

中西部地区引进内资的影响因素^{*}

——基于省级非平衡面板数据的实证研究

吴 勇

(安徽工程大学, 安徽芜湖 241000; 合肥工业大学, 合肥 230009)

摘 要: 本文以区位选择相关理论为基础, 利用 2004 - 2011 年中西部 18 个省份的非平衡面板数据, 分别用静态非平衡面板和动态非平衡面板模型对中西部地区引进内资的主要影响因素进行了实证研究。静态的估计结果表明, 本期引进内资规模与上期引资规模及相对工资显著正相关。在克服了模型中的内生性问题之后, 动态的估计结果显示上期引资规模仍具有显著作用, 此外, 市场规模与创新能力也是影响中西部地区引进内资的重要因素。

关键词: 内资; 不平衡面板; GMM 估计

一、引言

资本投入对一个地区的经济发展至关重要。进入新世纪以来, 随着改革开放的不断深入, 我国中西部地区在不断扩大对外开放的同时, 积极开展与国内其他地区的经济合作。对于中西部各省市来说, 来自境内的外省市区的资金(下文简称内资)和外资一样起到弥补当地资本要素投入不足的作用, 成为地区经济增长的重要推手。从内资来源统计数据上看, 中西部各省份引进的内资主要来自东部沿海地区, 有两方面的因素使大规模的“东资西进”成为可能, 一方面, 长三角、珠三角等地区经过多年的快速发展后积累了大量的富余资本, 提供了跨区投资的资金来源, 另一方面, 东部地区面临着两个越来越大的现实压力, 一是资源环境约束越来越突出, 生产要素供给越来越紧张等诸多因素带来的东部地区“中国制造”成本上升问题, 二是外部需求萎缩引发的出口不振问题, 两大压力使众多企业和投资者把目光投向了中西部地区。随着地区间分工合作和产业转移的不断加快, 中西部许多省份引进内资的规模迅速增长, 根据近年的统计数据, 许多省份引进内资总额是引进外资总额的十倍以上, 对中西部各地区来说, 以沿海地区为主要来源地的内资在外来资金总额占有绝对优势, 引进内资已成为中西部地区地方政府当前最重要的工作之一。然而, 和引进外资一样, 中西部地区不同区

域之间引进内资水平有着显著差距, 以 2011 年为例, 引入内资较多的省份引资到位金额达数千亿人民币, 而引资少的省份仅几百亿人民币。这种内资在地域分布上的不平衡性要求我们对中西部地区引进内资的影响因素进行更为深入的研究。

中西部地区引进内资的影响因素问题实质上是外来内资企业在中西部地区的区位选择问题。传统区位理论强调运费(Thuene, 1826; Weber, 1909)、资源禀赋(Ricardo, 1821; Ohlin, 1933)、市场规模(Losch, 1940)以及地区政策制度(Keeble & Walker, 1994)等外生因素对企业区位选择的影响, 这些因素关系企业的生产运营成本从而影响到投资者的收益^[1-6]。其中影响运费的因素包括运输距离以及运输效率, 要素禀赋因素主要指自然资源、劳动力资源以及土地资源等的丰缺情况和价格水平, 这些因素至今仍备受关注。例如, Coughlin et al (1991) 在分析 1981 - 1983 年期间外资在美国各州间的区位选择时发现较高工资和税收会阻碍外资的进入, 交通设施因素对外资区位选择有显著影响^[7]; Zhang & Yuk (1998) 在分析香港制造业在中国大陆的投资分布情况时指出劳动力成本、土地成本、地方政府政策、基础设施以及地理区位等因素对企业区位选择有决定性作用^[8]; Rosenthal & Strange (2001) 对美国 400 多个制造业部门的研究表明劳动力市场、中间投入和运输

