

◆ 聂飞刘海云^①

FeiNieHai-yunLiu

OFDI 与中国国内制造业扩张型转移效应 ——基于动态空间杜宾模型的实证研究

The Empirical Study on OFDI and China's Domestic Manufacturing Expansionary Transfer Based on Dynamic Spatial Durbin Model

摘要：本文选取制造业作为研究对象，在探讨 OFDI 诱发国内制造业转移机制的基础上，利用空间计量方法，结合中国 2003-2012 年省际面板数据，估计了 OFDI 对地区制造业生产的直接效应和间接效应，并据此判断制造业转移的存在性。结果发现，OFDI 引致的中国制造业转移以“市场换市场”的扩张型为主，通过对国内市场生产及供应量的增加，能有效弥补 OFDI 对中国制造品出口造成的不利影响。在区位层面上，中国东部、中部和西南区域内省份 OFDI 会形成制造业较强的国内市场寻求动机，诱发省份间扩张型转移；在行业层面上，资本密集型制造业较之于劳动密集型制造业，具有更强的市场扩张潜力。因此，加快推进地区内各省份平衡发展和制造业生产结构的高度化，加强区域市场联系，转变 OFDI 的方式，实现更有效率的制造业扩张型转移，仍是当前中国在应对 OFDI 加剧中国制造业国际市场竞争时的主要任务之一。

关键词：OFDI (对外直接投资)；制造业；扩张型转移；动态空间杜宾模型

中图分类号：F062.9 文献标识码：A

(HuaZhong University of Science and Technology, Wuhan 430074)

Abstract: On the bases of discussion of mechanism that OFDI induces domestic manufacturing transfer,

① 作者简介：刘海云，华中科技大学经济学院教授，副院长兼国际经济与贸易系主任，邮编：430074；

聂飞，华中科技大学经济学院博士研究生，邮编：430074，信箱：nie.fei@163.com。

基金项目：2014 年国家社科基金年度项目《我国对外直接投资的产业转移效应及对策研究》（项目批准号：14BJY088）的研究成果。

this article estimates the direct effect and indirect effect of OFDI on domestic manufacturing production by using spatial econometric method according to China 2003-2012 provincial panel data, and then judges the existence of manufacturing transfer. Three points conclusions could be found from the results: i China's domestic manufacturing transfer induced by OFDI is mainly type of expansion, namely "market in the market", the adverse effects of OFDI on China's manufacturing exports can be effectively compensated by increasing the production and supply of the domestic market; ii At the location level, the motivation of manufacturing domestic market seeking in east, west and southwest areas is more obvious, which will induce manufacturing transfer among provinces. iii At industry level, compared to labor-intensive manufacturing, capital-intensive manufacturing industry has stronger market expansion potential. So, it's important to promote the balanced development of provinces and the height of the manufacturing production structure, strengthen regional market linkages and change the pattern of OFDI in response to the aggravation of international market competition induced by OFDI in China's manufacturing.

Key Words: manufacturing; expansionary transfer; dynamic spatial durbin model

JEL Classification: F21, L60, R12

一、引言

改革开放以来,中国通过实行积极的开放型经济发展战略,对外经济合作水平不断提升,对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment,以下简称 OFDI)作为中国“走出去”的新的方式,受到了各方的日益关注。事实上,中国 OFDI 在实现传统产业的对外输出过程中,也促进了国内产业空间布局的变化,对于 OFDI 促进国内产业转移的内在机制以及对不同地区和行业影响的特征需要得到进一步的验证。

关于 OFDI 对国内产业转移影响的直接研究十分有限,但由于产业转移总是与各地区的相关产业投资的增减变化是相联系的,其中产业投资的变化又是产业转移的初始动因,并就“OFDI 对国内投资影响”问题,已经引起了学者们的广泛关注。Desai 等(2005)对美国宏观数据的研究发现,OFDI 与国内投资正相关,研究指出 OFDI 能使企业以较低成本,从海外子公司进口中间产品或向其出口,国内外生产的互补性将降低企业成本、增加国内产品收益,进而促进国内产出和国内投资。但是, Belderbos(1992)对荷兰食品、金属、电子行业的研究发现 OFDI 对国内投资有负向影响; Stevens 和 Lipsey(1992)利用美国 7 个跨国公司的微观数据也得到同样的结论,并提出两种影响机制:一是在不完全的金融市场条件下,资金外流可能提高国内利率,使国内企业贷款困难,国内投资减少;二是在产品市场上,企业通过 OFDI 将产品生产活动转移到国外,可能减少本国出口,进而降低国内投资。另外,部分学者利用宏观数据研究发现,OFDI 对国内投资的替代程度不一(Andersen & Hainaut, 1998; Feldstein, 1994; Sauramo, 2008)。

同时, Hejazi 和 Pauly(2003)发现不同投资动机的 OFDI 对国内投资的影响不同,加拿大对美国 and 英国的投资主要是市场寻求型,对美国的投资会使国内投资增加,但对英国的投资并没有这

种净效应,而加拿大在世界其他地方的投资是资源或要素寻求型,这类投资会使其国内投资净减少。Herzer 和 Schrooten (2008) 则研究了 OFDI 对国内投资短期与长期影响的差别,对于美国而言,OFDI 对国内投资有积极的长期影响,而对于德国而言,二者仅在短期内存在互补关系,长期内 OFDI 会减少其国内投资。Braunerhjelm & Oxelheim (1999) 则强调了产业分类的重要性,对于研发密集型产业,OFDI 对国内投资表现出较强的替代关系,但在资源密集型等具有比较优势的传统行业,则为互补关系。

目前,关于 OFDI 对国内投资影响的研究主要针对发达国家,对发展中国家的研究尚少。中国作为世界上最大的发展中国家,OFDI 与经济增长均存在独特性,传统研究主要集中于对中国 OFDI 的对外产业转移效应的定性分析,既有的经验研究只涉及国家宏观层面数据,未能深入到国内具体地区及行业层面。此外,在研究方法上,需要分别考虑 OFDI 对当地产业构成的直接影响和对其他地区产业构成的间接影响,并据此检验产业空间联系的存在性,进一步分析 OFDI 对产业转移的影响路径,因此本文采用空间计量估计策略,研究 OFDI 对中国不同地区内的制造业转移效应,以及对于不同行业而言,这种转移效应所存在的差异性。

二、OFDI 影响国内产业转移的理论框架

(一) OFDI 诱发国内制造业转移的内在机制

制造业的兴起与地区市场需求潜力密切相关,较大的经济规模和较高的制造品出口比重形成了地区制造产品的内需和外需两方面的有利条件,市场需求潜力的释放将会导致地区制造业生产的空间集聚(胡晨光等,2011)。OFDI 会分别对投资国或地区制造品的内需和外需构成影响,进而会影响各地区制造业生产投资,诱发内部转移。如图 1 所示:

