

한국의 IFDI유입이 지역성장에 미치는 영향에 관한 실증연구*

An Empirical Study on the Effect of IFDI on the Regional Growth in Korea

최 원 석** Won-Seok Choi

홍 승 린*** Seung-Lin Hong

| 목 차 |

- | | |
|-----------------------|-----------------------------|
| I. 서 론 | IV. 한국의 지역별 IFDI유입의 성장효과 분석 |
| II. 선행연구의 고찰 | V. 결론 및 시사점 |
| III. 한국의 지역별 IFDI유입현황 | 참고문헌 |
| | Abstract |

국문초록

본 연구는 2000~2014년 기간 동안 한국의 16개 지역에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 동태적 패널모형인 시스템 GMM을 적용하여 분석하였다. 분석결과, 한국에 유입된 IFDI는 지역 내 경제성장 즉 자본형성, 고용창출, 수출확대 등에서 정(+)¹의 효과가 나타났으나, 수입은 부(-)²의 효과가 발생하였다. 반면, 인적자본은 정(+)³의 효과를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 한편 권역별로 유입된 IFDI의 성장효과를 살펴보면, 수도권과 동남권은 GRDP의 성장에 부(-)⁴의 효과를 보인 반면, 대경권에서는 정(+)⁵의 효과를 보였다. IFDI유입과 인적자본 간 보완관계에서도 유사하게 나타났다. 본 연구는 한국에 유입된 IFDI

* 본 논문은 한성대학교 학술지원비에 의해 지원된 연구임.

** 중원대학교 국제통상학과 초빙교수, 제1저자

*** 한성대학교 무역학과 조교수, 교신저자

가 지역성장에 중요한 요인이지만, 지역 내 GRDP에 미치는 성장효과는 지역특성에 따라 차이가 존재한다는 것을 확인하였다. 따라서 지역 내 유입된 IFDI의 성장효과를 확대하기 위해서는 지역특성에 맞는 IFDI유치전략과 함께 산업구조개편이 시급하다고 판단된다.

<주제어> 외국인직접투자, 지역성장, 인적자본, 시스템 GMM

I. 서론

오늘날 투자유치국(host economies)에게 외국인직접투자(Inbound Foreign Direct Investment; 이하 IFDI)는 기술이전, 경영노하우, 수출기회를 제공하고, 이를 통해 투자유치국 산업들의 경쟁력과 생산성 증대, 즉 경제성장(economic growth)에 기여한 것으로 평가하고 있다 (Findlay, 1978). 그러나 IFDI에 의한 경제성장은 투자유치국의 경제수준, 자본시장의 발전정도, 인적자본의 성숙도 등에 따라 차이가 존재한다(Balasubramanyam et al., 1996; Borensztein and Lee, 1998; De Mello, 1999; Campos and Kinoshita, 2002; Durham, 2004; Alfaro et al., 2004; Laureti and Postiglione, 2005). 그럼에도 불구하고 IFDI는 투자유치국의 국제화 수단으로써 활용되고 있다.

한국의 IFDI를 활용한 국제화는 1998년 외국인투자촉진법을 제정하여 IFDI에 대한 중앙정부의 통제를 지방정부로 이양하는 자유화조치에서 시작되었다. 이러한 자유화조치는 지방정부에게 세제부과, 토지임대 그리고 외국인투자지역의 개발과 관리를 독립적으로 수행할 수 있는 기회를 제공함으로써 지역산업의 성장에 적합한 IFDI의 유치가 가능하도록 하였다(Nicolas, Thomsen and Bang, 2003). 그 결과, 수도권에 집중된 IFDI가 전 지역으로 분산되는 긍정적인 효과가 발생하였다(홍승린·최원석, 2016). 또한 지방정부의 IFDI에 대한 자유화조치는 지역의 자본형성, 고용창출 등 지역경제에 긍정적인 영향을 초래한 것으로 평가하고 있다(김성기, 2013; 조택희·전일명, 2007; 조경엽 외, 2009; 조재호, 2013).

그러나 이러한 국제화에 따른 지역성장의 변화에도 불구하고 그 동안 IFDI의 유입이 한국의 경제성장에 미치는 영향에 관한 연구는 대부분 국가 내 산업단위 또는 그 산업 내 외국인기업의 파급효과를 중심으로 이루어졌을 뿐(김미아, 1999; 김승진, 1999; 박경순·이해영·박상범, 2009; 이병기, 2002; 연태훈, 2003), 국가 내 지역단위 즉 시·도 단위의 지역성장과 관련된 연구는 부족한 실정이다. 이에 본 연구는 지역에 유입된 IFDI가 지역 성장에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 기존 연구에서는 경기도, 동남권(부산, 울산, 경남)

등 특정지역의 IFDI의 유입에 따른 성장효과를 분석하였다면, 본 연구에서는 전체 지역에 유입된 IFDI유입의 성장효과 뿐만 아니라 수도권(서울특별시, 인천광역시, 경기도)을 비롯한 충청권(대전광역시, 충청 남·북도), 호남권(광주광역시, 전라남도, 전라북도), 대경권(대구광역시, 경상북도), 동남권(부산광역시, 울산광역시, 경상남도) 등 주요 권역별 지역에 유입된 IFDI의 성장효과에 대하여 분석하고자 한다.

이를 위해 본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제II장에서는 한국의 지역에 유입된 IFDI현황을 살펴본다. 그리고 제III장에서는 IFDI유입이 국내 지역성장에 미치는 영향을 추정하기 위한 모형을 제시하고 실증분석을 위한 자료 및 그 결과를 제시한다. 마지막으로 IV장에서는 실증분석을 통해 나타난 주요 특징을 요약하고 이를 토대로 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

II. 선행연구의 고찰

본 연구의 선행연구는 국내연구와 해외연구로 구분하여 설명할 수 있다. 국내연구로 IFDI유입과 지역성장의 관계를 분석한 강상목·백충기(2006)는 2000~2003년의 기간 동안 부산에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 성과를 IFDI 유입성과지수와 효율지수를 적용하여 실증적으로 분석하였다. 전국대비 GRDP비중에서 부산의 IFDI 비중이 평균 0.51로서 GRDP비중의 절반수준에 불과하고, 또한 IFDI의 효율적 활용정도를 보여주는 성과지수도 0.535로서 비교지역인 강원, 경북과 함께 최하위 그룹에 속하고 있는데, 이러한 원인은 부산경제의 성장둔화와 IFDI유입을 위한 부산의 통상정책이 미흡하기 때문이라고 주장하였다.

