

외국인직접투자가 개발도상국의 경제성장에 미치는 영향

정동원^{1*}, 한종호¹, 임채성²

¹호서대학교 경제통상학부, ²공주대학교 지역사회개발학과

An Empirical Study of Foreign Direct Investment and Economic Growth in Developing Countries

Dong-Won Jeong^{1*}, Jong-Ho Han¹ and Chea-Sung Lim²

¹Division of International Economics and Trade, Hoseo University

²Department of Community Development, Kongju national University

요약 지난 수십년간 외국인직접투자의 역할은 증가하여 왔다. 특히, 동아시아와 BRICs는 외국인직접투자를 통해 급속한 경제발전을 이룩하였다. 그럼에도 불구하고 많은 개발도상국들은 빈곤에서 벗어나지 못하고 있는 실정이다. 이에 본 논문은 외국인직접투자와 개발도상국의 경제적 성과를 살펴보고자 1990년부터 2011년 기간 동안 88개 개발도상국을 대상으로 외국인직접투자를 명시적으로 포함하는 확장된 신고전학파적 솔로우 모형을 이용하여 분석하고자 한다. 분석결과, 외국인직접투자는 개발도상국의 경제적 성과에 유의하게 기여한다는 결론을 얻을 수 있었다.

Abstract For the past decades, role of foreign direct investment has increased. Specially, East Asia and BRICs has experienced rapidly economic growth by FDI. Nevertheless, most of developing countries suffer from poverty. This paper empirically explores the impacts of FDI on economic output using a cross-country analysis based on data from 88 developing countries for the years 1990-2011. To this end, FDI is explicitly included in production function as production factor. Cross-country regression of income level is estimated with the country's human development, population growth, physical accumulation, and FDI as explanatory variables. Main finding of this paper is that FDI has a positive and significant impact on economic growth.

Key Words : foreign direct investment, economic output, cross-country analysis

1. 서론

2008년 미국발 금융위기로 인한 미국의 경제력 약화, 최근 유럽의 재정위기는 중국을 비롯한 인도, 브라질, 러시아 등 개도국들로 하여금 자국의 경제력을 바탕으로 세계에서 발언권을 강화하고 있다. 뿐만 아니라 과거 G7으로 대표되던 세계경제의 중심이 개발도상국들이 포함된 G20으로 바뀌는 등 개발도상국의 영향력이 증가하고 있다. 개발도상국들의 발언권 강화는 다름 아닌 개발도상국들이 적극적인 외자유치를 통해 경제발전을 이룩하였기 때문에 가능한 것이었다.

지난 십년동안 외국인직접투자의 역할은 크게 증가하

고 있다. 외국인직접투자로 말미암아 일부 개발도상국들은 미국이나 유럽이 거의 1세기 이상에 걸쳐 이룩한 경제적 성과를 불과 사반세기 만에 이룩하면서 세계 경제사에서 찾아보기 힘들 정도로 높은 경제적 성과를 이룩하고 있다. 특히, 동아시아 지역의 경우 다른 지역과 달리 적극적인 외자유치를 통해 세계에서 가장 역동적인 지역이자 세계경제 발전의 중심축으로서 확고한 지위를 구축하고 있다.

오늘날 수많은 개발도상국들이 외자유치에 적극적으로 나서는 원인은 외국인직접투자가 국내시장에 생산성 향상, 기술이전, 관리 능력 및 노하우 이전과 같은 긍정적인 효과를 가져 올 뿐만 아니라 외국인직접투자와 함께

*Corresponding Author : Dong-Won Jeong(Hoseo Univ.)

Tel: +82-10-8344-0575 email: jdongwon77@daum.net

Received January 20, 2014

Revised (1st March 19, 2014, 2nd April 10, 2014)

Accepted May 8, 2014

유입되는 외국기업들이 국내시장에 새로운 생산 공정을 소개함으로써 국내기업들의 경쟁력을 향상시키는 효과가 나타나기 때문이다.

특히, 외국인직접투자의 증가로 인한 급속한 경제발전은 중국으로 하여금 세계의 공장역할을 수행하고 있다. 최근 중국은 미국의 금융위기와 유럽 및 일본의 경제적 침체와 맞물려 미국과 아울러 G2로 발돋움 하였다. 한편, 한국은 2009년 G20의 국내 유치로 개발도상국으로서는 처음으로 세계경제에서 신흥공업국이 더 이상 세계경제의 변방이 아니라는 사실을 보여주고 있다.

그럼에도 불구하고 동아시아 국가 및 BRICs를 제외한 대부분의 개발도상국들이 아직도 빈곤에서 벗어나지 못하고 있는 실정이다.

따라서 본 논문에서는 외국인직접투자가 개발도상국의 경제적 성과에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 이를 위한 분석모형으로는 Mankiw et al.(1992)[1]의 연구(이하 MRW)에서 제시된 성장모형을 이용한다. 본 연구에서는 실물자본과 인적자본 뿐만 아니라 외국인직접투자를 명시적으로 포함하는 확장된 솔로우 성장모형을 적용하였으며, 분석 도구로는 TSP를 이용하였다.

본 논문의 이후 구성은 다음과 같다. 2장에서는 선행연구를 통해 외국인직접투자와 경제성장간의 관계를 살펴본다. 그리고 3장에서는 실물자본뿐만 아니라 인적자본과 외국인직접투자도 포함하는 확장된 솔로우 성장모형을 설명한다. 자료에 대한 설명과 실증연구 결과의 제시는 4장에서 이루어진다. 마지막장은 결론으로 할애한다.

