

# 공간효과를 이용한 한국의 대 중국 직접투자 결정요인\*

Determinants of Korean FDI in China using the Spatial Effects

류병현(Byung-Hyun Ryu)

인제대 대학원 국제통상학과 석박통합과정  
(주저자)

김도현(Do-Hyun Kim)

동명대학교 국제통상학과 교수(공동저자)

강한균(Han-Gyoun Kang)

인제대학교 국제경상학부(동북아경제연구소) 교수  
(교신저자)

## 목 차

- |                   |             |
|-------------------|-------------|
| I. 서론             | V. 결론 및 시사점 |
| II. 대중국 직접투자 현황   | 참고문헌        |
| III. 연구모형 설정 및 자료 | ABSTRACT    |
| IV. 실증분석          |             |

## 국문초록

본 연구는 한국의 대 중국 제조업 직접투자(1996~2012)의 투자결정 요인을 4개 투자지역으로 구분하고 선행연구와 차별적으로 공간패널효과 모형을 이용하여 규명하였다. 연구결과 중국 전체를 대상으로 한 경우 1인당  $RGDP$ 가 정(+)의 유의적 변수로 나타났고 공간효과 변수도 매우 민감한 것으로 나타났다. A지역(동북지구·화북지구)은 1인당  $RGDP$ 가 정(+)의 유의적 변수, 공간효과 변수는 부(-)의 유의적 변수로 나타나 지역 내 투자는 대체적인 것으로 나타났다. B지역(화동지구·화남지구)에서는 1인당  $RGDP$ 가 정(+)의 유의적 변수, 공간오차모형 계수는 정(+)의 유의적 관계로 나타나 지역 내 투자는 보완적인 것으로 추정된다. C지역(중부내륙지구)의 분석결과 1인당  $RGDP$ 와 공간효과 변수 등 모든 변수는 비유의적이고 D지역(서북·서남지구)에서는 1인당  $RGDP$ ,  $WAGE$ (임금)  $ROAD$ (교통인프라), 공간효과 변수( $\rho, \lambda$ ) 모두 정(+)의 유의적인 변수로 나타났다. 이는 한국의 대 중국 직접투자가 동부연안 중심에서 서북·서남지구로 전환을 모색하고 있는 것으로 추정되어지며 이 지역으로 진출 시 인접 성(省)의 지역 환경적 특성을 충분히 고려할 필요가 있다고 하겠다.

**주제어** : 공간효과, 직접투자, 중국, 결정요인

\* 본 연구는 2013년도 인제대학교 학술연구조성비 보조에 의한 것임.

## I. 서론

중국경제는 개방화 이후 2013년까지 연평균 8% 이상의 경제성장률을 달성하며 명실상부한 경제대국으로 부상하였고 이의 주된 요인은 세계 최대의 외국인직접투자 유치이다. 2001년 중국의 직접투자 유치는 468억 달러로 세계 1위를 기록하면서 2012년에는 중국에 진출한 외국투자 기업이 24,925개사에 달하였고, 특히 투자 실행액 기준 1999년부터 2012년까지 연평균 8.2%의 높은 증가를 보이면서 2012년 기준 1,117억 달러를 기록하였다(중국베이징무역관, 2013).

최근 중국의 외국인투자 유치정책은 양적 위주에서 질적 위주로 전환되어 가고 있고 외국인 투자환경 역시 악화되어 가고 있음에는 틀림없다. 하지만 중국은 여전히 세계 최대의 소비시장과 양질의 노동력을 보유하고 있어 세계의 공장들이 가장 큰 투자의 매력을 느끼고 투자를 집중시키는 곳이다. 한국 역시 중국은 최대 수출 대상국임과 동시에 제1의 투자 대상국이다. 하지만 중국 수입시장에서 한국의 점유율은 2006년 11.6%에서 2012년 9.2%로 하락하였으며 2001년 이후 급속히 증가하던 대 중국 직접투자도 2007년을 정점으로 지속적으로 감소하고 있다.

그동안 한국 해외직접투자의 가장 큰 비중을 차지하고 있는 대 중국 직접투자의 원인 분석에 대해서는 다수의 선행연구가 이루어져 왔고 이는 한국기업의 대 중국 직접투자 진출전략 수립에 상당한 기여를 해 왔었다.

본 연구는 기존의 선행연구와 달리 지리학에서 일반적으로 사용하고 있는 공간효과(spatial effects)개념을 적용한 공간계량경제모형을 이용하여 한국의 대 중국 직접투자 결정요인을 분석한다는 점에서 차별성이 있다고 하겠다. 중국의 투자지역을 A지역(동부·화북지구), B지역(화동·화남지구), C지역(중부내륙지구), D지역(서북·서남지구)으로 구분하여 특정지역의 투자가 주변지역 투자에 어떠한 영향을 미치는가를 고려하는 공간효과를 포함하여 투자결정 요인을 규명하고자 한다.

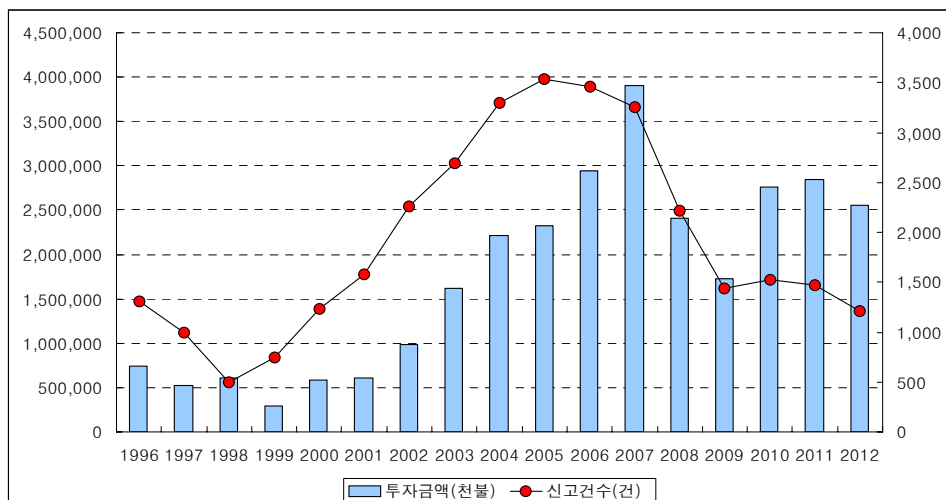
공간효과는 인문사회적 또는 자연적 현상들이 지리적 공간에서 갖는 상호의존성 및 상호작용으로 공간상에 분포하고 있는 실체들이 위치의 유사성이 높아짐에 따라 이러한 실체들이 가지는 값의 유사성도 높아져 간다고 할 수 있다. 중국은 거대한 하나의 대륙이지만 성(省) 별로는 독립된 투자단위로서 상이한 투자환경을 가지고 있다. 그러나 중국의 성(省) 간에는 노동의 이동, 유통 인프라, 시장과 산업의 연계성 등으로 지역효과를 상호 주고받는 공간자기상관을 지닌다고 할 수 있다.

시기적으로 중국이 성장에서 내수확대 정책으로 바뀌고 지역경제 구조의 변화에 따라 한국의 대 중국 투자 패러다임도 전환될 필요성이 있다. 중국 지역경제의 차이점을 감안한 권역별·성별 차별화 전략이 필요한 시점에 중국의 성별·지역별 투자 결정요인을 규명해 보는 것은 연구의 의의가 크다고 하겠다. 본 연구는 일반 회귀모형 혹은 중력모형에 기반을 둔 전통적인 모형에서 벗어나, 공간개념을 활용하여 중국 내 한국 제조업 직접투자 실적이 있는 24개 성(省)·시지역을 대상으로 패널데이터(1996~2012년)를 이용하여 한국기업의 대 중국 직접투자 결정요인을 지역별로 구분하여 공간적 특성 유무를 분석하고자 한다.