김성기(2013)는 2000~2012년의 기간 동안 부산, 울산, 경남지역에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 패널모형과 벡터오차수정모형(VECM)을 적용하여 분석하였다. 부산, 울산, 경남지역에 유입된 IFDI가 지역의 경제성장, 총고정자본형성, 고용창출, 수출 등에 긍정적인 효과를 미쳤다고 주장하였다. 류승우와 이재우(2015)는 2003~2013년의 기간 동안 부산지역에 진출한 외국인기업이 지역성장에 미치는 파급효과를 패널모형을 적용하여 분석하였다. 외국인기업의 투자가 부산지역의 고용소득을 증대시키고 전·후방연관 산업효과가 발생하고 있다고 주장하였다. 특히 전·후방연관 산업효과는 후방연관 산업효과가 전방연관 산업효과보다 상대적으로 크게 발생한다고 보았다.

<표 1> 국내의 FDI유입과 지역성장 관련 선행연구

연구자	분석기간	분석지역	분석방법	주요 분석결과
강상목·백충기(2006)	2000~2003	부산	OLS, MLE	·GRDP 1단위 증가는 0.913단위의 IFDI증가 ·자본 1단위 증가는 0.885단위의 I FDI감소 ·노동 1단위 증가는 0.111단위의 I FDI감소
김성기(2013)	2000~2012	부산 울산 경남	Panel, VECM	·Panel분석시 IFDI는 경제성장과 총 고정자본형성에서 정(+) ^{의 효과} ·VECM분석시 IFDI는 경제성장, 고용창출, 수출에서 정(+) ^{의 효과}
류승우·이재우(2015)	2003~2013	부산	Panel	·투자기업의 고용소득 증가 ·전후방 연계산업의 효과발생
성효용·김은경(2009)	1998~2005	경기도	Panel	·외국인소유지분이 클수록 기업의 노동생산성 증가 ·외국인소유지분과 기업성장률 간 정(+) ^{의 상관관계}
조택희·전일명(2007)	2000~2004	충북	ARCH, RMSM	·IFDI 10%p증가시 GRDP성장률 향후 5년 간 연평균 0.05%p 상승 ·취업자수는 1차 년도 0.01%에서 5차 년도 0.07%증가로 5년간 연평균 0.05% 증가
조경엽 외(2009)	2000~2021	동남권	MRDCGE	·GRDP는 6,077~9,979억원, 소비는 2,511~6,843억원, 투자는 3,883~6,843억 원 증가 전망
조재호(2013)	1970~2011	울산	Prais-Winsten	·GDP, GRDP, 전국수출입, 울산수출, REER 등은 IFDI의 변동을 설명하지 못함 ·GRDP, REER의 변동은 IFDI로 형성된 자본량에 정(+) ^{의 영향}

자료 : 연구자 정리(표는 가나다순)

성효용과 김은경(2009)은 1998~2005년의 기간 동안 경기도지역에 진출한 외국인 기업이 지역성장에 미치는 효과를 패널모형을 적용하여 분석하였다. 전국의 외국인기업과 경기도의 외국인기업 모두 외국인 소유지분이 클수록 높은 노동생산성을 유지하고 있다고 주장하였다. 조택희와 전일명(2007)은 2000~2004년의 기간 동안 충청지역에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 자기회귀 조건부 이분산(ARCH)모형과 제공근 평균제곱오차(RMSE)를 적용하여 분석하였다. 외국인투자의 10%p증가는 충북 GRDP성장률을 향후 5년간 연평균 0.05% 만큼 증가시킬 뿐만 아니라 취업자수도 1차 년도 0.01%에서 5차 년도 0.07%로 5년간 평균 0.05%의 신규고용을 유발한다고 주장하였다.

조경엽 외(2009)은 2000~2021년의 기간 동안 동남권(부산, 울산, 경남)지역에 유입된 IFDI가 지역경제에 미치는 파급효과를 다지역 동태적 연산가능한 일반균형모형(MRDCGE)을 적용하여 분석하였다. 동남권지역에 유입된 IFDI는 GRDP부문 6,077~9,979억원, 소비부문 2,511~6,843억원, 투자부문 3,883~6,843억원 증가할 것으로 전망하였다. 조재호(2013)는 1970~2011년의 기간 동안 울산지역에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 Prais-Winsten방법을 적용하여 분석하였다. GRDP, 울산수출, 실질실효환율 등의 설명변수로는 울산지역의 IFDI에 의한 지역성장변화를 충분히 설명하지 못하였다. 그러나 GRDP, 실질실효환율의 변동이 울산지역의 IFDI로 형성된 자본량에 정(+)의 영향을 미친다고 주장하였다.

한편 해외연구로 Bajo Rubio et al.(2014)은 1987~2000년의 기간 동안 스페인 17개 지역에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 시스템 GMM을 적용하여 분석하였다. 스페인 17개 지역 중 다른 지역보다 Madrid와 Cataluña의 생산성 성장을 촉진하였는데, 이는 IFDI유입이 중요한 역할을 하였기 때문이라고 주장하였다.

Effendi and Soemantri(2003)은 1987~2000년의 기간 동안 인도네시아 27개 주에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 패널모형을 적용하여 분석하였다. 인도네시아에 유입된 IFDI가 지역의 경제성장, 수출 그리고 인적자원에 정(+) 영향을 미친다고 주장하였다. 다만, IFDI의 장기적 유입보다 단기적 유입이 더 효과적이라고 보았다. Iwasaki and Saganuma(2014)은 1996~2010년의 기간 동안 러시아 71개 지역에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 패널모형을 적용하여 분석하였다. 러시아에 유입된 IFDI가 지역성장에 중요한 역할을 하였다고 주장하였다. 다만 IFDI유입에 의한 지역성장의 효과는 상대적으로 높은 IFDI의 유입량이 있는 지역에만 국한된다고 보았다. 그리고 IFDI와 지역성장의 연계를 위해 필수적인 흡수역량(absorptive capability) 즉 지역의 연구개발(R&D) 잠재력은 강력한 시너지효과를 발휘하는 것으로 분석하였다.

Kersan-Škabić and Tijanić(2014)은 2002~2011년의 기간 동안 크로아티아 21개 주에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 패널모형을 적용하여 분석하였다. 크로아티아에 유입된 IFDI가 투자, 노동생산성, 수출 등 지역성장에 정(+)의 영향을 미치지만, 지역 내 고등교육을 받은 노동자, R&D지출 등 흡수역량은 부(-)의 영향을 미친다고 주장하였다. Madariaga and Poncet(2007)은 1990~2002년 기간 동안의 중국 196개 도시에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 시스템 GMM을 적용하여 분석하였다. 중국에 유입된 IFDI가 지역의 금융개방수준과 인접지역에 유입된 IFDI의 활용수준에 따라 1인당 소득수준 향상에 영향을 미친다고 주장하였다.