2. 선행연구

외국인직접투자에 대한 초기 연구들은 투자 유치국들의 경제적 성과는 다국적기업들이 대부분 성과를 투자국으로 송금하기 때문에 경제적 성과는 미미하다고 주장하고 있다(Singer, 1950)[2]. Saltz(1992)[3]는 제3세계 국가들을 대상으로 1970년부터 1980년까지 외국인직접투자와 경제성장 사이에 대한 영향을 분석한 결과 외국인직접투자와 경제성장 사이에 부정적인 영향이 존재한다고 주장하였다. Carkovic and Levine(2002)[4]는 1960년부터 1995년 기간 동안 선진국과 개발도상국 73개 나라를 대상으로 외국인직접투자와 경제성장 사이의 관계를 규명하고자 하였다. 분석결과 선진국과 개발도상국으로의 외

국인직접투자는 이들 국가의 경제성장에 별다른 영향을 주지 않는 것으로 밝혀졌다. 특히, 외국인직접투자에 대한 외생적 요소들인 투자유치국의 교육수준, 경제발전정도, 금융발전정도 그리고 개방정도 조차도 경제성장에 믿을 만한 긍정적 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

Bosworth and Collins(1999)[5]는 1978년부터 1995년까지 중남미, 아시아, 아프리카의 58개 개발도상국을 대상으로 외국인직접투자, 포트폴리오 투자, 은행차관의 형태로 유입된 자본에 대한 영향을 분석하였다. 분석결과 유입된 자본들은 투자에는 긍정적인 영향을 미쳤으나 저축률에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 유입된 자본들을 세 종류로 나누어 분석한 결과를 살펴보면 외국인직접투자는 투자에 강한 긍정적인 영향을 주었으나, 포트폴리오 투자와 은행차관은 투자와의 사이에 미치는 영향은 미미한 것으로 나타났으며, 저축과 관련하여 외국인직접투자는 저축률에 긍정적인 영향을 미치는 반면 다른 유형의 자금들은 저축에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

반면 또 다른 연구들은 외국인직접투자와 경제성장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. De Gregorio(1992)[6]는 1950년부터 1985년 동안 12개 라틴 아메리카 국가들을 대상으로 외국인직접투자와 경제성장간의 관계를 분석하였다. 분석결과 외국인직접투자는 경제성장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 게다가 그는 외국인직접투자로 인한 생산성은 국내투자로 인한 생산성 보다 더 크다는 사실을 보여주고 있다. De Mello(1999)[7]는 1970년부터 1990년까지 15개 선진국과 17개 개발도상국들을 대상으로 외국인직접투자와 자본저축 그리고 생산증대, 총요소 생산성에 대해 분석하였다. 분석결과 외국인직접투자는 생산증대에 개발도상국과 선진국 모두에서 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나 자본축적과 총요소 생산성에 대해서는 선진국과 개발도상국에서 다른 결과가 나타나고 있음을 발견하였다. 외국인직접투와 총요소 생산성에 대해서는 선진국, 자본축적은 개발도상국에서 긍정적인 영향을 미치는 것으로 조사되었다. Barrell and Pain(1999)[8]은 유럽연합에 대한 미국계 다국적기업에 의한 외국인직접투자가 경제성장에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 분석하였다. 분석결과 유럽연합에 대한 투자가기는 하지만 지식과 기술이전이 발생하는 국가에서는 투자유치국의 성과에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다.

본 연구와 유사한 연구방법을 이용한 연구사례를 살펴보면, Campos and Kinoshita(2002)[9]가 있다. 이들은 중동부 유럽과 구소련 25개 국가를 대상으로 1990년부터 1998년 기간에 대해 경제성장과 외국인직접투자의 영향에 대해 분석하였다. 분석결과 외국인직접투자는 25개 국가 모두의 경제성장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 Shou(2009)[10]는 중국의 지역적 불균형에도 불구하고 중국의 급속한 경제성장에 대한 원인을 밝히고자 1978년부터 2003년까지 중국지방의 자료를 분석하기 위하여 MRW의 확장된 solow-swan model을 이용하여 외국인직접투자와 중국지방의 경제적 성과에 대해 분석하였다. 분석결과 외국인직접투자는 중국의 동부, 중부, 서부 지역의 경제적 성과에 긍정적이면서도 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

반면, Alfaro et al.(2004)[11]가 있다. 그들은 발전된 금융시스템을 가지고 있는 국가가 외국인직접투자를 효율적으로 이용할 수 있다고 판단하고 1975년부터 1995년까지 다국가 데이터를 이용하여 외국인직접투자와 금융시장, 경제성장사이의 관계를 조사하였다. 분석 결과, 금융시스템을 고려하지 않은 외국인직접투자는 경제성장에 부정적이었으나 금융시스템을 고려하였을 경우 외국인직접투자는 경제성장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 즉, 이들은 발전된 금융시스템이 존재할 때, 외국인직접투자를 효율적으로 이용할 수 있다고 주장하고 있다.

3. 연구방법론

3.1 연구모형

본 연구에서는 ‘솔로우 성장모형’을 적용하는데, 이 모형은 각 국가들이 동일한 기술계수와 기술진보율을 가지며 특정 유형의 투자로 인한 외부성이 없음을 의미한다. 이는 MRW의 분석에서도 강조된 부분이다. MRW에서는 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수를 가정하면서 확장된 신고전학파적(neoclassical) 모형을 고려하였다. 이 모형은 생산함수의 투입요소로서 실물자본과 인적자본이란 두 가지 유형의 투입요소를 포함하고 있다 (Menkiw et al, 1992)[1].