## II. 대 중국 직접투자 현황

### 1. 직접투자 규모

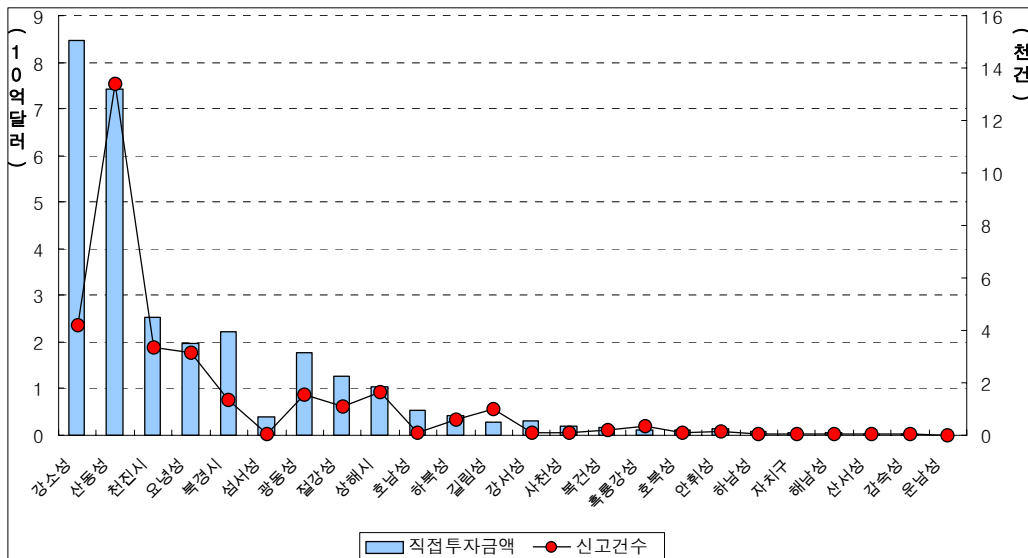
한국수출입은행 해외통계자료에 따르면 한국 제조기업의 대 중국 직접투자는 지난 17년(1996~2006)간 연평균 8.0%의 높은 증가율을 보였다. 특히 1999~2007년 사이에는 연평균 38.0%의 높은 급증세로 한국 직접투자가 중국에 거의 집중되는 양상을 보였으나 2007년의 39억 달러의 정점을 보인 후 대체로 지속적인 감소 추세에 있다.



〈그림 1〉 한국 제조기업의 대 중국 직접투자 연도별 추이

## 2. 성별·업종별 직접투자 규모

한국 제조기업의 성(省)별 직접투자 규모(1996~2012)를 살펴보면 <그림 2>와 같이 강소성(93억 달러)이 가장 선호하는 투자처로 나타났고 다음으로 산둥성(76억 달러), 천진시(26억 달러), 섬서성(24억 달러) 등의 순이었다. 한편 건수의 경우는 산둥성(13,731건)이 가장 많은 것으로 나타났고 다음으로 강소성(4,435건), 천진시(3,427건), 요녕성(3,221건) 등의 순이었다. 한국 기업이 가장 선호하는 중국 내 투자 입지는 강소성과 산둥성이었고 이는 한국과의 거리적 접근성, 다수의 조선족 거주, 경제 규모 등에 기인한 결과로 추정된다).

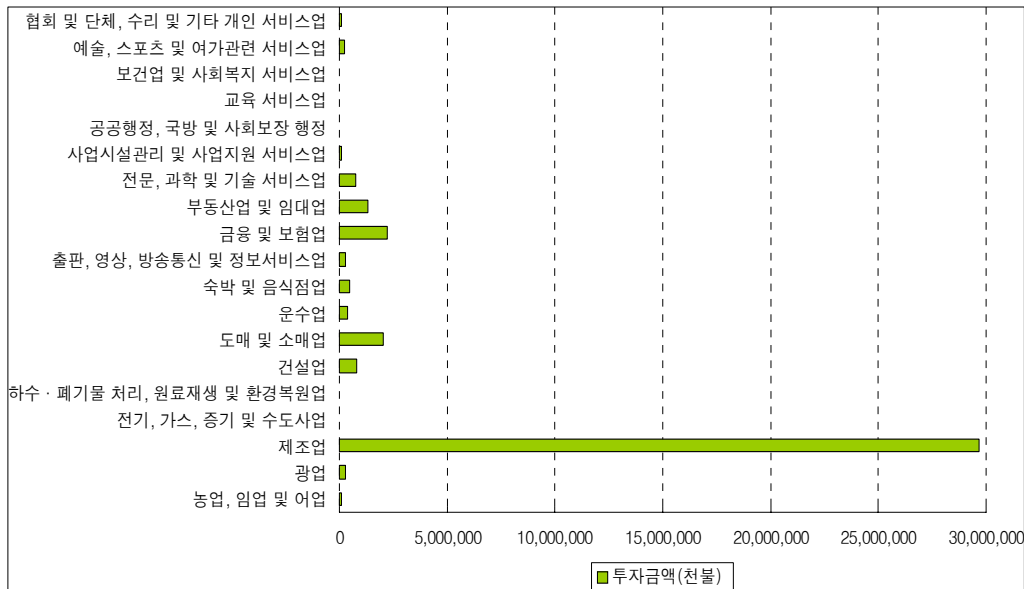


자료 : 한국수출입은행(2013)

<그림 2> 중국 각 성(省)별 누계 직접투자액 및 건수 (1996~2012)

한편 지난 17년(1996~2012) 동안 한국 기업의 업종별 직접투자 규모(금액 기준)를 살펴보면 <그림 3>과 같이 제조업이 76.4%로 대부분을 차지하고 있고, 다음으로 금융업(5.78%), 도소매업(5.30%), 부동산업(3.39%), 건설업(2.02%) 등의 순이다. 이러한 제조업 중심의 대 중국 직접투자는 한국과 중국 간의 가공무역 중심의 구조적 특성에 기인하는 바가 크다.

1) 강소성의 경우 중국의 가장 부유한 지역 중 하나로 2009년 강소성의 GDP는 중국 2위에 해당되는 3,4061조 위안에 달하였다(중국 성시별 해외투자 연구보고서 KOTRA 2011).



자료 : 한국수출입은행(2013)

<그림 3> 업종별 중국 직접투자 누계(1996~2012)

### III. 연구모형 설정 및 자료

#### 1. 선행연구와 차별성

Dunning(1977, 1981)은 다국적기업의 해외직접투자 동기를 분석하면서 소유적 우위(ownership advantage), 장소적 우위(location advantage), 내부화우위(internalization advantage)의 OLI 프레임워크를 제시하였다. 본 연구는 대 중국 직접투자의 투자 결정요인 중에서 장소적 우위에 초점을 두고 분석하기로 한다.

한국 기업의 대 중국 직접투자 결정요인에 관한 연구로는 지만수(2002), 이홍식·김혁황(2004), 한병섭·서민교(2005), 강한균(2005; 2009), 김성기(2007), 김상욱(2011), 팽선봉·최성일(2011), 김성순(2014) 등이 있다.

지만수(2002)는 설명변수로 GDP, 임금, 노동력의 질, 인프라, 정부정책을 사용하였고 중국 전체지역을 대상으로 패널회귀분석을 실시하였고 1997년 이전의 비용절감형 투자에서 시

장지향으로 변화하고 있다고 주장하였다. 이홍식·김혁황(2004)은 설명변수로 *GDP*, 임금, 고교졸업자 수, 사회간접자본, 경제개발구, 산업생산액 비중을 사용하였고 중국 전체를 대상으로 한 패널회귀분석에서 초기의 생산효율지향형에서 시장지향형으로 변화하고 있다고 지만수(2002)의 주장을 뒷받침하였다. 한병섭·서민교(2005)는 미시적 접근방법으로 설명변수로 집적요인, 1인당 *GDP*, 임금, 실업률, 물동량, 고등교육기관 수, 경제특구, 조선족 비중 등을 사용하여 조건부 로짓회귀분석을 실시하였고 제조업체 입지선택의 정(+)의 변수로는 외국기업 집적수준, 시장규모, 정책요인, 사회하부구조, 문화적 요인을, 부(-)의 변수로는 중국기업 집적 수준, 임금, 실업률로 나타났다.