<표 2> 해외의 FDI유입과 지역성장 관련 선행연구

연구자	분석기간	분석지역	분석방법	주요 분석결과
Bajo Rubio et al. (2014)	1987~2000	스페인 17개 지역	System GMM	·IFDI유입이 집중된 지역에서 생산성의 성장촉진
Effendi and Soemantri(2003)	1987~2000	인도네시아 27개 주	Panel	·IFDI유입이 지역성장, 수출, 인적자원에 정(+의 영향 ·IFDI의 장기유입보다 단기유입이 효과적
Iwasaki and Suganuma(2014)	1996~2010	러시아 71개 지역	Panel	·IFDI유입량이 높은 지역에서만 지역성장의 효과 발생 ·IFDI와 지역성장 간 관계에서 지역의 R&D잠재력이 시너지효과 발생
Kersan-Škabić and Tijanić(2014)	2002~2011	크로아티아 21개 주	Panel	·IFDI유입으로 지역의 투자, 노동생산성, 수출 등에서 정(+의 효과가 발생하지만, 흡수역량에서 부(-)의 효과 발생
Madariaga and Poncet(2007)	1990~2002	중국 196개 도시	System GMM	·IFDI유입으로 1인당 소득수준이 향상되지만, 그 소득수준의 향상에는 지역의 금융개방수준과 인접지역의 IFDI활용 중요
Nunnenkamp and Stracke(2008)	1993~2005	인도 31개 주	OLS	·IFDI유입에 의한 성장효과는 일부지역에 국한 ·IFDI유입이 높은 지역과 낮은 지역에 따라 1인당 소득격차 확대

자료 : 연구자 정리(표는 ABC순)

Nunnenkamp and Stracke(2008)은 1993~2005년 기간 동안의 인도 31개 주에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 분석하였다. 인도에 유입된 IFDI가 일부 지역에 집중되면서 인도경제로의 IFDI확산효과가 제한된다고 주장하였다. 그리고 인도에 유입된 IFDI가 지역의 1인당 소득을 향상시키지만, IFDI유입이 높은 지역과 낮은 지역 간의 소득격차가 확대되고 있다고 지적하였다.

이상에서 살펴본 선행연구는 다음과 같이 정리할 수 있다. 우선, IFDI의 유입은 지역 성장에서 중요한 역할을 한다는 것이다. 그러나 국내연구의 경우 특정지역에 유입된 IFDI의 성장효과만을 계측하고 있어 각 개별지역에 유입된 IFDI의 성장효과를 분석하지 못한다는 한계를 갖고 있는 반면, 해외연구의 경우 개별지역에 유입된 IFDI의 성장효과를 분석한다는 점에서 국내연구와 차이가 존재한다.

다음으로 IFDI의 유입은 지역의 이질성 즉 흡수역량에 따라 성장효과의 차이가 존재

한다는 것이다. 국내연구와 해외연구는 연구기간과 범위, 연구지역에 따라 추정결과의 차이가 존재하지만, IFDI유입이 GRDP, 자본형성, 고용창출, 수출증대 등 지역성장에 정(+)의 효과를 미친다고 분석하고 있다. 그러나 국내연구의 경우 일반적인 지역경제의 성장효과에만 분석의 초점을 두고 있지만, 해외연구의 경우 인적자본과 같은 흡수역량에 따라 IFDI유입이 지역성장의 효과크기에 영향을 미친다는 점을 분석하고 있다는 점에서 차이가 존재한다.

끝으로 지역수준의 분석에서 패널모형과 같은 유사한 방법론을 차용하는 것은 지역의 행정체제가 그 경제체제와 같지 않기 때문에 변수들 간 내생성 문제와 같은 추가적인 문제가 발생한다. 해외연구 중 Madariaga and Poncet(2007)와 Bajo Rubio et al.(2014)는 이러한 문제를 고려하여 시스템 일반화 적률법(System Generalized Method of Moments; 이하 Syetem GMM)을 적용하여 IFDI유입이 지역성장에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 국내 연구에서는 시스템 GMM분석과 같은 방법론적 변화를 통해 IFDI에 따른 지역 성장의 변화를 분석한 연구는 미미하며, 이에 본 연구는 이러한 점을 고려하여 한국에 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

III. 한국의 지역별 IFDI유입 현황

한국은 1990년대 후반 촉발된 외환위기 이후 IFDI유입에 대한 중앙정부의 통제권을 지방정부에 이양하는 국제화 조치를 단행한 결과, 2000년 15,217백만 불에서 2015년 20,909백만 불로 27.2%p 증가하는 성과를 이루었다. 그러나 <표 3>에서 보는 바와 같이, IFDI유입의 지역 간 격차는 확대되고 있는 실정이다. 시기별로 차이는 있지만, 2010년을 제외하고 거의 모든 기간에서 IFDI유입이 서울특별시에 집중되는 경향이 두드러진다.¹⁾ 그 다음으로는 경기도, 인천 순으로 수도권지역에 IFDI유입이 집중되고 있다. 이러한 현상은 수도권이 다른 지역에 비해 사회간접자본(Social Overhead Capital)이 양호하고 공항과 항만이 인접해 있을 뿐만 아니라 수송 및 유통망 등 산업인프라가 잘 구축되어 있어 생산자와 소비자와의 접근이 용이한 최적의 조건을 갖추고 있기 때문인 것으로 판단된다.²⁾

1) 2010년도에 IFDI가 감소한 것은 미국의 해외투자 감소와 함께 EU, 일본 등 남유럽의 경제위기 영향으로 해외투자가 감소했기 때문이다.

2) 수도권 지역의 IFDI유입 집중현상에 대해 성효용·김은경(2009)은 외국인투자기업에 대한 조세감면, 산업용지의 임대료 및 외국인투자지역에 입주한 첨단기술과 서비스업에 대한 면세혜택 등 세제지원과 함께 외국

<표 3> 한국의 지역별 IFDI유입 변화추이

(단위 : 신고기준, 백만 달러, %)