首先,从 OFDI 对外需的影响上来看,伴随着地区生产要素成本上升和国际贸易壁垒的竞相提升,投资国或地区为了保持制造业生产的优势,往往通过对要素资源禀赋条件较好的国家或地区直接投资设厂的方式,就近满足当地市场需求,削减了其对当地制造品的出口规模,从而构成了对投资国或地区制造品的出口替代效应;而与此同时,尤其对于相对落后国家或地区而言,OFDI 能加速投资所在地工业化进程,在一定程度上能提升其制造产品在国际市场上的竞争力,挤占了投资国或地区一定的市场份额,从而构成了对投资国或地区制造品的市场竞争效应。其次,从 OFDI 对内需的影响上来看,部分海外生产的制造品会通过进口的方式返销到投资国或地区,由于较低廉的生产成本,加上运输成本的下降,使其在与投资国或地区同类产品竞争时更具优势,在加剧市场竞争的同时,也会挤占国内或地区内本地制造厂商的市场份额,从而构成了对投资国或地区制造品的生产替代效应(周升起,2011)。

然而,根据 OFDI 对投资国或地区的制造业生产替代程度的不同,投资国或地区所采取的制造业转移的策略也会有所差异,具体表述为:

1. “市场换市场”的扩张型转移策略。OFDI 的出口替代效应和市场竞争效应会压缩投资国或地区制造品的国际市场份额,但在短期内,投资国或地区在制造业生产上仍然保留一定的比较优势,投资国或地区可以增加国内市场供给,或者将部分生产线向内转移到其他区域,以国内或地区内市

场规模的扩张来弥补国际市场规模的缩小,因此这种制造产业的局部转移对投资国或地区而言是扩张型的,转移动机更倾向于国内市场寻求,被认为是“市场换市场”的策略。

2. “成本换市场”的衰退型转移策略。OFDI 的生产替代效应会挤占投资国或地区制造品的国内市场份额,就长期而言,投资国或地区在制造业生产上已经失去了比较优势,制造业沦为边际产业,通过将整套制造业生产链向内转移到拥有更好要素禀赋的其他区域,能有效降低生产成本,从而实现制造业比较优势再造,提振外部市场需求,因此这种制造产业的整体转移对投资国或地区而言是衰退型的,转移动机更倾向于国内要素寻求,被认为是“成本换市场”的策略。

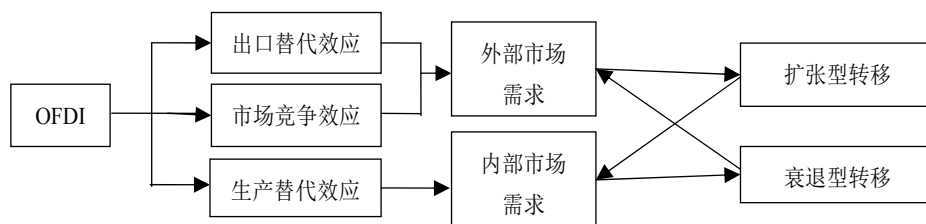


图1 OFDI影响投资国或地区内产业转移示意

（二）制造业转移的供求模型

借鉴 Robertson (2000) 的研究思路,制造业转移的实现要求国内各地区之间存在较紧密的产业空间联系,而这种联系主要体现于以下两方面:①某地区的制造业生产总值的变化不仅会影响到本地区的制造品需求与供给,还会影响到其他地区的制造品需求与供给;②某地区的 OFDI 不仅会影响到本地区制造品需求与供给,还会影响到其他地区的制造品需求与供给。同时,引入区域间经济开放系数 f_1 和 f_2 , 代表制造品需求和供给的转移阻力;为了简化分析,假设整个国家仅包括两个地区 i 和 j , 且每个地区内的生产要素禀赋和市场潜力均不同。基于以上假设,认为地区 i 内对制造品的需求是由本地区的 OFDI 和当期及滞后 1 期制造业生产总值、地区 j 的 OFDI 和滞后期制造业生产总值所决定的^①, 并将需求函数形式设定为:

$$Sale_{it}^d = \alpha_0 + (1 + f_1)\alpha_1 Y_{jt-1} - (1 - f_2)\alpha_2 (Y_{it} - \gamma Y_{it-1}) + \alpha_3 OFDI_{it} + \alpha_4 OFDI_{jt} + \alpha_5 X_{it}^d \quad (1)$$

其中, $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$, $f_1 > 0$, $0 < f_2 < 1$, 下标 i 、 t 分别表示地区 i 和时期 t , $Sale_{it}^d$ 表示时期 t 地区 i 内制造品的需求, $OFDI$ 表示对外直接投资额, Y 表示制造业生产总值, X_{it}^d 表示影响地区 i 内制造品需求的其他因素,主要包括收入水平、政府支出水平和制造品的出口规模(孙军, 2008)^②。关于估计参数, α_1 表示地区 i 内制造品需求对地区 j 制造业生产总值的反应程度, $\alpha_1 > 0$ 说明地区 j 制造业生产总值越高,消费价格越高,会增加地区 i 的制造品需求,而减少对地区 j 的制造品需求; α_2 表示地区 i 内制造品需求对本地区内制造业生产总值的跨期缺口的反应程度, $\alpha_2 > 0$ 说

①分别引入地区 i 的当期和滞后期制造业生产总值,主要为了分析地区 i 的制造业生产总值的跨期变化对其制造品需求的动态影响;而根据蛛网模型原理,引入地区 j 的滞后期制造业生产总值,主要考虑到地区 i 制造品需求对地区 j 制造业生产总值的调整具有时滞性。

②根据需求来源不同,收入水平、政府支出水平和制造品的出口规模分别表示对制造品的消费、投资和出口需求。

明地区 i 的制造业生产总值的跨期缺口越大, 反而会减少地区 i 内的制造品需求; α_3 、 α_4 分别表示地区 i 内制造品需求对本地区 OFDI 和 j 区域 OFDI 的反应程度, α_5 表示地区 i 内制造品需求对其他相关因素的反应程度。

类似地, 认为地区 i 内对制造品的供给是由本地区的 OFDI 和当期及滞后 1 期制造业生产总值、地区 j 的 OFDI 和当期制造业生产总值所决定的, 并将供给函数形式设定为:

$$Sale_{it}^s = \beta_0 - (1 + f_1)\beta_1 Y_{jt} + (1 - f_2)\beta_2 (Y_{it} - \phi Y_{it-1}) + \beta_3 OFDI_{it} + \beta_4 OFDI_{jt} + \beta_5 X_{it}^s \quad (2)$$

其中, $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$, $f_1 > 0$, $0 < f_2 < 1$, $Sale_{it}^s$ 表示时期 t 地区 i 内制造品的供给, X_{it}^s 表示影响地区 i 内制造品供给的其他因素, 主要包括人口数量、银行信贷规模 (石奇、孔群喜, 2012)

①。关于估计参数, β_1 表示地区 i 制造品供给对地区 j 制造业生产总值的反应程度, $\beta_1 > 0$ 说明地区 j 制造业生产总值越高, 收益越高, 会减少地区 i 的制造品供给, 转而增加地区 j 的制造品供给; β_2 表示地区 i 制造品供给对本地区内制造业生产总值的跨期缺口的反应程度, $\beta_2 > 0$ 说明地区 i 的制造业生产总值的跨期缺口越大, 产量上升的空间越大, 对地区内制造品的供给具有正向效应; β_3 、 β_4 分别表示地区 i 制造品供给对本地区 OFDI 和 j 地区 OFDI 的反应程度, β_5 表示地区 i 内制造品供给量对其他相关因素的反应程度。

