

# 외국인 직접투자와 경제성장에 대한 다국가 분석

정동원<sup>1\*</sup>, 정경호<sup>2</sup>

<sup>1</sup>해랑기술정책연구소, <sup>2</sup>아주대학교 도시개발학과

## Foreign Direct Investment and Economic Growth : A Cross-Country Analysis

Dong-Won Jeong<sup>1\*</sup>, Kyong-Ho Jeong<sup>2</sup>

<sup>1</sup>HAERANG Technology and Policy Research Institute

<sup>2</sup>Urban Development, AJOU University

**요약** 외국인 직접투자가 개발도상국가들의 경제성장에 매우 중요하다고 많은 정책입안자들과 학자들이 주장하고 있음에도 불구하고 외국인 직접투자 유입과 경제 성장 간의 긍정적인 관계에 대해서는 보편적인 합의가 이루어지지 않고 있다. 그럼에도 불구하고 많은 개발도상국들이 자국의 경제성장을 위하여 적극적으로 외국인 직접투자를 유치하고 있다. 이에 본 논문에서는 1995년부터 2009년까지의 88개 개발도상국가들의 자료를 활용하여 외국인 직접투자와 경제성장 간의 관계를 실증분석 한다. 분석에 사용된 국가들은 소득수준이 높은 선진국, 석유 생산국가 그리고 가용 가능한 자료가 부족한 국가들을 제외하였다. 분석에 적용된 모형은 솔로우 모형으로 본 모형은 외국인 직접투자뿐만 아니라 실물자본, 인구증가, 인적자본을 동시에 고려하였다. 분석 결과, 외국인 직접투자는 개발도상국의 경제성장에 긍정적인 역할을 하는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 실물자본, 인적자본 모두 개발도상국가들의 경제에 긍정적인 영향을 미치고 있는 것으로 분석되었다. 따라서 개발도상국들은 외국인 직접투자를 통해 효율적으로 경제성장을 위하여 도로, 철도, 전력, 병원과 같은 사회간접자본에 대한 투자와 인적자본에 대한 투자가 필요한 것으로 보인다.

**Abstract** Although many policy makers and scholars argue that foreign direct investment is crucial to the economic growth of developing countries, there is no universal agreement on the positive relationship between foreign direct investment inflows and economic growth. Using a cross-country analysis based on data from 88 countries for the years 1990-2015, this paper empirically explores the impact of FDI on economic growth. To this end, several versions of the neoclassical growth models, explicitly including FDI, are estimated. Subject to the appropriate caveats, the results provide further support for several key conclusions of former studies, including the inference that investment in physical capital, population growth, and human capital are important in accounting for economic growth across countries. The results show that FDI significantly contributes to economic growth in developing countries.

**Keywords** : FDI, physical capital, population growth, human capital, economic growth, cross-country analysis, growth model

### 1. 서론

오래전부터 외국인 직접투자와 경제성장간에 대한 연구가 끊임없이 이어지고 있다.

외국인 직접투자와 경제성장 간의 관계는 산업 및 개

발도상국 모두에게 점점 더 중요해 지고 있다. 특히, 많은 정책결정자 및 경제학자들은 외국인 직접투자가 많은 국가들의 경제성장에 중요한 영향을 미칠 수 있다고 주장한다. 외국인 직접투자의 역할에 관한 실증적 연구의 대부분은 외국인 직접투자가 기술 유입과 관리 노하우 및

\*Corresponding Author : Dong-Won Jeong(HAERANG Technology and Policy Research Institute)

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

Received September 6, 2017

Revised (1st September 22, 2017, 2nd September 29, 2017)

Accepted October 13, 2017

Published October 31, 2017

마케팅 기술의 유입을 통해 새로운 일자리 창출과 자본 공급을 통해 수혜국(host country)을 도울 수 있음을 시사하고 있다[1-3], 이러한 이유로 선진국들은 개발도상국에 대한 투자에 적극적이며, 또한 기업들 역시 기업 나름대로의 이유로 인해 개발도상국에 대한 투자를 증가하고 있다.

그러나 개발도상국에 대한 외국인직접투자의 긍정적인 효과 외에도 일부 연구에서는 외국인직접투자가 개발도상국의 경제성장을 촉진하는데 큰 영향을 주지 않는다고 주장하고 있다[4-5].

이처럼 외국인직접투자가 과연 경제성장에 유리하게 작용하는지 아니면 불리하게 작용하는지를 파악하는데 어려움이 존재한다.

현재, 많은 개발도상국들은 자국의 경제성장을 위하여 적극적으로 외국인 직접투자를 유치하고 있다. 최근 3년간 글로벌 외국인 직접투자 유입 흐름을 살펴보면 Table 1과 같다. 선진국에 대한 외국인 직접투자는 매년 증가하고 있으나, 개발도상국에 대한 투자는 2015년 대비 감소한 것으로 나타났다. 그러나 2017년의 경우 라틴 아메리카를 제외하고 모든 지역의 외국인 직접투자가 증가할 것으로 예상되고 있다.