	2000		2005		2010		2015	
	금액	비중	금액	비중	금액	비중	금액	비중
서울특별시	5,155	(33.9)	7,169	(62.0)	2,677	(20.5)	8,559	(40.9)
부산광역시	485	(3.2)	324	(2.8)	253	(1.9)	327	(1.6)
대구광역시	76	(0.5)	105	(0.9)	71	(0.5)	345	(1.7)
인천광역시	1,218	(8.0)	275	(2.4)	514	(3.9)	1,479	(7.1)
광주광역시	836	(5.5)	39	(0.3)	75	(0.6)	17	(0.1)
대전광역시	366	(2.4)	13	(0.1)	359	(2.7)	216	(1.0)
울산광역시	507	(3.3)	37	(0.3)	243	(1.9)	972	(4.6)
경기도	4,111	(27.0)	1,178	(10.2)	1,664	(12.7)	1,677	(8.0)
강원도	118	(0.8)	74	(0.6)	50	(0.4)	32	(0.2)
충청북도	166	(1.1)	389	(3.4)	200	(1.5)	300	(1.4)
충청남도	254	(1.7)	1,036	(9.0)	667	(5.1)	262	(1.4)
전라북도	67	(0.4)	47	(0.4)	276	(2.1)	138	(0.7)
전라남도	473	(3.1)	333	(2.9)	219	(1.7)	79	(0.4)
경상북도	804	(5.3)	221	(1.9)	2,706	(20.7)	1,479	(7.1)
경상남도	97	(0.6)	115	(1.0)	197	(1.5)	239	(1.1)
제주도	306	(2.0)	7	(0.1)	390	(3.0)	790	(3.8)
미정*	177	(1.2)	205	(1.8)	2,509	(19.2)	3,980	(19.0)
합계	15,217	(100.0)	11,566	(100.0)	13,071	(100.0)	20,909	(100.0)

주* : IFDI의 신고는 확정되었으나, 유입이 유보된 상태
 자료 : 산업통상자원부, 각 년도.

한편, <표 4>를 통해 非수도권 지역의 IFDI유입을 보면, 2000년은 호남권(광주, 전북, 전남), 2005년은 충청권(대전, 충북, 충남), 2010년과 2015년은 대경권(대구, 경북)에 집중되는 것으로 나타났다. 특히 2009년부터 추진한 ‘5+2 광역경제권 활성화 전략’³⁾ 이후 대경권의 IFDI유입은 수도권 다음으로 높은 비중을 차지하고 있다. 그러나 동남권(부산, 울산, 경남)은 수도권 지역과 유사한 사회간접자본과 교통 인프라를 구축하고 있음에도 IFDI유입이 저조한데, 이는 지역의 낮은 생산성과 함께 시장수요, 기술인력 및 고급인력의 활용, 산업입지 등에서 불리한 조건에 있기 때문인 것으로 추측된다(김성기, 2013).

인투자기업에 대한 행정서비스가 다른 지역보다 우위에 있기 때문이라고 분석하였다.
 3) ‘5+2 광역경제권 활성화 전략’은 이명박 정부의 지역발전정책으로 산업육성, 인력양성, 인프라 확충 등 종합적인 국가시책을 담고 있다.

<표 4> 한국의 권역별 IFDI유입 변화추이

(단위 : 신고기준, 백만 달러, %)

	2000		2005		2010		2015	
	금액	비중	금액	비중	금액	비중	금액	비중
수도권	10,484	(68.9)	8,6229	(74.5)	4,855	(37.1)	11,715	(56.0)
충청권	786	(5.2)	1,438	(12.4)	1,226	(9.4)	778	(3.7)
호남권	1,376	(9.0)	419	(3.6)	570	(4.4)	234	(1.1)
대경권	880	(5.8)	326	(2.8)	2,777	(21.2)	1,824	(8.7)
동남권	1,089	(7.2)	476	(4.1)	693	(5.3)	1,538	(7.4)
강원 및 제주권	424	(2.9)	81	(0.7)	440	(3.4)	822	(3.9)
미정*	177	(1.2)	205	(1.8)	2,509	(19.2)	3,980	(19.0)

주* : IFDI의 신고는 확정되었으나, 유입이 유보된 상태
 자료 : 산업통상자원부, 각 년도.

최근 한국의 IFDI유입에서 주목할 점은 <표 4>에서 보는 바와 2010년 이후 ‘미정’ 항목이 큰 폭으로 증가하고 있는 것이다. 2008년 글로벌 금융위기 이후 ‘미정’ 금액이 증가한 것은 세계경제의 저성장기조와 함께 해외투자가 위축된 결과로 보여진다. 따라서 세계경제의 위축국면에서 지역의 IFDI유입을 확대하기 위해서는 그 간 체결한 FTA를 활용한 새로운 외국인투자전략의 수립과 함께 지역맞춤형 산업유치를 위한 제도적 개선이 필요하다고 판단된다.

IV. 한국의 지역별 IFDI유입의 성장효과 분석

1. 추정모형

본 연구는 한국의 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 추정하기 위해 Madariaga and Poncet(2007)와 Bajo Rubio et al.(2014)의 모형을 이용하여 분석하는 것이 가장 적합하다고 판단되며, 이를 토대로 수행하고자 한다. 본 모형은 종속변수의 과거 값(lagged value)을 설명변수로 사용하는 동태적 패널모형의 형태를 갖는다.

$$GRDP_{r,t} = \beta_1 GRDP_{r,t-1} + \beta_2 K_{r,t} + \beta_3 L_{r,t} + \beta_4 EX_{r,t} + \beta_5 IM_{r,t} + \beta_6 HC_{r,t} + \beta_7 IFDI_{r,t} + \nu_{r,t} \quad (1)$$

여기서, $GRDP_{r,t}$: 시·도별 지역의 총생산

$K_{r,t}$: 시·도별 지역의 총고정자본형성

$L_{r,t}$: 시·도별 지역의 취업자수

$EX_{r,t}$: 시·도별 지역의 수출액

$IM_{r,t}$: 시·도별 지역의 수입액

$HC_{r,t}$: 시·도별 지역의 대학졸업자의 비중(2년제 및 4년제 포함)

$IFDI_{r,t}$: 시·도별 지역의 외국인직접투자 유입액

$\nu_{r,t}$: $\mu_r + \epsilon_{r,t}$ 로 구성되며, μ_r 은 시간에 따라 변하지 않고 관측되지 않은 지역특성, $\epsilon_{r,t}$ 는 독립동일분포(independent and identically distributed; 이하 *i.i.d*)를 따르는 확률변수 $\epsilon_{r,t} \sim i.i.d(0, \sigma_\nu^2)$ 임.

동태적 패널모형에서 식 (1)을 추정하는 첫 번째 방법은 오차항 μ_r 을 고정효과로 가정하고 내부변환추정량으로 검증하는 것이다. $GRDP_{r,t-1}$ 에 대한 내부변환을 실행하면 $(GRDP_{r,t-1} - \overline{GRDP_r})$ 이 설명변수가 되고 오차항은 $(\epsilon_{r,t-1} - \bar{\epsilon}_r)$ 가 된다. 그런데 $\bar{\epsilon}_r$ 은 $\epsilon_{r,t-1}$ 을 포함하고 있기 때문에 설명변수 $(GRDP_{r,t-1} - \overline{GRDP_r})$ 와 오차항이 상관관계를 갖게 된다. 즉 $Cov(GRDP_{r,t-1} - \overline{GRDP_r}, \epsilon_{r,t-1} - \bar{\epsilon}_r) \neq 0$ 이다. 따라서 내부변환추정량은 일치추정량이 될 수 없다(민인식·최필선, 2010).

