 T와 N이 커짐에 따라 정규분포를 갖게 된다.

V. 실증분석 결과

실증분석을 하기 전에 먼저 자료에 대한 설명을 하고자 한다. 첫째, 본 연구는 기술의 이전이나 기술확산에 대한 평가척도를 총요소생산성의 변동으로 삼는다. 이는 기술의 척도를 무엇으로 설정하느냐의 문제와 연관된다. 그러나 기술이전이나 확산의 척도를 구하는데 많은 한계가 따르기 때문에 총생산증가 중에서 요소투입의 증대에 따른 생산증가분을 제한 잔여분인 총요소생산성을 기술확산의 대용지표로 삼는다. 총요소생산성의 계산에는 식(2)에서 제시된 바와 같이 일반적인 콥-더글라스 생산함수를 가정하였고 노동서비스의 산출탄력성은 표본기간에 대해 노동소득분배율을 평균한 값으로 계산되었다. 또한 물적자본은 영구재고모델(perpetual inventory model)에 따라 구축되었고 이에는 감가상각을 7%로 가정하였다.

둘째, 본 연구는 OECD 선진국과 신흥개도국을 포함하여 FDI가 상대적으로 많이 이루어지고 있는 국가들을 중심으로 이루어진다. 그동안 패널자료에서 많이 이용되었던 OECD 16개국과 신흥개도국으로 불리는 23개국을 포함한 39개국을 대상으로 분석한다. 그러나 직접투자의 유출에 대한 자료는 대부분의 개도국에서는 거의 불가능하거나 거의 없는 상태이기 때문에 주로 선진국을 중심으로 한 18개국으로 한정되었다.

셋째로, 직접투자의 자료로는 일정기간(예를 들어 1년)동안 이루어지는 유량을 이용하였다. 그러나 직접투자의 유량은 매년 변동성이 심하고 또한 직접투자는 해당 연도에만 기술확산효과를 갖는 것이 아니라 일정기간에 걸쳐 기술확산효과를 갖기 때문에 저량변수를 이용하는 것이 바람직하나, 대부분의 개도국에서는 외국인 직접투자의 저량변수에 대한 자료

가 구축되어 있지 못하다. 따라서 본고에서는 자료의 사용가능성을 고려하여 유량변수를 이용하였다. 또한 직접투자의 기술확산은 직접투자의 초기, 혹은 해당연도에 가장 크게 이루어진다는 가정 하에서 유량변수를 이용하였다.

넷째로 외국인 직접투자 유입의 효과를 분석하고 있다. 물론 직접투자의 유출도 지식과급의 중요한 통로가 되지만 본 연구에서는 많은 개도국을 포함하고 있고 이에 따라 외국인 직접투자의 유출은 상당히 제한적이고 나아가 자료 축적이 되어 있지 않는 상황이다. 따라서 본 연구에서는 개도국을 포함한 경우 외국인 직접투자의 유입을 분석하고 있다. 직접투자의 유출의 경우에는 자료가 이용가능한 18개국으로 한정하였다.

다섯째, 일반적으로 국가간의 R&D 전파를 분석하는 경우 각국의 R&D 지식자본을 추정하고 이를 외국인 직접투자의 가중치로 두어 분석하지만 본 연구에서는 많은 개도국을 포함하고 있기 때문에 각국의 R&D자료가 한정되어 있고 또한 국가간 외국인직접투자의 이동에 대한 자료가 부족하기 때문에 직접투자를 직접 이용하여 추정하고 있다.

마지막으로 연구기간을 1980년부터 2002년까지로 한정하였다. 이러한 기간을 선택한 이유는 전세계적으로 외국인 직접투자가 활발하게 진행된 기간이라 판단되기 때문이다. 자료는 World Development Indicator와 International Financial Statistics CD-rom에서 구하였다.

〈표2〉 패널단위근검정

변수	LLC 통계량	IPS 통계량
총요소생산성	0.75	-1.39
개방도(무역량/GDP)	2.52	1.26
일인당 직접투자 유입	0.31	-1.18
일인당 직접투자 유출(18개국)	0.811	0.36
일인당 실질GDP	3.42	2.79
일인당 투자	-0.94	-2.88

주: 1. 고정효과가 포함되어 있다.