作者简介: 吴勇(1977-), 男, 安徽合肥人, 安徽工程大学管理学院讲师, 合肥工业大学管理学院博士研究生, 研究方向: 产业经济和区域经济。

*** 基金项目:** 安徽省教育厅人文社科一般项目: “承接产业转移背景下的安徽省农村劳动力流动研究”(2010sk314); 安徽省哲学社会科学规划项目: “承接产业转移下安徽省服务外包产业竞争力提升研究”(AHSK11-12D58)

成本因素是制造业州际分布差异的主要原因^[9]。

虽然传统区位理论具有一定的理论逻辑性，但是其主要源自新古典经济理论的假定，即完全竞争的市场结构和生产要素收益递减等却与现实世界的差距较大。20世纪90年代以来，Krugman（1991）等新经济地理学派（NEG）经济学家，认识到市场的非完全竞争结构和生产要素收益递增在经济理论中的重要作用，更加关注规模经济和非完全竞争并存的现实世界中的区位选择问题，克鲁格曼等在接受空间经济学传统的同时明确了不完全竞争市场结构下规模经济和企业区位选择的关系，即在技术外部经济（Marshall，1890；Hoover，1948）和金融外部经济（Scitovsky，1954）的作用下企业选择区位时有集聚倾向，技术外部经济指技术的溢出效应，金融外部经济则强调市场的作用，技术外部经济和金融外部经济的相互作用会“循环累积”，从而集聚效应被持续放大。运输成本同样是新经济地理学理论考虑的重要变量，不过NEG中的运输成本是广义的，包括狭义的运输成本、交易成本、制度成本等决定资本和要素移动过程中可能出现的成本的总和，新经济地理学模型表明运输成本和要素相对价格低、市场接近性好的地区易产生集聚倾向^[10-13]。随着新经济地理学理论加入主流经济学，集聚因素在区位选择实证研究中也愈发受到重视。世界银行基于1994年的印度新建企业的数据考察了企业投资区位选择的影响因素问题，研究发现地方产业发展水平是吸引新企业到来的首要因素^[14]。Ellison & Glaeser（1999）使用美国州际层面数据的实证研究表明，产业集聚的技术外溢效应对新企业区位选择有重要作用^[15]。Cheng & Stough（2006）在分析1997年到2002年期间的日本在华直接投资时，运用区位商指数LQ（location quotient）来衡量日本跨国公司的母国效应，采用中国各省当地工业企业的个数来衡量非母国集聚效应，他们研究发现集聚效应是影响日企区位选择的重要变量^[16]。Rocha（2008）基于法国1993-2002年的企业数据的研究也证实，在邮政编码区层次上集聚经济对企业区位选择有着重要的影响，无论是单一产业内的技术外溢还是多样性产业之间的技术外溢均对特定区域新企业的进入有着显著为正的影响^[17]。刘修岩和张学良（2010）采用泊松面板数据模型估计方法，根据2004-2007年间中国全部国有和规模以上非国有工业企业数据对集聚经济因素在企业区位选择中的作用进行了实证检验，证实了企业区位选择中显著存在集聚经济效应^[18]。于佩和孙永平（2011）利用条件Logit模型，对1995年到2007年期间《财富》世界500强中457家美国子公司和537家欧洲子公司在华个体区位选择决定因素进行了实证分析，分析结果表明，集聚效应是样本公

司区位选择的重要决定因素^[19]。

国内更多的实证研究是综合考察了传统因素和新经济地理因素对企业区位选择的影响。沈坤荣和田源（2002）采用1996-2000年分省面板数据研究外商直接投资在中国大陆的投资区位选择时发现人力资本存量、市场容量、劳动力成本、市场化水平是影响FDI区域分布规模的重要因素^[20]。金祥荣和蔡一庆（2004）建立局部调整模型分东、中、西部对1996-2002年期间我国的民间投资区域分布状况进行了计量分析，得出本期民间投资与前期民间投资数量、市场容量及基础设施水平呈现正相关关系，而与政府规模呈现负相关关系的结论^[21]。刘荣添、林峰（2005）在利用1986-2003年省级数据分析FDI区域分布差异因素时发现劳动力工资、FDI聚集程度、优惠政策激励、基础设施等因素均对对我国东、中、西部FDI流入有显著影响^[22]。张天宝和陈柳钦（2008）研究认为，外商在华直接投资区位选择的决定因素存在阶段性差异，表现为外资集聚效应和市场规模的作用增强，开放度的促进作用开始显现，工资负效应、非市场化的阻碍作用减弱，税收优惠作用由正变负，交通基础设施正效应、非国有内资企业的集聚效应逐渐消失^[23]。李汉君（2011）研究了1992-2007年期间我国FDI流入的地区差异与影响因素，其实证分析结果表明经济发展水平、基础设施与地区FDI规模正相关，劳动力成本与FDI规模反向变动^[24]。