그런데, 이 모형은 실물자본과 인적자본 이외의 다른 투입요소도 포함할 수 있다. 특히 Nonneman and

Vanhoudt(1996)[12]은 총 $m(m > 2)$ 개의 투입요소를 반영하도록 MRW 모형이 확장될 수 있음을 이론적으로 밝힌 바 있다. 이 연구에서는 다른 투입요소로서 R&D 투자를 고려하였으며, 이를 위해 실물자본과 인적자본 외에 추가된 변수는 GDP에서 R&D 투자가 차지하는 비중이었다. 다른 연구에서도 이와 유사하게 MRW 모형 내에서 다양한 요소들을 고려하였다. 예를 들어, Ram(1997)[13]의 연구에서는 적도에서부터의 거리를, Temple(1998)[14]의 연구에서는 장비투자를, Yoo(2003)[15]의 연구에서는 정보기술투자를 추가적인 투입요소로 고려하여 각 요소가 경제적 성과에 미치는 영향을 분석한 바 있다.

앞서 논의했듯이, 외국인직접투자(FDI)는 생산에 있어 혹은 실질 GDP의 창출에 있어 중요한 투입요소가 될 수 있으며, 본 연구에서는 외국인직접투자가 1인당 GDP 수준에 미치는 영향에 관심이 있다. 따라서 여러 선행연구와 마찬가지로 실물자산, 인적자본, 외국인직접투자라는 3개 유형의 투입요소($m=3$)를 고려한다. 따라서 시점 t 를 기준으로 하여 총산출을 $Y(t)$, 실물자본을 $K(t)$, 인적자본을 $H(t)$, 외국인직접투자를 $F(t)$, 고용수준을 $L(t)$, 기술수준을 $A(t)$ 라 할 때, 생산함수는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$Y(t) = K(t)^{\alpha_K} H(t)^{\alpha_H} F(t)^{\alpha_F} [A(t)L(t)]^{1 - \alpha_K - \alpha_H - \alpha_F} \quad (1)$$

여기서 $\alpha_K, \alpha_H, \alpha_F$ 는 상수항이다. 고용과 기술은 각각 외생적으로 주어진 n 및 g 의 속도로 성장한다고 가정한다. 이 모형은 또한 산출이 일정한 점유율 $S_i (i = K, H, F)$ 만큼 각 유형의 투입요소에 투자된다고 가정한다. k_i 를 노동인구 1인당 각 투입요소의 스톡이라고 정의하고 y 를 노동인구 1인당 산출수준이라 한다면, 다음의 3개 미분방정식이 도출된다.

$$\frac{dk_i(t)}{dt} = S_i \cdot y(t) - (n + g + \delta_i)k_i(t), \text{ for } i = K, H, F \quad (2)$$

여기서 δ_i 는 각 유형별 자본의 감가상각율이다. 미분방정식 (2)에서 생산함수 (1)을 대체한 후에 자연로그를 취하고 풀게 되면, 자본스톡의 정상상태 값(steady-state values) k_i 를 계산할 수 있다. 생산함수에 있는 k 를 이러한 정상상태 값으로 치환하면, 노동인구 1인당 산출수준

에 대한 정상상태 값 y^* 를 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\ln y^* = \frac{\alpha_K}{1-(\alpha_K+\alpha_H+\alpha_F)}[\ln S_{K_j} - \ln(n+g+\delta_K)] \quad (3)$$

$$+ \frac{\alpha_H}{1-(\alpha_K+\alpha_H+\alpha_F)}[\ln S_{H_j} - \ln(n+g+\delta_H)]$$

$$+ \frac{\alpha_F}{1-(\alpha_K+\alpha_H+\alpha_F)}[\ln S_{F_j} - \ln(n+g+\delta_F)]$$

국가들이 정상상태에 있다고 가정하고 오차항 u_j 으로 포착되는 국가별 충격을 허용한다면, 서로 다른 몇 가지 모형의 도출이 가능하다. 생산함에 실물자본만 포함하는 ‘모형A($m=1$)’는 국가 j 에 대해 다음과 같은 실증추정 모형으로 유도된다.

$$\ln y^* = \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-\alpha_K} \ln S_{K_j} - \frac{\alpha_K}{1-\alpha_K} \ln(n_j+g+\delta) + u_j \quad (4)$$

여기서 α_0 는 상수항이며 $\alpha_0 = \ln A(0) + gt$ 로 정의된다. MRW는 $g+\delta$ 가 0.05($g=0.02$ 및 $\delta=0.03$)와 같다고 가정하였다. 마찬가지로 본 연구에서도 이 가정이 사용된다. n_j 는 인구성장률의 변화에 대한 국가 간 변동을 반영한다.

MRW 모형과 유사하게 인적자본 대신에 외국인직접 투자를 포함한 ‘모형B($m=2$)’를 고려할 수 있다. 여기서 모든 감가상각률이 δ 로 동일하다고 가정하면, 다음과 같은 추정모형을 구할 수 있다.

$$\ln y^* = \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-(\alpha_K+\alpha_F)} \ln S_{K_j} + \frac{\alpha_F}{1-(\alpha_K+\alpha_F)} \ln S_{F_j} \quad (5)$$

$$+ \frac{\alpha_F}{1-(\alpha_K+\alpha_F)} \ln(n_j+g+\delta) + u_j$$

MRW 모형인 ‘모형C($m=2$)’에서는 생산함수에 실물자본과 인적자본이 포함된다. 모든 감가상각률이 δ 로 동일하다고 가정하면 다음과 같은 추정모형이 도출된다.

$$\ln y^* = \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-(\alpha_K+\alpha_H)} \ln S_{K_j} + \frac{\alpha_H}{1-(\alpha_K+\alpha_H)} \ln S_{H_j} \quad (6)$$

$$+ \frac{\alpha_H}{1-(\alpha_K+\alpha_H)} \ln(n_j+g+\delta) + u_j$$

외국인직접투자가 노동인구 1인당 소득수준에 미치는 영향을 살펴보기 위해 본 연구에서 적용한 확장된 솔로

우 성장모형인 ‘모형D($m=3$)’는 실물자본, 인적자본, 외국인직접투자의 3개 유형의 투입요소를 반영한다. 마찬가지로 모든 감가상각률이 δ 로 일정하다고 가정하면, 다음의 추정모형을 도출할 수 있다.