2. 총요소생산성, 일인당 직접투자 유입, 일인당 직접투자 유출 그리고 일인당 투자는 로그값을 취한 값이다.

3. 각 통계량은 표준정규분포를 갖도록 정규화된 값이다.

4. 일인당 직접투자의 유출은 자료의 한정으로 18개국으로 구성되었다.

먼저 패널단위근 검정 결과를 살펴보기로 한다. 패널 단위근을 검정하는데 있어 앞에서 논의된 LLC와 IPS방법을 모두 사용하였다. <표2>은 각 변수들에 대해서 LLC와 IPS 방법을 이용한 단위근 검정결과를 제시하고 있다¹⁾. 단위근 검정결과를 살펴보면, 고려하고 있는 총요소생산성, 개방도, 일인당 직접투자 유입 및 일인당 직접투자 유출은 각각 두 통계량 모두 모든 국가에 대해서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있음을 보여주고 있다. 즉 고려변수들이 모두 패널 단위근을 갖는 것으로 나타나고 있다.

이러한 사실에 기초하여 변수들간의 패널공적분 관계를 검정하도록 한다. 공적분 검정을 하는데 있어서는 kernel 추정량을 위한 bandwidth의 시차수를 설정하여야 하는데 여기에서는 Newey and West의 방법을 따른다²⁾. 또한 각국의 특수효과를 통제하기 위하여 공적분 검정에 고정효과를 포함하고 있다. 먼저 최근 국가간의 자본이동 주요 채널이 되고 있는 직접투자와 주요 변수들간의 공적분 관계에 대하여 살펴보기로 한다.

변수들간의 패널공적분결과는 <표3>에 나타나 있다. 먼저 총요소생산성과 외국인 직접투자(직접투자 유입)간의 공적분 관계를 살펴보면 그룹내 통계량과 그룹간 통계량 모두 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 강하게 기각하고 있다. 따라서 총요소생산성과 외국인 직접투자 간에는 장기적인 안정관계가 존재하는 것으로 파악된다. 다음으로 개방도를 추가하여 총요소생산성과 외국인 직접투자간의 패널공적분관계를 살펴보기로 한다. 이 경우에도 총요소생산성과 외국인 직접투자간의 공적분 결과와 동일하게 나타나고 있다. 즉 모든 통계량이 세변수간에 장기적인 안정관계가 있는 것으로 판단된다.

다음에는 일인당 실질GDP와 외국인직접투자 그리고 개방도간의 공적분관계를 살펴 보면 다음과 같다. 이 경우에는 그룹간 통계량으로는 패널 PP, 패널 ADF 모두 5% 유의수준에서 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타난다. 또한 그룹내 PP 통계량으로도 5% 유의수준에서 공적분관계가 존재하는 것으로 나타난다. 하지만 그룹내 ADF 통계량으로는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타난다. Pedroni(1995)에 따르면 그룹간 통계량이 보다 우수하다는 사실을 고려하면 일인당 실질GDP와 외국인직접투자 그리고 개방도간에는 공적분관계가 존재하는 것으로 파악된다. 따라서 이들 간에는 장기적인 안정관계가 존재하는 것으로 파악된

1) LLC와 IPS의 패널단위근 검정은 cross sectional dependency를 고려하지 못한다는 한계를 지니고 있다. Chang and Song(2005)는 cross sectional dependency를 고려한 패널단위근 검정기법을 제안하고 있다.

2) 그들은 lag 수(k)를 $k=4(T/100)^{2/9}$ 로 주어진 값에 가까운 정수 값으로 선택할 것을 제안하고 있다. 여기에서 T는 표본수를 나타낸다.

다. 다음으로 일인당 투자와 외국인 직접투자, 개방도간의 공적분 검정결과를 살펴보면, 모든 통계량이 10% 이상의 유의수준에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하고 있다. 따라서 이들 세변수간에도 장기적인 안정관계가 존재하는 것으로 파악된다.