从上述文献上可见，国内学者对企业区位选择的实证研究，绝大多数的研究对象是外商投资企业，对内资跨区域投资的关注度很低，但是外资的相关研究可为内资区位选择问题研究提供一些思路和方法的借鉴。

二、模型、数据来源及相关计量问题

（一）模型设定与变量选择

根据上述区位选择理论以及相关文献的研究结果，我们认为劳动力成本、市场规模、基础设施水平、创新能力、市场化程度、集聚效应，区位等因素对中西部省份引进内资可能有重要影响。

1. 劳动力成本。劳动力成本是关系地区间企业生产成本的要素禀赋因素，劳动力成本低的地区用工成本低，对那些低成本寻求型的区域外企业吸引力较大，本文采用相对劳动工资指标，用各省份二三产业的工资总额和增加值之比来衡量。

2. 市场规模。传统区位理论认为较大的市场规模可以给企业带来更多的销售收入并能降低运输成本，新经济地理学的模型也表明，贸易成本较高时，企业倾向于布局在大规模的市场周围以降低贸易成本。因此，市场规模大的地区能吸引更多的投资，我们使用各地区GDP作为市场规模的代理变量。

3. 基础设施水平。基础设施水平会影响企业的交易成本和运输成本，基础设施条件好的地区对外来企业的吸引力大，本文选择的是交通基础设施变量，指标为交通密度，用公路、铁路和内河航道里程之和除以各省份的国土面积来进行衡量。

4. 创新能力。创新能力是表征技术外部经济的变量，创新能力有助于形成产业内和产业间的技术外溢，从而提高该地区企业的生产率，因此，自主创新能力强的地区能吸引更多的投资者，我们用各地区的专利授权数来表征创新能力。

5. 市场化程度。市场化程度反映了地区政策制度的完善程度和交易成本的高低，市场化程度高的地区，企业的运营环境要更为优越，对外来投资者的吸引力也更大。市场化程度涉及市场竞争秩序和政府行使职能的效率等多方面因素，难以直接衡量，本文选择两个指标来间接地反映各地区市场化程度的情况：一是政府规模，用政府消费支出占总消费支出的比重表示，可以近似地反映一个地区政府的运作效率，我们认为这一指标越小，说明一个地区的政府机构越精简，运作越有效，对区域外资金的吸引力就越大；二是非公经济比重，地方经济的公有制比重可以反映当地市场机制是否发育健全，政府对国有企业的保护可能会损害市场配置资源的效率，因此，地方非公经济比重越高，对外来投资者的吸引力就越大，该指标用

全社会固定资产投资中非国有企业所占比重表示。

6. 集聚效应。根据前文提及的技术外部经济和金融外部经济理论，产业内以及上下游产业间的联系导致企业的生产成本与所在地相关企业的生产活动密切相关，而经济发展水平在宏观层面体现了当地产业生产活动的整体水平，一定程度上反映了该地区提供相关投入品和服务的能力，一个地区的经济发展水平越高，新建企业的经营成本就越低，并且这种关系具有自我强化效应，我们以地区人均 GDP 作为当地经济发展水平的代理变量，来考察当地企业在吸引内资上的集聚效应。同理，一个地区既有的外来企业也可以通过产业市场关联和技术外溢加速当地的集聚效应，另外，先来企业还会创造专业化服务并能产生一定的示范效应，为了测度已引入内资的因果累积效应，我们考察滞后一期的引入内资指标。

7. 区位控制变量。中部省份（河南、山西、安徽、湖南、湖北）毗邻长三角、珠三角和环渤海等主要内资输出地区，从地理位置上更可能是沿海内资企业投资的首选区域，同时，从区位上看，中部省份除了自身的市场规模外，在周边地区具有更大的市场规模，即市场接近度（market access）更高，本文的区位变量将考虑是否是中部省份对吸引内资的影响。