강한균(2005)은 한국의 대 중국 직접투자의 60%를 차지하고 있는 산동성, 강소성, 천진시의 A지역그룹과 나머지 여타 10개 성을 B지역그룹으로 하여 1996~2002 동안을 대상으로 패널회귀분석을 실시하였고 설명변수로 *RGDP*, 제조업 평균임금, 교육수준, 교통, 공업용지 사용료, 개발구 수를 사용하여 비교하였다. 연구결과 A지역그룹은 저임금 활용의 생산효율지향형과 현지시장지향형의 복합적인 특성이 있는 반면 B지역그룹은 상대적으로 비용절감형 보다는 현지시장지향형의 특성이 강한 것으로 나타났다. 강한균(2009)의 연구에서는 한국과 일본의 대 중국 성별 직접투자 결정요인 비교에서 *RGDP*, 임금, 도로, 고교졸업자 수, 경제특구 수 등을 설명변수로 한 토빗패널회귀분석에서 한국기업과 일본기업 모두 현지시장지향적 및 생산비절감을 위한 생산효율지향적 투자의 특성이 강하며 한국의 경우 조선족 거주가 많은 성에 일본은 숙련노동과 교육수준이 높은 성에 투자하는 경향이 있는 것으로 나타났다.

김성기(2008)는 한국기업의 대 중국 직접투자 결정요인을 설명변수로 *RGDP*, 임금, 인프라, 수출자유무역, 수출가공무역, 경제기술개발 구역, WTO가입 등의 변수를 사용하여 패널토빗회귀분석을 실시하였다. 연구결과 경제기술개발구역 및 고기술산업개발구역의 변수가 유의적인 변수로 나타났다. 김상욱(2011)은 1992~2008년 한국의 대 중국 직접투자 결정요인 분석에서 *GDP*, 임금, 인적자본, 사회간접자본, 지역금융발전 등을 설명변수로 한 패널회귀분석에서 *GDP*, 인프라, 지역금융발전이 유의적인 변수로 나타났다.

팽선봉·김성일(2011)은 세계 기업의 대 중국 서부지역 외국인직접투자 결정요인 분석에서 1990~2007년 동안 *RGDP*, 임금, 노동력, 개방도, 인적자본, 인프라, 도시화, 민영화 등의 설명변수를 이용한 패널회귀분석에서 1999년 서부대개발계획 실시 이전에는 *RGDP*, 인적자본이 정(+)의 유의적 변수로 나타났고 1999년 이후에는 *RGDP*, 산업구조 고도화 수준이 정(+)의 유의적 변수로 나타났다.

김성순(2014)은 1995~2012년 한국의 대 중국 제조업직접투자 결정요인 분석에서 *RGDP*,

임금, 고용인구, 환율, 무역개방도를 설명변수로 한 패널회귀분석에서 *RGDP*, 환율은 정(+)의 유의적 변수로 나타났다.

한편 중국 내 다국적기업의 투자결정 요인을 분석한 해외 연구로는 Cheng & Zhao(1995)는 1983~1992년 동안 중국에 유입된 외국인직접투자의 결정요인 분석에서 사회하부구조, 경제특구, 소득수준이 정(+)의 유의적 변수로 나타났다. Zhou and delious and Yang(2002)가 1980~1998년 동안 중국 내 27개 지역의 2,933개 일본 기업의 대 중국 직접투자 결정요인 분석에서는 사회하부구조, 경제특수, 해안지역 변수가 정(+)의 유의적 변수로 나타났다.

Qian Sun(2002)은 다국적기업의 대 중국 직접투자 결정요인을 분석하기 위해 중국 30개 성(省)의 패널자료(1986~1998)를 이용하였다. 설명변수는 *GDP*, 도로길이, 노동의 교육수준, 임금, 대학 수, 특허, 연구개발투자, 개방화 등을 사용하였고 *GDP*, 임금, 도로길이 등이 유의적 변수로 나타났다.

공간효과(spatial effects)를 이용한 한국의 해외직접투자 결정요인 분석으로 국내 연구로는 이순철(2013)의 연구가 있는데 전 세계를 대상으로 한 연구이다. 2002~2011년 동안 57개국의 패널자료를 이용하여 외국인직접투자결정이 유치국의 결정요인뿐만 아니라 주변국의 외국인직접투자에도 의존하는지를 분석하기 위해 공간시차자기회귀분석을 하였다. 분석결과, 한국의 해외직접투자는 주변국의 시장잠재성은 물론 공간시차 변수에도 긍정적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 그리고 국외 연구로 Bruce et al.(2007)은 OECD 35개국을 대상으로 미국 내 외국인직접투자의 결정요인을 공간자기상관모형을 이용하여 분석하였다. 미국의 *GDP*, 인구, 무역량, 거리 등의 설명변수를 이용하여 분석한 결과 공간효과가 매우 민감하게 나타나는 것으로 밝혀졌다.

## 2. 연구모형 및 분석자료

### 1) 연구모형

본 연구에서는 공간효과를 이용한 한국의 대 중국 직접투자 결정요인을 분석하기 위해 다음과 같은 모형을 이용하였다. 활용한 자료는 1996년부터 2012년까지 시계열 자료와 중국의 24개 성(省)-시별 횡단면 자료가 결합된 패널자료이며 이를 분석하기 위하여 패널회귀분석을 사용하였다. 패널모형을 사용하는 것은 횡단면이나 시계열 자료에 비해 표본이 커져 추정의 효율성이 커지며, 시계열 자료에 횡단면 자료가 추가됨에 따라 변수들 간의 변동성이 커지기 때문에 다중공선성(multicollinearity)이 감소한다. 또한 패널분석이 횡단면이나 시계열 자체의



개별분석으로는 포착해 낼 수 없는 효과들을 추정해 낼 수 있기 때문이다.<sup>2)</sup>

전통적인 패널분석 방법의 경우 변수와 고정 및 확률 효과, 개별효과 등을 고려한 분석으로 이용할 수 있지만 지역 단위 자료들이 가지는 지역 간 공간적 특성은 고려하지 못한다는 문제가 있다. 지역 간의 공간자료가 가지는 공간적 효과가 고려되지 않고 모형을 추정할 경우 변수의 추정계수가 과대 추정되는 경향을 보이게 되어 전반적인 추정결과의 신뢰성을 담보할 수 없게 된다.<sup>3)</sup> Anselin(1988)은 지역 간 공간자료를 이용한 모형추정 시 지역별 종속변수 또는 오차항은 인접 지역들의 종속변수 또는 오차항 관측치 간 상관관계를 가지게 되는데 이를 공간적 종속성 또는 공간적 자기상관이라고 한다.

공간계량분석모형을 활용하는 이유로는 공간집계의 문제로 인하여 분석단위와 실질적 공간단위의 불일치 때문에 자기상관이 발생하는 공간적 종속성 문제와 공간 자체가 서로 달라 전체 공간에 통용되는 관계식을 수립할 수 없는 공간적 이질성의 문제가 발생하는 이유로 더 이상 기존의 최소자승법 방식은 유효하지 않다.<sup>4)</sup> 이는 공간적 자기상관과 공간적 이분산성이 발생하여 최소자승법의 기본과정인 BLUE(Best Linear Unbiased Estimator)을 위배하기 때문이다. 따라서 분석자료에 공간 종속성이 존재하는지 여부를 먼저 판단하여야 한다.

공간종속성의 문제는 기존 회귀식에 공간 가중치 행렬을 적용함으로써 해결할 수 있으며, 대표적인 방식으로는 인접여부에 따라 가중치 행렬을 구성하는 방법과 물리적 거리에 따라 가중치 행렬을 구성하는 방법이다. 이와 같은 공간 가중치 행렬의 적용은 공간 자기상관과 이분산성이 나타나지 않는 공간계량모형을 만들 수 있으며, 대표적인 모형으로 SAR(Spatial Autoregressive Regression)이다. SAR 모형은 공간가중치 행렬을 종속변수에 부여하느냐 오차항에 부여하느냐에 따라 공간시차(Spatial-Lag) 모형과 공간오차(Spatial-Error) 모형으로 구분된다. 공간시차는  $i$  지역의 종속변수가  $i$  지역과  $j$  지역의 독립변수들로부터 동시에 영향을 받음에 따라 종속변수들 및 오차항들에서 서로 상호 관련이 있는 경우를 말하며, 공간오차는 공간단위가 다른 오차항들 간 서로 관련이 있는 경우를 말한다.

$$\begin{aligned} y &= \rho Wy + X\beta + \epsilon \\ \epsilon &= \lambda W\epsilon + \epsilon \\ \epsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \tag{1}$$

2) Hsiao C.(2003) *Analysis of panel data*, Cambridge University Press.

3) Eppli Mark J. and James D. Shilling(1996) "How Critical is a Good Location to a Regional Shopping Center?", *Journal of Real Estate Research* 12, 459-468.