다음에는 직접투자의 유출과 각 변수간의 패널공적분관계를 살펴보기로 한다. 앞에서 설명한 바와 같이 개도국에서는 직접투자의 유출이 매우 적거나 자료가 구축되어 있어 자료가 사용가능한 18개국으로 한정하여 검정하고 있다. 그 결과는 <표3>의 하단부에 제시되어 있다. 먼저 총요소생산성, 직접투자 유출과 개방도간에는 5% 유의수준에서 패널공적분이 존재하는 것으로 나타나고 있다. 또한 일인당 실질GDP, 직접투자 유출과 개방도 간에도 그룹간 PP 공적분 통계량을 제외하고는 5% 유의수준에서 공적분관계가 존재하는 것으로 나타나고 있다 (그룹간 PP 공적분 통계량에 따르면 10%에서 유의하게 나타남). 한편 일인당 투자와 직접투자 유출과 개방도간에는 의미있는 유의수준에서 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못해 이들 세변수간에는 장기적으로 안정적인 관계가 없는 것으로 판단된다. 즉 직접투자의 유출은 일인당투자와는 장기적으로 관계가 존재하지 않는 것으로 나타난다.

<표3> 패널공적분 검정(39개국)

변수		통계량		그룹간 통계량	
		그룹내	통계량	PP	ADF
관심 변수	자본이동 및 통제변수	PP	ADF	PP	ADF
총요소생산성	외국인 직접투자	-3.17***	-2.26**	-3.65*	-2.71
총요소생산성	외국인 직접투자, 개방도	-2.82**	-2.58**	-2.87**	-3.30***
일인당 실질GDP	외국인 직접투자, 개방도	-2.43**	-1.19	-3.87***	-3.69***
일인당 투자	외국인 직접투자, 개방도	-1.96**	-1.89*	-2.02**	-3.28***
총요소생산성	직접투자 유출, 개방도	-3.44***	-3.88***	-3.03**	-2.91**
일인당 실질 GDP	직접투자 유출, 개방도	-1.95*	-2.24**	-1.76*	-2.39**
일인당 투자	직접투자 유출, 개방도	-0.46	-0.69	0.38	-0.78

주1 : 고정효과가 포함되어 있다.

2. 총요소생산성, 일인당 직접투자 유입, 일인당 직접투자 유출 그리고 일인당 투자는 로그값을 취한 값이다.
3. 각 값들은 표준정규분포를 갖도록 정규화된 값이다.
4. *, **, *** 표시는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

여기에서는 앞에서 설명한 그룹평균 완전수정 공적분추정량(group mean FMOLS)을 이용하여 패널공적분 계수를 추정하고자 한다. 그 결과는 <표4>에 제시되어 있다. 먼저 총요소생산성을 종속변수로 하고 외국인 직접투자를 독립변수로 한 경우 그 계수가 0.045이고 이의 t값도 7.33으로 매우 유의하게 나타나고 있다. 따라서 외국인 직접투자의 유입은 총요소생산성을 증대시키는 것으로 파악된다. 다음에는 무역도 외국의 선진기술이나 경영기법을 도입하는 중요한 경로로 인식된다는 사실을 고려하여 무역의존도를 포함하여 추정하였다. 그 결과 외국인 직접투자의 계수는 0.015이고 해외의존도의 계수는 0.001이다. 또한 각각의 t값도 매우 높아 유의하게 나타난다. 따라서 이러한 결과를 종합하여 보면 외국인 직접투자의 유입은 기술의 전파를 촉진하여 총요소생산성을 증대시키는 것으로 판단된다. 여기에서 각 개별 국가별로 FMOLS(Fully Modified OLS)추정량을 살펴보면 그 결과는 <표5>에 제시되어 있다. 대부분의 국가에서 외국인 직접투자의 계수가 양의 값을 갖고 있는데, 음의 값을 갖고 있는 국가는 콜롬비아, 이집트, 이탈리아, 터키 등 4개국이다. 그 중 유의한 음의 값을 갖고 있는 국가는 이집트와 이탈리아이다. 따라서 개별 국가별로 보더라도 대부분의 국가에서 외국인 직접투자의 유입은 총요소생산성을 증대시키는 것으로 나타나 외국인 직접투자가 기술전파의 중요한 경로가 됨을 확인할 수 있다.