各解释变量的指标含义及回归符号的估计见表 1 所示。

表 1 解释变量的说明

影响因素	变量	指标含义	预期符号
劳动力成本	WAGE	相对工资 = 城镇职工工资总额 / 二三产业产值 (%)	-
市场规模	GDP	国内生产总值 (亿元)	+
创新能力	INNOV	专利授权量 (个)	+
市场化程度	GOV	政府规模 = 政府消费支出 / 地区总消费支出 (%)	-
	NONPU	非公经济比重 = 非公企业工业产值 / 地区工业总产值 (%)	+
基础设施水平	TRAF	交通密度 = 公路、铁路、内河航道总里程 / 面积 (km / 万 km ²)	+
集聚效应	PGDP	人均国内生产总值 (元)	+
	lnY _{t-1}	上一期引进内资 (亿元)	+
区位控制变量	NUM	中部省份为 1	+

根据表 1 中提到的影响引进内资 Y 的变量，我们建立 Y 和这些变量的对数线性模型如下：

$$\ln Y_{it} = \beta_1 \ln WAGE_{it} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln TRAF_{it} + \beta_4 \ln INNOV_{it} + \beta_5 \ln GOV_{it} + \beta_6 \ln NONPU_{it} + \beta_7 \ln PGDP_{it} + \beta_8 \ln Y_{it-1} + \beta_9 NUM_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (1)$$

(1) 式中，下标 i 和 t 分别代表省份和年份。 μ_i 表示与各地区相关的、时间上恒定的未观察到的特殊因素， v_{it} 则为随机扰动项。

(二) 样本选择与数据说明

中西部地区共有 20 个省级行政区，因为西藏数

据不全，江西内资的统计口径和其他省份不统一，本文样本中共包括 18 个省份，由于每个省份引进内资统计工作的起始时间不统一，研究的时间序列也不全一致。其中，湖北和山西分别为 2008 - 2011 年和 2007 - 2011 年的数据，黑龙江、吉林、内蒙古和甘肃为 2005 - 2011 年的数据，其余 12 个省份是 2004 - 2011 年的数据，可以看出总样本是一个非平衡面板数据。引进内资数据分别来自相关省份历年政府工作报告及商务厅网站，解释变量数据来源于相关年份各省统计年鉴和《中国统计年鉴》。考虑到 (1) 式中

被解释变量和一些解释变量之间存在逆向因果关系，如外来投资会带来 GDP 的增长、创新的增多和基础设施建设的加速，会产生解释变量内生性问题，方程中解释变量均使用滞后一期的数据。经过数据整理，回归方程中变量的描述统计如表 2 所示。

表 2 变量的描述统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
lnY	133	6.691439	1.100247	3.918005	9.278653
lnWAGE	133	2.200086	0.285788	1.45159	2.947047
lnGDP	133	8.38545	0.878965	5.954126	10.04726
lnTRAF	133	7.925998	0.9300631	5.762052	9.329367
lnINNOV	133	7.678944	1.160722	4.248495	10.38009
lnGOV	133	3.373817	0.2267236	2.944439	3.869116
lnNONPU	133	3.714487	0.4097556	2.61007	4.328098
lnPGDP	133	9.499948	0.4890224	8.161706	10.76251
lnYt-1	115	6.992742	2.291683	3.918005	8.834002
NUM	133	0.3082707	0.4635249	0	1