值得注意的是, 经济开放系数 f_1 、 f_2 均为正, 说明制造品的跨区消费存在成本和损耗, 地区间制造业的消费和生产转移不易发生。相应地, 随着 f_1 、 f_2 值的上升, 会提高地区 i 制造品需求与供给对地区 j 制造业生产总值变量的敏感度, 而降低对本地区制造业生产总值跨期缺口 $Y_{it} - \gamma Y_{it-1}$ 的敏感度。

随着制造品的需求和供给的跨区域转移, 最终会使地区 i 和地区 j 的制造业生产总值达到均衡状态。在均衡制造业生产总值上, 地区 i 和地区 j 的制造品需求和供给完全相等, 即:

$$Sale_{it}^d = Sale_{it}^s \quad (3)$$

将 (1) 和 (2) 分别带入到 (3) 式中求解, 可将地区 i 当期制造业生产总值表示为地区 i 滞后 1 期制造业生产总值、地区 j 当期及滞后 1 期制造业生产总值、地区 i 和地区 j 的 OFDI 及其他相关变量的函数形式, 表示如下:

$$Y_{it} = \theta_0 + \theta_1 Y_{it-1} + \theta_2 Y_{jt} + \theta_3 Y_{jt-1} + \theta_4 OFDI_{it} + \theta_5 OFDI_{jt} + \theta_6 X_{it}^d + \theta_7 X_{it}^s \quad (4)$$

其中, θ_4 表示 i 地区 OFDI 对其制造业生产总值的直接影响, θ_5 表示 j 地区 OFDI 对 i 地区制造业生产总值的间接影响。当且仅当 $\theta_4, \theta_5 > 0$ 时, OFDI 会对本地区和临近地区制造业生产均起到促进作用, 符合制造业扩张型转移特征。

三、实证模型设定与数据说明

(一) 动态空间实证模型设定

结合式 (4), 由于地区制造业生产总值存在二维相关性, 一方面与在时间上与自身的滞后项相

①地区制造业的生产规模有赖于人口总量和银行信贷规模, 主要因为: 人口总量越大, 劳动力基数越大; 而银行信贷规模越大, 资本使用成本越低, 两者均有利于制造品供给增加。

关,另一方面在空间上又与其他地区制造业生产总值相关。故选取空间计量方法,并纳入时间滞后效应,构建动态空间面板模型,设定如下:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \rho \sum_{j=1}^n w_{ij,t} \ln Y_{jt} + \delta \sum_{j=1}^n w_{ij,t-1} \ln Y_{j,t-1} + \tau \sum_{j=1}^n w_{ij,t} \ln OFDI_{ij,t} + \kappa \ln Y_{i,t-1} \\ & + \pi \ln OFDI_{it} + \psi Z_{it} + v_i + \mu_t + u_{it} \quad (5) \\ u_{it} = & \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij,t} u_{ij,t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

为了避免异方差,对(4)式两边分别取对数形式, Z_{it} 表示影响*i*地区制造品供求的各类因素, $w_{ij,t}$ 表示表征地区地理或经济联系的空间权重,需要选取合适的指标,突出地区间的产业联系, ρ , λ 为空间相关系数, τ , κ , π , ψ 为模型响应参数。 v_i , μ_t 分别表示空间个体效应和空间时间效应, u_{it} 和 ε_t 为扰动项,其中 ε_t 满足独立同分布假设,期望为0,方差为 σ^2 。同时,根据Anselin(1988)的定义,设定适宜的空间权重矩阵 W 是实现空间计量分析的基础,目前在实证研究中,学者们多采用简单的空间邻接矩阵或距离矩阵作为权重(林祺、范氏银,2013;吴玉鸣等,2008;熊灵等,2012),这种权重设定方式虽然简单易行,但往往不能反映地区间的经济联系,尤其在对空间制造业转移问题研究上,显得不太适宜。因此,基于地区之间制造业生产结构的相似性,本文从资本的角度,选取制造业固定资产投资区位熵作为测量地区制造业生产集中度的指标,构造空间

权重矩阵,用 e_i 表示*i*区域制造业固定资产投资区位熵,表示为: $e_i = \frac{Invest_i^m / \sum_{j=1}^n Invest_j^m}{Invest_i / \sum_{j=1}^n Invest_j}$,其

中, $Invest_i^m$ 为*i*区域制造业固定资产投资额, $Invest_i$ 为*i*区域全社会固定资产投资额。在此基础上,计算地区之间投资区位熵空间权重值为: $we_{ij} = 0$ ($i=j$); $we_{ij} = \frac{1}{(e_i - e_j)^2}$ ($i \neq j$)。本文使

用的是行标准化后的空间权重矩阵。

(二) 变量选取与数据来源

将中国划分为东部、中部和西部地区^①,并以省份作为地区单元,研究OFDI的省际产业转移效应。同时,将(5)式中各变量均用中国省份经济指标代理,具体表述为:

1.因变量。中国各省份制造业生产总值用制造业工业总产值来代理,并使用CPI将其折算为以1990年不变价表示的实际值,表征区域制造业生产规模,用对数形式变量 $\ln Y$ 表示。另外,参考制造业国民经济分类标准,将制造业分为以下8个行业:食品制造及烟草加工业、纺织服装业、造纸印刷及文教用品制造业、石油加工与化学工业、非金属矿物品制造业、金属冶炼及制品业、机械及设备制造业、电气机械及电子通信设备制造业。

2.解释变量。由于本文侧重于从OFDI方面研究对区域间制造业生产规模的影响,进而验证中

^①其中,东部地区包括东北、京津、北部沿海、东部沿海、南部沿海5个子区域;西部地区包括西北、西南2个子区域(刘红光等,2011)。

国区际制造业转移的存在性,因此 *OFDI* 为核心变量,而将收入水平、政府支出水平、制造品的出口规模、人口数量、银行信贷规模等变量设为控制变量。

首先,核心变量:中国各省份对外直接投资规模用对外直接投资存量来代理,用对数形式变量 $\ln OFDI$ 表示,因为在基于数据可获得性的基础上,存量比流量更能反映 *OFDI* 对各省制造业生产总值的真实影响。

其次,控制变量:收入水平用中国各省份以 1990 年不变价表示的实际人均 *GDP* 来反映,且用对数形式变量 $\ln PGDP$ 表示;政府支出水平用中国各省份财政支出总额占该省 *GDP* 总额的比重来反映,且用变量 *GOV* 表示;制造品的出口规模用中国各省份工业制成品出口总额占该商品进出口总额的比重来反映,且用变量 *TRA* 表示;人口数量用中国各省份年末城镇年末常住人口总数来反映,且用对数形式变量 $\ln POP$ 表示;银行信贷规模用中国各省份金融机构中长期贷款余额反映,且用对数形式变量 $\ln LOAN$ 表示^①。

本文选取的研究样本为 2003-2012 年间中国 29 个省份或自治区^②的面板数据,样本容量为 290。各省份制造业内各行业企业工业总产值主要来源于历年《中国工业经济统计年鉴》,各省份 *OFDI* 存量数据来源于历年《中国对外直接投资公报》,各省份 *CPI*、人均 *GDP*、财政支出总额、制造品等商品出口总额、城镇年末常住人口总数、金融机构中长期贷款余额、固定资产投资额等数据均来源于历年《中国统计年鉴》,数据相关统计详见表 1。