다음으로 외국인 직접투자의 유입이 실질 국민소득에 어떤 영향을 미치는지를 분석하기 위하여 공적분 벡터를 추정하였다. 이때 외국인 직접투자의 계수는 0.076으로 매우 유의하게 나타나고 있다. 또한 무역의존도의 계수는 0.004로 매우 유의한 값을 갖는다. 즉 외국인 직접투자의 유입은 국민소득을 증대시키는 것으로 나타나고 있다. 다음에는 일인당 투자와 외국인 직접투자 그리고 무역의존도간의 공적분 벡터를 추정하기로 한다. 그 결과 외국인 직접투자의 계수는 -0.014으로 나타나고 무역의존도의 계수는 0.01로 나타나면서 각각 모두 유의한 값을 갖는다. 즉 외국인 직접투자의 유입은 국내투자를 감소시키는 것으로 나타나고 있다. 이는 외국인 직접투자는 국내투자를 구축한다는 의미를 지닌다.

위와 같은 실증결과를 통해서 볼 때, 외국인 직접투자의 유입은 투자의 증대가 아니라, 주로 생산기술이전이나 경영기법의 이전 등을 통해 총요소생산성을 증가시켜 국민소득을 증가시키는 것으로 파악된다³⁾. 즉 외국인 직접투자는 외국의 선진기술이나 경영기법을 이전

3) 만일 두변수만을 고려하는 경우에는, 예를 들어 총요소생산성과 외국인 직접투자간의 양의 공적분 관계를 이용하여 외국인 직접투자가 총요소생산성을 증대시킨다고 말할 수 없다. 왜냐하면 총요소생산성의 증가가

하는 주요한 수단이 됨을 확인할 수 있다. 따라서 많은 국가들에서 외국인직접투자의 유입을 위해 많은 유인책을 제공하는 것은 상당한 근거를 갖는 것으로 판단된다.

다음에는 직접투자 유출이 총요소생산성과 실질GDP에 미치는 효과를 살펴보고자 한다(그 결과는 <표4>의 하단부에 제시되어 있음). 먼저 총요소생산성을 종속변수로 한 경우 직접투자 유출의 계수는 0.021이고 이의 t값은 30.56이며, 개방도의 계수는 0.001이고 t값은 5.47로 나타나 모두 유의하게 나타나고 있다. 개별 국가별로 FMOLS를 이용하여 추정된 결과를 보더라도(<표6> 참조), 모든 국가에서 직접투자의 유출 계수는 양의 값을 갖고 또한 그 계수가 매우 유의한 값을 갖고 있다. 따라서 직접투자의 유출은 투자국으로의 기술전파를 가속화시켜 총요소생산성을 증대시키는 것으로 판단된다. 또한 일인당 실질GDP를 종속변수로 한 경우 직접투자 유출의 계수는 0.094이고 개방도의 계수는 0.003이며 각 계수는 매우 유의한 값을 갖고 있다. 앞에서 직접투자의 유출과 국내투자간에는 장기적인 안정관계가 존재하지 않는다는 사실을 감안하면 직접투자의 유출의 경우에도 국내투자의 증대가 아닌, 총요소생산성을 증대시켜 경제성장을 증대시키는 것으로 해석된다.

따라서 이러한 결과를 요약하면 직접투자의 유출이나 유입은 모두 기술을 전파시키는 주요 통로로 작용하여 총요소생산성을 증대시키고 경제성장을 가속화시키는 것으로 파악된다. 이러한 결과는 Pottelsberghe and Lichtenberg(2001)가 보여 주고 있는 직접투자의 유출은 총요소생산성을 증대시키지만 직접투자의 유입은 총요소생산성을 증대시키지 못한다는 결과와는 상당히 다른 결과이다. Pottelsberghe and Lichtenberg(2001)의 경우에는 주로 OECD 13 개국을 대상으로 분석된 결과이지만 본 연구는 선진국 및 개도국을 포함하여 실증분석을 하고 있다는 사실에서 그 차이의 원인이 있을 것으로 판단된다. 그러나 본 연구 결과는 직접투자가 선진기술이나 경영기법을 내포하여 이루어진다는 사실에서 직접투자의 유입도 기술확산을 가져오는 주요한 수단이 될 수 있다는 일반적 인식과도 부합되는 것으로 판단된다.