$$\ln y^* = \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-\beta} \ln S_{K_j} + \frac{\alpha_H}{1-\beta} \ln S_{H_j} + \frac{\alpha_F}{1-\beta} \ln S_{F_j} \quad (7)$$

$$- \frac{\beta}{1-\beta} \ln(n_j+g+\delta) + u_j$$

여기서 $\beta = \alpha_K + \alpha_H + \alpha_F$ 이며 가정상 $\beta < 1$ 이다. 요컨대, 총 4개의 추정모형이 있게 된다. 즉 모형 A는 실물자본만 포함하며, 모형 B는 실물자본과 외국인직접투자를 포함한다. 모형 C는 실물자본과 인적자본을 포함하며, 모형 D는 실물자본과 인적자본뿐만 아니라 외국인직접투자도 포함한다. 따라서 모형 A의 추정결과와 모형 C의 추정결과를 비교함으로써 인적자본이 경제적 성과에 미치는 영향을 알 수 있다. 더 중요하게는 모형 A의 추정결과와 모형 B의 추정결과를 비교함으로써, 또한 모형 C의 추정결과와 모형 D의 추정결과를 비교함으로써 외국인직접투자가 경제적 성과에 미치는 영향에 대해 알 수 있다.

MRW의 연구와 유사하게 제약 모형도 함께 추정한다. 제약 모형이란 각 점유율 로그 값 계수들의 합이 인구성장률, 감가상각률, 외생적인 노동생산성성장률 합계의 로그 값($\ln(n+g+\delta)$) 계수의 음수와 같다는 제약을 모수에 부여하는 것이다. 예를 들어, 식 (7)에다 이 제약을 가하게 되면 다음의 식을 추정하게 된다.

$$\ln y^* = \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-\beta} [\ln S_{K_j} - \ln(n_j+g+\delta_K)] \quad (8)$$

$$+ \frac{\alpha_H}{1-\beta} [\ln S_{H_j} - \ln(n_j+g+\delta_H)]$$

$$+ \frac{\alpha_F}{1-\beta} [\ln S_{F_j} - \ln(n_j+g+\delta_F)] + u_j$$

추정시 감가상각률 δ 은 모든 국가에 있어서 그리고 모든 유형의 자본에 대해 동일하다고 가정한다. 그 이유는 다음과 같다. 먼저 국가별로 감가상각률이 다르다고 가정하고 모형을 추정하기에는 자료가 충분하지 못하다. 또한 감가상각률이 국가별로 크게 다르다고 기대할 만한 특별한 근거도 없다. 아울러 거의 대부분의 선행연구에서 감가상각률이 일정하다고 가정하였다.

3.2 추정모형

MRW의 연구결과와 유사하게 무제약 모형과 제약 모형의 2가지를 추정한다. 제약 모형은 투자점유율 로그 값의 계수들의 합이 인구성장률, 감가상각률, 외생적인 노동생산성 성장률 합계의 로그 값($\ln(n+g+\delta)$) 계수의 음수와 같다는 제약을 모수에 부여하는 것이다. 하지만 대체적인 경향에서 크게 벗어난 특이치가 표본 내에 포함되어 있다면 이것이 추정과정에서 부정적인 영향을 미쳐 OLS의 추정결과는 자료의 중심경향(central tendency)을 제대로 포착하지 못할 수 있다. 따라서 OLS 대신에 특이치의 영향에 대해 강건한(robust) 추정법을 적용하는 것도 한 가지 좋은 방안일 것이다. 이러한 문제의식 하에서, 본 연구에서는 특이치의 영향에 대해 강건한 것으로 널리 알려진 추정법인 LAD(최소절대편차법) 추정법을 적용한다. 최소절대편차법의 적용방법 및 여러 통계적 성격에 대해서는 Bassett and Koenker (1978)[16], Yoo(2001)[17] 등을 참고할 수 있다. LAD(최소절대편차법) 추정법은 라플라스(Laplace, LI) 회귀 또는 중앙값(median) 회귀로 알려져 있으며 코시(Cauchy)나 스튜던트 t(Student's t)와 같은 많은 다른 꼬리가 두터운 분포에 대해 OLS(L2)보다 우수하다. LAD(최소절대편차법) 추정법은 결과적으로 준모수적 추정법이 되며 비정규성과 알려지지 않은 형태의 이분산성을 가지는 오차항 모형설정에 대해 일치적이고 접근적으로 정규분포를 따른다. y_j 를 j 번째 국가에 대한 종속변수, x_j 를 j 번째 국가에 대한 독립변수 벡터라 할 때, LAD 추정치는 식 (9)로 정의되는 OLS 추정치와 달리 식 (10)과 같이 정의되며, 심플렉스 알고리즘(simplex algorithm)을 이용하여 계산된다.

$$\hat{\beta}_{OLS} = \operatorname{argmin} \sum_j (y_j - x_j' \beta)^2 \quad (9)$$

$$\hat{\beta}_{LAD} = \operatorname{argmin} \sum_j |y_j - x_j' \beta| \quad (10)$$

4. 분석결과

4.1 자료

본 연구에서 사용한 외국인직접투자에 관한 모든 자료는 World Bank(2013)[18]에서 인용하였다. 외국인직접투자란 지적재산권과 부동산 등 모든 형태의 유·무형

자산이 이전돼 부를 창조할 목적으로 이뤄지는 투자를 의미한다. 분석대상 자료는 1990년부터 2011년까지의 22년치이며 이 기간에 대해서 인적자본, 외국인직접투자 등의 자료를 모든 연도에 대해 구할 수 있지 않아 구할 수 있는 연도의 자료만을 대상으로 한다.