두 번째 방법은 1차 차분모형(first differenced model)으로 검증하는 것이다. 식 (1)을 1차 차분하면 $\Delta GRDP_{r,t-1} = GRDP_{r,t-1} - GRDP_{r,t-2}$ 가 설명변수가 되고, 오차항은 $\Delta \epsilon_{r,t-1} = \epsilon_{r,t} - \epsilon_{r,t-1}$ 이 된다.

이때에도 $Cov(GRDP_{r,t-1} - \overline{GRDP_r}, \epsilon_{r,t-1} - \bar{\epsilon}_r) \neq 0$ 이므로 설명변수 $\Delta GRDP_{r,t-1}$ 와 오차항 $\Delta \epsilon_{r,t-1}$ 이 상관관계를 갖게 된다. 따라서 1차 차분추정량도 일치추정량이 될 수 없다.⁴⁾ 따라서 동태적 패널모형에서 일치추정량을 얻는 방법은 오차항 μ_r 을 제거하는 고정효과모형 또는 1차 차분모형을 선택하고, 대신 내생적인 설명변수 문제를 해결하기 위해 도구변수(instrumental variables) 추정법을 이용하는 것이다. 도구변수 추정법은 고정효과 2단계 추정(fixed effect 2SLS)과 1차 차분 2단계(first differenced 2SLS)

4) 식 (1)은 확률효과모형으로 추정할 수 있다. 그러나 확률효과모형에서는 오차항 μ_r 은 제거되지 않는다. 식 (1)을 $GRDP_{r,t-1}$ 에 재정리하면 다음과 같다.

$GRDP_{r,t-1} = \beta_1 GRDP_{r,t-2} + \beta_2 K_{r,t-1} + \beta_3 L_{r,t-1} + \beta_4 EX_{r,t-1} + \beta_5 IM_{r,t-1} + \beta_6 HC_{r,t-1} + \beta_7 IFDI_{r,t-1} + \nu_{r,t-1}$
위 식으로부터 $Cov(GRDP_{r,t-1} - \overline{GRDP_r}, \mu_r) \neq 0$ 임을 확인할 수 있다. 따라서 식 (1)을 확률효과모형으로 추정한다면 설명변수 $GRDP_{r,t-1}$ 과 오차항 μ_r 간에 상관관계가 존재하여 일치추정량을 얻을 수 없다.

있다. 그러나 고정효과 2단계 추정의 경우 적절한 추정법이 될 수 없다. 왜냐하면 내생적인 설명변수인 $GRDP_{r,t-1}$ 의 도구변수로서 $GRDP_{r,t-2}$, $GRDP_{r,t-3}$, ..., $GRDP_{r,t-n}$ 와 같이 $GRDP_{r,t}$ 의 과거 값을 사용하는 경우, $\bar{\mu}_r$ 와 상관관계가 발생하기 때문이다.

그러므로 식 (1)의 동태적 패널모형에서 일치추정량을 얻는 방법은 1차 차분 2단계 추정을 선택하는 것이다. 1차 차분모형에서 오차항은 $\Delta\epsilon_{r,t-1} = \epsilon_{r,t} - \epsilon_{r,t-1}$ 로 단지 t 기와 $t-1$ 의 오차항만으로 구성되어 있기 때문에 $GRDP_{r,t-2}$ 와 같은 변수가 도구변수로 사용될 수 있다. 식 (1)을 오차항 $\epsilon_{r,t}$ 는 자기상관이 존재한다고 가정하고 추정을 위한 1차 차분방정식으로 재정리하면 다음과 같다.

$$\Delta GRDP_{r,t} = \beta_1 \Delta GRDP_{r,t-1} + \beta_2 \Delta K_{r,t} + \beta_3 \Delta L_{r,t} + \beta_4 \Delta EX_{r,t} + \beta_5 \Delta IM_{r,t} + \beta_6 \Delta HC_{r,t} + \beta_7 \Delta IFDI_{r,t} + \Delta \nu_{r,t} \quad (2)$$

식 (2)에서 설명변수인 $\Delta GRDP_{r,t-1}$ 과 오차항 $\Delta\epsilon_{r,t}$ 은 서로 상관관계가 존재한다. 그러나 식 (2)의 경우, 도구변수의 수가 내생적 설명변수의 수보다 많은 과대식별(overidentified)모형이기 때문에 GMM추정량이 더 효율적이다.⁵⁾ 이를 동태적 패널모형에서 Arellano-Bond(1991) 추정량 또는 차분(difference) GMM이라고 한다.

그러나 Arellano-Bond추정량은 도구변수로서 $GRDP_{r,t-2}$, $GRDP_{r,t-3}$ 과 같은 종속변수의 수준(level) 값을 사용하지만, Arellano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)는 종속변수의 수준변수들이 도구변수로서 적절치 않음을 보였다. 특히 종속변수 $GRDP_{r,t}$ 가 확률보행과정(random walk process)을 따르는 경우에 문제가 된다는 점을 지적하였다.⁶⁾ 즉 $IFDI$ 가 $GRDP$ 를 증가시킬 뿐만 아니라 $GRDP$ 역시 $IFDI$ 를 증가시킬 수 있으므로 식 (2)을 이용할 경우 내생성 문제가 발생할 수 있다.

따라서 본 연구에서는 이러한 문제를 해결하기 위해 Arellano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)가 제안한 System GMM을 이용하여 추정하였다.⁷⁾ System GMM은 수준방정식 식 (1)과 이를 차분한 방정식 식 (2)을 결합하여 하나의 시스템으로 모형을 추정한다.

System GMM은 설명변수의 내생성 문제를 해결하는데 효과적이며, 일치추정량

5) 민인식·최필선(2010), Ibid, p.239

6) 확률보행과정은 $GRDP_{r,t} = GRDP_{r,t-1} + \nu_{r,t}$ 이고, 여기서 $\nu_{r,t}$ 는 백색잡음(white noise) 오차항이다.

7) Arellano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)는 종속변수의 수준변수(level variable) 뿐만 아니라 차분변수의 과거 값(lagged value)을 사용한다. 즉 종속변수를 차분한 후 그 차분 값의 과거 값을 추가적으로 도구변수로 사용하여 분석한다.

(consistency estimator)을 갖는다. 그러나 오차항이 서로 독립적이고 도구변수가 적절하게 선정되어야 한다. 이 두 가정이 성립하는지 검증하기 위해 AR검정과 함께 Hansen 및 Sargan검정을 실시한다. AR검정은 오차항이 계열독립이면 1차 자기상관 AR(1)은 유의한 음(-)의 값을 갖게 되고, 2차 자기상관 AR(2)는 0이라는 귀무가설이 채택됨으로써 오차항이 독립적임을 검증한다. Hansen 및 Sargan검정은 도구변수에 대한 과대식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 검정에서 유의하지 않으면 설명변수에 내생성이 존재하더라도 도구변수가 적절히 선택되었고 내생성에 따른 편의가 적절히 처리되었다는 것을 의미한다.