외국인 직접투자를 유인하는 결과가 존재할 수 있기 때문이다. 즉 인과관계의 문제가 존재할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 통제변수를 고려하였기 때문에 이러한 문제는 존재하지 않는다. 만일 두변수간의 장기 패널 인과관계에 대한 문제는 Canning and Pedroni(2001)를 참조할 수 있고 외국인 직접투자와 실질GDP간의 장기 패널 인과관계는 김홍기(2004)를 참조하기 바람.

〈표 4〉 패널공적분 벡터 추정

정규화 변수	고려변수	직접투자 유입	직접투자 유출	개방도
중요소생산성		0.045 (7.33)		
중요소생산성		0.015 (30.37)		0.001 (7.80)
일인당 실질GDP		0.076 (42.24)		0.004 (12.03)
일인당 투자		-0.014 (-2.14)		0.01 (12.46)
중요소생산성			0.021 (30.56)	0.001 (5.47)
일인당 실질GDP			0.094 (36.05)	0.003 (7.42)

주: 고정효과가 포함되어 있다. ()의 수치는 t값을 나타낸다.

〈표5〉 직접투자 유입의 개별 FMOLS 추정(39개국) (종속변수: 중요소생산성)

국가	FDI 유입	해외의존도(무역/GDP)
아르헨티나	0.043(7.25)	0.002(1.25)
오스트레일리아	0.17(4.46)	0.008(12.05)
오스트리아	0.017(4.91)	0.001(2.35)
벨기에	0.016(7.19)	0.00(0.62)
캐나다	0.018(6.01)	0.001(3.73)
칠레	0.016(4.01)	0.003(3.95)
중국	0.033(5.24)	0.002(2.08)
콜롬비아	-0.01(-1.61)	0.002(2.43)
코스타리카	0.09(15.50)	-0.00(-1.05)
덴마크	0.015(5.75)	0.00(0.012)
도미니카공화국	0.017(2.46)	0.00(0.43)
이집트	-0.042(-2.22)	-0.002(-3.01)
폴란드	0.012(4.32)	0.001(1.80)
프랑스	0.02(20.71)	0.001(4.21)
독일	0.017(4.10)	0.00(0.05)
인도	0.01(3.01)	0.003(3.33)
인도네시아	0.012(9.47)	0.002(7.09)
아일랜드	0.017(3.20)	0.002(5.51)
이스라엘	0.011(6.54)	-0.001(-2.51)
이탈리아	-0.009(-2.47)	0.002(3.69)
일본	0.004(3.97)	-0.004(-8.81)
한국	0.03(12.62)	-0.003(-5.78)

말레이시아	0.022(5.74)	0.00(2.54)
멕시코	0.009(1.22)	-0.001(-2.68)
네덜란드	0.034(15.99)	-0.00(-0.50)
뉴질랜드	0.013(2.48)	0.002(2.87)
파키스탄	0.00(0.04)	0.001(0.96)
파라과이	0.001(0.46)	-0.00(-1.13)
페루	0.007(1.94)	0.001(0.43)
필리핀	0.01(2.85)	0.00(0.84)
스페인	0.033(9.22)	0.001(1.82)
스웨덴	0.012(6.55)	0.001(4.05)
스위스	0.002(3.77)	0.002(3.45)
태국	0.015(1.41)	0.00(0.72)
터키	-0.006(-0.89)	-0.001(-2.16)
영국	0.034(5.18)	0.004(2.22)
미국	0.011(1.03)	0.01(2.81)
우루과이	0.004(2.79)	-0.005(-1.55)
베네수엘라	0.027(5.50)	0.001(0.62)