따라서 본 논문에서는 개발도상국에 대한 외국인직접투자가 이들 국가의 경제성장에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 솔로모 모형을 이용한 다국가 분석을 통해 살펴보고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 외국인직접투자와 관련된 기존 연구를 검토하고 3절에서는 추정 모형을 설정한다. 그리고 4절에서는 실증분석 결과를 소개하고 마지막 5절에서는 연구 결과를 정리하고 시사점을 도출한다.

## 2. 선행연구

외국인직접투자가 개발도상국의 경제성장에 긍정적인 영향을 미치는 연구를 살펴보면 다음과 같다.

Nair-Reichert and Weinholt(2001)는 MFR (mixed fixed and random) 패널 데이터 추정방법을 이용하고 24개 개발도상국들의 1991년부터 1995년까지의 자료를 활용하여 외국인직접투자 경제성장간의 관계를 분석하여 외국인직접투자가 이들 국가들의 경제성장에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 발견하였다[6].

Gürsoy et al(2013)은 공적분 검증과 인과성 분석을 이용하여 중앙아시아국가들의 1997년부터 2010년까지의 자료를 활용하여 외국인직접투자와 경제성장간의 인과관계를 분석한 결과 이들 국가에서 외국인직접투자와 경제성장간에 인과관계가 있음을 발견하였다[7].

Chowdhury et al(2006)은 도다-야마모토(Toda-Yamamoto) 인과 관계에 기초한 방법론을 칠레, 말레이시아, 태국 등 3개 개발도상국의 1969-2000년에 걸친 시계열 데이터에 적용하여 외국인직접투자와 경제성장간의 관계를 분석한 결과 이들 나라에서 외국인직접투자와 경제성장간에 인과관계가 있다는 사실을 증명하였다[8].

Choc(2003)은 패널 VAR 모델을 사용하여 1971년부터 1995년 동안 80개국의 경제 성장과 외국인직접투자와 경제성장 간의 인과 관계를 분석한 결과 외국인직접투자가 경제성장을 일으킨다는 사실을 밝혀냈다[9].

또한 Al-Iriani(2007)는 걸프 협력회의 (GCC)를 구성하는 6개국의 외국인 직접 투자와 경제 성장 간의 연관성을 실증분석하였는데 그 결과 외국인직접투자와 경제성장간에 양방향 인과관계가 있다는 사실을 밝혔다[10].

De Mello(1999)는 1970년부터 1990년까지의 기간

Table 1. FDI infows by group of economies and region, 2014-2016, and projections, 2017

Group of economies/region	(unit : Billions of dollars)			
	2014	2015	2016	2017(Projections)
<b>World</b>	<b>1,324</b>	<b>1,774</b>	<b>1,746</b>	<b>1,670 to 1,870</b>
<b>Developed economies</b>	<b>563</b>	<b>984</b>	<b>1,032</b>	<b>940 to 1,050</b>
Europe	272	566	533	560
North America	231	390	425	360
<b>Developing economies</b>	<b>704</b>	<b>752</b>	<b>646</b>	<b>660 to 740</b>
Africa	71	61	59	65
Asia	460	524	443	515
Latin America	170	165	142	130
<b>Transition economies</b>	<b>57</b>	<b>38</b>	<b>68</b>	<b>75 to 85</b>

Note : UNCTAD, World Investment Report 2017(2017).

동안 15개 선진국과 17개 개발도상국들을 대상으로 외국인직접투자와 경제성장간의 관계를 분석하였는데 그 결과 개발도상국뿐만 아니라 선진국에도 긍정적인 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 그러나 자본축적과 총요소생산성에 대한 외국인직접투자는 경제발전 정도에 따라 상이한 결과가 나타나고 있음을 밝혀내었다.[11]

Campos and Kinoshita(2002)는 유럽의 체제전환국 25개 국가를 대상으로 1990년부터 1998년 기간에 대해 성장과 외국인직접투자의 영향에 대해 분석한 결과 외국인직접투자는 25개 국가모두의 경제성장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다[12].

반면 Katerina et al(2004)는 동유럽과 구소련 지역의 체제전환국에 대한 패널자료를 이용하여 경제성장률에 외국인직접투자가 어떠한 영향을 미치는지 분석한 결과 외국인 직접투자는 체제전환국의 경제성장에 특별한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.[13]

### 3. 실증분석

#### 3.1 분석모형

본 논문에서는 개발도상국에 대한 외국인 직접투자(Foreign Direct Investment)가 개발도상국의 경제성장에 미치는 영향을 분석하기 위하여 경제성장의 지표로 국민 1인당 GDP를 활용하고 이에 영향을 미치는 외국인 직접투자의 역할을 실증적으로 살펴보기 위해, 외국인 직접투자를 포함하는 확장된 신고전학파(neoclassical)인 솔로우(Solow) 성장모형을 이용한다. 이는 MRW(Mankiw, Romer and D. N. Weil, 1992)의 연구(이하 MRW)에서도 강조된 부분으로 실물자본(physical capital) 뿐만 아니라 인적자본(human capital)에다 외국인 직접투자를 명시적으로 포함한 모형이다. 이 모형은 개별 국가들이 똑 같은 기술계수와 기술진보율을 가지고 있으며, 특정 유형의 투자로 인한 외부성이 없음을 가정하고 있다.[14]