MRW와 같은 이전 연구의 전례에 따라, 바레인, 이란, 이라크, 쿠웨이트, 사우디아라비아와 같은 석유생산국가는 분석대상에서 제외하였다. 왜냐하면 이러한 국가들의 GDP 대부분은 부가가치가 아닌 현존하는 자원의 채취를 반영하기 때문에, 표준적인 성장모형으로는 이들 국가의 GDP 수준을 설명하기 어렵다. 또한 세계은행 기준 소득이 고소득국에 포함되는 국가들은 제외하여 총 110개국의 개발도상국에 대한 자료를 얻을 수 있었다. Table 1은 본 연구에서 사용된 국가의 목록이 알파벳순으로 정리되어 있다.

Table 2는 사용된 변수의 정의, 자료원, 표본통계량을 보여주고 있다. US 달러로 표시된 GDP가 경제적 성과를 나타내는 값으로 사용된다. GDP에 대한 자료는 World Bank(2013)에서 발췌하였다. 외국인직접투자는 외국인직접투자가 GDP에서 차지하는 비중을 S_F 에 대한 값으로 사용한다. Ram(1986) 등의 전례에 따라 World Bank(2013)에서 추출한 총 국내투자가 실물자본의 값으로 사용된다. 인적자본에 대한 투자는 여러 선행연구들의 관례에 따라 중등교육을 마친 노동가능인구의 비중으로 하였으며 World Bank(2013)으로 부터 수집하였다. 이는 교육에 대한 투자의 기회비용을 반영한다. 각 국가의 값은 분석대상 기간에 대해 평균값을 취한다. 노동인구 증가율도 World Bank(2013)에서 구하여 평균값을 취한다.

Table 3은 독립변수들간의 상관계수를 요약하고 있다. 전체 표본에 $\ln S_F$ 와 $\ln S_K$ 사이의 상관계수의 절대값이 0.3887로 여러 상관계수 중에서 가장 크지만 절대값이 0.5 이하이다. 따라서 각 자원이 경제성장에 미치는 영향을 각각 분리하여 살펴보는 데 있어서 다중공선성(multi-collinearity) 문제는 없는 것으로 보인다.

3.2 실증분석 결과

모형 A, 모형 B, 모형 C, 확장된 솔로우 모형인 모형 D의 4가지 모형에 대한 추정결과는 Table 4에 제시되어 있다. t -통계량은 White(1980)가 제안한 이분산-일치적(heteroscedasticity-consistent) 분산행렬 공식을 이용하여 계산하였다. 이는 오차항에 존재할 지도 모르는 이

[Table 1] List of country using analysis

Country	Country	Country
Armenia	Ghana	Paraguay
Azerbaijan	Grenada	Peru
Bangladesh	Guatemala	Philippines
Belize	Guinea	Poland
Benin	Guinea-Bissau	Romania
Bolivia	Honduras	Russian Federation
Bosnia and Herzegovina	Hungary	Senegal
Brazil	Indonesia	Sierra Leone
Burkina Faso	Jordan	Slovak Republic
Burundi	Kazakhstan	Solomon Islands
Cambodia	Kenya	South Africa
Cameroon	Kyrgyz Republic	Sri Lanka
Central African Republic	Lao PDR	St. Lucia
Chad	Latvia	St. Vincent and the Grenadines
Chile	Lebanon	Sudan
Colombia	Macedonia, FYR	Swaziland
Comoros	Madagascar	Tajikistan
Congo, Dem. Rep.	Malawi	Tanzania
Congo, Rep.	Maldives	Togo
Costa Rica	Mauritania	Tonga
Cote d'Ivoire	Mauritius	Tunisia
Croatia	Mexico	Turkey
Czech Republic	Mongolia	Uganda
Dominican Republic	Morocco	Ukraine
Egypt, Arab Rep.	Mozambique	Uruguay
El Salvador	Namibia	Uzbekistan
Estonia	Nicaragua	Vietnam
Ethiopia	Niger	Zambia
Gambia, The	Pakistan	
Georgia	Papua New Guinea	

분산성의 영향을 처리하기 위해서이다. 특히, 본 연구와 같은 다국가 분석에 있어서 이분산성은 중요할 수 있다. Implied- α 의 t 통계량 계산을 위해서는 델타법(delta method)을 이용하였다.

MRW의 연구결과와 유사하게 무제약 모형과 제약 모형의 2가지를 추정한다. 제약 모형은 투자점유율 로그값

의 계수들의 합이 인구성장률, 감가상각율, 외생적인 노동생산성 성장률 합계의 로그값($\ln(n+g+\delta)$) 계수의 음수와 같다는 제약을 모수에 부여하는 것이다.

해석에 있어서 몇 가지 주의가 요망되기는 하지만 Table 4에 제시된 추정결과로부터 몇 가지 중요한 점을 발견할 수 있다.