4) Anselin L.(1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.



식 (1)에서  $y$ 는 종속변수( $N \times 1$ )이고,  $X$ 는 독립변수( $N \times K$ )이다.  $W$ 는 지역 간 근접성 또는 지역 간 거리를 나타내는 공간가중행렬( $N \times N$ )을 의미한다.  $\varepsilon$ ,  $\epsilon$ 는 오차항( $N \times 1$ ),  $\beta$ 는 계수 ( $K \times 1$ ),  $\rho$ ,  $\lambda$ 는 공간 자기상관 계수를 의미한다. 식 (1)에  $\lambda = 0$  제약을 주면 다음의 식 (2)와 같이 공간시차모형이 된다. 공간시차모형은 공간적 상호작용의 존재나 그 강도를 밝히는 데 적합한 모형으로 공간적 확산, 공간적 외부효과 등 실질적 공간적 종속성을 다룬다.

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

식 (2)에  $\rho = 0$  제약을 주면 다음의 식 (3)과 같이 공간오차모형이 된다. 공간오차모형은 공간 단위의 자료를 사용함으로써 부수적으로 발생하는 오차의 공간자기상관을 다루며 모형에 포함되지 않은 공간적 변수들로 인하여 생기는 변수의 편이를 반영한다.

$$y = X\beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \epsilon \quad (3)$$

$$\epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

선행연구 가운데 공간자기상관모형을 이용하여 공간패널데이터(spatial panel data)로 미국의 직접투자 공간효과를 분석한 Blonigen et al.(2007; 2008)의 방법론을 원용하여 한국의 직접투자 공간효과를 분석한 이순철(2013; 2014)의 모형을 활용하였다. 이들 연구방법론을 기초로 본 연구는 한국기업의 대 중국 제조업 직접투자 결정요인의 공간효과를 실증분석하기 위해 특정 지역( $i$ )의 특정 시점( $t$ )에서 해외직접투자( $FDI_{it}$ )을 다음의 식 (4)와 같은 함수관계로 표현하였다.

$$FDI_{it} = f(RGDP_{it}, WAGE_{it}, ROAD_{it}) \quad (4)$$

위의 식 (4)를 구체적인 공간자기상관식으로 나타내면 다음의 식 (5)와 같은 FDI의 공간추정모형이 된다.

$$\begin{aligned}
y_{it} &= \rho W_{it} y_{it} + \beta_1 RGDP_{it} + \beta_2 WAGE_{it} + \beta_3 ROAD_{it} + \varepsilon_{it} \\
\varepsilon_{it} &= \lambda W_{it} \varepsilon_{it} + \epsilon_{it} \\
\epsilon_{it} &\sim N(0, \sigma^2 I_n)
\end{aligned}
\tag{5}$$

종속변수인  $FDI_{it}$ 는  $t$ 년도  $i$ 지역(省·시)에 대한 한국 기업의 대 중국 지역별 제조업 직접투자 규모이며, 설명변수로는 투자유치지역의 1인당 지역내 총생산( $RGDP_{it}$ ), 제조업 근로자의 연평균임금( $WAGE_{it}$ ), 철도, 도로, 연안수로의 길이를 합한 교통인프라( $ROAD_{it}$ )이다. 변수  $RGDP_{it}$ 는 기존 선행연구에서 사용하고 있는 시장의 크기를 나타내는 지표로 시장지향적 직접투자를 설명하는 대표적인 변수이고  $WAGE_{it}$ 는 생산비용 절감의 변수로 효율지향적 투자의 대표적인 변수이다.  $RGDP_{it}$ 는 광활한 국토의 중국에서 외국인투자기업의 활동에 가장 중요한 성(省) 내 또는 성(省)과 성(省) 간의 도로망의 물류 인프라로써 시장지향적 및 효율지향적 투자에 공통으로 적용되는 또 하나의 중요한 종속변수로 대부분의 선행연구에서 사용하고 있다.

본 연구 모형에서는 투자결정 요인의 종속변수로 교육수준, 공업용지 사용료, 조선족 비중, 경제특구, 각종 인센티브 등 많은 변수들이 제외되었다. 다수의 종속변수들이 다중공선성의 문제를 야기하여 공간효과 모형 설정에서 공간효과의 변수( $\rho, \lambda$ )를 부각시키기 위해 공간가중행렬 변수와 함께 가장 기본적인 시장지향형의 대표적 변수인 1인당  $RGDP_{it}$ 와 생산효율 지향적 대표적 변수인  $WAGE_{it}$ (임금),  $ROAD_{it}$ (교통인프라)만으로 구성하였다.

공간가중메트릭스(spatial weighted matrix)의 계수인  $\rho$ 와  $\lambda$ 는 각각 공간종속(spatial dependence)과 공간이분산(spatial heterogeneity)의 척도를 제공하는 역할을 수행하게 된다(이성우 외 2006).  $\varepsilon_{it}$ 는 잔차항이며,  $\epsilon_{it}$ 는 오차항으로 평균이 0인 IID(independent and identical distribution)분산을 갖는다.  $W$ 는 공간가중행렬을 의미하며, 행렬원소가 다음의 식 (6)과 같은 거리로 표시되는 행렬을 갖는다.

$$W(d_{ij}) = \frac{1}{d_{ij}} \quad \forall i \neq j \tag{6}$$

여기서  $d_{ij}$ 는 투자지역  $i$ 와  $j$ 간의 거리를 의미하며, 이러한 거리는 중국내 각 성·시의 행정수도 간의 거리를 이용하였다. 공간가중행렬은 각 거리로 표시된  $w(d_{ij})$ 요소가 내포된 행렬이다. 여기에서 거리는 시간적으로 불변이므로  $w_t = w_{t+1} = \dots = w_{t+n}$ 이며, 각 연도별 행렬은 다음의 식 (7)과 같다.

$$w_i = \begin{pmatrix} 0 & w(d_{i,j}) & \dots & w(d_{i,n}) \\ w(d_{j,i}) & 0 & \dots & w(d_{j,n}) \\ \vdots & \vdots & 0 & \vdots \\ w(d_{n,i}) & \dots & \dots & 0 \end{pmatrix} \quad (7)$$

만약에 FDI 결정요인에 공간효과가 존재함에도 불구하고 공간효과를 포함하지 않고 단순 회귀분석 OLS를 하게 되면, OLS추정은 편의추정량을 도출하게 된다. 따라서 적절한 추정을 위해서는 독립변수에 공간시차 종속변수를 같이 포함하여 추정해야 한다. 이러한 추정을 위해 식(5)에  $H_0: \lambda=0$ 의 귀무가설을 적용하면 다음의 식 (8)과 같은 FDI의 공간시차모형(SAR; spatial lag model)이 된다.

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta_1 RGDP_{it} + \beta_2 WAGE_{it} + \beta_3 ROAD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

공간시차모형을 이용하여 한국기업의 대 중국 지역별 직접투자를 분석하게 되면 공간시차 효과를 분석할 수 있다. 하지만 공간시차모형을 이용하지 않고 단순 OLS분석을 할 경우 실증분석에 반영되지 않는 변수들이 오차항에 영향을 주어 한국기업의 대 중국 지역별 직접투자에 미치는 영향을 반영할 수 없게 된다. 오차항은 공간종속성으로 인하여 외부충격이 전 지역경제에 영향을 미치게 된다. 이러한 충격뿐만 아니라 공간 파급효과에 의해서도 주변지역에 영향을 준다. 만약에 이러한 공간효과가 FDI 결정요인에 존재함에도 불구하고 단순 OLS추정을 하게 되면, 설정오류가 발생하게 된다. 설정의 오류를 범하게 되면 OLS추정은 공간자기상관(spatial autocorrelation)에 따라 편의 또는 불일치 추정량을 도출하게 된다. 따라서 이러한 영향을 고려하여 분석할 수 있는 공간오차모형(SEM; spatial error model)을 이용하고자 한다(이순철 2013). 공간오차항이 FDI 결정에 미치는 영향을 분석하기 위해 식(5)에  $H_0: \rho=0$ 의 귀무가설을 적용하면 다음의 식 (9)와 같은 공간오차모형이 된다.

$$y_{it} = \beta_1 RGDP_{it} + \beta_2 WAGE_{it} + \beta_3 ROAD_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

$$\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

5) 분석에 사용되는 통계데이터에 대해 공간의 종속성이 존재하는지 여부를 검정하기 위해  $H_0: \lambda=0$ 과 같이 정의된다. 여기서  $\lambda$ 는 식(5)에서 공간의 종속성을 보여주는 모수(parameter)이다.