表 1 模型变量的描述性统计

变量	指标	样本量	均值	方差	最小值	最大值
<i>Y</i>	制造业工业总产值(亿元)	290	13257.04	17720.37	139.25	105077.10
<i>OFDI</i>	对外直接投资存量(万美元)	290	35269.84	66863.46	6.00	528821.00
<i>PGDP</i>	实际人均 <i>GDP</i> (元)	290	12537.98	8360.37	3632.85	40272.30
<i>GOV</i>	财政支出占 <i>GDP</i> 比重(百分比)	290	19.00	8.65	0.00	61.21
<i>TRA</i>	工业制成品出口占比(百分比)	290	54.73	14.09	14.62	86.86
<i>POP</i>	城镇年末常住人口总数(万人)	290	4513.53	2843.38	534.00	11044.00
<i>LOAN</i>	金融机构中长期贷款余额(亿元)	290	4235.41	3929.07	349.00	26921.00
<i>INVEST</i>	全国全社会固定资产投资额(亿元)	290	182386.9	104741	55566.61	374694.70
	全国制造业固定资产投资额(亿元)	290	58264.30	35583.96	236.94	124550.00
	省份全社会固定资产投资额(亿元)	290	6119.47	5858.30	236.94	31255.98
	省份制造业固定资产投资额(亿元)	290	1991.64	2462.66	49.77	14792.53

注: $Y = \sum_{j=1}^8 Y_j$, Y_j 表示制造业内第 j 个行业规模以上企业工业总产值;根据 *MoranI* 值的区间分布,选取 2012 年截面空间权重矩阵,构建面板空间权重矩阵。

四、实证结果分析

(一) 区域制造业总产值的空间自相关性检验

①选取金融机构中长期贷款余额作为银行信贷规模的代理指标,是因为制造业生产要求较长的资本循环周期,包括投资建厂,购置设备以及后期维护等多项支出,资金来源多以数额较大的长期贷款为主。

②不包含西藏自治区数据;重庆市数据并入四川省。

区域经济变量的空间相关性存在与否,经典文献一般选取 *MoranI* 指数对其进行检验(Anselin, 1995)。同时, *MoranI* 指数不仅能够用来描述经济的变量的全局相关性,也能根据变量属性值的局部分布特征来描述其局部相关性,将全局 *MoranI* 和局部 *MoranI* 指数分别定义为:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (6)$$

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (7)$$

其中, n 为区域内省份总数, w_{ij} 为空间权重, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ 。全局和局

部 *MoranI* 指数的取值均在-1到1之间,当 $I > 0$ 时,表示全局正相关,值越接近于1,相似属性值的区域集聚在一起;当 $I < 0$ 时,表示全局负相关,值越接近于-1,相异属性值的区域集聚在一起。如图2所示,2003-2012年10年间中国制造业生产总值 *MoranI* 指数为正(均通过10%显著性水平检验),在0.231-0.372之间变动,以2005年为分界点,大致呈“U”型,说明中国区域制造业生产总值在空间上呈现比较明显的正相关性。

对于局部 *MoranI* 指数而言, $I_i > 0$ 表明高制造业产出的区域被其他高制造业产出的区域包围,或者低制造业产出的区域被其他低制造业产出的区域包围; $I_i < 0$ 则表明高制造业产出的区域被其他低制造业产出的区域包围,或者低制造业产出的区域被其他高制造业产出的区域包围。如图3所示,检验结果表明制造业生产总值的地区分布规律十分明显,东部地区大部分位于 *H-H* 或 *L-L* 区域,中西部地区则普遍位于 *H-L* 或 *L-H* 区域^①,说明相较于东部地区,中西部地区制造业生产的省际不平衡性更加明显,制造业水平较高的省份会持续吸收临近省份要素的流入,产生集聚效应,从而会形成制造业生产的“中心-外围”结构(陈秀山、徐瑛,2008)。

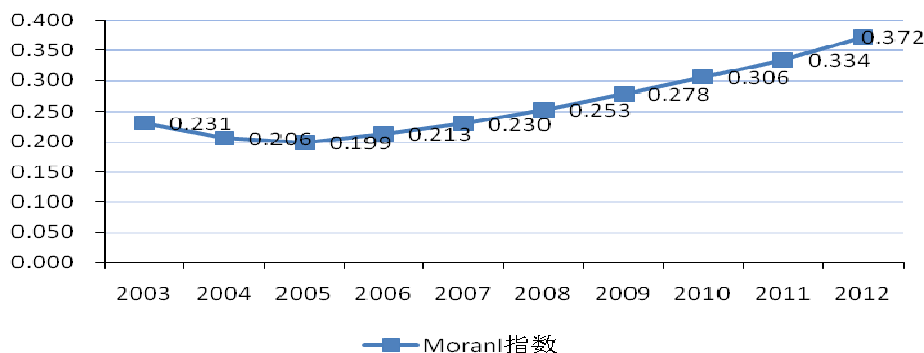


图2 2003-2012年中国制造业生产总值 *MoranI* 指数及其变化趋势

① *H-H*、*L-L* 对应于 LISA 图的一、三象限,表示空间正相关; *L-H*、*H-L* 对应于 LISA 图的二、四象限,表示空间负相关。

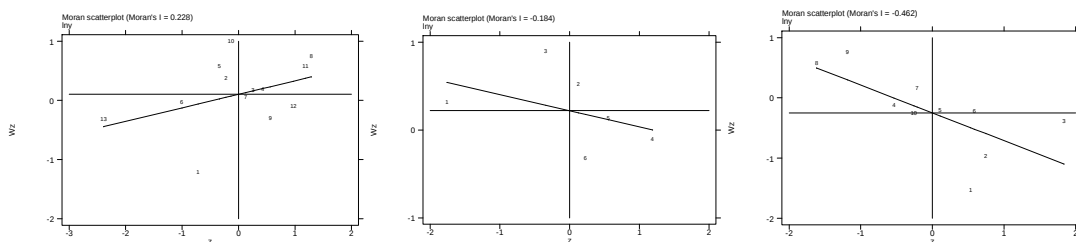


图3 2012年中国三大地区局部 MoranI 散点分布图

注：一、三象限分别对应高-高（H-H）和低-低（L-L）区域，二、四象限分别对应低-高（L-H）和高-低（H-L）区域；图形自左向右分别对应于东部、中部和西部地区。

（二）实证结果说明

1. 全样本估计结果

空间计量模型主要包括空间自相关模型（SAR）、空间误差模型（SEM）和空间杜宾模型（SDM）三类（Anselin, 1988）。其中，SAR 和 SDM 模型均包含被解释变量的空间滞后项，SEM 模型则包含误差项的空间滞后项。在模型估计过程中，对于 SAR 或 SDM 而言，如果忽视了其空间相关性，会导致估计结果的有偏且不一致；而对于 SEM 而言，如果忽视了空间相关性，则会导致估计结果精度下降。在判断哪种空间模型更加符合客观实际时，一般需要使用拉格朗日乘数形式 *LMLAG*、*LMERR* 及其稳健形式 *R_LMLAG*、*R_LMERR*^①。另外，Hausman 检验结果（ $\chi^2 = 93.84$ ）说明模型存在固定效应，实际上，当样本是从总体中随机选取时，随机效应比较合适，而当样本仅来源于一些既定的个体时，固定效应比较合适（Baltagi, 2001）。