본 모형은 실물 및 인적자본 두 가지 유형의 투입요소 뿐만 아니라 다른 투입요소를 포함한 생산함수를 가정할 수 있다.[14] 특히, Nonneman and Vanhoudt(1996)은 총  $m(m > 2)$ 개의 투입요소를 반영하도록 MRW 모형이 확장될 수 있음을 이론적으로 밝혔다.[15] 즉, 다른 투입요소로서 실물자본과 인적자본 외에 GDP대비

R&D 투자비중을 고려하였다. 이외에도 Ram(1997)[16]의 연구에서는 적도에서부터의 거리를, Temple(1998)[17]의 연구에서는 장비투자를, Yoo(2003)[18]의 연구에서는 정보기술투자를 고려하여 각 요소가 경제적 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 앞서 밝혔듯이, 외국인 직접투자는 생산 또는 실질 GDP의 창출에 중요한 투입요소가 될 수 있어, 본 연구에서는 외국인 직접투자가 1인당 GDP 수준에 미치는 영향에 관심을 두고 있다.

따라서 여러 선행연구와 마찬가지로 실물자본, 인적자본, 외국인 직접투자라는 3개 유형의 투입요소( $m=3$ )를 고려하였다. 실제로 실물자본이나 인적자본처럼 외국인 직접투자가 실질 GDP의 창출에 중요한 투입요소가 될 수 있다는 가설을 여러 선행연구에서 제기된 바 있다. 따라서 시점  $t$ 를 기준으로 하여 총산출을  $Y(t)$ , 실물자본을  $K(t)$ , 인적자본을  $H(t)$ , 외국인 직접투자 자본을  $F(t)$ , 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 산출 수준이라 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  $\delta_i$ 는 각 유형별 자본의 감가상각율이다. 미분방정식 (2)에서 생산함수 (1)을 대체한 후에 자연로그를 취하고 다시 풀게 되면, 자본스톡의 정상상태 값(steady-state values)  $k_i$ 를 계산할 수 있다. 생산함수에 있는  $k$ 를 이러한 정상상태 값으로 치환하면, 노동인구 1인당 산출수준에 대한 정상상태 값  $y^*$ 를 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln y^* = & \frac{\alpha_K}{1-(\alpha_K+\alpha_H+\alpha_F)} [\ln S_K - \ln(n+g+\delta_K)] \\ & + \frac{\alpha_H}{1-(\alpha_K+\alpha_H+\alpha_F)} [\ln S_H - \ln(n+g+\delta_H)] \\ & + \frac{\alpha_F}{1-(\alpha_K+\alpha_H+\alpha_F)} [\ln S_F - \ln(n+g+\delta_O)] \end{aligned} \quad (3)$$

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

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

여기서  $\alpha_0$ 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 논문에서도 이 가정이 적용된다.  $n_j$ 는 인구성장률의 변화에 대한 국가간 변동을 반영한다.

MRW 모형과 유사하게 인적자본 대신에 외국인 직접투자를 포함한 ‘모형B( $m=2$ )’를 고려할 수 있다. 여기서 모든 감가상각율이  $\delta$ 로 동일하다고 가정하면, 다음과 같은 추정모형을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln y^* = & \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-(\alpha_K+\alpha_F)} \ln S_{K_j} + \frac{\alpha_F}{1-(\alpha_K+\alpha_F)} \ln S_{F_j} \\ & + \frac{\alpha_F}{1-(\alpha_K+\alpha_F)} \ln(n_j+g+\delta) + u_j \end{aligned} \quad (5)$$

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

$$\begin{aligned} \ln y^* = & \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-(\alpha_K+\alpha_H)} \ln S_{K_j} + \frac{\alpha_H}{1-(\alpha_K+\alpha_H)} \ln S_{H_j} \\ & + \frac{\alpha_H}{1-(\alpha_K+\alpha_H)} \ln(n_j+g+\delta) + u_j \end{aligned} \quad (6)$$

외국인 직접투자가 노동인구 1인당 소득수준에 미치는 영향을 살펴보기 위해 본 연구에서 적용한 확장된 솔로우 성장모형인 ‘모형D( $m=3$ )’는 실물자본, 인적자본, 외국인 직접투자의 3개 유형의 투입요소를 반영한다. 마찬가지로 모든 감가상각율이  $\delta$ 로 일정하다고 가정하면, 다음의 추정모형을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln y^* = & \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-\beta} \ln S_{K_j} + \frac{\alpha_H}{1-\beta} \ln S_{H_j} + \frac{\alpha_F}{1-\beta} \ln S_{F_j} \\ & - \frac{\beta}{1-\beta} \ln(n_j+g+\delta) + u_j \end{aligned} \quad (7)$$

여기서  $\beta = \alpha_K + \alpha_H + \alpha_F$ 이며 가정상  $\beta < 1$ 이다.