이렇게 설정된 연구모형을 사용하여 분석한 예상결과를 살펴보면 먼저 1인당 지역총생산(*RGDP*)는 지역의 시장규모를 의미하는 통계자료로서 변수의 값이 높은 지역일수록 직접투자도 증가할 것으로 정(+)<sup>6</sup>의 값이 나타날 것으로 예상된다. 노동비용으로 계산되는 임금(*WAGE*)의 경우 투자대상 지역의 임금이 높으면 투자유인이 감소할 것으로 부(-)의 값이 예상된다. 대표적 사회간접자본인 교통인프라(*ROAD*)는 기업 활동에 있어서 중요한 요소로 작용하고 있다. 교통이 발달한 지역일수록 편리한 물자이동 및 접근성이 가능해 외국인직접투자 유입에 정(+)<sup>6</sup>의 요인으로 작용할 것이다.

한국의 대 중국 해외직접투자에 있어서 공간효과가 존재한다면  $\rho$ 와  $\lambda$  값이 통계적으로 유의적으로 나타날 것이며 유의적 정(+)<sup>6</sup>의 관계는 긍정적 공간효과를, 유의적 부(-)<sup>6</sup>의 관계가 있다면 부정적 공간효과를 의미한다.

<표 1> 실증분석에 사용되는 통제변수의 예상부호

통제변수	자료	예상부호
<i>RGDP</i>	각 지역별 1인당 소득수준(국내총생산)은 시장의 크기를 나타내며 직접투자 유입에 정(+) <sup>6</sup> 의 영향을 미칠 것이다.	+
<i>WAGE</i>	높은 임금은 기업의 노동비용 상승으로 이어져 직접투자 유입에 부(-) <sup>6</sup> 의 영향을 미칠 것이다.	-
<i>ROAD</i>	발달된 교통인프라는 물류비용의 절감을 초래하고 직접투자 유입에 정(+) <sup>6</sup> 의 영향을 미칠 것이다.	+

## 2) 분석자료

공간효과를 이용한 대 중국 지역별 직접투자 결정요인을 분석하기 위해 한국 제조기업의 직접투자 실적인 있는 24개 지역(성(省)·시)을 대상으로 1996년부터 2012년까지 연간 패널데이터를 사용하였다. 이러한 패널데이터는 <표 2>과 같이 한국수출입은행과 중국인민공화국 국가통계국에서 제공하는 통계자료를 기초로 하였다. 특히 공간가중행렬을 구하기 위해서 중국 내 지역 간 거리 데이터는 중국정부에서 제공하는 거리자료<sup>6)</sup>와 구글 맵스(<http://www.mps.google.co.kr>)에서 공간정보를 활용하였다.

6) 중국 각 지역별 거리는 <http://wenku.baidu.com/view/2a7df363f5335a8102d2205d.html>을 이용하였다.

〈표 2〉 분석자료 내용

구분	변수	설명	변수변환	출처
종속변수	<i>FDI</i>	대 중국 제조업 직접투자(US\$)	자연대수 (ln)	한국수출입은행
설명변수	<i>RGDP</i>	지역별 1인당 총생산액(US\$)		중화인민공화국 국가통계국
	<i>WAGE</i>	지역별 근로자 평균임금(US\$)		
	<i>ROAD</i>	지역별 교통인프라 (철도+도로+연안수로) (km)		
공간가중행렬	<i>W</i>	지역간 거리(km)	Baidu 통계 구글맵	

본 연구에 사용되는 모든 변수에 대한 자연대수로 전환하여 분석을 진행하였다. 만약 자연대수 변환 없이 수준변수 그대로 사용할 경우 변수 상호간 단위 차이로 인해 왜곡된 분석결과가 초래할 수 있어 이러한 문제를 해결하기 위해 자연로그를 취하여 분석을 시도하였다.

## IV. 실증분석

### 1. 중국 전체 공간효과 분석결과

연구모형에 기초하여 실증분석을 실시하는데 있어 크게 두 부분으로 나누어 접근하고자 한다. 먼저 중국 전체를 대상으로 한국기업의 대 중국 직접투자의 공간효과 유무를 살펴보고 다음으로 지리적 경제권을 기준으로 4개 지역<sup>7)</sup>으로 구분하여 각 지역별로 공간효과 유무를 분석하고자 한다. 통상적인 구분으로 중국의 투자지역을 A지역(동부·화북지구), B지역(화동·화남지구), C지역(중부내륙지구), D지역(서북·서남지구)으로 구분하였다.

분석에 앞서 몇 가지 검정을 선행적으로 실시하여야 한다. 패널모형을 분석하기 위해서는 고정효과와 확률효과 중 어느 모형이 적합한지를 검정해야 하며 공간효과를 분석하기 위해서는 공간효과 모형이 적합한지를 검정하여야 한다. 패널모형분석에 앞서 고정효과모형과 확률효과모형 중 어느 모형이 적합한지를 검정하기 위해 하우스만 검정<sup>8)</sup>을 실시하였으며 공간

7) A지역(동북지구, 화북지구), B지역(화동지구, 화남지구), C지역(중부내륙지구), D지역(서북지구, 서남지구) 등 4개 지역으로 구분하였다. 구분기준은 KOTRA 보고서(2011)와 김경란·강한균(2008) 등 문헌조사를 참조하였다.

8) 하우스만 검정결과 귀무가설이 맞다면 확률효과 모형이 더 효율적이고, 귀무가설이 틀리다면, 즉  $H_1$  하에서는 일차 추정량을 얻을 수 있는 고정효과 모형을 선택한다. 하우스만 검정의 기본적인 아이디어는 만약 귀무가설이 맞다면 FE와

효과 모형의 적합성 검정을 위하여 LeSage(1999)가 추천한 Moran I, LM 방식을 활용하였다. (이성우 외 2006, 이순철 2014).

공간효과모형 중 어떤 모형이 분석에 적합한 것인가에 대한 정해진 기준은 없지만 전통적으로 공간종속성을 판단하는 기준은 Moran's I 검정법과 최대우도법에 기반한 LM 검정법이 있다. Moran's I 통계치는 -1과 +1 사이에 분포하며, 절대값이 0에 가까울수록 약한 공간종속성을 의미하며, 절대값이 1에 가까울수록 강한 공간종속성을 의미한다. 하지만 Moran's I 검정법은 단순하고 적용이 용이하여 많이 사용하고 있으나 공간효과모형 또는 이분산성 모형을 특정하지 못하며 공간효과모형의 형태를 구별하여 적용하지 못하는 단점이 있다.<sup>9)</sup>

이에 반해 최대우도법에 의한 LM 검정법은 특정한 공간효과모형의 공간종속성을 검정할 수 있다. LM(Lagrange Multiplier) 검정법은 LM-Lag와 LM-Error 검정법으로 나누어 검정할 수 있다. LM-Lag 검정법은  $\rho = 0$ 에 대한 검정으로 공간시차모형, LM-Error 검정법은  $\lambda = 0$ 에 대한 검정으로 공간오차모형을 적절한 공간효과모형으로 설정할 수 있으며, LM-Lag와 LM-Error 검정 모두 통계적으로 의미가 없는 경우 OLS를 적절한 모형으로 설정할 수 있으며, LM-Lag와 LM-Error 검정 모두 유의할 경우 통계적 유의성과 통계치의 크기 비교를 통하여 적절한 공간효과모형을 설정할 수 있다.

중국 전체의 공간모형 실증분석 결과를 <표 4>와 같이 보면, 공간가중치행렬을 사용하지 않은 일반모형은 통상최소자승법(OLS)으로 분석하였고, 공간가중치행렬을 사용한 SAR, SEM은 최대우도추정법(Maximum Likelihood Estimation)으로 분석하였다. 공간적 자기상관관계의 유효성을 측정하기 위하여 일반적으로 사용하는 Moran I, LM-Lag, LM-Error 방식으로 검정을 실시하였다. 만약 공간상관성이 존재한다면 OLS의 독립성 가정이 위배되며, 추정계수 및 예측값에 대한 부정확한 신뢰구간을 발생하게 된다(Anselin 1988). 본 연구모형에서는 3가지 검정법 모두 통계적으로 1% 내에서 유의적인 것으로 나타났다. 따라서 한국의 대 중국 직접투자 결정요인을 분석할 때, 전통적인 OLS 또는 중력모형 분석보다는 공간자기상관 관계를 고려하여 공간시차모형(spatial lag model)과 공간오차모형(spatial error model) 방식에 의한 분석이 더 적합한 것으로 판단된다.