我们使用 Stata12.0 软件对模型进行了回归，表 2 即为制造业区位商权重矩阵所建立的各类空间计量模型的 ML 估计结果，其中，（1）、（2）、（3）分别对应于未考虑时间滞后效应的静态 SAR、SEM、SDM 模型估计；（4）、（5）、（6）分别对应于考虑了时间滞后效应的动态 SAR、SEM、SDM 模型估计。根据调整后的 R^2 、拉格朗日形式及其稳健形式、*LogL* 值可知，SDM 模型的整体估计结果更为理想，故本文后续研究将以此为基准模型。从回归结果看，在静态 SDM 模型估计（3）和动态 SDM 模型估计（6）中，空间自相关系数 ρ 分别为 0.179、0.348 且通过了 1% 显著性检验，充分表明制造业生产存在正向的空间相关效应，某一省份制造业生产规模严格依赖于其他与之具有相似生产份额的省份制造业生产规模，制造业生产在空间上倾向于向高制造业生产份额的省份集聚， $\ln OFDI$ 系数分别为 0.133、0.064 且通过了 1% 显著性检验，区域 *OFDI* 反而会有利于其制造业生产总值的提升，说明当前 *OFDI* 在短期内还不至于导致中国产业结构的迅速升级，制造业生产仍存在一定的比较优势，在面临加工制造业领域更严峻的国际市场竞争时，中国主要通过国内对国内市场制造品供应的增加来弥补国际市场制造品需求的萎缩；同时在控制变量中， $\ln PGDP$ 、 $\ln POP$ 、 $\ln LOAN$ 系数均显著为正，主要由于较高的人均收入和人口密度能为制造业生产提供强有力的市场需求，而较大规模的银行贷款则意味着较丰裕的资本存量，也会相应降低制造业生产的进入成本，因此均会对制造业生产总产值提升起到积极的作用。同时在动态 SDM 模型估计（6）中， $\ln Y_{t-1}$ 系数

①Anselin (2004) 提供了一种简易的判别标准：当 *LMLAG*、*R_LMLAG* 较之于 *LMERR*、*R_LMERR* 均显著时，SAR 模型更合适；当 *LMERR*、*R_LMERR* 较之于 *LMLAG*、*R_LMLAG* 均显著时，SEM 模型更合适；当 *LMLAG*、*R_LMLAG*、*LMERR*、*R_LMERR* 均显著时，SDM 模型更合适。

为 0.335 且通过了 1%显著性检验,充分表明制造业生产存在时间滞后效应,滞后期制造业生产投入的增加能通过累积叠加效应反映于当期的制造业生产总值上,使得当期制造业生产规模呈现上升趋势;同时 δ 、 τ 系数分别为-0.307、0.077 且高度显著,一方面表明滞后期与本省份具有相似生产结构的其他省份制造业生产规模的扩张会对当期本省份制造业生产造成不利影响,主要由于省际制造业生产份额越相近,生产中的投入强度越相似,在总体生产要素保持不变的情况下,随着其他省份制造业生产规模的持续扩大,必然会形成对本省份制造业生产的挤出,并通过时间累积的方式减少当期本区域制造业的产出总额;另一方面也表明与本省份具有相似生产结构的其他省份 *OFDI* 总额的上升有利于当期本省份制造业生产总值的上升,说明中国 *OFDI* 所引致的国内产业转移更偏向于“市场换市场”的扩张型,而省际制造业生产结构趋同度越高,能有效地促进转入地对转出地的制造业生产链的复制,并就近销售和扩大市场占有率,从而促进转入地制造业生产总值的增加(戴宏伟、王云平,2008)。

总之, *OFDI* 对于中国的制造业生产的影响主要是出口替代效应和市场竞争效应占主导,虽然在一定程度上会减少中国制造品的国际市场份额,但并不会导致中国制造业生产的传统优势立即丧失。在新的形势下,中国主要通过省际制造业扩张型转移的方式来寻求更大的国内市场,而这一过程中均会促进转入地和转出地制造业生产总值的提升。

表 2 区位熵权重制造业生产总值的空间面板估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Constant</i>	-9.360*** (-10.56)	-6.008*** (-8.45)	-9.308*** (-10.51)	-3.515 (-1.55)	-5.717*** (-8.84)	-7.051*** (-8.87)
$\ln Y_{t-1}$				1.712*** (12.41)	0.154*** (7.90)	0.335*** (9.71)
$\ln OFDI$	0.140*** (10.16)	0.773*** (5.03)	0.133*** (9.38)	0.103** (2.26)	0.043*** (2.99)	0.064*** (4.71)
$\ln PGDP$	0.579*** (7.67)	0.638*** (9.21)	0.596*** (7.87)	0.100 (0.46)	0.620*** (10.66)	0.512*** (7.68)
<i>GOV</i>	0.005 (1.24)	-0.003 (-0.86)	0.002 (0.55)	0.001 (0.24)	-0.003 (-1.07)	0.001 (0.16)
<i>TRA</i>	-0.001 (-0.35)	-0.003** (-2.08)	-0.003 (-0.19)	0.001 (0.87)	-0.002** (-2.01)	-0.001 (-0.42)
$\ln POP$	0.708*** (13.18)	0.722*** (14.48)	0.720*** (13.36)	0.691** (2.25)	0.671*** (14.82)	0.573*** (11.57)
$\ln LOAN$	0.436*** (8.92)	0.307*** (6.74)	0.422*** (8.58)	0.027 (1.29)	0.230*** (5.40)	0.240*** (5.30)
ρ	0.255*** (13.55)		0.197*** (6.25)	0.948*** (32.78)		0.348*** (10.50)
λ		0.665*** (18.50)			0.637*** (17.30)	
τ			0.047** (2.30)			0.077*** (4.27)
δ						-0.307*** (-8.51)
个体固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
时间固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>LMLAG</i>	25.896	84.498	66.835	37.520	24.410	79.000
<i>R_LMLAG</i>	12.612	13.220	34.839	676.543	0.138	57.040
<i>LMERR</i>	34.633	145.729	38.611	211.801	131.653	23.816
<i>R_LMERR</i>	21.348	74.450	6.615	850.825	107.381	1.860
<i>adj-R²</i>	0.958	0.879	0.962	0.958	0.907	0.961
<i>LogL</i>	-120.301	-142.072	-117.645	-107.043	-111.320	-363.704

N	290	290	290	290	290	290
---	-----	-----	-----	-----	-----	-----

注：括号内为t统计量；***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；LMLAG、R_LMLAG 检验的原假设为不存在空间滞后相关，LMERR、R_LMERR 检验的原假设为不存在空间误差相关。