2. 추정자료

본 연구에 사용된 자료는 시점뿐만 아니라 공간을 포함하는 패널자료이며, 공간은 한국 내 16개 광역시·도, 시점은 16개 광역시·도의 연간 시계열자료를 포함한다. 추정에 사용된 자료는 통계청(Statistics Korea; 이하 SK), 산업통상자원부(Ministry of Trade, Industry and Energy; 이하 MOTIE), 한국무역협회(Korea International Trade Association; 이하 KITA)와 같은 공공 및 민간자료를 취합한 2차 자료이다.

지역 내 총생산(GRDP)에 대한 자료는 실제 성장을 측정하는 종속변수이다. 독립변수로서 외국인직접투자(IFDI)에 대한 자료는 신고된(approved) FDI유입액을 사용하였고, 인적자본(Human Capital)에 대한 자료는 지역 내 2년제 이상 대졸취업자의 비중으로 대체하였다. 그리고 자본(Physical Capital)에 대한 자료는 지역 내 총고정자본형성(GFCF)으로 대체하였고, 노동(Labour)에 대한 자료는 지역 내 취업자수를 사용하였다. 끝으로 수출(Export)과 수입(Import)에 대한 자료는 지역 내 수출액과 수입액을 사용하였다.⁸⁾

사용된 모든 변수들은 한국 내 16개 광역시·도의 2000~2014년 기간 동안에 대한 연간자료에 기초한다. 본 연구의 패널자료는 횡단면자료의 각 변수가 시계열 관측치와 같은 수를 가진 균형패널로서 특징된다. 이상에서 설명한 자료출처와 추정변수, 그리고 예측값⁹⁾은 <표 5>에 제시하였다.

8) 각 변수들은 로그 값을 취하여 분석하였으며, 그 추정값은 탄력성의 개념으로 해석한다.

9) 예측값은 기존 연구의 추정값을 고려하여 제시하였다. 기존 연구의 추정결과를 보면, IFDI유입이 지역의 *GRDP*, *K*, *L*, *EX* 등에는 긍정적(+) 영향을 미치고 있으나, *IM*은 긍정적(+)이거나 부정적(-) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 IFDI유입에서 지역성장의 효과를 결정하는데 중요한 요인으로 인식되는 *HC*의 경우는 지역특성에 따라 긍정적(+)이거나 영향정도가 추정되지 않은 것으로 나타났다.

<표 5> IFDI와 지역성장 간 실증분석을 위한 변수들의 정의

추정변수	변수설명	단위	자료출처	예측값
$GRDP_{r,t}$	시·도별 지역의 총생산(2000-2014)	백만 원	SK	+
$K_{r,t}$	시·도별 지역의 총고정자본형성(2000-2014)	백만 원	SK	+
$L_{r,t}$	시·도별 지역의 취업자수(2000-2014)	천명	SK	+
$EX_{r,t}$	시·도별 지역의 수출액(2000-2014)	천불	KITA	+
$IM_{r,t}$	시·도별 지역의 수입액(2000-2014)	천불	KITA	+/-
$HC_{r,t}$	시·도별 지역의 대출취업자 비중(2000-2014)	%	SK	+/?
$IFDI_{r,t}$	시·도별 지역의 외국인직접투자 유입액(2000-2014)	백만 불	MOTIE	+

자료 : 연구자 정리.

3. 추정결과

Model(1)을 추정한 결과, IFDI유입은 GRDP의 성장에 정(+의 효과를 보였으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 IFDI유입이 GRDP의 성장에 영향을 미치지 않는다고 판단할 수 있다. 그리고 총고정자본형성, 노동자수, 수출에서는 GRDP의 성장에 정(+의 효과를 보였으나, 수입은 GRDP의 성장에 부(-)의 효과를 보였다. 한편 인적자본은 GRDP의 성장에 정(+의 효과를 보였으나, 통계적으로 유의하지 않았다. Model(1)의 추정된 결과는 IFDI만을 제외하고 선행연구들에서 제시된 결과들과 유사한 경향을 보였다.

Model(2)에서는 Model(1)과 같은 변수들 외에 IFDI유입과 인적자본 간 보완관계가 지역성장에 미치는 영향을 확인하기 위해 교호항(interaction term)을 추가하여 분석하였다. Model(2)도 Model(1)과 같이 유사한 결과를 보였다. 그러나 IFDI유입과 인적자본 간의 보완관계는 GRDP의 성장에 정(+의 효과를 보였으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 즉 지역에 유입된 IFDI가 GRDP의 성장에 기여하기 위해서는 그 새로운 기술을 흡수할 만한 인적자본의 존재가 중요한데, 그 영향관계를 정확히 판단하기 어렵다는 것이다.

Model(3)에서는 각 권역별로 유입된 IFDI가 지역성장에 미치는 영향을 분석하였다. IFDI유입이 집중된 수도권은 GRDP의 성장에 부(-)의 효과를 보였는데, 이는 수도권에 IFDI유입이 1% 증가하면, GRDP의 성장은 0.035% 감소하는 것을 의미한다.

<표 6> 시스템 GMM추정 결과(종속변수: *GRDP*)

	Model(1)	Model(2)	Model(3)	model(4)
<i>GRDP</i> ₋₁	0.685*** (0.000)	0.695*** (0.000)	0.778*** (0.000)	0.830*** (0.000)
<i>K</i>	0.178*** (0.000)	0.181*** (0.000)	0.121*** (0.000)	0.138*** (0.000)
<i>L</i>	0.206* (0.089)	0.192** (0.049)	0.223** (0.019)	0.155* (0.060)
<i>EX</i>	0.072*** (0.003)	0.072*** (0.001)	0.057*** (0.008)	0.057*** (0.007)
<i>IM</i>	-0.054*** (0.004)	-0.053*** (0.002)	-0.052*** (0.000)	-0.051*** (0.000)
<i>HC</i>	0.021 (0.718)	-	0.025 (0.514)	-
<i>IFDI</i>	0.002 (0.181)	-	-	-
<i>HC*IFDI</i>	-	0.001 (0.216)	-	-
<i>IFDI</i> _{수도권}	-	-	-0.035*** (0.000)	-
<i>IFDI</i> _{충청권}	-	-	-0.004 (0.341)	-
<i>IFDI</i> _{호남권}	-	-	-0.001 (0.616)	-
<i>IFDI</i> _{대경권}	-	-	0.015*** (0.000)	-
<i>IFDI</i> _{동남권}	-	-	-0.015*** (0.001)	-
<i>IFDI</i> _{강원, 제주}	-	-	-0.001 (0.585)	-
<i>HC*IFDI</i> _{수도권}	-	-	-	-0.008*** (0.000)
<i>HC*IFDI</i> _{충청권}	-	-	-	-0.001 (0.524)
<i>HC*IFDI</i> _{호남권}	-	-	-	-0.001 (0.548)
<i>HC*IFDI</i> _{대경권}	-	-	-	0.004*** (0.000)
<i>HC*IFDI</i> _{동남권}	-	-	-	-0.004*** (0.003)
<i>HC*IFDI</i> _{강원, 제주}	-	-	-	0.0001 (0.725)
<i>Observation</i>	208	208	208	208
<i>Test p-values :</i>				
<i>AR(1)</i>	0.004***	0.007***	0.003***	0.005***
<i>AR(2)</i>	0.184	0.175	0.595	0.988
<i>Hansen - Sargan</i>	1.000	1.000	1.000	1.000