(三) 相关计量问题

一般而言，平衡面板数据模型有两种处理方法：如果 μ_i 与解释变量相关，就先将所有变量进行去均值处理后再进行估计，从而得到固定效应模型；如果 μ_i 与解释变量不相关，可以采用随机效应模型。显然，非平衡面板数据并不影响计算离差形式的组内估计量，因此，固定效应模型仍然可以使用。对于随机效应模型来说，只要让 $\theta_i = 1 - \sigma_v / (T_i \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$ (T_i 为第 i 个个体的时间维度)，可照样进行可行广义最小二乘法 (FGLS) 估计。根据 BP 检验结果: Prob > chi2 = 0.7699，不能拒绝扰动项 μ_i 同方差的假设，再进行豪斯曼检验，结果 Prob > chi2 = 0.4956，不能拒绝扰动项 μ_i 和解释变量不相关的假设，应该使用随机效应模型。对非平衡面板数据采用随机效应模型进行估计必须找到合适的方法对其方差组合 σ_μ 和 σ_v 进行一致的估计 (Baltagi & Chang, 1994)^[25]。Searle (1971) 把平衡面板模型的 ANOVA 方法扩展到非平衡情形，方差分量的最优二次无偏 (BQU) 估计量仍具有无偏性，根据 Swamy & Arora (1972) 的建议，可利用组内和组间回归均方误差来估计方差分量^[26-27]；Rao (1971) 提出了方差组合的两种估计方法，即最小范数二次无偏估计值 (MINQUE) 和最小方差二次型无偏估计值 (MIVQUE)，根据 Rao 提出的估计量构建条件，MIVQUE 估计量仅是局部最佳，要得到 MINQUE 估计量需用单位矩阵或 Swamy & Arora 的估计量迭代^[28]；构建对数似然函数用极大似然估计方法 (MLE) 也能够对这种方差组合进行估计，然而 MLE 方法没有考虑由于回归系数而损失的自由度，Patterson & Thompson (1971) 通过分解似然

函数的方法弥补了这个缺陷，提出了受约束的极大似然估计方法 (REML)^[29]。Baltagi et al (2001) 对上述方法进行了蒙特卡罗模拟，比较模拟结果后发现，当方差组合的条件不同时，这些估计方法在进行方差组合估计时的表现有所不同，总体来说，简单的最小方差二次无偏估计 (ANOVA) 方法和极大似然估计方法在方差组合以及回归系数的估计中要优于其他方法^[30]。

回归方程 (1) 是一个动态面板数据模型，在回归变量中含因变量的滞后项，对于随机效应估计量，在应用 GLS 对原变量拟中心化时 ($Y_{i,t-1} - \theta \bar{Y}_{i,t-1}$) 和 ($u_{i,t-1} - \theta \bar{u}_{i,t-1}$) 相关 ($u = \mu + v$)，因此，在估计时产生内生变量问题，估计量都是有偏的。Arellano & Bond (1991) 提出在一阶差分后再使用内生变量的滞后项作为工具变量，进行 GMM 估计，即所谓差分广义矩方法 (Difference GMM) 来解决内生变量问题^[31]。但是，有时内生变量的滞后项为弱工具变量，并且差分 GMM 法会消掉非时变变量，Arellano & Bover (1995) 建议可同时估计差分方程和水平方程，以提高估计量的有效性，此即所谓系统广义矩方法 (system GMM)^[32]。

三、实证结果与分析

根据上文分析，为了确保模型估计结果的准确性和可靠性，本文运用 Stata10 软件，分别采用最小方差二次无偏估计 (Swamy - Arora)、极大似然估计方法、受约束的极大似然估计方法、差分 GMM 估计和系统 GMM 估计对中西部 18 个省份的不平衡面板数据进行回归，不同估计方法所得的回归结果如表 3 所示。

表3 中西部地区引进内资影响因素的静态与动态估计

	Swamy – Arora 估计	MLE	REML	Arellano – Bond GMM	System GMM
lnWAGE	0.1978* 1.71	0.1846* 1.85	0.1712* 1.86	0.1092 0.77	0.3203 0.96
lnGDP	0.0366 0.41	0.02619 0.36	0.0190 0.29	0.4714 0.36	0.5866** 2.03
lnTRAF	-0.0024 -0.05	0.0008 0.02	0.0045 0.11	-0.1816 -1.62	-0.0888 -0.76
lnINNOV	0.0724 1.31	0.0648 1.36	0.0553 1.27	0.2198*** 3.10	0.1720* 1.76
lnGOV	0.0065 0.05	-0.0385 -0.30	-0.0874 0.71	0.4036 1.37	0.3972 1.25
lnNONPU	0.1290 1.49	0.1044 1.38	0.0745 1.11	0.3715*** 2.62	0.2650 1.39
lnPGDP	0.0192 0.24	0.0044 0.06	-0.0048 -0.08	-0.0729 -0.05	-0.0580 -0.18
lnY _{t-1}	0.8740*** 21.50	0.8921*** 23.79	0.9092*** 26.45	0.6095*** 9.55	0.5841*** 6.55
NUM	-0.0261 -0.34	-0.0266 -0.45	-0.0264 -0.53		0.9088 1.21
常数项	-0.7837 -0.91	-0.3655 -0.47	0.0239 0.04	-3.6520 -1.40	-5.3331 -1.75
观测值数	115			97	115
R ² (总体)	0.9634	115	115	0.4268	0.4438
AR (2) 检验 p 值				0.8123	0.9034
Sargan 检验 p 值					

