市场潜力、出口需求与新成立外资企业区位分布

叶素云[1] 叶振宇[2]

(1. 中国人民大学 经济学院,北京 100872;2. 中国社会科学院 工业经济研究所,北京 100836)

摘要:本文首先构建了一个考虑多种影响因素的外资企业区位选择的新经济地理理论框架,然后利用 1999 ~ 2008 年全国 286 个城市的面板数据考察了市场潜力、出口需求对新成立外资企业区位分布的影响。为了纠正泊松模型条件方差过度分散问题,本文使用了面板负二项回归方法进行估计,结果显示,城市的市场潜力和出口需求是外资企业投资区位的决定因素,同时,采用分时段、分区域方法以及 2004 年经济普查数据进行重新估计,结果都证实了上述发现是稳健的。此外,城市人力资本水平和市场化程度对新成立外资企业区位分布有显著的正向影响,而城市的职工工资、自然资源禀赋、基础设施、工业税负等因素则不会对新成立外资企业区位分布构成实质影响。文章的发现意味着新经济地理理论能较好解释新成立外资企业在华投资区位分布。

关键词:外资企业;出口需求;市场潜力;区位分布;面板负二项回归

中图分类号:F062.9 文献标识码:A 文章编号:1671-9301(2012)05-0054-08

一、引言

外资企业是推动中国经济融入世界的重要力量。然而,外资企业在华投资区位分布不平衡问题十分突出,不仅不利于中国构筑区域全方位对外开放格局,还可能使东部地区被全球产业分工体系"低端锁定"。据统计,2010 年,在华投资的规模以上(销售额≥500 万元)外资工业企业数为 39785 家,是 2003 年的 2.3 倍,年均增速为 12.66%。从行业分布看,受市场准入等因素影响,95.05% 外资企业从事制造业。从地区分布看,2010 年,东部、中部、西部和东北四大区域的规模以上外资工业企业数占全国比重分别为 84.38%、5.24%、3.45% 和 6.90%①,外资企业在东部地区扎堆现象突出,那么这种现象的出现以及长期存在的原因是什么?换句话说,新成立外资企业在华投资区位分布由哪些因素决定?对此,本文在新经济地理理论框架之下,探讨新成立外资企业在华投资区位分布的决定因素,文章的发现无疑能够对各地区吸引外资提供理论启示,也能够为国家进一步完善对外开放战略提供事实依据。

国内外学者对外资企业投资区位选择问题的研究已有很长的时间,新经济地理(New Economic Geography,简称 NEG)的诞生则为该领域的研究提供新的视角。有许多学者很早就开始研究外资企业在美国投资的区位分布规律,均发现外资企业区位分布与地区市场需求存在正向关系[1-2]。后来,有学者使用微观企业个体数据,考察了日本 452 家跨国公司的下属企业在欧洲 57 个地区的投资区位

收稿日期:2012-07-27;修回日期:2012-09-12

作者简介:叶素云(1986—),女,福建厦门人,中国人民大学经济学院博士研究生,研究方向为区域与城市经济;叶振宇(1980—),男,福建厦门人,中国社会科学院工业经济研究所助理研究员、经济学博士,研究方向为中国区域经济问题。

基金项目:本文系国家社科基金重大招标项目"调整区域经济结构促进国土开发空间结构优化研究"(项目编号:10ZD&023)和国家社科基金青年项目"生产要素成本上涨对我国产业转型升级影响研究"(项目编号:12CJY044)的成果。

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

分布特征，结果发现，如果地区市场潜力提高 10%，则被日资企业选为投资区位的概率将平均提高 10.5 个百分点[3]。除了新经济地理强调的市场需求因素之外，自然资源禀赋也是外资企业投资区位选择的影响因素[4]。此外，既有的研究显示，其它因素也会影响外资企业区位选择，如，基础设施对外资企业投资区位有显著的影响[5-6]；特殊体制背景也是外资企业区位决策的影响因素，如中国地方政府为了吸引外资企业投资而展开的激烈的税收或地价竞争[7]。

本文对外资企业在华投资区位分布的相关文献进行了梳理，其中的差异主要表现为：一是研究对象的差异。根据外资企业的来源国（地区）选择研究对象。有的学者研究全部的外资企业，有的学者只研究来自某个国家或地区的外资企业[8]，如有学者只研究台资企业区位分布[9]。另一方面，根据行业类型选取研究对象。学者们分别考察了外资房地产企业、外资银行和外资零售业企业的地区分布差异[10-12]。二是研究侧重点略有差别。有学者考察了集聚对欧美的世界 500 强企业子公司在华投资区位决策的影响[13]；而另有学者除考虑集聚外，还重点考察企业所有制因素对外资企业在华投资区位的影响[14]。三是研究的空间单元尺度不同。如有学者选择省级行政区作为研究的基本空间单元[15]，也有学者只选择江苏 11 个地级及以上城市作为研究 FDI 区位选择的基本空间单元[16]。