주 : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$
 자료 : 연구자 정리

수도권은 사회기반시설을 비롯한 공항과 항만이 인접한 유리한 입지적 우위에도 불구하고 IFDI유입이 GRDP의 감소를 초래하는 것은 수도권의 성장을 제약하는 관련 규제장벽의 비효율적 운영으로 인해 그 효과가 반감된 것으로 판단된다. 동남권에 유입된 IFDI도 수도권과 마찬가지로 GRDP의 성장에 부(-)의 효과를 보였는데, 이는 동남권에 유입된 IFDI가 1% 증가하면, GRDP의 성장은 평균적으로 0.015% 감소하는 것을 의미한다. 특히 동남권의 경우 수도권과 비슷한 투자환경을 구축하고 있음에도 불구하고 GRDP의 성장이 부진한 것은 낙후된 산업구조와 이를 개선할 만한 적합한 지역발전전략을 제시하지 못한 결과로 해석된다. 반면 대경권은 다른 권역과 달리 GRDP의 성장에서 정(+)의 효과를 보였다. 대경권은 적은 계수 값이지만, IFDI유입이 1% 증가하면, GRDP의 성장은 평균적으로 0.015% 증가하는 것으로 나타났다. 충청권과 호남권 그리고 강원·제주권은 부(-)의 효과를 보였으나, 통계적으로 유의하지 않았다.

Model(4)는 Model(2)와 같이 권역별 IFDI유입과 인적자본 간 보완관계를 확인하기 위해 교호항을 추가하여 분석하였다. 추정결과, Model(3)과 유사한 경향을 보였다. 즉 수도권과 동남권은 FDI유입과 인적자본 간의 보완관계에서 GRDP의 성장에 부(-)의 효과를 보인 반면, 대경권은 정(+)의 효과를 보였다. 이는 수도권과 동남권과 달리 대경권에 입지한 외국인투자기업이 상대적으로 다른 권역에 있는 외국인투자기업보다 양질의 노동력을 확보하여 경영활동을 전개하는데 유리한 측면이 존재한다고 추정해 볼 수 있다. 권역별로 유입된 IFDI와 인적자본 간 보완관계에서 충청권, 호남권은 GRDP의 성장에서 부(-)의 효과를, 강원·제주권은 정(+)의 효과를 보였으나, 통계적으로 유의하지 않았다.

V. 결론 및 시사점

본 연구에서는 한국에 유입된 IFDI가 지역성장에 어떤 영향을 미치고 있는지를 파악하기 위해 시스템 GMM을 적용하여 실증분석을 실시하였다. Model(1)~(4)의 분석결과를 보면, IFDI유입은 지역 내 경제성장 즉 자본형성, 고용창출, 수출확대 등에서 정(+)의 효과를 보였으나, 수입은 부(-)의 효과가 발생하였다. 인적자본의 경우 정(+)의 효과를 보였으나, 통계적으로는 유의하지 않았다. 이는 외국인투자기업이 국내 지역에 진출하였을 때 기술이전 또는 경영노하우 등을 전달하는 매개체, 즉 흡수역량의 부족으로 인해 장기적으로 사업철수까지도 고려할 가능성이 높다는 것을

의미한다.

또한 권역별로 유입된 IFDI의 지역 내 성장관계를 추정해 본 결과, 수도권, 동남권에 유입된 IFDI는 지역의 GRDP의 성장에 부(-)의 효과를 보인 반면, 대경권에 유입된 IFDI는 GRDP의 성장에 정(+)의 효과를 보였다. 그러나 호남권과 강원·제주권에 유입된 IFDI는 GRDP의 성장에 부(-)의 효과를 보였으나, 통계적으로는 유의하지 않았다. 특히 동남권 지역은 제조업 기반의 산업구조와 지역 간 인접된 공항과 항만 등 교통 인프라가 구축되어 있음에도 불구하고 수도권과의 IFDI유입 격차가 확대되고 있다는 점은 시사하는 바가 크다. 그러나 IFDI유입과 인적자본 간 보완관계는 Model(3)과 비슷한 경향을 보였다. 즉 인적자본의 흡수역량에 따라 IFDI유입에 따른 지역 내 성장효과가 차이를 보였다.

이상에서 살펴본 바와 같이 한국에 유입된 IFDI는 지역성장에 영향을 미치는 중요한 요인임에는 주지의 사실일 것이다. 그러나 지역 내 GRDP의 성장에 미치는 효과는 지역특성에 따라 차이를 보였다. 따라서 지역 내 유입된 IFDI의 성장효과를 확대하기 위해서는 지역특성에 맞는 IFDI유치 전략과 함께 산업구조개편이 필요하다고 판단된다. 그리고 저출산·고령화 등 사회경제적 변화에 의해 외국인투자기업의 非수도권 지역에 대한 투자는 약화될 가능성이 높기 때문에 노동력 부족에 따른 지역 내 해외투자의 위축을 대비한 장기적인 정책수립이 중요하다고 본다. 끝으로 본 연구 결과에서 고려하지 못한 부분은 관련 자료의 한계로 인해 지역 내 IFDI유입이 산업 내 또는 산업 간 파급효과를 계측하지 못한 측면이 있다. 이러한 내용들은 후속연구를 통해 보완해 나가고자 한다.