요컨대, 여기서 총 4개의 추정모형이 있게 된다. 즉 모형 A는 실물자본만 포함하며, 모형 B는 실물자본과 외국인 직접투자를 포함한다. 모형 C는 실물자본과 인적자본을, 모형 D는 실물자본과 인적자본뿐만 아니라 외국인 직접투자도 포함한다.

따라서 모형 A의 추정결과와 모형 C의 추정결과를 비교함으로써 인적자본이 경제성장에 미치는 영향을 알 수 있다. 더 중요하게는 모형 A의 추정결과와 모형 B의 추정결과를 비교함으로써, 또한 모형 C의 추정결과와 모형 D의 추정결과를 비교함으로써 외국인 직접투자가 그 나라 경제성장에 미치는 영향에 대해 알 수 있다.

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

$$\begin{aligned} \ln y^* = & \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-\beta} [\ln S_{K_j} - \ln(n_j+g+\delta_K)] \\ & + \frac{\alpha_H}{1-\beta} [\ln S_{H_j} - \ln(n_j+g+\delta_H)] \\ & + \frac{\alpha_F}{1-\beta} [\ln S_{F_j} - \ln(n_j+g+\delta_F)] + u_j \end{aligned} \quad (8)$$

추정시 감가상각율  $\delta$ 은 모든 국가에 있어서 그리고 모든 유형의 자본에 대해 동일하다고 가정하였다. 그 이유는 국가별로 감가상각율이 다르다고 가정하고 모형을

추정하기에는 자료가 충분하지 못하며, 감가상각율이 국가별로 크게 다르다고 기대할 만한 특별한 근거도 없기 때문이다. 아울러 거의 대부분의 선행연구에서 감가상각율이 일정하다고 가정하였다.

### 3.2 분석결과

#### 3.2.1 자료

본 연구는 국가간 비교를 포함하고 있어, 국제적 비교 가능성은 중요하다. 특히 본 연구에서 사용한 외국인 직접투자자에 대한 자료는 World Bank(2017)에서 인용하였다.

분석대상 자료는 1990년부터 2015년까지의 26년치이나 일부 국가의 경우 GDP와 인적자원 그리고 실물자원에 대한 자료가 전년도에 걸쳐 구하기 어려워 구할 수 있는 연도의 자료만을 대상으로 한다.

MRW와 같은 이전 연구의 관례에 따라 OPEC 가입국 뿐만 아니라 석유 생산국가는 분석에서 제외한다. 이들 국가들은 GDP 대부분이 부가가치가 아닌 자원의 채취를 반영하고 있어 표준적인 성장모형으로는 이들 국가의 GDP 수준을 설명하기 어렵기 때문이다. 그리고 소득수준이 높은 OECD국가 OECD에 가입되지 않았으나 소득이 OECD국가들과 비슷한 국가들도 제외하여 총 88개 개발도상국에 대한 자료를 얻을 수 있었다.

사용된 변수의 정의, 자료원, 표본통계량 등에 대한 정보는 Table 2에 제시하였다. US 달러로 표시된 GDP가 경제적 성과를 나타내는 값으로 사용되며, 자료는 World Bank(2017)에서 발췌하였다. 외국인 직접투자액이 GDP에서 차지하는 비중을  $S_F$ 에 대한 값으로 사용한다. 실물자본의 값은 Ram(1986)[19] 등의 연구에 따라 World Bank (2017)에서 추출한 총 국내투자자본을 사

용하였다. 인적자본에 대한 투자는 선행 연구들의 관례에 따라 중등교육을 마친 노동가능인구의 비중으로 하였다. 각 국가의 값은 분석대상 기간에 대해 평균값을 취한다. 노동인구 증가율도 World Bank(2017)에서 구하여 평균값을 취한다.

#### 3.2.2 분석결과

모형 A( $m=1$ ), 모형 B( $m=2$ ), 모형 C( $m=2$ ), 확장된 솔로우모형인 모형 D( $m=3$ )의 4가지 모형에 대한 추정결과는 <표 2>에 제시되어 있다.  $t$ -통계량은 이분산-일치적(heteroscedasticity-consistent) 분산행렬 공식을 이용하여 계산하였는데, 이는 오차항에 존재할지도 모르는 이분산성의 영향을 처리하기 위해서이다[20]. 특히, 본 연구와 같은 다국가 분석에 있어서 이분산성은 중요할 수 있어, Implied- $\alpha$ 의  $t$ -통계량 계산을 위해 델타법(delta method)을 이용하였다.