[Table 2] Definition and sample statistic of variables in model

Variables	Definition	Sample	
		Mean	Standard deviation
y^*	Real GDP per person of Working-age(i.e., age 15-64) in 2011, measured in purchasing power parities, 2005 international dollars. (Basic data source: World Bank, 2013)	15608.967	10643.914
S_K	Average of annual ratios of real domestic investment to real GDP(1991-2011) (Basic data source: World Bank, 2013)	0.215	0.050
S_H	Average of annual ratios of working-age population that is in secondary education(1991-2011) (Basic data source: World Bank, 2013)	0.085	0.050
S_F	Average of annual ratios of FDI inflow to nominal GDP(1991-2011) (Basic data source: World Bank, 2013)	0.040	0.032
n	Compound annual growth rate of working - age(i.e., age 15-64) population (Basic data source: World Bank, 2013)	0.021	0.012

[Table 3] Correlation coefficient matrix of variables

Variables	$\ln S_K$	$\ln S_H$	$\ln S_F$	$\ln(n + 0.05)$
$\ln S_K$	1.0000			
$\ln S_H$	0.3791	1.0000		
$\ln S_F$	0.3887	0.1451	1.0000	
$\ln(n + 0.05)$	-0.3003	-0.3323	-0.2183	1.0000

첫째, 모형 C의 설명력이 모형 A의 그것보다 우수하다. 무제약 모형에서 모형 C의 adjusted- R^2 는 0.404로 모형 A의 0.234보다 크다. 제약 모형에서도 모형 C의 설명력이 더 높다. 이것은 인적자본을 모형 내에 포함함으로써 모형의 설명력이 높아졌음을 의미한다. 정상상태 소득방정식에서 인적자본을 포함하게 되면 포함하지 않을 때에 비해 1인당 소득수준의 변동을 더 잘 설명하는 것이다. 이 결과는 회귀식의 표준오차에 근거하여 살펴볼 때도 마찬가지이다. 모형 A 대신에 모형 C를 추정하게 되

면 회귀식의 표준오차가 감소한다. 즉, 무제약 모형에서의 0.685는 0.604로 감소된다. 이러한 추정결과는 전총적 솔로우모형에서 인적자본을 포함하는 확장이 필요하다는 MRW의 주요결론을 적절하게 뒷받침하고 있다.

둘째, 제약 모형의 추정에서 모형 B에 대한 adjusted- R^2 는 0.252로 모형 A의 값 0.234보다 크다. 이는 무제약 모형의 추정에서도 각각 0.252 및 0.236으로 마찬가지로이다. 이것은 외국인직접투자를 포함하는 모형 B가 모형 A보다 더 큰 설명력을 가진다는 것을 의미한다. 이 결과는

[Table 4] Estimation results of the Ordinary least squares estimation

Variables ^a	Model A	Model B	Model C	Model D
Unrestricted				
Constant	9.311 (7.64)***	9.818 (8.14)***	10964 (10.54)***	11.534 (11.81)***
$\ln S_K$	1.233 (3.84)***	1.046 (3.10)***	0.808 (2.72)***	0.5992 (1.93)*
$\ln S_H$	-	-	0.404 (4.96)***	0.410 (5.06)***
$\ln S_F$	-	0.167 (1.94)*	-	0.181 (2.44)**
$\ln(n + 0.05)$	-0.754 (2.07)**	-0.674 (1.85)*	-0.300 (-0.97)	-0.207 (-0.68)
Adjusted- R^2	0.234	0.252	0.404	0.429
s.e. ^c	0.685	0.677	0.604	0.591
Restricted				
Constant	8.235 (32.57)***	8.593 (24.83)***	8.873 (31.80)***	9.257 (26.47)***
$\ln S_K - \ln(n + 0.05)$	10.50 (5.06)***	0.847 (3.39)***	0.496 (2.16)**	0.276 (1.07)
$\ln S_H - \ln(n + 0.05)$	-	-	0.379 (4.58)***	0.383 (4.83)***
$\ln S_F - \ln(n + 0.05)$	-	0.161 (1.86)*	-	0.170 (2.20)**
Adjusted- R^2	0.236	0.252	0.388	0.409
s.e. ^c	0.684	0.677	0.612	0.602
Implied- α_K	0.512 (10.36)***	0.422 (4.99)***	0.264 (2.79)***	0.151 (1.19)
Implied- α_H	-	-	0.202 (3.78)***	0.209 (3.92)***
Implied- α_F	-	0.080 (1.72)*	-	0.093 (2.07)**

Notes : ^a The variables are defined in Table 1. ^c s.e.e. denotes standard error of the regression. The numbers in parentheses below the coefficient estimates are *t*-values. *, ** and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

모형 A의 추정결과보다 모형 B의 추정결과에서 추정식의 표준오차가 더 작다는 사실에 의해 보다 분명해진다. 표준오차의 값이 무제약 모형의 경우 0.685와 0.677이며, 제약 모형의 경우 0.684와 0.677이다.

셋째, 제약 모형의 추정에서, 모형 D에 대한 adjusted- R^2 는 0.409로 모형 C의 값 0.388보다 크다. 이는 무제약 모형의 추정에서도 각각 0.429 및 0.404로 마찬가지이다. 즉, 외국인직접투자를 포함함으로써 소득방정식의 설명력은 더 커짐을 알 수 있다. 이 점은 추정된 모형 D의 표준오차가 추정된 모형 C의 표준오차보다 더 작다는 사실에 의해 보다 명확해진다. 표준오차가 의 값이 무제약 모형의 경우 0.591과 0.604이며, 제약 모형의 경우 0.602와 0.612이다.

이러한 점들은 정상상태 소득회귀식에서 외국인직접

투자를 포함하는 경우가 포함하지 않은 경우에 비해 1인당 소득수준의 변동을 더 잘 설명한다는 사실을 분명하게 보여주고 있다. 요컨대, 네 개의 모형 중에서 모형 D가 표본 내 모든 국가사이의 1인당 소득수준의 변동을 가장 잘 설명한다. 모형 C에 있어서, 실물자본이 GDP에 차지하는 점유율이 1인당 소득수준에 미치는 영향에 대한 추정값은 모형 A에서 얻어진 값보다 작다. 또한 모형 D가 모형 C에 비해 인적자본항의 계수가 더 크다.