〈표6〉 직접투자 유출의 개별 FMOLS 추정(18개국)(종속변수: 중요소생산성)

국가	FDI 유출	해외의존도(무역/GDP)
오스트렐리아	0.039(3.16)	0.024(9.25)
오스트리아	0.085(9.84)	0.002(2.18)
캐나다	0.014(2.69)	0.001(0.54)
덴마크	0.062(11.59)	0.003(2.67)
핀란드	0.074(12.02)	0.001(0.80)
프랑스	0.072(11.21)	0.005(2.42)
독일	0.109(8.98)	0.004(2.58)
이스라엘	0.074(5.41)	-0.006(-3.54)
이탈리아	0.132(16.51)	-0.001(-0.46)
일본	0.093(2.35)	-0.011(-1.35)
한국	0.258(11.73)	0.003(0.840)
네덜란드	0.139(17.44)	0.002(2.52)
뉴질랜드	0.036(2.93)	0.005(2.31)
스페인	0.097(13.61)	-0.000(-0.23)
스웨덴	0.054(4.17)	0.004(2.68)
스위스	0.028(6.20)	0.003(4.50)
영국	0.121(7.07)	0.010(2.13)
미국	0.107(6.05)	0.009(1.63)

VI. 요약 및 결론

본 연구는 직접투자의 유입(외국인 직접투자)과 유출(해외직접투자)이 기술확산을 가져오는 주요한 통로가 되는가를 실증적으로 분석하고 있다. 이를 위해 직접투자가 활발하게 이루어진 1980년부터 2002년까지의 연도별 자료를 이용하였고 직접투자의 유출의 경우 39개국, 직접투자의 유입의 경우 18개국을 대상으로 패널자료를 구축하였다. 본 논문에서는 비안정적인 패널자료를 이용하였고 특히 Pedroni(2001)의 그룹간 패널 FMOLS(fully modified OLS)를 이용하여 이질적 동태성과 장기 low frequency 관계를 추정하였다. 또한 본 연구에서는 기술확산의 대용 지표로 총요소생산성을 이용하였다.

실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 총요소생산성, 외국인 직접투자 그리고 개방도는 패널공적분관계를 가져 각 변수들 간에는 장기적인 안정관계를 갖는 것으로 나타난다. 둘째, 실질국민소득, 외국인 직접투자 그리고 개방도는 패널공적분관계를 갖는다. 셋째, 직접투자의 유입은 투자대상국의 총요소생산성을 증대시켜 경제성장을 촉진시킨다. 넷째, 총요소생산성, 직접투자의 유출, 개방도는 패널공적분관계를 지녀 장기적인 안정관계를 갖는다. 마지막으로 직접투자의 유출도 총요소생산성을 증대시켜 경제성장을 촉진하는 것으로 나타난다. 이러한 결과를 토대로 볼 때, 직접투자의 유입이나 유출은 신진 기술이나 경영기법을 내포하여 기술을 확산하는 통로가 됨을 확인할 수 있다. 이러한 결과를 고려할 때, 많은 국가에서 직접투자를 유치하기 위한 정책적인 노력은 상당한 타당성을 갖는 것으로 판단된다.

마지막으로 본연구의 한계를 지적하고 본 논문을 마무리하고자 한다. 첫째로 직접투자의 유입의 효과분석에서는 39개국을 대상으로 하였고 직접투자의 유출에 있어서는 자료의 제한으로 18개국을 대상으로 한 패널자료를 이용하여 직접투자의 유입과 유출의 표본이 다르다는 문제를 지닌다. 둘째, 일반적으로 기술혁신의 원천이 R&D투자를 통해 이루어지는데 이를 고려한 분석이 이루어져야 하는데 개도국의 경우에는 R&D투자에 대한 자료가 미비하여 이를 고려하고 있지 못하다. 따라서 직접투자에 기술혁신이 체화되어 있다는 가정을 하고 직접투자를 직접 사용하고 있는데 이는 기술혁신의 원천을 충분히 고려하고 있지 못하다는 한계를 지닌다. 셋째, 직접투자의 국별 이동에 대한 자료가 부족하여 직접투자의 이동방향에 대한 고려가 부족하여 직접투자의 유입이나 유출의 총량만을 고려하고 있다. 이는 직접투자의 유입이나 유출이 어떤 국가로부터 혹은 어떤 국가로 이루어졌는가를 고려하고 있