MRW의 연구결과와 유사하게 무제약 모형과 제약 모형의 2가지를 추정한다. 제약 모형은 투자점유율 로그값의 계수들의 합이 인구성장률, 감가상각율, 외생적인 노동생산성 성장률 합계의 로그값( $\ln(n+g+\delta)$ ) 계수의 음수와 같다는 제약을 모수에 부여하는 것이다. 두 모형의 추정결과는 Table 3에 제시되어 있다.

첫째, 모형 B의 Adjusted- $R^2$ 는 0.314로 모형 A(0.233)보다 우수하다. 제약 모형에서도, 모형 B의 Adjusted- $R^2$ 는 0.315으로 모형 A에 대한 값 0.228보다 크므로 모형 B의 설명력이 더 높는데, 이는 인적자본을 모형 내에 포함함으로써 모형의 설명력이 높아졌음을 의미한다. 정상상태 소득방정식에서 인적자본을 포함하게 되면 포함하지 않을 때에 비해 1인당 소득수의 변동을 더 잘 설명하는 것이다. 이 결과는 회귀식의 표준오차에

Table 2. Definition and sample statistics of variables in model

Variables	Definition	Mean	Standard Deviation
$y$	Real GDP per person of working-age (i.e., age 15-64) in 2015, measured in purchasing power parities, 2011 international dollars).	22245.165	15526.164
$S_K$	Average of annual ratios of real domestic investment to real GDP (of available observations during 1990-2015).	0.225	0.060
$S_H$	Average of annual ratios of the working-age population that is in secondary school (of available observations during 1990-2015).	0.090	0.050
$S_F$	Average of annual ratios of gross domestic FDI to nominal GDP (of available observations during 1990-2015).	1.367	8.032
$n$	Compound average annual growth rate of working-age (i.e., age 15-64) population (of available observations during 1990-2015).	0.020	0.013

Note : World Bank, World Development Indicators 2017.

근거하여 살펴볼 때도 마찬가지이다. 즉, 무제약 모형에서의 표준오차 0.721은 0.677로 감소하며, 제약모형에서는 0.719에서 0.677로 감소된다. 이러한 추정결과는 전통적 솔로우 모형에서 인적자본을 포함하는 확장이 필요하다는 MRW의 주요결론을 뒷받침하고 있다.

둘째, 제약 모형의 추정에서 모형 C에 대한 Adjusted- $R^2$ 는 0.324로 모형 A의(0.233)보다 크다. 이는 무제약 모형에서도 각각 0.304 및 0.228로 마찬가지이다. 이 결과는 모형 A의 추정결과보다 모형 C의 추정결과에서 추정식의 표준오차가 더 작다는 사실에 의해 보다 분명해진다. 표준오차의 값이 무제약 모형의 각각 0.721과 0.673이며, 제약 모형의 경우 0.719와 0.682이다. 외국인 직접투자 항에 대한 추정계수는 무제약모형과 제약모형에서 모두 유의수준 10%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

셋째, 제약 모형의 추정에서 모형 D에 대한 Adjusted-

$R^2$ 는 0.395로 모형 C(0.324) 보다 크다. 이는 무제약 모형의 추정에서도 각각 0.373 및 0.304로 마찬가지이다. 즉, 외국인 직접투자자를 포함함으로써 소득방정식의 설명력은 더 커짐을 알 수 있다. 이 점은 추정된 모형 D의 표준오차가 추정된 모형 C의 표준오차보다 더 작다는 사실에 의해 보다 명확해진다. 표준오차의 값이 무제약 모형의 경우 0.636과 0.673이며, 제약 모형의 경우 0.648와 0.682이다. 이러한 점들은 정상상태 소득회귀식에서 외국인 직접투자자를 포함하는 경우가 포함하지 않는 경우에 비해 1인당 소득수준의 변동을 더 잘 설명한다는 사실을 분명하게 보여주고 있다. 요컨대, 4개의 모형 중에서 모형 D가 모든 국가사이의 1인당 국민소득의 변동을 가장 잘 설명한다. 모형 C에 있어서, 실물자본이 GDP에서 차지하는 점유율이 1인당 소득수준에 미치는 영향에 대한 추정값은 모형 A에서 얻어진 값보다 작다. 이는 소득방정식을 추정하는 데 외국인 직접투자자가 경제성장률에 미치