RE 추정량 모두 일치추정량이므로 서로 비슷한 값을 갖게 될 것이다. 즉 체계적 차이가 존재하지 않는다. 그러나 귀무가설이 틀리다면 RE 추정량은 일치추정량이 아니므로 FE 추정량과 체계적 차이가 있을 것으로 예상되는데, 이러한 관계를 이용한 것이 하우스만 검정의 원리이다(민인식·최필선 2012).

9) Anselin L.(2007) Spatial Regression, The Sage Handbook of Spatioal Analysis, Sage.

〈표 4〉 공간모형 실증분석 : 중국 전체

변수	OLS	Spatial Lag	Spatial Error
LnRGDP	4.3807*** (3.3567)	0.6404* (1.7803)	1.2032*** (2.9625)
LnWAGE	-0.9397* (-1.8148)	0.0074 (0.0215)	0.1205 (0.2990)
LnROAD	0.8726*** (5.0996)	-0.0129 (-0.0628)	-0.0699 (-0.3262)
$\rho$		0.5149*** (3.7790)	
$\lambda$			0.4979*** (3.2910)
Effect	Fixed Effect	Fixed Effect	Fixed Effect
R2	0.6047	0.8872	0.8747
Moran's I Test	0.0328***		
LM-Lag Test	48.0824***		
LM-Error Test	53.2890***		

주 : \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

공간효과모형의 결과를 보면, 공간시차모형 계수  $\rho$ 와 공간오차모형 계수  $\lambda$ 는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 한국 제조업 직접투자는 그 지역의 직접투자 및 주변 지역으로의 긍정적인 영향을 주고 받는 것으로 해석할 수 있다. 한국 제조업의 직접투자는 주변 지역에서 발생하는 요인들에 의해 직접투자에 긍정적인 역할을 하고 있으며, 주변 지역으로부터의 파급효과와 같은 주변 지역의 상호연계성이 한국 제조업의 직접투자에 영향을 미치는 요인으로 작용을 한다고 볼 수 있다.

시장의 크기를 나타내는 1인당 소득수준 변수인 *RGDP*는 공간시차모형과 공간오차모형에서 각각 10%, 1% 수준에서 정(+)의 유의한 결과로 나타났다. 한국 제조업의 대 중국 직접투자의 경우 시장의 크기인 1인당 *RGDP*에 영향을 받는 것으로 보이며 이는 종전의 생산요소지향적 직접투자에서 시장지향적 직접투자로 변화하고 있다고 볼 수 있다. 한편 중국 전체 모형에서는 *WAGE*(임금)와 *ROAD*(교통인프라) 변수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 임금이 비유리적인 것은 한국과 비교하여 여전히 중국 내 임금수준이 아직도 낮기 때문이며 교통인프라도 기존의 갖추어진 도로 인프라를 전제로 투자가 이루어지기 때문이라고 볼 수 있다. 이는 한국의 대 중국 직접투자를 제1기(~2001년까지), 제2기(2002~2008년까지), 제3기(2009~2012년까지)로 구분하였을 때 중국 내 시장지향적 투자 비중이 제1기 5.0%, 제2기 37.8%, 제3기 57.8%로 나타난 KIEP(2013, p.286)조사와 대체로 일치하였다.



## 2. 지역별 공간효과 분석결과

동북지구(요녕성, 길림성, 흑룡강성) 및 화북지구(북경시, 천진시, 허북성)를 포함하는 A지역의 분석결과인 <표 5>에서는 Moran I, LM-Lag, LM-Error 검정법 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 공간자기상관 관계를 고려한 분석이 더 적합한 것으로 보인다.

<표 5> 공간모형 실증분석 : A 지역

변수	OLS	Spatial Lag	Spatial Error
LnRGDP	1.0584** (2.6180)	0.5285** (2.4294)	0.5416*** (2.7250)
LnWAGE	-0.0309 (-0.0748)	0.4466** (2.2383)	0.3523** (2.0979)
LnROAD	-0.4962*** (-4.1491)	-0.4567** (-2.4990)	-0.4336** (-2.2796)
$\rho$		-0.1109* (-1.8683)	
$\lambda$			-0.1919** (-2.1855)
Effect	Random Effect	Random Effect	Random Effect
R2	0.6091	0.9394	0.9408
Moran's I Test	-0.1382***		
LM-Lag Test	35.4345***		
LM-Error Test	53.8546***		

주 : \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

공간모형 실증분석에서 1인당 *RGDP*와 *WAGE*(임금)는 유의적 정(+)의 변수로, *ROAD*(교통인프라)는 부(-)의 유의적 변수로 나타났다. 예상과 달리 *WAGE*가 정(+)의 효과로 나타난 것은 A지역 내 임금의 지속적 상승에도 불구하고 한국과 비교해서는 여전히 낮기 때문이며 *ROAD*는 단기적으로 큰 변화가 없는 특성이 있기도 하며 중국 국가발전개혁위원회(2012.7.23.) 자료에 의하면 중국 전체 42개 교통운송허브 중점도시 중에서 동북지구는 하얼빈 포함 4개, 화북지구는 베이징 포함 5개로 중국 전체의 21.5%의 큰 비중을 차지하고 있으며 수도 베이징을 중심으로 지역 내 도시 간의 철도, 도로, 수로의 교통인프라가 충분히 발달하였기 때문이라고 볼 수 있다.

공간시차모형 계수  $\rho$ 와 공간오차모형 계수  $\lambda$ 는 각각 10%, 5% 수준에서 통계적으로 유의

한 부(-)의 관계가 있는 것으로 나타나 A 지역에서는 중국 전체 모형과 달리 한국 제조업의 직접투자는 그 지역의 직접투자 및 주변 지역으로의 부정적인 영향을 주는 것으로 해석할 수 있다. 즉 A 지역에서는 한 지역에 직접투자는 인접한 지역의 직접 투자를 감소시키는 요인으로 작용하고 있는 것으로 보인다.

이러한 대체적 관계는 KIEP(2013, P.286) 조사에서 보는 바와 같이 중국 내 시장지향적 투자의 비중이 동북지구의 경우 제1기(~2001년까지) 8.6%에서 제3기(2009~2012년까지)에는 52.0%로 변화한 반면 화북지구는 비중이 각각 1.8%에서 68.2%로 변화 한 것에서 볼 수 있다. 즉 A 지역 내 한국의 대 중국 직접투자 진출액은 지구 간에 대체적 관계에 있는 것으로 추정되어 진다.

<표 6> 공간모형 실증분석 : B 지역

변수	OLS	Spatial Lag	Spatial Error
LnRGDP	4.2309*** (5.0332)	1.5974*** (4.3343)	1.7696*** (4.8672)
LnWAGE	-3.5223*** (-4.1067)	-0.4559 (-1.2010)	-0.5177 (-1.3093)
LnROAD	0.7370*** (4.7464)	-0.0962 (-0.5049)	-0.1076 (-0.5643)
$\rho$		0.0899 (0.7293)	
$\lambda$			0.1666* (1.7210)
Effect	Random Effect	Random Effect	Random Effect
R2	0.6384	0.9135	0.9146
Moran's I Test	-0.0606***		
LM-Lag Test	2.0182		
LM-Error Test	16.8360***		

주 : \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

화동지구(산동성, 강소성, 상해시, 절강성) 및 화남지구(북건성, 광둥성, 해남성)를 포함하는 B지역의 분석결과인 <표 6>의 Moran I, LM-Error 검정법에서는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났지만 LM-Lag 검정법에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 공간오차모형 분석이 더 적합한 것으로 보인다.