지 못하다. 즉 직접투자의 유입이 기술력이 상대적으로 우수한 선진국으로부터 이루어졌는지, 혹은 기술력이 떨어진 국가에서 이루어졌는지에 대한 정보를 고려하고 있지 못하다는 문제점을 지닌다. 이러한 문제에 대한 보완이나 수정은 추후의 연구과제로 삼고자 한다. 마지막으로 패널분석에 있어서 cross sectional dependency문제를 고려하고 있지 못하다. 일반적으로 직접투자의 경우 국가간에 상호의존성이 존재할 수 있다는 사실을 고려하면 패널 멤버간의 종속성의 문제를 고려해야 하는데 본 연구는 이러한 문제를 고려하고 있지 못하다는 한계를 지니고 있다. 이러한 문제에 대한 해결은 추후의 연구과제로 넘기고자 한다.

참고문헌

- 김 홍기(2004), “비안정적 패널자료를 이용한 외국인 직접투자의 장기효과: 개도국을 중심으로,” 「국제경제연구」 제10권 제1호, 한국국제경제학회
- Aitken and Harrison (1997), Spillovers, Foreign Investment and Export Behavior, *Journal of International Economics*, Vol. 43, pp.103-32
- Alfaro, Chandra, Kalem-Ozcan and Sayek (2002), “FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Market”, *Harvard Business School Working Paper* 01-083
- Arteta, C., Barry Eichengreen and Charles Wyplosz(2001), “When does Capital Account Liberalization Help More than It Hurts?” *NBER Working Paper* No. 8414
- Balasubramanyam, Salisu and Dapsoford(1996), “Foreign Direct Investment and Growth in EP and IP Countries,” *Economic Journal*, 106
- Baltagi, H. B., and Kao, C.(2000), Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey, *Advances in Econometrics*, Vol. 15, pp7-51.
- Basu, Chakraborty, Reagle(2002), “Liberalization, FDI and Growth in Developing Countries: A Panel Cointegration Approach,” *Economic Inquiry*, forthcoming
- Bekaert, G., C. Harvey and C. Lundblad(2001), “Does Financial Liberalization Spur Growth?” *NBER Working paper* No. 8245
- Blomstrum, Lipsey and Zejan(1994), “What explains growth in developing countries?” In *What Lies Behind Convergence*.

- Borenstein, E., J. de Gregorio and J. Lee(1998), "How does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?" *Journal of International Economics* Vol.45, No.1
- Canning, D. and Peter Pedroni(2001), "Infrastructure and Long Run Economic Growth", Unpublished, Cornell University
- Co and helpman(1995), "International R&D Spillovers," *European Economic Review* 39, 859-887
- Choi,I.(2001), Unit Root Test for Panel Data, *Journal of International Money and Finance* 20, 249-272
- Coakley J, Fuertes A.M. and Ron Smith(2001), Small Sample Properties of Panel Times series Estimators with I(1) Errors.
- Carkovic,M., and R. Levine(2002), "Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth?" Unpublished, University of Minnesota
- Carlson, M and L Hernandez(2002), "Determinants and Repercussion of the Composition of Capital Flows" *IMF Working Paper WP/02/86*
- Chang and Song(2005), "Unit Root Tests for Panels in the presence of short run and long run dependencies: Non linear IV Approach with fixed N and large T", Working Paper, Rice University
- De la Potteri and F. Lichtennerg(2002), "Does Foreign Direct Investment Transfer Technology Across Borders?", *Review of Economics and Statistics*, Forthcoming.
- De Mello, L. R.(1999), "Foreign Direct Investment-led Growth", *Oxford Economic Papers* Vol 51, No.1 pp135-51
- Durham, J. B(2003), "Foreign Portfolio Investment, Foreign Bank Lending and Economic Growth" *International Financial Discussion Papers* 757, Board of Governors of the Federal Reserve System
- Easterly, William and Ross Levine (2001), "Its Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models", *The World Bank Economic Review*, Vol.15, No. 2 177-219
- Edison, H., Klein, M. W., Luca Ricci and Torsten Sloek(2002), "Global Account Liberalization and Economic Performance: Survey and Synthesis", *NBER working Paper* No. 9100
- Edwards, Sebastian(2001), "Capital Mobility and Economic Performance: Are Emerging