Table 3. Estimation results of the steady-state income equations

Variables	Model A ( $m = 1$ )	Model B ( $m = 2$ )	Model C ( $m = 2$ )	Model D ( $m = 3$ )
Unrestricted				
Constant	9.203 (8.05)***	9.557 (9.12)***	10.960 (8.96)***	11.100 (9.85)***
$\ln S_K$	1.256 (3.61)***	1.234 (3.89)***	1.090 (3.32)***	1.087 (3.62)***
$\ln S_H$			0.358 (3.08)***	0.323 (3.07)***
$\ln S_F$		0.088 (3.82)***		0.078 (3.60)***
$\ln(n + 0.05)$	-0.908 (-2.75)***	-0.885 (-2.94)***	-0.511 (-1.52)	-0.530 (-1.72)*
Adjusted- $R^2$	0.223	0.314	0.324	0.395
s.e.e.	0.721	0.677	0.673	0.636
Restricted				
Constant	8.435 (30.95)***	8.591 (33.46)***	8.819 (29.31)***	8.912 (31.65)***
$\ln S_K - \ln(n + 0.05)$	1.113 (5.05)***	1.055 (5.15)***	0.769 (2.94)***	0.758 (3.13)***
$\ln S_H - \ln(n + 0.05)$			0.302 (2.68)***	0.265 (2.63)***
$\ln S_F - \ln(n + 0.05)$		0.087 (3.74)***		0.078 (3.42)***
Adjusted- $R^2$	0.228	0.315	0.304	0.373
s.e.e.	0.719	0.677	0.682	0.648
Implied- $\alpha_K$	0.527 (10.67)***	0.493 (9.99)***	0.371 (3.98)***	0.361 (4.25)***
Implied- $\alpha_H$			0.146 (2.45)**	0.126 (2.41)**
Implied- $\alpha_F$		0.041 (3.55)***		0.037 (3.26)***

Note : 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.

**Table 4.** Estimation results of the steady-state income equations of regions

Variables	Asia	Africa	Latin-America	Europe	All
Unrestricted					
Constant	12.272 (5.82)***	7.255 (1.70)*	7.895 (3.44)***	16.768 (10.99)***	11.100 (9.85)***
$\ln S_K$	1.161 (2.89)***	1.621 (5.22)***	-0.390 (-0.67)	1.666 (2.87)***	1.087 (3.62)***
$\ln S_H$	-0.057 (-0.53)	0.308 (2.41)**	-0.067 (-0.15)	0.654 (3.80)***	0.323 (3.07)***
$\ln S_F$	0.136 (4.15)***	-0.024 (-0.49)	0.039 (1.41)	0.079 (3.63)***	0.078 (3.60)***
$\ln(n+0.05)$	-0.216 (-0.32)	-2.112 (-1.27)	-0.633 (-0.92)	-0.833 (-2.16)*	-0.530 (-1.72)*
Obs.	22	31	19	16	88
Adjusted- $R^2$	0.370	0.546	0.195	0.831	0.395
Restricted					
Constant	9.128 (24.36)***	7.774 (22.67)***	10.462 (20.26)***	9.936 (18.78)***	8.912 (31.65)***
$\ln S_K - \ln(n+0.05)$	0.623 (2.07)*	1.637 (5.13)***	-0.170 (-0.36)	-0.350 (-0.91)	0.758 (3.13)***
$\ln S_H - \ln(n+0.05)$	-0.139 (-1.43)	0.316 (2.73)**	-0.012 (-0.02)	0.957 (5.04)***	0.265 (2.63)***
$\ln S_F - \ln(n+0.05)$	0.137 (3.72)***	-0.026 (-0.60)	0.069 (1.43)	0.080 (2.01)*	0.078 (3.42)***
Obs.	22	31	19	16	88
Adjusted- $R^2$	0.321	0.563	0.095	0.694	0.373

Note : 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.

는 영향을 제대로 고려하지 못한다면, 실물자본의 역할이 과대하게 평가될 수 있음을 시사한다.

마지막으로, 모형 D에 대한 추정결과를 살펴보면, 무제한 모형과 제약 모형 모두에서 외국인 직접투자의 영향이 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하다. 따라서 외국인 직접투자는 1인당 GDP 수준에 통계적으로 유의한 영향을 미친다고 결론을 내릴 수 있다.

다음은 88개 개발도상국을 지역에 따라 아시아-태평양, 아프리카, 중남미, 유럽으로 구분한 다음 각 지역별로 앞서 제시된 모형을 추정한다. 이 결과로부터 외국인 직접투자의 영향에 대한 앞서의 결론이 지역별로 유지되는지 혹은 바뀌는지에 대해 살펴볼 수 있다. 먼저 World Bank(2017)에 제시되어 있는 대로 88개 개발도상국을 아시아-태평양 22개국, 아프리카 31개국, 중남미 19개국, 유럽 16개국으로 구분하였다. 외국인 직접투자가 개발도상국의 경제성장에 미치는 영향을 지역별로 살펴보기 위하여 아시아, 아프리카, 중남미, 유럽으로 구분하였다. 다음으로 이들 4개 지역에 대해 각각 식 (7)을 추정하였다. Tabel 4에 이 추정결과를 제시하였으며, 비교를 위해 전체 국가에 대한 추정결과도 Table 2로부터 발췌

하여 마지막 열에 제시하였다.

22개 아시아 지역 국가들은 인적 자본을 제외한 모든 항목이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그리고 16개 유럽지역 국가들은 모든 항목이 유의수준 10%에서 통계적으로 나타났다. 그러나 아프리카 지역과 중남미 지역 국가들의 분석결과는 양호하지 못한 것으로 나타났다. 예상과 달리 아프리카 지역의 국가들은 실물자본과 인적자본은 경제성장에 도움이 되나 외국인 직접투자 항목은 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타났으며, 더 나아가 계수도 음수로 분석되었다. 그리고 중남미 지역의 국가들은 모든 항목이 통계적으로 유의하지 못한 것으로 분석되었다.