이는 소득방정식을 추정하는데 있어서 외국인직접투자가 경제성장에 미치는 영향을 제대로 고려하지 못한다면 실물자본과 인적자본의 역할이 과대하게 평가될 수 있음을 시사한다.

넷째, 모형 D에 대한 추정결과를 살펴보면 인구성장률을 제외한 모든 추정계수가 유의수준 10%에서 통계적

[Table 5] Estimation results of the Least absolute deviations estimation

Least absolute deviations estimation				
Variables ^a	Model A	Model B	Model C	Model D
<u>Unrestricted</u>				
Constant	7.471 (3.80)***	8.762 (4.53)***	10.352 (5.41)***	11.960 (7.70)***
$\ln S_K$	0.973 (1.79)*	0.585 (1.16)	0.365 (0.73)	0.241 (0.67)
$\ln S_H$	-	-	0.562 (3.30)***	0.454 (3.24)***
$\ln S_F$	-	0.265 (2.45)**	-	0.278 (3.55)***
$\ln(n + 0.05)$	-1.285 (2.37)**	-0.919 (-1.70)	-0.453 (0.88)	-0.033 (-0.08)
Adjusted- R^2 s.e. ^c	0.217 0.693	0.228 0.688	0.379 0.626	0.412 0.604
<u>Restricted</u>				
Constant	8.193 (20.48)***	8.925 (18.07)***	9.245 (19.79)***	9.587 (31.32)***
$\ln S_K - \ln(n + 0.05)$	1.506 (3.38)***	0.603 (1.79)*	0.196 (0.53)	0.008 (0.03)
$\ln S_H - \ln(n + 0.05)$	-	-	0.503 (3.09)***	0.470 (3.59)***
$\ln S_F - \ln(n + 0.05)$	-	0.262 (2.48)**	-	0.189 (2.71)***
Adjusted- R^2 s.e. ^c	0.236 0.685	0.239 0.683	0.372 0.623	0.398 0.608
Implied- α_K	0.514 (6.94)***	0.323 (2.38)**	0.115 (0.57)	0.005 (0.03)
Implied- α_H	-	-	0.296 (2.41)**	0.282 (3.10)***
Implied- α_F	-	0.141 (2.05)**	-	0.114 (2.75)***

Notes : ^a The variables are defined in Table 1. ^c s.e.e. denotes standard error of the regression. The numbers in parentheses below the coefficient estimates are t -values. *, ** and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

으로 유의하다.

따라서 실문자본에 대한 투자 인적자본이 경제성장을 설명하는 데 있어서 대단히 중요하다는 사실을 다시 한번 확인할 수 있다. 이러한 발견은 외국인직접투자의 영향을 명시적으로 고려함으로써 보다 엄밀하게 얻어졌다는 점에서 있어서 중요하다.

마지막으로, 모형 D에 대한 추정결과를 살펴보면, 무제약 모형과 제약 모형 모두에서 외국인직접투자의 영향이 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하다. 아울러 제약에 대해 검정을 한 결과 유의수준 5%에서 제약이 기각되지 않는다. 따라서 외국인직접투자는 1인당 GDP 수준에 통계적으로 유의한 영향을 미친다고 결론을 내릴 수 있다.

Table 5는 앞에서 적용된 최소자승법 대신에 특이치의 영향에 대해 강건한(robust) 것으로 알려진 추정법인 최소절대편차법(LAD, least absolute deviations)을 적용한 것이다. Table 5에서 확인할 수 있듯이, 외국인직접투자 항의 계수의 크기 및 통계적 유의도는 추정법에 따라 크게 달라지지 않는다.

즉 LAD 추정법의 적용이 추정결과로부터의 주된 정성적 결과에 별 영향을 미치지 못하는 것으로 판단된다.

최소자승법을 적용할 때와 마찬가지로 LAD 추정법을 적용해도, 외국인직접투자가 경제적 성과에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 따라서 본 연구에서는 특이치의 영향이 별 문제가 되지 않는다고 볼 수 있다.

5. 결론

본 연구는 외국인직접투자가 경제적 성과, 특히 1인당 GDP에 있어서 중요할 수 있음을 인식하고, 국제적 관점에서 외국인직접투자가 경제성장에 미치는 영향을 평가하고자 하였다. 다국가 분석에서 얻어진 통계적 추정치를 해석하는 데 있어서는 잘 알려진 몇 가지 주의사항이 요구된다. 그럼에도 불구하고, 합리적인 이론적 근거를 갖춘 분석들과 최대한 많은 수의 국가에 대해 국제적으로 비교 가능한 자료를 이용하여 외국인직접투자가 1인당 GDP 수준에 미치는 영향에 대해 살펴본 것은 의미 있고 주요한 작업이다. 자료, 모형화, 계량경제학적 추정과 정과 관련된 몇 가지 어려움이 있었음에도 불구하고, 본 연구는 가치가 있는 것으로 보인다.

본 연구는 외국인직접투자가 경제적 성과에 미치는

영향을 모형화하기 위해, 관련 문헌에서 상당한 설득력을 얻고 있는 모형을 사용하였으며, 투입요소로서 실물자본과 인적자본뿐만 아니라 외국인직접투자도 명시적으로 포함하였다. 사용된 모형은 설득력 있는 생산관계로부터 유도되었으며 자료에도 잘 적합되었다. 포함된 표본국가의 개수는 88개로, 지금까지의 선행 연구들을 고려할 때 제법 많은 수의 국가자료를 이용한 것이다. 세계은행과 같이 공신력있는 국제기구를 통해 국제적으로 비교가 가능한 양질의 자료를 구하여 사용하였으며, 1990년부터 2011년까지의 22년을 연구대상으로 함으로써 연구결과의 엄밀성 및 일반성을 확보하고자 하였다.