注：括号中为 z 统计值；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上通过显著性检验。

最小方差二次无偏估计的 R^2 值为 0.9634，说明模型拟合效果较好。三种不同的随机效应处理方法的参数估计相近。lnY_{t-1} 系数显著为正，说明中西部省份前一年的引进内资额对当年引资有重要影响，表明内资的区位选择具有循环累积的自我强化效应，相对工资显著为正和我们预期相反，其余变量均不显著，考虑到静态非平衡面板模型的估计结果很可能有偏误，我们还需分析动态非平衡面板模型差分 GMM 估计和系统 GMM 估计的结果。

作为一致估计，差分 GMM 估计和系统 GMM 估计能够成立的前提是残差项不存在自相关，在 Arellano – Bond 和 System – GMM 方法中，AR (2) 统计量的 p 值均在 0.10 以上，表明差分方程的残差项差分回归和差分一水平回归中不存在二阶自相关，Sargan 统计量的 p 值表明没有拒绝过度识别条件，两种动态

估计模型工具变量的使用在整体上都是有效的，模型的设定合理。可以发现，在克服了模型的内生性问题后，动态模型估计结果与静态模型存在较大的差别，而两动态模型之间的估计结果也存在一定差异，考虑到系统广义矩估计方法在理论上要比差分矩估计方法具有更好的性质，我们最终的分析主要依据系统广义矩估计 (Blundell – Bond) 方法的估计结果。

因变量滞后项的系数仍显著为正，说明中西部地区内资招商的确存在明显的自我强化效应，系统 GMM 估计的结果显示，在其他条件不变的情况下，若一个地区前期的引进内资额比原先增加 1%，就可以使当期引进内资提高 0.58%；人均 GDP 的系数为负且不显著则说明本地产业活动的集聚效应对内资在中西部的区位选择没有促进作用，当地经济发展水平并不是外来企业选址时要考虑的重要因素。GDP 对

引进内资的影响显著为正,说明内资喜欢进入经济发展水平高市场规模大的地区,也可以说中西部地区引进的内资企业主要是市场主导型的,GDP 每提高1%,引进内资提高0.59%,中西部部分地区引进内资规模不足,经济总量过低是个重要原因。专利授权量的影响显著为正,说明地区创新能力成为中西部不同地区间竞争内资的决定性力量之一,这同时反映技术含量低的产业并不能在中西部引进的内资企业占绝对主导地位,当地较高的研发能力有利于外来企业提高运营效率和降低市场进入成本,对于集团企业来说,技术外溢甚至会扩散到整个集团。

相对工资的影响不再显著,但其估计系数依然为正,可能的原因是,相对较低的劳动力成本不再是中西部吸引外来企业落户的优势,反过来,不断有其他地区的投资者前来投资兴业会带来当地劳动力需求的增长,从而推动了相对工资的上涨。交通密度对引进内资规模的影响不显著,且回归符号和预计不一致,回归结果不理想可能与我们的计量方法有关,如一些面积较大的省份人口和经济活动分布并不均匀,如四川西部地区地广人稀,人口和经济活动主要集中在东部以成都为核心的地区,引进内资也主要是集中在这些地区,这些地区的交通基础设施水平要远高于整个省域的平均水平。