따라서 아프리카 지역과 중남미 지역의 개발도상국에 있어서는 외국인 직접투자가 경제적 성과에 유의한 영향을 미친다고 볼 수 없지만, 아시아 지역과 유럽지역의 개발도상에 있어서는 외국인 직접투자가 경제적 성과에 유의한 양의 영향을 미친다고 결론을 내릴 수 있다.

#### 4. 결론

오래전부터 외국인직접투자자와 경제성장률에 대한 연구가 끊임없이 이어지고 있다. 외국인 직접투자자가 개발도상국가들의 경제성장률에 매우 중요하다고 많은 정책입안자들과 학자들이 주장하고 있음에도 불구하고 외국인 직접투자 유입과 경제 성장 간의 긍정적인 관계에 대해서는 보편적인 합의가 이루어지지 않고 있다. 즉, 외국인 직접투자자가 과연 경제성장률에 유리하게 작용하는지 아니면 불리하게 작용하는지에 대한 논쟁이 아직까지 이어지고 있다.

이에 본 논문에서는 개발도상국들에 대한 외국인 직접투자자가 이들 국가들의 경제성장률에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 1990년부터 2015년까지의 자료를 이용하여 88개 개발도상국들을 대상으로 실증분석하였다.

분석에 사용된 국가들은 소득수준이 높은 선진국, 석유 생산국가 그리고 가용 가능한 자료가 부족한 국가들을 제외한 개발도상국 88개 국가들을 대상으로 하였다. 분석에 사용된 모형은 솔로우 모형으로 본 모형에서는 외국인 직접투자뿐만 아니라 인적자본, 실물자본을 동시에 고려하였다.

분석결과, 외국인 직접투자자는 개발도상국가들의 경제성장률에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 뿐만 아니라 실물자본, 인적자본 모두 개발도상국가들의 경제에 긍정적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 그리고 88개 개발도상국을 지역별로 나누어 분석한 결과, 외국인 직접투자자는 아시아와 유럽의 개발도상국에서는 경제성장률에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 아프리카와 중남미 개발도상국의 경제성장률에는 아무런 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다.

이러한 분석결과는 몇 가지 시사점을 제공해 준다.

첫째, 개발도상국들이 경제성장률에 이룩하기 위해서는 도로, 철도, 상·하수도 시설과 같은 사회간접자본에 대한 투자가 필요할 것으로 보인다.

둘째, 개발도상국들은 경제성장률에 대해 인적자본에 대한 투자가 필요하다. 비록, 본 연구에서는 유럽지역을 제외하곤 인적자본과 경제성장률에는 통계적으로 유의한 결과를 보여주지 못하고 있으나, 개발도상국 전체로 볼 경우 인적자본은 경제성장률에 영향을 미치고 있다. 최근의 연구들을 살펴볼 때에도 인적자본은 개발도상국의 경제성장률에 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다[21, 22, 23]. 따라서 외국인 직접투자를 통해 효율적으로 경제적 성과를 성취하기 위해서는 인적자본에 대한 투자가

필요하다고 하겠다.

본 논문은 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 개발도상국은 저소득국, 중하위소득국, 중상위소득국, 고소득국으로 분류되어 있음에도 불구하고 이들을 분류하지 않고 분석을 시도하였다는 점이다. 따라서 이들 개발도상국들에 대한 분류를 통해 실증 분석한다면, 저소득국, 중하위소득국, 중상위소득국, 고소득국들에 대해 명확한 외국인 직접투자자의 경제적 성과를 밝힐 수 있을 것으로 판단된다.

## References

- [1] Ozturk, I., "Foreign Direct Investment?rowth Nexus: A Review of The Recent Literature", *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, vol. 4, no. 2, pp. 79-98, 2007.
- [2] Ozturk, I., Kalyoncu, H., *Foreign Direct Investment and Growth: An Empirical Investigation Based on Cross-Country Comparison*, *Economia Internazionale*, vol. 60, no. 1, pp. 75-82, 2007.
- [3] Neuhaus, M., "The Impact of FDI on Economic Growth: An Analysis for the Transition Countries of Central and Eastern Europe", Heidelberg: Springer, 2006.
- [4] Carkovic, M., Levine, R, Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth? in: Theodore Moran, Edward Graham and Magnus Blomstrom (eds.), *Does Foreign Direct Investment Promote Development?* Institute for International Economic, pp. 195-20, 2005.
- [5] Hanson, G., *Should Countries Promote Foreign Direct Investment?*, UNCTAD: G-24 Discussion Paper Series No. 9. Geneva: UNCTAD, 2001.
- [6] Nair? Reichert, U., Weinhold, D., "Causality Tests for Cross? Country Panels: a New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries", *Oxford bulletin of economics and statistics*, vol. 63, no. 2, pp. 153-171, 2001.  
DOI: <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00214>
- [7] Gusoy, F., Sekreter, A, Kalyoncu, H., "FDI and Economic Growth Relationship Based on Cross-Country Comparison", *International Journal of Economics and Financial Issues*, vol. 3, no. 2, pp. 519-524, 2013
- [8] Chowdhury, A., & Mavrotas, G., "DI and Growth: What Causes What?", *World Economy*, vol. 29, no. 1, pp. 9-19, 2006.  
DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2006.00755.x>
- [9] Choe, J. II., "Do Foreign Direct Investment and Gross Domestic Investment Promote Economic Growth?", *Review of Development Economics*, vol. 7, no. 1, pp. 44-57, 2003.  
DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-9361.00174>
- [10] Al-Iriani, M., "Foreign direct investment and economic growth in the GCC countries: A causality investigation using heterogeneous panel analysis", *Topics in Middle*