2.分地区估计结果

为了识别不同区域内省际制造业生产空间转移的差异性，分别对分地区的省际动态 SDM 模型进行估计，估计结果如表 3 所示。对于东部和中部地区而言，在 5%显著性水平上，所有子区域的 $\ln OFDI$ 变量估计系数均显著为正，且 τ 系数也显著为正，说明在 $OFDI$ 的出口替代和市场竞争效应的双重压力下，东部和中部地区各省份之间更有动力采取扩张型产业转移策略，主要原因在于东部和中部地区省份间经济发展水平和制造业生产结构都较为相似，各省份都具备比较理想的市场需求环境和制造业生产基础，扩张型产业转移也更加容易发生；对于西部地区而言，在 5%显著性水平上，所有子区域的 $\ln OFDI$ 变量估计系数均显著为正，而西南区域的 τ 系数显著为正，说明相较于西北区域而言，西南区域内各省份间的制造业扩张型产业转移更明显，产生这种差异的主要原因是，相对于西南区域，西北区域内各省份经济发展差距更大，且制造业生产过分依赖于资源禀赋投入，省份间制造业转移的市场寻求动机较弱。

另外在模型估计结果中，各区域的空间相关系数 ρ 均显著为正，说明制造业生产在各区域内存在正的空间相关性； $\ln Y_{t-1}$ 估计系数显著为正，且 δ 系数显著为负，说明各区域内省份制造业生产既会受到自身正的时间滞后效应的影响，也会受到生产结构相似省份负的时间滞后效应的影响。控制变量中，各区域 $\ln POP$ 变量估计系数均显著为正； $\ln PGDP$ 、 GOV 、 $\ln LOAN$ 变量估计系数为正， TRA 变量估计系数为负且中西部地区较为显著。

表 3 分地区制造业生产总值的动态 SDM 模型估计结果

变量	东部地区					中部地区	西部地区	
	东北	京津	北部沿海	东部沿海	南部沿海	中部	西北	西南
Constant	-28.316*** (-7.07)	-8.140* (-1.73)	-59.445*** (-9.61)	-20.301** (-2.30)	-15.192*** (-2.88)	-18.865*** (-5.14)	-4.482** (-2.57)	-7.858*** (-9.59)
$\ln Y_{t-1}$	0.279*** (4.22)	0.794*** (7.09)	-0.041 (-0.53)	0.694*** (9.03)	0.072** (2.38)	0.364*** (4.83)	0.283*** (3.75)	0.089 (1.54)
$\ln OFDI$	0.158*** (3.82)	0.043** (2.14)	0.014*** (2.79)	0.085* (1.93)	0.002* (1.77)	0.005** (2.28)	0.072*** (2.62)	0.067*** (4.30)
$\ln PGDP$	5.443*** (10.98)	-0.291 (-0.65)	0.621 (0.76)	1.359** (2.11)	0.597 (0.78)	1.082*** (3.75)	0.394** (2.20)	1.807*** (7.65)
GOV	0.289 (1.56)	-0.012 (-1.12)	0.002* (0.07)	0.025 (1.03)	-0.000 (-0.08)	0.035** (2.50)	0.005* (1.89)	0.038*** (8.33)
TRA	-0.001 (-0.18)	0.025*** (4.12)	0.008 (1.33)	0.006 (1.04)	-0.020*** (-4.52)	-0.009*** (-3.84)	-0.008*** (-2.90)	-0.010** (-2.20)
$\ln POP$	2.356*** (4.76)	2.150*** (3.78)	6.147*** (5.38)	1.270*** (3.64)	1.859*** (6.37)	1.214*** (8.07)	0.403*** (5.05)	0.654*** (2.65)
$\ln LOAN$	-0.078 (-0.92)	-0.054 (-1.06)	0.068 (1.54)	0.055 (0.83)	-0.672 (-0.65)	0.049* (1.67)	0.416*** (5.38)	0.249*** (4.12)
ρ	0.383*** (3.43)	0.383*** (3.21)	0.683*** (7.74)	0.352** (2.37)	0.243** (2.47)	0.599*** (8.01)	0.228*** (3.02)	0.312*** (6.58)
τ	0.112*** (2.80)	0.024** (2.01)	0.050* (1.88)	0.049** (1.91)	0.219*** (5.31)	0.078*** (3.01)	0.034 (0.89)	0.040** (2.08)
δ	-0.322*** (-5.23)	-0.768*** (-6.73)	-0.434*** (-3.57)	-0.695*** (-8.86)	-0.381*** (-4.36)	-0.343*** (-4.57)	-0.241*** (-3.09)	-0.830** (-2.40)
个体固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes

时间固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
$adj-R^2$	0.953	0.962	0.971	0.976	0.996	0.966	0.934	0.979
$LogL$	24.132	30.717	26.560	34.447	29.508	30.106	3.227	34.548
N	30	20	20	30	30	60	60	40

注：括号内为t统计量；***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

3.分行业估计结果

考虑到制造业内各行业可能存在要素需求层次及技术水平方面的结构性差异，会影响到各行业的转移效果，故分别对制造业内行业分样本的动态SDM模型进行估计，估计结果见表4，其中（1）-（8）分别对应于食品制造及烟草加工业、纺织服装业、造纸印刷及文教用品制造业、石油加工与化学工业、非金属矿物品制造业、金属冶炼及制品业、机械及设备制造业、电气机械及电子通信设备制造业的SDM模型估计结果。观察可知，食品制造及烟草加工业、石油加工与化学工业、非金属矿物品制造业中的 $\ln OFDI$ 变量估计系数显著为正，机械及设备制造业、电气机械及电子通信设备制造业中的 $\ln OFDI$ 变量估计系数虽为正但不显著，纺织服装业、造纸印刷及文教用品制造业、金属冶炼及制品业中的 $\ln OFDI$ 变量估计系数均为负。主要原因在于，一方面，在中国 $OFDI$ 规模不断扩大的趋势下，随着生产链的对外输出，也会形成对本国食品制造及烟草加工业、石油加工与化学工业、非金属矿物品制造业及机器设备等资本密集型制造行业中间产品的有效需求（陈俊聪、黄繁华，2014），而另一方面，纺织服装业、造纸印刷及文教用品制造业、金属冶炼及制品业作为传统劳动密集型制造行业，对要素投入和外部市场需求的依赖性均较强，也更易受 $OFDI$ 所带来的国际市场竞争加剧的不利影响。同时食品制造及烟草加工业、石油加工与化学工业、非金属矿物品制造业中的 τ 系数均显著为正，说明各省份食品制造及烟草加工业、石油加工与化学工业、非金属矿物品制造业等行业的生产规模也会受到生产结构相似省份 $OFDI$ 的有利影响，主要由于这些资本密集型行业产品一般作为生产过程中的投入品，市场需求潜力更大，从而更易于发生扩张型转移。

另外，各行业的空间相关系数 ρ 显著为正，说明制造业内各行业生产均存在正向空间相关性；各行业的 $\ln Y_{t-1}$ 变量估计系数和 δ 系数均较显著，说明各行业当期制造业生产会受到滞后期本省份和生产结构相似省份所对应行业投入的双重影响，且前者为正，后者为负。控制变量中， $\ln PGDP$ 、 $\ln POP$ 变量估计系数均显著为正，说明各行业生产均受到收入水平和人口密度的有利影响。