1인당 소득의 수준이 정상상태의 수준과 같다고 가정하고 분석한 결과에 따르면, 주요 내용은 인적자본의 역할이 중요하다는 MRW의 발견과 일관성을 갖는다. 또한 실물자본, 인적자본, 외국인직접투자가 모두 포함된 확장된 솔로우모형(모형 D)은 실물자본과 인적자본만 포함된 모형 C보다 국가간 1인당 소득수준의 변동을 더 잘 설명하였다. 외국인직접투자 항의 포함으로 인해 회귀식의 표준오차도 유의하게 줄어들은 것도 이 사실을 뒷받침한다. 아울러 외국인직접투자가 경제적 성과에 미치는 영향은 표본국가에 대해 양수이며 통계적으로 유의하였다.

이 결과는 외국인직접투자가 경제적 성과에 유의하게 기여함을 시사한다. 국가간 소득격차를 설명하는데 있어서 외국인직접투자의 적지 않은 성과는 외국인직접투자의 영향에 대한 많은 사람들과의 기대와도 일치한다. 이러한 발견은 경제적 성과를 증진시키기 위한 국가전략을 마련하는 데 있어 유용한 정책적 시사점을 가진다. 즉, 각 국가는 외국인직접투자를 늘림으로써 경제적 성과를 유의하게 증진시킬 수 있는 것이다.

References

- [1] Mankiew, G., Romer, D. and Weil, D., "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp.407-437, 1992.
DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2118477>
- [2] Singer, H. W., "The Distribution of Gains Between Investing and Borrowing Countries", *American Economics Review*, 40(2), pp.473-485, 1950.
- [3] Saltz, I. S., "The Negative Correlation Between Foreign Direct Investment and Economic Growth in Third World: Theory and Evidence", *Rivista Internazionale id*

Scienze Economiche e Commerciali, 39(7), pp.617-633, 1992.

[4] Carkovic, M. and Levine, R., “Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth?”, University of Minnesota, Working Paper. pp.195-220, 2002.

[5] Bosworth, B., Collins, S. M. and Reinhart, C. M., *Capital Flows to Developing Economies: Implications for Saving and Investment*, pp.143-180, Brookings Papers on Economic Activity 1, 1999.

[6] De Gregorio, J., “Economic growth in Latin America”, *Journal of Development Economics* 39(1), pp.59 - 84, 1992.
DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3878\(92\)90057-G](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3878(92)90057-G)

[7] De Mello, L., “Foreign direct investment led growth: evidence from time series and panel data”, *Oxford Economic Papers* 51(1), pp.133-151, 1999.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1093/oeq/51.1.133>

[8] Barrell, R. and Pain, N., “Domestic Institutions, Agglomerations and Foreign Direct Investment in Europe”, *European Economic Review* 43, pp.925-934, 1999.
DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921\(98\)00105-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00105-6)

[9] Campos, N. F. and Kinoshita, Y., “Foreign Direct Investment as Technology Transferred: Some Panel Evidence from the Transition Economies”, *The Manchester School*, 70(3), pp.389-419, 2002.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/1467-9957.00309>

[10] Shou, H., “Foreign Direct Investment and Regional Growth in China”, *Proceeding of the German Development Economics Conference*, 2009.

[11] Alfaro, L., Chanda, A. Kalemli-Ozcan, S. and Sayek, S., “FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets”. *The Journal of International Economics*, 64(1), pp.89-112, 2004.
DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00081-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00081-3)

[12] Nonneman, W. and Vanhoudt, P., “A further augmentation of the Solow model and the empirics of economic growth for OECD countries”, *Quarterly Journal of Economics* 111(3), 943 - 953, 1996.
DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2946677>

[13] Ram, R., “Tropics and Economic Development: An Empirical Investigation,” *World Development*, 25(9), pp.1443-1452, 1997.
DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S0305-750X\(97\)00044-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0305-750X(97)00044-2)

[14] Temple, J., “Equipment Investment and the Solow Model, *Oxford Economic Paper*, 50(1), pp.39-62, 1998.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a028635>

[15] Yoo, S-H, “Does Information Technology Contribute to

Economic Growth in Developing Countries? A Cross-country Analysis”, *Applied Economics Letters*, 10(11), pp.679-682, 2003.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/1350485032000138971>

[16] Bassett, G. and Koenker, R., “Asymptotic Theory of Least Absolute Error Regression”, *Journal of the American Statistical Association*, 73(363), pp.618-622, 1978.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1978.10480065>

[17] Yoo, S-H, “A Robust Estimation of Hedonic Price Model: Least Absolute Deviations Estimation”, *Applied Economics Letters*, 8(1), pp.56-58, 2001.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/135048501750041303>

[18] World Bank(2013)

정 동 원(Dong-Won Jeong)

[정회원]



- 2002년 2월 : 호서대학교 일반대학원 경영학과 (경영학석사)
- 2006년 2월 : 호서대학교 일반대학원 경영학과 (경영학박사)
- 2006년 3월 ~ 현재 : 호서대학교 강사

<관심분야>

국제경영, 국제경제, 경영전략

한 중 호(Jong-Ho Han)

[정회원]



- 2003년 2월 : 호서대학교 일반대학원 경제학과 (경제학석사)
- 2011년 2월 : 호서대학교 일반대학원 경제학과 (경제학박사)
- 2006년 3월 ~ 현재 : 호서대학교 강사

<관심분야>

부동산경제, 거시경제, 공공경제

임 채 성(Chea-Sung Lim)

[정회원]



- 2009년 9월 : 일본 와세다대학교 공공경영학과 (공공경영학석사)
- 2012년 3월 : 현재 공주대학교 일 반대학원 지역사회개발학과 박사과정 재학

<관심분야>

지역사회개발, 공공경영, community business