- Economies Different?" *NBER Working Paper* No. 8076
- Eichengreen Barry(2001), "Capital Account Liberalization: What do the Cross Country Studies Tell Us?" University of California, Berkeley
- Grilli and Milesi-Ferreti(1995), "Economic Effects and Structural Determinants of Capital Controls," *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No. 3
- Grossman and Helpman(1991), *Innovation and growth in the Global Economy*, Cambridge, MA, MIT press(1991)
- Im, K.S., Pesaran,M.H., and Shin,Y.C.(1997), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels *Unpublished manuscript*. Klein, M W and G Olivei(1999), "Capital Account Liberalization, Financial Depth and Economic Growth," *NBER working paper* No. 7384
- Kao, C. and Chiang, M. H.(2000), On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data, *Advances in Econometrics* 15: 179-222.
- Lane, P, Milesi-Ferretti(2001), "Long-Term Capital Movement," *NBER Macroeconomics Annual* 2001
- Levin,A, and Lin,C.F. and C.S.J. Chu(2002) Unit Root Tests in Panel Data:Asymptotic and Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.
- Lucas,R.(1988), "On the Mechanism of Economic Development," *Journal of Monetary Economics* 22, 335-60
- O'Donnel, Barry(2001), "Financial Openness and Economic Performance," *Unpublished*, Trinity College Dublin
- Maddala, G.S. and Wu,S.,1999. "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issues: 631-652.
- Mark and Sul(2002), A Computational Simple Cointegration Vector Estimation for Panel Data. The Ohio State University, Department of *Economics Working Papers*
- Nair-Reichert, Usha and Diana Weinhold (2001), Causality Tests for Cross Country Panels: New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries, *Oxford Buttetin of Economics and Statistics*, Vol 63, No. 2, pp 153-171
- Pedroni,P., 1995. Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled

- Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis, *Working paper* No.95-013, Indiana University.
- Pedroni,P., 1999. "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issues, pp653-670.
- Pedroni,P.(2000), "Fully Modified OLS For Heterogeneous Cointegrated Panels", *Advanced in Econometrics*, V15, pp93-130.
- Pedroni,P.(2001), Purchasing Power parity Tests in Cointegrated panels, *Review of Economics and Statistics* 83, pp723-741
- Pesaran, and Smith(1995), "Estimation of Long Run Relationship from Dynamic heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics* 68, pp79-113
- Phillips and Hansen(1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables"
- Pottelsberghe and Lichtenberg(2001), "Does Foreign Direct Investment Transfer Technology across Borders?". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83. No. 3, 490-497
- Regression with I(1) Process, *Review of Economic Studies* 57, pp 99-125
- Quah,D.(1994), "Exploiting Cross Section Variation for Unit Root Inferences In Dynamic Panel Data", *Economic Letters* 44: 1353-1357.
- Quinn, Dennis(1997), "The Correlation of Change in International Financial Regulation," *American Political Science Review*, Vol.91, No.3 pp 531-51
- Rappaport Jordan(2000), "How Does Openness to Capital Flows Affect Growth?," RWP 00-11
- Rodrick, Dani(1998), "Who Needs Capital Account Convertibility?" *Essays in International Finance* no.207
- Romer, P.M(1986), "Increasing Returns and long run growth", *Journal of Political Economy* 94 1002-1037
- Soto, Marcelo(2000), "Capital Glows and Growth in Developing Countries: Recent Empirical Evidence" *OECD Technical Papers* No. 160