表4 分行业制造业生产总值的动态SDM模型估计结果

变量	制造业内所属行业							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Constant$	-4.460*** (-5.35)	-9.057*** (-6.64)	-10.184*** (-9.07)	-4.936*** (-5.41)	-6.896*** (-8.12)	-3.081*** (-2.93)	-7.937*** (-7.19)	-15.832*** (-10.56)
$\ln Y_{t-1}$	0.490*** (15.98)	0.666*** (19.65)	0.539*** (16.66)	0.503*** (13.43)	0.525*** (14.20)	0.705*** (22.20)	0.527*** (17.33)	0.409*** (11.91)
$\ln OFDI$	0.053*** (3.39)	-0.029 (-1.28)	-0.028 (-1.50)	0.049*** (3.15)	0.027* (1.87)	-0.006 (-0.32)	0.005 (0.26)	0.026 (1.10)
$\ln PGDP$	0.193*** (2.60)	0.691*** (5.86)	0.710*** (7.39)	0.389*** (5.00)	0.300*** (4.20)	0.182* (1.96)	0.527*** (5.55)	1.099*** (8.76)
GOV	-0.003 (-0.69)	-0.018*** (-3.09)	-0.024*** (-4.69)	0.003 (0.78)	0.005 (1.40)	0.000 (0.04)	-0.017*** (-3.40)	-0.007 (-1.04)
TRA	-0.005*** (-2.93)	0.008*** (3.05)	-0.000 (-0.06)	0.000 (0.21)	0.000 (0.01)	0.005** (2.55)	-0.010*** (-4.90)	0.000 (0.02)
$\ln POP$	0.664***	0.437***	0.544***	0.413***	0.589***	0.318***	0.545***	0.690***

$\ln LOAN$	(11.85) 0.047 (0.96)	(5.28) 0.060 (0.77)	(7.84) 0.110* (1.67)	(7.39) 0.084* (1.71)	(10.61) 0.107** (2.19)	(4.81) 0.122* (1.90)	(7.88) 0.238*** (3.72)	(7.81) 0.340 (3.96)
ρ	0.231*** (5.98)	0.551*** (17.21)	0.336*** (9.30)	0.402*** (10.53)	0.482*** (14.54)	0.493*** (13.68)	0.437*** (12.76)	0.321*** (8.48)
τ	0.173*** (9.92)	0.095*** (3.73)	0.213*** (9.19)	0.086*** (4.44)	0.097*** (5.33)	0.078*** (3.94)	0.127*** (5.62)	0.111*** (3.47)
δ	-0.447*** (-13.34)	-0.591*** (-15.87)	-0.456*** (-12.26)	-0.455*** (-11.14)	-0.471*** (-11.78)	-0.624*** (-17.55)	-0.489*** (-14.39)	-0.335*** (-8.60)
个体固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
时间固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
$adj-R^2$	0.945	0.931	0.949	0.928	0.948	0.931	0.961	0.953
$LogL$	-105.901	-259.159	-182.930	-116.118	-111.409	-186.994	-185.373	-254.524
N	290	290	290	290	290	290	290	290

注：括号内为 t 统计量；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

4. 稳健性检验

省份经济发展水平一般都存在空间相关性，且被视为反映市场规模的重要标准，而省份间在制成品市场需求上也可能存在空间相关性，如果未加以考虑，可能会造成估计结果的偏差，因此须构建经济距离空间权重矩阵，表征省份经济发展水平对其制造业生产总值的影响。参照林光平等（2006）对地区经济发展水平差异化的描述，本文选取每资本单位产出额作为基本单元^①，建立经济距离空间权重矩阵，对式（5）进行稳健性检验，估计结果见表 5，其中，（1）-（3）分别为静态 SAR、SEM、SDM 的稳健性估计结果，（4）-（6）分别为动态 SAR、SEM、SDM 的稳健性估计结果。通过对照可知，各模型空间相关系数均较显著，验证了本文制造业生产的空间相关性的存在；同时各模型变量系数符号及显著性并未出现较大变动， $\ln OFDI$ 变量系数显著为正，而在动态 SDM 模型中， τ 系数也显著为正，验证了 $OFDI$ 对中国国内制造业转移具有显著的促进作用，且这种转移主要为市场扩张型的结论。

表 5 稳健性检验：经济距离权重

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Constant</i>	-5.619*** (-5.21)	-6.772*** (-7.61)	-5.601*** (-5.49)	-6.236*** (-6.21)	-5.656*** (-8.01)	-3.137*** (-4.30)
$\ln Y_{t-1}$				0.083*** (6.96)	0.270*** (6.86)	0.562*** (17.22)
$\ln OFDI$	0.195*** (10.66)	0.093*** (4.49)	0.153*** (8.10)	0.153*** (8.50)	0.040*** (2.76)	0.071*** (5.13)
$\ln PGDP$	0.384*** (4.05)	0.700*** (8.14)	0.473*** (5.20)	0.517*** (5.75)	0.634*** (9.99)	0.300*** (4.58)
<i>GOV</i>	-0.005 (-1.10)	-0.029*** (-6.73)	-0.009* (-1.91)	-0.005 (-1.16)	-0.026*** (-8.60)	-0.003 (-1.01)
<i>TRA</i>	0.002 (1.18)	0.000 (0.08)	0.001 (0.47)	0.002 (0.85)	-0.001 (-0.60)	-0.000 (-0.35)
$\ln POP$	0.589*** (8.55)	0.770*** (11.80)	0.595*** (9.12)	0.653*** (10.13)	0.651*** (12.32)	0.366*** (7.53)
$\ln LOAN$	0.457*** (7.31)	0.298*** (4.92)	0.422*** (7.10)	0.318*** (5.19)	0.147*** (3.10)	0.156*** (3.54)
ρ	0.067** (2.20)		0.093** (2.34)	0.037*** (3.10)		0.380*** (9.26)

①每单位产出额使用各省 GDP 和资本存量的比值表示，且 GDP 和资本存量均使用以 2003 年不变价表示的实际值表示，其中，资本存量的计算参考永续盘存法（张军等，2004）。

λ		0.637*** (12.33)			0.735*** (16.78)	
τ			0.149*** (5.81)			0.078*** (4.18)
δ						-0.521*** (-15.63)
个体固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
时间固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
LMLAG	47.706	85.112	52.323	25.370	0.882	53.475
R_LMLAG	20.418	6.784	19.887	2.616	79.293	24.677
LMERR	46.084	157.508	42.574	77.998	190.748	28.826
R_LMERR	18.797	79.180	10.138	55.245	268.159	0.028
adj-R ²	0.937	0.833	0.951	0.941	0.799	0.950
LogL	-186.885	-171.012	-170.959	-164.436	-120.075	-71.344
N	290	290	290	290	290	290