Eastern and North African Economies, vol. 9, no. 1, pp. 1-31, 2007.

- [11] De Mello Jr Luiz R., "Foreign Direct Investment-led growth: Evidence from Time Series and Panel Data", Oxford Economic Papers, vol. 51, no. 1, pp. 133-154, 1999.  
DOI: <https://doi.org/10.1093/oep/51.1.133>
- [12] Campos, N. S., Kinoshita, Y., "Foreign Direct Investment as Technology Transferred: Some Pannel Evidence from the Transition Economies", The Manchester School, vol. 70, no. 3, pp. 398-419, 2002.  
DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-9957.00309>
- [13] Katerina, L., John, P., Athanasios V., "Foreign Direct Investment and Economic Growth In Transition Economies", South Eastern Europ Journal of Economics, vol. 2, no. 1, pp. 97-110, 2004.
- [14] Mankiw, N. G., Romer, D., Weil, D. N., "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", Quarterly Journal of Economics, vol. 107, no. 2, pp. 407-437, 1992.  
DOI: <https://doi.org/10.2307/2118477>
- [15] Nonneman, W. and Vanhoudt, P., "A Further Augmentation of the Solow Model and the Empirics of Economic Growth for OECD country", Quarterly Journal of Economics, vol. 111, no. 3, pp. 943-953, 1996.  
DOI: <https://doi.org/10.2307/2946677>
- [16] Ram, R., "Tropics and Economic Development: an Empirical Investigation", World Development, vol. 25, no. 9, pp. 1443-1452, 1997.  
DOI: [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(97\)00044-2](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(97)00044-2)
- [17] Temple, J., "Equipment Investment and the Solow Model", Oxford Economic Papers, vol. 50, no. 1, pp. 39-62, 1998.  
DOI: <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a028635>
- [18] Yoo, S -H., "Does Information Technology Contribute to Economic Growth in Developing Country? A Cross-country Analysis", Applied Economics Letters, vol. 10, no. 11, pp. 679-682, 2003.  
DOI: <https://doi.org/10.1080/1350485032000138971>
- [19] Ram, R., "Government Size and Economic Development: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data", American Economici Reveiw, vol. 76, no. 1, pp. 191-203, 1986.
- [20] White, H., "Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", Econometrica, vol. 48, no. 4, pp. 817-838, 1980.  
DOI: <https://doi.org/10.2307/1912934>
- [21] Mustafa, G., Rizov, M, Dernohan, D., "Growth, Human development and Trade: The Asian Experience", Economic Modelling, 61, pp. 93-101, 2017.  
DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.12.007>
- [22] Suri, T., Boozer, M.A., Ranis, G., "Paths to success: the relationship between human development and economic growth", World Development, vol. 39, no. 4, pp. 506-522, 2011.  
DOI: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.08.020>
- [23] Cooray, A., Mallick, S., Dutta, N., "Gender-specific human capital, openness and growth: exploring the linkages for South Asia", Review of Development

Economics, vol. 18, no. 1, pp. 107-122, 2014.  
DOI: <https://doi.org/10.1111/rode.12072>

**정 동 원(Dong-Won Jeong)**

[정회원]



- 2002년 2월 : 호서대학교 일반대학원 경영학과 (경영학석사)
- 2006년 2월 : 호서대학교 일반대학원 경영학과 (경영학박사)
- 2016년 3월 ~ 현재 : 해방기술정책연구소 센터장

<관심분야>

국제경영, 국제경제, 경영전략

**정 경 호(Kyong-Ho Jeong)**

[정회원]



- 2009년 2월 : 아주대학교 산업대학원 도시개발학과 (도시개발학 석사)
- 2012년 7월 : 아주대학교 일반대학원 도시개발학과 (도시개발학 박사 수료)
- 2003년 3월 ~ 2006년 2월 : 한국연구소 책임연구원
- 2016년 2월 ~ 현재 : 세종특별자치시청

<관심분야>

도시개발, 도시계획, 도시재생, 공공건축