참고문헌

- 김미아(1999), “국내 외국인직접투자의 국민경제적 효과,” 「무역학회지」, 제24권 제2호, pp.79-93.
- 김승진(1999), “외국인투자기업의 생산성 효과분석,” 「KDI 정책연구」, 제21권 제3, 4 합병호, pp.215-264.
- 강상목·백충기(2006), “외국인직접투자 유입의 성과예측: 부산지역을 중심으로,” 「경제연구」, 제24권 제4호, pp.175-195.
- 김성기(2013), “부산·울산·경남 지역의 외국인직접투자가 지역경제성장에 미치는 영향,” 「무역보험연구」, 제14권 제3호, pp.153-167.
- 류승우·이재우(2015), “외국인직접투자의 부산경제 파급효과 분석: 기업재무자료를 활용한 패널 분석,” 「무역통상학회지」, 제15권 제3호, pp.29-47.
- 민인식·최필선(2010), 「STATA 패널데이터 분석」, 서울: 한국STATA학회.
- 박경순·이혜영·박상범(2009), “외국인직접투자의 생산성 파급효과와 결정요인: 자동차산업을 중심으로 한 패널분석,” 「생산성논집」, 제23권 제2호, pp.5-27.
- 이병기(2002), 「외국인직접투자의 생산성 파급효과 분석」 (연구보고서 02-21), 서울: 한국경제연구원.
- 연태훈(2003), 「외국인직접투자의 산업 간 생산성 파급효과에 관한 연구」 (정책연구시리즈 2003-05), 서울: 한국개발연구원.
- 조택화·전일명(2007), “외국인직접투자가 충북경제에 미치는 영향,” 「한국동서경제연구」, 제19권 제1호, pp.89-118.
- 조경엽·김영덕·정호진·이동우(2009), “동남권 내 외국인직접투자가 지역 및 국민경제에 미치는 효과,” 「국토연구」, 제60권, pp.29-45.
- 조재호(2013), “외국인직접투자가 울산경제에 미친 영향분석,” 「한국지역경제연구」, 제11권 제1호, pp.3-27.
- 성효용·김은경(2009), “외국인직접투자가 지역경제에 미치는 효과분석,” 「질서경제저널」, 제12권 제2호, pp.1-29.
- 홍승란·최원석(2016), “외국인직접투자가 국내 지역성장에 미치는 요인에 관한 연구,” 「무역연구」, 제12권 제4호, pp.369-385.
- Arellano, M. and Bond, S.(1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*,

- Vol.58 No.2, pp.277–297.
- Arellano, M. and Bover, O.(1995), “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error–Components Models,” *Journal of Econometrics*, Vol.68 No.1, pp.29–51.
- Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli–Ozcan, S. and Sayek, S.(2004), “FDI and Economic Growth: The role of Local Financial Markets,” *Journal of International Economics*, Vol.64 No.1, pp.89–112.
- Balasubramanyam, V. N., Salisu, M. and Dapsoford, D.(1996), “Foreign Direct Investment and Growth in EP an IS Countries,” *The Economic Journal*, Vol.106 No.434, pp.92–105.
- Blundell, R. and Bond, S.(1998), “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, Vol.87 No.1, pp.115–143.
- Borensztein, E., De Gregorio, J. and Lee, J. W.(1998), “How does Foreign Direct Investment affect Economic Growth?,” *Journal of International Economics*, Vol.45 No.1, pp.115–135.
- Bajo–Rubio, O., Díaz–Mora, C. and Díaz–Roldán, C.(2014), “Foreign Direct Investment and Regional Growth: An Analysis of the Spanish Case,” *Regional Studies*, Vol.44 No.3, pp.373–382.
- Compos, N. F. and Kinoshita, Y.(2002), “Foreign Direct Investment as Technology transferred: Some Panel Evidence from the Transition Economies,” *The Manchester School*, Vol. 70 No.3, pp.398–419.
- De Mello, L. R.(1999), “Foreign Direct Investment–led Growth: Evidence from Tim Series and Panel Data,” *Oxford Economic Papers*, Vol.51 No.1, pp.133–151.
- Durham, J. B.(2004), “Absorptive Capacity and the Effects of Foreign Direct Investment and Equity Foreign Portfolio Investment on Economic Growth,” *European Economic Review*, Vol.48 No.2, pp.285–306.
- Effendi, N. and Soemantri, F. M.(2003), “Foreign Direct Investment and Regional Economic Growth in Indonesia: A Panel Data Study,” Working Paper in Economics and Development Studies, No. 201305, Center for Economics and Development Studies, Department of Economics, Padjadjaran University, pp.1–13.
- Findlay, R.(1978), “Relative Backwardness, Direct Foreign Investment and the Transfer of Technology: A simple Dynamic Model,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 92 No.1, pp.1–16.
- Iwasaki, I. and Suganuma, K.(2015), “Foreign Direct Investment and Regional Economic Development in Russia: An Econometric Assessment,” *Economic*

Change and Restructuring, Vol.48 No.3, pp.209–255.

Kersan–Škabić, I. and Tijanić, L.(2014), “The Influence of Foreign Direct Investment on Regional Development in Croatia,” *Croatian Economic Survey*, Vol.16 No.2, pp.59–90.

Laureti, L. and Postiglione, P.(2005), “The Effects of Capital inflows on the Economic Growth in Med Area,” *Journal of Policy Modeling*, Vol. 27 No.7, pp.839–851.

Madariaga, N. and Poncet, S.(2007), “FDI in Chinese Cities: Spillovers and Impact on Growth,” *The World Economy*, Vol.30 No.5, pp.837–862.

Nunnenkamp, P. and Stracke, R.(2008), “Foreign Direct Investment in Post–Reform India: Likely to Work Wonders for Regional Development?,” *Journal of Economic Development*, Vol.33 No.2, pp.55–84.

Nicolas, F., Thomsen, S. and Bang, M. N.(2013), *Lessons from Investment Policy Reform in Korea*, OECD Working Papers on International Investment, No. 2013/02, Paris: OECD, pp.5–42.

An Empirical Study on the Effect of IFDI on the Regional Growth in Korea

Won-Seok Choi

Seung-Lin Hong

Abstract

The purpose of this study is to analyze the effects of IFDI on the regional growth of 16 subregions in Korea during 2000~2014 by applying the System GMM. As a result of the analysis, the IFDI flowed into Korea has showed a positive effect on regional economic growth such as capital formation, job creation, and export expansion. but import has showed a negative effect. and Human capital has showed a positive effect but not statistically significant. meanwhile, IFDI which was flowed in the regions has showed a positive effect on the GRDP of DK regions including Daegu and Kyongbuk, while the GRDP of Metropolitan including Seoul, Incheon and Gyeonggi and BUK regions including Busan, Ulsan, Kyongnam has showed a negative effect. there were observed similar trends in the complementarities between IFDI inflows and human capital. This study has confirmed that IFDI flows into Korea are an important factor for regional growth, but the growth effect on GRDP in the region differs according to regional characteristics. Therefore, this study has suggested that it is urgent to reorganize the industrial structure along with the IFDI attraction strategy suitable for regional characteristics in order to expand the growth effect of IFDI flowed into the regions.

<Key Words> Inbound Foreign Direct Investment, Regional Growth, Human Capital, System GMM