注：括号内为 t 统计量；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

五、结论与政策启示

结合中国 2003-2012 年省际面板数据，在引入区位熵空间权重矩阵和构建动态空间杜宾模型的基础上，本文分析了中国 OFDI 的国内制造业转移效应。进一步，基于分地区和分行业动态空间面板数据的检验，全面考察了中国制造业转移的地区和行业差异及其成因，主要结论为：①总体上，OFDI 不仅会对本省份制造业生产起到正向促进作用，同时也有利于生产结构相似省份制造业生产规模扩张，充分说明 OFDI 引致中国制造业转移是扩张型的，而制造业扩张型转移主要取决于省份之间制造业生产结构和市场规模两者的相似性，并分别构成了制造业扩张型转移的供给条件和需求条件，同时省份制造业生产存在比较显著的时间滞后效应，各省当期制造业生产总值会受到自身时期累计效应和生产结构相似省份制造业生产投入的双重影响；②东部地区、中部地区以及西南区域内 OFDI 会引发省份之间较为明显的制造业扩张型转移，主要由于这些地区内省份间经济发展差距不大，制造业分布相对均衡，趋同的制造业生产结构也造成了各省份之间制造品的市场渗透程度更高，制造业扩张型转移也更容易发生；③OFDI 主要会引发食品制造及烟草加工业、石油加工与化学工业、非金属矿物制品制造业等资本密集型制造行业国内省际间的扩张型转移，行业的这种差异，主要是与生产过程中对这些行业产品较大的市场需求密切相关，一是国际市场需求，这些资本密集型制造业行业产品作为中间投入品，会伴随着中国 OFDI 规模的扩大，对东道国的出口规模也将扩大，这就在一定程度上缓解了东道国制造业兴起后对中国相应行业的国际市场的威胁，二是国内市场需求，国内各省份经济发展中，其他部门会产生对这些资本密集型制造行业的引致需求，而这些行业大都涉及到资源和能源的关键领域，政府直接投入或基础建设中的间接需求也较大，形成了对这些行业制造产品的国内市场需求叠加。

根据上述结论，本文提出了如下政策建议：

(1) 第一，促进地区内均衡发展，优化制造业扩张型转移的供需条件。经济规模和制造业生产规模通常被视为制造业扩张型转移的需求条件和供给条件，促进地区内均衡发展，则需要增强省

份之间经济发展和制造业生产的协同性。因此,一方面,需要落后省份制定长远经济发展规划,实施经济赶超战略,创造对制造产品更大的市场需求;另一方面,需要加强对本省特色制造业的财政补贴,夯实制造业基础,增强承接其它省份制造业生产的能力。

(2) 第二,推进地区内制造业行业结构的高度化,增强制造业转移的市场寻求动机。其中,各省份要特别注意对传统劳动密集型制造行业实行技术改造,并通过政策倾斜或税收手段,为资本或技术密集型制造业行业的发展创造良好的“软硬环境”,实现制造业内结构升级,在此基础上,充分发挥资本或技术密集型制造行业市场需求潜力大的优势,为获得更大市场,加快向其他省份转移步伐,承接省份也会相应增强资本投入和技术创新,对于全面提升中国制造业行业结构意义重大。

(3) 第三,加强市场联系,消除制造品流动的障碍,实现省份间的产业联动。高度整合的产品市场消除了省份之间制造业扩张型转移的额外成本,也保证了市场的良性竞争,这将更有利于省份之间实现更高水平的制造业横向联系,在应对 OFDI 的国际市场竞争效应加剧时,具有更好的应对风险能力。为了实现区域市场一体化,需要各省消除制造品自由流动的政策壁垒,在扩大其他省份制造品进入规模的同时,要特别注意吸引其他省份制造业资本的流入,避免地区保护主义,并给予本省和外省制造业企业以同等的财政和税收支持,而为了强化省份间制造业生产联动,各省份都需要结合结合自身条件和产业发展的一般规律,对市场进行引导,布置具有地方特色的制造业集群,为省份之间的制造业扩张型转移奠定良好的基础,扩大制造品的跨省生产和销售。

参考文献

1. 陈俊聪、黄繁华.对外直接投资与贸易结构优化[J],国际贸易问题,2014,(3) .
2. 陈秀山、徐瑛.中国区域差距影响因素的实证分析[J],中国社会科学,2004,(5).
3. 戴宏伟、王云平.产业转移与区域产业结构调整的关系分析[J],当代财经,2008,(2).
4. 胡晨光、程惠芳、陈春根.产业集聚的集聚动力:一个文献综述[J],经济学家,2011,(6).
5. 刘红光、刘卫东、刘志高.区域间产业转移定量测度研究——基于区域间投入产出表分析[J],中国工业经济,2011,(6).
6. 林祺、范氏银.中国区域经济增长的动态空间效应——基于贸易开放的视角[J],国际贸易问题,2013,(8).
7. 林光平、龙志和、吴梅.中国地区经济 σ -收敛的空间计量实证分析[J],数量经济技术经济研究,2006,(4).
8. 孙军.需求因素、技术创新与产业结构演变[J],南开经济研究,2008,(5).
9. 石奇、孔群喜.动态效率、生产性公共支出与结构效应[J],经济研究,2012,(1).
10. 吴玉鸣、何建坤.研发溢出、区域创新集群的空间计量经济分析[J],管理科学学报,2008,(8).
11. 熊灵、魏伟、杨勇.贸易开放对中国区域增长的空间效应研究:1987-2009[J],经济学(季刊),2012,(3).
12. 周升起.OFDI与投资国(地区)产业结构调整:文献综述[J],国际贸易问题,2011,(7).
13. 张军、吴桂英、张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952-2000[J],经济研究,2004,(10).
14. Andersen, P. S., and Hainaut, P. Foreign Direct Investment and Employment in the Industrial Countries[J]. *BIS Working Papers*, No.61,1998.
15. Anselin, L. Spatial Econometrics: Methods and Models[M]. *Kluwer Academic*, Dordrecht.1988a.
16. Anselin, L. Local Indicators of Spatial Association--LISA[J]. *Geographical Analysis*, 27(2): 93-115.1995.
17. Anselin, L., Raymond, J., Florax, G. M., and Sergio, J. R. Advance in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications[M].Berlin: *Springer Verlag*.2004.
18. Belderbos, R. A. Large Multinational Enterprises Based in a Small Economy: Effects on

- Domestic Investment[J]. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 128: 543-557.1992.
19. Braunerhjelm, P., and Oxelhei, L. Does Foreign Direct Investment Replace Home Country Investment? The Effect of European Integration on the Location of Swedish Investment [J]. *IUI Working Paper*, No.522.1999.
 20. Baltagi, B. *Econometric Analysis of Panel Data*(Second Edition)[M]. New York: John Wiley & Sons.2001.
 21. Desai, M.A., Foley, C.F., and Hines, J. R. Foreign Direct Investment and the Domestic Capital Stock[J]. *American Economic Review*, 95: 33-38.2005.
 22. Feldstein, M. "The Effects of Outbound Foreign Direct Investment on the Domestic Capital Stock[J]. *NBER Working Paper*, No.4668.1994.
 23. Hejazi, W., and Pauly, P. Motivations for FDI and domestic capital formation[J]. *Journal of International Business Studies*, 34: 282-289. 2003.
 24. Herzer, D., and Schrooten, M. Outward FDI and Domestic Investment in Two Industrialized Countries[J]. *Economics Letter*, 99: 139-143.2008.
 25. Robertson, R. Wage Shocks and North America Labor-Market Integration[J]. *The American Economic Review*, 90: 742-764.2000.
 26. Stevens, G., and Lipsey, R. Interactions Between Domestic And Foreign Investment[J]. *Journal Of International Money And Finance*, 1-67.1992.
 27. Sauramo, P. Does Outward Foreign Direct Investment Reduce Domestic Investment? Macro-evidence from Finland[J]. *Labour Institute for Economic Research*, 239.2008.