시장의 크기를 나타내는 1인당 RGDP는 1% 수준에서 정(+)의 유의한 결과로 나타나 한

국 제조업의 B지역 직접투자 역시 현지 시장의 크기에 많은 영향을 받는 것으로 나타났으며 *WAGE*(임금)와 *ROAD*(교통인프라) 변수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

공간시차모형 계수  $\rho$ 는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났고, 공간오차모형 계수  $\lambda$ 는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. B지역에서는 공간오차모형에서 한국 제조업의 직접투자는 그 지역의 직접투자 및 주변 지역으로의 긍정적인 영향을 주는 것으로 해석할 수 있다. 이는 한국의 중국 내 시장지향적 투자의 비중이 화동지구의 경우 제1기(~2001년까지) 10.9%에서 제3기(2009~2012년까지)에는 71.6%로 변화한데 비하여 화남지구도 비중이 각각 0.1%에서 68.2%로 증가한 상대적 변화에서 볼 수 있듯이 두 지구의 대 한국 직접투자 진출액은 보완적 관계에 있는 것으로 나타난 KIEP(2013, P.286) 조사와 일치하였다.

<표 7> 공간모형 실증분석 : C 지역

변수	OLS	Spatial Lag	Spatial Error
LnRGDP	2.7575*** (2.8520)	0.1575 (0.1204)	0.4824 (0.3796)
LnWAGE	-0.3404 (-0.3359)	1.2642 (0.9993)	1.0890 (0.8920)
LnROAD	0.2428 (0.4324)	0.4461 (1.0811)	0.4678 (1.1106)
$\rho$		0.0879 (0.6500)	
$\lambda$			0.1088 (0.7851)
Effect	Fixed Effect	Random Effect	Random Effect
R2	0.4306	0.7751	0.7546
Moran's I Test	-0.0950***		
LM-Lag Test	3.0447*		
LM-Error Test	23.5673***		

주 : \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

섬서성, 하남성, 호북성, 안휘성, 호남성 등을 포함하는 중부내륙지구의 C지역의 분석결과인 <표 7>의 Moran I, LM-Lag, LM-Error 검정법에서는 각각 1%, 10%, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 공간자기상관 관계를 고려한 분석이 더 적합한 것으로 보인다. 시장의 크기를 나타내는 1인당 *RGDP*, *WAGE*(임금), *ROAD*(교통인프라) 변수는 모두 통

계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 중부내륙지구는 제1기(~2001년까지)에서는 시장지향적 투자 비중이 0%이었으나 2006년 중부지역 발전전략인 중부굴기정책이 발표되면서 제조업 중심의 비중이 빠른 속도로 증가하고 있고 외국인직접투자 역시 동부지구에서 중부내륙지구로 이동하고 있다.

한편 시차모형 계수  $\rho$ 와 공간오차모형 계수  $\lambda$  모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 중부내륙지구에서는 한국 제조업의 직접투자는 그 지역의 직접투자 및 주변 지역으로의 영향을 주지 않는 것으로 해석할 수 있다. 이는 중부내륙지구가 상대적으로 개발이 늦고 교통인프라가 충분하게 발달하지 못한 결과로 추정된다.

<표 8> 공간모형 실증분석 : D 지역

변수	OLS	Spatial Lag	Spatial Error
LnRGDP	-0.3363 (-0.6345)	3.8825*** (2.8966)	2.9196*** (3.0376)
LnWAGE	1.2056* (1.6780)	0.8298*** (4.4346)	0.88896*** (3.0888)
LnROAD	1.2315*** (3.0438)	1.5686** (2.0979)	1.5155*** (3.0537)
$\rho$		0.1669* (1.7914)	
$\lambda$			0.2389** (1.9845)
Effect	Random Effect	Random Effect	Fixed Effect
R2	0.4553	0.6239	0.6394
Moran's I Test	-0.0627***		
LM-Lag Test	15.5713***		
LM-Error Test	14.9820***		

주 : \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

사천성, 운남성, 귀주성, 산서성, 칭해성, 감숙성 등을 포함하는 서북서남지구의 D지역분석 결과인 <표 8>의 Moran I, LM-Lag, LM-Error 검정법에서는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 공간자기상관 관계를 고려한 분석이 더 적합한 것으로 보인다. 서북서남지구는 중부내륙지구와 달리 1인당 *RGDP*, *WAGE*(임금) *ROAD*(교통인프라)는 모두 정(+)의 유의적인 변수로 나타났다. 이는 서북서남지구의 경우 중국에서 가장 개발이 늦은 지역으로 외국인투자 유입액도 매우 저조한 상태이나 중부지역과 마찬가지로 2000년대부터

시작된 서부대개발 정책의 추진으로 교통인프라의 증대가 외국인직접투자 유입에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 최근 삼성이 서부대개발의 중심지인 충칭에 대규모 투자를 단행한 것도 좋은 예이다.

공간시차모형 계수  $\rho$ 와 공간오차모형 계수  $\lambda$ 는 각각 10%, 5% 수준에서 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다.

#### IV. 결론 및 시사점

최근 한국과 중국 간의 교역 규모의 성장이 부진할 뿐만 아니라 2007년 이후 대 중국 직접투자가 위축되고 있다. 이는 중국의 전반적인 투자여건이 악화되고 있기 때문이지만 중국을 생산기지로 활용하던 전략에서 중국의 내수시장을 표적으로 하는 투자로의 전환이 지연되고 있기 때문이다. 중국은 과거 30여 년간 연해주 중심의 발전전략을 추구해 왔고 이로 인해 동부 연해지역과 중서부 지역 간 발전 격차가 크게 확대되었다. 이러한 불균형을 시정하기 위해 중국은 중부굴기전략, 서부대개발전략, 동북진흥계획 등 중서부와 동북지역 경제를 활성화하기 위한 다양한 전략을 추진하고 있다. 이러한 변화에도 불구하고 한국의 대 중국 투자는 여전히 동부 연해지역 중심으로 이루어지고 있다(양평섭 외, pp.1-2).

대부분의 선행 연구는 중국 전체를 대상으로 한 대 중국 직접투자의 결정요인 분석이었고 또 설명변수로서 성(省)지역 간의 공간효과를 고려한 모형의 분석은 전무하였다. 특히 중국은 24개 성(省)시로 구성된 거대한 대륙국가로 주변지역 간의 공간효과가 투자유입에 상당한 영향을 미칠 수 있다. 본 연구는 중국을 4개 경제 지역권으로 구분하고 공간효과 모형을 이용하여 한국의 대 중국 직접투자 결정요인을 분석하고 다음과 같이 결론을 제시하고 시사점을 제시하고자 한다.

첫째, 중국 전체를 대상을 한 공간회귀모형에서는 1인당 *RGDP*는 정(+)의 유의적 변수로 나타났고 공간효과는 매우 민감하게 나타났다. 이는 한국의 대 중국 직접투자가 초기 비용절감형에서 중국 내수시장 중심으로 전환되어 가고 있다는 것으로 추정된다. 또 성(省)과 인접성(省)간의 노동력 이동, 산업 간 연계 등 지역적 효과는 주변 지역 직접투자 유입에 상당한 영향력을 미치는 것으로 나타나 특정 지역의 투자 시에는 주변지역의 특성을 고려할 필요가 있다고 하겠다.

둘째, 동북지구(요녕성, 길림성, 흑룡강성) 및 화북지구(북경시, 천진시, 하북성)를 포함하는

A지역의 공간회귀모형 분석결과 1인당 *RGDP*가 유의적 변수로 나타났고 공간효과 변수는 부(-)의 유의적 변수로 나타나 한국의 대 중국 동북지구와 화북지구의 시장지향적 직접투자액은 상호 대체적 관계로 나타났다.

화동지구(산둥성, 강소성, 상해시, 절강성) 및 화남지구(북건성, 광둥성, 해남성)를 포함하는 B지역의 공간회귀모형 분석결과에서는 1인당 *RGDP*가 유의적 변수로 나타났고 공간오차모형 계수는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타나 화동지구와 화남지구의 대 중국 시장지향적 직접투자액은 상호 보완적인 것으로 추정된다.

섬서성, 하남성, 호북성, 안휘성, 호남성 등을 포함하는 중부내륙지구의 C지역의 분석결과 1인당 *RGDP*와 공간효과 변수 등 모든 변수는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 중부내륙 지역의 직접투자환경이 그동안 열악했다는 것으로 추정된다.