政府规模对引进内资规模的影响也不显著,而且回归符号也和我们的预计相反,先前我们认为政府规模越小,政府的效率就会越高,进而对外来投资者的吸引力就越大。事实上,在中西部地区,各级政府仍然是招商引资的主体,一方面地方政府在把加强硬件基础设施建设作为改善本地投资环境主要竞争手段,另一方面,有的地方政府为了在一些大项目的招商竞争中获胜,往往会提供相应的配套,这些行为直接提高了政府的支出。非公经济比重对引进内资规模的影响虽然为正,但没通过显著性检验。可能的原因是,很多中西部地区的地方政府把引进大项目作为引进内资的重点之重,其中以大型央企为代表的国企总是和政府有着千丝万缕的联系,大型非公有制企业也能成为地方政府的座上宾,而他们正是形成市场垄断扭曲竞争的主体,在投资选址时应该不会规避公有经济比重较高的地区。

区域控制变量(是否是中部省份)对引进内资规模作用为正,但不显著,我们认为这并不能说明在(1)式中其他解释变量给定的情况下,中部与西部相比在引进内资的竞争上的“近水楼台”优势和高市场接近度优势没有发挥重要作用,而是西部省份一些共性的优势,比如资源丰富,部分抵消了中部省份在毗邻资本输出地和高市场接近度方面的优势。

四、结论

本文使用省际非平衡面板数据对中西部地区引进内资的影响因素进行了实证分析,静态模型采用三种不同的随机效应方法进行估计,结果表明,上期引资规模和相对工资均和本期引进内资规模显著正相关,这和克服了内生性问题之后的动态模型的估计结果有较大差异。动态模型的系统GMM估计结果显示:除了上期引资规模外,地区市场规模和创新能力也对引进内资有显著影响,而相对工资和引资规模的关系不再显著。

本文研究结果说明:首先,集聚效应在吸引新引进内资时有积极的作用,表现为内资跨区流动具有很强的自我强化效应,即前期引进内资较多的地区在吸引新跨区投资者的竞争中有明显优势。市场规模在内资的区位选择中起到了关键性的作用,当地国内生产总值越大,即经济总量越大、市场需求越大,就越能吸引内资跨区投资,因此,提升经济发展水平、扩大区域经济规模是增强引资能力的根本。第三,创新能力成为中西部不同地区间在国内招商竞争中的重要决定力量,而劳动力成本优势不再发挥明显作用,这对中西部地区地方政府有重要的启示意义,廉价劳动力不再是吸引投资者的重要筹码,中西部地区的地方政府要想在新的招商引资竞争中取得领先优势,增加教育和研发方面的投入,大力培育地方自主创新能力应该成为今后的主要努力方向。第四,由于地方政府在引进内资的工作中起主导作用,如承担了大量基础设施建设和引进项目配套投资等方面的支出,以及重视市场机制的中小企业并未在中西部地区引进的内资企业中占主导地位等原因,市场化程度因素对地区引进内资规模没有显著影响。

当然,本文还存在一些不够完善之处,较为明显的一是加入了区域控制变量来控制区域内一些难以直接观察的特征因素,但是,这个方法只是能算是权宜之计,在下一步研究中,在数据可能获得的前提下,我们将深入考察这些特征因素;其次,交通密度的计量结果不理想,我们只给出了可能的解释,还有待进一步验证。

参考文献:

- [1] [德]约翰·冯·杜能著.吴衡康译.孤立国同农业和国民经济的关系[M].北京:商务印书馆,2010.
- [2] [德]阿尔弗雷德·韦伯著.李刚剑,陈志人,张英保译.工业区位论[M].北京:商务印书馆,1997.
- [3] [英]李嘉图著.郭大力,王亚南译.政治经济学及税赋原理[M].北京:商务印书馆,1962.
- [4] Ohlin B. Interregional and international trade [M]. Boston: Harvard University Press, 1933.