사천성, 운남성, 귀주성, 산서성, 청해성, 감숙성 등을 포함하는 서북서남지구의 D지역 분석결과 1인당 *RGDP*, *WAGE*(임금) *ROAD*(교통인프라)는 모두 정(+)의 유의적인 변수로 나타났고 공간효과 변수도 정(+)의 유의적 변수로 나타나 한국의 대 중국 서북지구와 서남지구의 직접투자 증가는 상호 보완적인 것으로 추정되었다. 이는 2006년 이후 중국 정부의 서부지역 발전전략에 부응하여 한국의 대 중국 직접투자가 동부 연안지역에서 서북서남지구로 전환을 모색하고 있는 것으로 추정되어지며 이 지역으로 진출 시 주변 성(省)의 지역 환경적 특성을 충분히 고려할 필요가 있다고 하겠다.

중국의 내수확대 정책은 그동안 중간재 위주로 수출하던 한국이 최근 직격탄을 맞고 있다. 특히 중국으로부터의 수입은 계속 증가하고 있는데 2014년 상반기 연속 3개월의 수출 감소는 향후 구조적일 수 있다는 우려가 크다. 따라서 대 중국 수출 확대 방안과 함께 대 중국 성(省)별 맞춤형 투자 방안을 모색해 볼 필요가 있다.

본 연구는 이러한 공간효과를 고려한 한국의 대 중국 지역별 투자결정 요인을 규명하였고 이러한 연구결과는 한국 기업의 대 중국 직접투자 진출전략 수립에 일조 할뿐만 아니라 최근 중국의 동부 연해주 지역 중심에서 중서부지역으로 경제발전전략의 전환에 대한 구조적 변화에 대한 투자 대응전략에도 시사하는 바가 클 것이다.

한편 본 연구의 한계점으로는 입수한 자료의 분석 대상기간이 짧아 중국의 외국인직접투자 정책이 전환된 2000년대 중반 이전과 이후로 구분하지 못하였고 제조업도 보다 세분화하여 분석하지 못하였으며 또한 지역별 현지 소비재 시장과 연계된 투자전략을 제시하지는 못하였다.

## 참 고 문 헌

- 강한균, “한국의 대 중국 제조업 직접투자의 거시적 투자결정요인 분석”, 「무역학회지」, 제30권 제3호, 한국무역학회, 2005, pp.129-146.
- \_\_\_\_\_, “한국과 일본의 대 중국 성별 FDI와 투자집중도의 비교분석”, 「국제경영리뷰」, 제13권 제2호, 한국국제경영관리학회, 2009, pp.177-195.
- 김상욱, “한국의 중국 해외직접투자의 결정요인 분석”, 「동북아경제연구」, 제23권 제1호, 한국동북아경제학회, 2011, pp.109-136.
- 김성기, “한국의 대 중국 해외직접투자 현황과 투자결정요인에 관한 연구”, 박사학위논문, 동아대학교 대학원, 2008.
- 김성순, “한국의 대 중국 제조업 직접투자 결정요인에 관한 연구”, 「동북아경제연구」, 제26권 제2호, 한국동북아경제학회, 2014, pp.127-158.
- 대한무역투자진흥공사(KOTRA), 「중국 성시별 해외투자 연구」, 「KOTRA 11-007」, 2011.
- 양평섭 외, 「중국 권역별·성별 내수시장 특성과 진출전략」, 연구보고서 13-21, · KIEP, 2013,
- 이성우·윤성도·박지영·민성희, 「공간계량모형응용」, 박영사, 2006.
- 이순철, “한국 해외직접투자의 제3국 공간효과 분석”, 「국제지역연구」, 제17권 제1호, 국제지역학회, 2013, pp.243-269.
- 이순철, “공간모형을 통한 한국의 해외직접투자가 교역에 미치는 영향 분석”, 「국제지역연구」, 제18권 제1호, 국제지역학회, 2014, pp.331-354.
- 이홍식·김혁황, “한국의 대 중국 직접투자 결정요인 분석”, 「대외경제연구」, 제8권 제2호, 대외경제정책연구원, 2004, pp.257-289.
- 지만수, 「한국기업의 대 중국 권역별 진출과 전략」, 대외경제정책연구원, 2002.
- 팽선봉·최성일, “중국 서부지역 외국인직접투자의 결정요인에 관한 분석”, 「국제지역연구」, 제15권 제3호, 국제지역학회, pp.471-491.
- 한병섭·서민교, “중국에 투자한 한국기업 제조법인 자회사의 공장입지 선택 결정요인에 관한 연구”, 「무역학회지」, 제30권 제3호, 한국무역학회, pp.101-128.
- 國家發展和改革委員會, 「十二五 綜合交通運輸體系規制」, 2012. 7. 23.
- Anselin, L., Spatial Econometrics: Methods and models, Kluwer Academic Publishers, Boston, 1988.
- Blonigen, B. A., R. B. Davies, G. R. Waddell and H. T. Naughton, “Space parents: Spatial



- Autoregressive Patterns in Inbound FDI,” NBER Working Paper Series, No.11466, 2005.
- Blonigen, B. A., R. B. Davies, G. R. Waddell, and H. T. Naughton, “FDI in space: Spatial Autoregressive Relationships in foreign direct investment,” *European Economic Review*, Vol. 51, No.5, 2007, pp.1303-1325.
- Blonigen, S., R. B. Davies, H. T. Naughton, and G.R. Waddell, “Space parents: Spatial Autoregressive Patterns in Inbound FDI,” In: Brakman, S., Garretsen, H. (Eds.), *Foreign Direct Investment and the Multinational Enterprise*, MIT press. Cambridge, 2008. pp.173-199.
- Cheng, L. & Y. K. Kwan, “What Are the Determinants of the Location of Foreign Direct Investment?: The Chinese Experience,” *Journal of International Economics*, Vol. 51, 2000, pp.379-400.
- Cheng, L. and H. Zhao, “Geographical Pattern of foreign Direct Investment in China: Location, Factor Endowments and Policy Incentives,” unpublished Discussion paper of the Department of Economics, Hong Kong University of Science and Technology, Hong Kong, 1995.
- Dunning, J. H., “Trade, Location of Economic Activity and NNE: A Search for an Eclectic Approach,” In Ohlin, B., P. Hesselborn, and P. Wijkman, eds., *International Allocation of Economic Activity*, London, UK: Macmillan, 1977, pp.395-418.
- \_\_\_\_\_, *International Production and the Multinational Enterprise*, London, UK: George Allen and Unwin, 1981.
- Hong Junjie, “Firm-Specific Effects of Location Decisions of Foreign Direct Investment in China’s Logistics Industry,” *Regional Studies*, Vol. 41, No.5, 2007, pp.673-683.
- Root, F. R., *Entry Strategies for International Markets*, Lexington Books, 1987.
- Sun Qian, Wilson Tong, Qiao Yu., “Determinants of foreign investment across China,” *Journal of International Monetary and Finance*, Vol. 21, No.1, 2002, pp. 79-113.
- <http://www.koreanexim.go.kr> (한국수출입은행)
- <http://www.kotra.or.kr> (중국베이징무역관)
- <http://www.mofcom.gov.cn> (중국상무부)
- <http://www.mps.google.co.kr> (구글 맵스)
- <http://www.stats.cn/yearbook> (중국통계연감)
- <http://www.stats.gov.cn> (중국통계국)
- <http://www.stats.cn/yearbook> (중국통계연감)

## ABSTRACT

# Determinants of Korean FDI in China using the Spatial Effects\*

Ryu, Byung-Hyun\*\* · Kim, Do-Hyun\*\*\* · Kang, Han-Gyoun\*\*\*\*

The purpose of this paper is to find the determinants of Korean FDI(1996~2012) in China using the spatial autoregressive model and four regions of China is analyzed respectively. Most previous studies ignored spatial interdependence to analyze the determinants of Korean outward FDI in China. Empirical results of total Chinese area shows per RGDP and spatial effects are positive and significant variables. Results of region A reveal that per RGDP is positive and spatial effects are negative and significant. Results of region B shows that both per GDP and spatial effects are positive. All variables of region C are insignificant but those of region D are significant and positive. This means that Korean companies to invest in region D should consider spatial characteristics of surrounding areas of D.

**Key Words** : Spatial Effects, FDI, China, Determinants

---

\* This work was supported by 2013 Inje Research Grant.

\*\* Ph.D. Student, Dept. of International Trade, Graduate school, Inje University (First Author)

\*\*\* Professor, Dept. of International Trade, Tongmyong University (Co-Author)

\*\*\*\* Professor, Dept. of International Trade, Inje University (Corresponding Author)