- [5] [德]奥古斯特·勒施著,王守礼译. 经济空间秩序[M]. 北京: 商务印书馆,2010.
- [6] Keeble, D, S Walker. New firms, small firms and dead firms: Spatial patterns and determinants in the United Kingdom [J]. *Journal Regional Studies*, 1994, 28 (4): 411 - 427.
- [7] Coughlin, C. C. , Terza, J. V. and Arromdee, V. State Characteristics and the Location of Foreign Direct Investment within the United States [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1991, (4): 675 - 683.
- [8] Zhang, X. and H. P. Yuk. Determinants of Hong Kong Manufacturing Investment in China: A Survey [J]. *Marketing Intelligence and Planning*, 1998, 16(4): 260 - 267.
- [9] Rosenthal, S. S. and Strange, W. C. The Determinants of Agglomeration [J]. *Journal of Urban Economics* 2001, (9): 191 - 229.
- [10] [美]保罗·克鲁格曼著. 蔡荣译. 发展、地理学与经济理论[M]. 北京: 北京大学出版社, 2005.
- [11] Marshall A. Principles of economics [M]. London: Macmillan, 1920.
- [12] Hoover, E. M. The Location of Economic Activity [M]. New York: McGraw—Hill, 1948. [13] Sciuto, T. Two Concepts of External Economies [J]. *Journal of Political Economy*, 1954, (2): 143 ~ 151.
- [14] Mani, M. , Pargal, S. and Huq, M. Does Environmental Regulation Matter? Determinants of the Location of New Manufacturing Plants in India in 1994 [R]. World Bank Policy Research Working Paper No. 1718, November 1996.
- [15] Ellison, G. and E. Glaeser. The geographic concentration of industry: Does natural advantage explain agglomeration? [J]. *American Economic Review*, 1999, (2): 311 - 316.
- [16] Cheng, S. and Stough, R. . Location Decisions of Japanese New Manufacturing Plants in China: a Discrete - choice Analysis [J]. *Annals of Regional Science*, 2006, (2): 369—387.
- [17] Rocha N. Firm location determinants: Empirical evidence for France [R]. HEID Working Paper No: 08/2008, 2008.
- [18] 刘修岩, 张学良. 集聚经济与企业区位选择——基于中国地级区域企业数据的实证研究 [J]. *财经研究*, 2010, (11): 83 - 92.
- [19] 于佩, 孙永平. 集聚效应对跨国公司在华区位选择的影响 [J]. *经济研究*, 2011, (1): 71 - 82.
- [20] 沈坤荣、田源. 人力资本与外商直接投资的区位选择 [J]. *管理世界*, 2002, (11): 26 - 30.
- [21] 金祥荣, 蔡一庆. 我国民间投资区位选择变化及其实证分析 [J]. *数量经济与技术经济研究*, 2004, (11): 14 - 23.
- [22] 刘荣添, 林峰. 我国东、中、西部外商直接投资(FDI) 区位差异因素的 Panel Data 分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2005, (7): 25 - 34.
- [23] 张天宝, 陈柳钦. 外商在华直接投资决定因素的阶段性差异研究——基于面板数据的系统 GMM 估计 [J]. *当代经济科学*, 2008, (2): 78 - 87.
- [24] 李汉君. 我国 FDI 流入的地区差异与影响因素分析_基于 1992_2007 年省级面板数据 [J]. *国际贸易问题*, 2011, (3): 124 - 130.
- [25] Baltagi, B. H. and Chang, Y. J. Incomplete Panels: A Comparative Study of Alternative Estimators for the Unbalanced One - way Error Component Regression Model, *Journal of Econometrics*, 1994, (62): 67 - 89.
- [26] Searle, S. R. Linear Models [M]. New York: John Wiley, 1971.
- [27] Swamy, P. A. V. B. and S. S. Arora. The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models [J]. *Econometrics*, 1972, (40), 261 - 275.
- [28] Rao, C. R. Estimation of variance and covariance components - minque theory [J]. *Journal of Multivariate Analysis*, 1971, (1): 257 - 275.
- [29] Patterson, H. D. and Thompson, R. Recovery of Inter - block Information When Block Sizes Are Unequal [J]. *Biometrika* 1971 (58): 545 - 554.
- [30] Baltagi, B. H. , Song, S. H. and Koh, W. The Unbalanced Nested Error Component Regression Model [J]. *Journal of Econometrics*, 2001 (101): 357 - 381.
- [31] Arellano, M. and Bond, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. *Review of Economic Studies*, 1991, (58): 277 - 297.
- [32] Arellano, M. and Bover, O. Another Look at the Instrumental - variable Estimation of Error Components Models [J]. *Journal of Econometrics*, 1995, (68): 29 - 52.

(编辑校对: 韦群跃 郑继承)