本文充分借鉴了既有研究成果，并对现有的文献做了一些发展，主要为：一是本文以新成立外资企业为研究对象，把城市（包括直辖市、副省级城市和地级市）作为研究基本空间单元，较细的空间单元能扩大研究的样本量，从而增加样本的变异性，比较贴近现实。二是本文使用微观企业调查统计数据计算了 286 个地级及地级以上城市的新成立外资工业企业数，数据较为准确地反映了城市层面外资企业变化的客观事实。三是本文在新经济地理基本模型的基础上，构建了一个考虑多种影响因素的理论分析框架；同时，在估计时，利用面板负二项回归模型修正了泊松模型条件方差过度分散问题。

二、理论框架

新经济地理理论认为，在规模报酬递增和运输成本的相互作用下，企业倾向于在市场潜力较大的地区布局，市场潜力较大的地区工资水平较高，但由于空间外部性的存在可以节约贸易成本，足以弥补劳动力成本较高的劣势。本文沿着这种思路，在前人研究成果基础上建立了理论模型[8,17]。在垄断竞争条件下，假定市场上有无限多厂商，各厂商生产差异化产品。同时，设定 j 地区工业企业生产产品的总成本为 $c_j q_j + F_j$，其中 q_j 表示 j 地区生产的工业制成品总数量，c_j 和 F_j 分别表示边际成本和固定成本。对于 j 地区的某个代表性厂商，它在 i 市场的利润函数为：

$$\pi_{ij} = (p_j - c_j) q_j - F_j = (p_j - c_j) \tau_{ij} q_{ij} - F_j \qquad (1)$$

p_j 表示产品出厂价格，τ_{ij} 表示“冰山成本”，即 i 地区每获得 1 单位 j 地区生产的产品，有 $(\tau_{ij} - 1)$ 的损耗；为保证 i 地区获得 q_j 单位工业品，j 地区实际提供产品的数量为 q_{ij}。假设消费者效用由工业制成品的消费量决定，即 $U = C_M$，并且对工业制成品的需求服从不变替代弹性函数（CES），产品间的替代弹性为 σ。在厂商利润最大化的条件下，$\frac{\partial \pi_j}{\partial q_j} = 0$，得到 $p_j = \frac{\sigma c_j}{\sigma - 1}$②。

地区 i 的消费者对工业制成品的支出为 E_i，在效用最大化下，i 地区对 j 地区生产的工业制成品的需求数量为 $x_{ij} = E_i p_{ij}^{-\sigma} G_i^{\sigma-1}$，将 j 地区销售到各地区的产品加总，于是得 j 地区产出水平为 $q_j = \sum_i \tau_{ij} (E_i p_{ij}^{-\sigma} G_i^{\sigma-1}) = p_j^{-\sigma} \sum_i E_i \tau_{ij}^{1-\sigma} G_i^{\sigma-1}$。将 p_j 和 q_j 代入（1）式，得到：

$$\pi_j = \eta c_j^{1-\sigma} RMP_j - F_j \qquad (2)$$

其中常数项 $\eta = \frac{1}{\sigma}\left(\frac{\sigma}{\sigma - 1}\right)^{1-\sigma}$，$RMP_j = \sum_i E_i \tau_{ij}^{1-\sigma} G_i^{\sigma-1}$ 为真实市场潜力（Real Market Potential，简称 RMP），E_i 表示 i 地区用于工业制成品的支出，各地区面临的工业制成品价格指数为：$G_i = [\sum_j n_j (\tau_{ij} p_j^{1-\sigma})]^{1/(1-\sigma)}$，$n_j$ 为 j 地区生产的工业制成品种类。

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

式(2)中加入时间下标t,在自由进出市场条件下,j地区新增厂商的最优数量由$\pi_{j,t}$决定,即$\Delta n_{j,t} = n_{j,t} - n_{j,t-1} = f(\pi_{j,t})$,为推导方便,假定$\ln(\Delta n_{j,t}) = \ln(\pi_{j,t})$及$F_j = F$,则地区厂商新增模型为:

$$\Delta n_{j,t} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln c_{j,t} + \beta_2 \ln RMP_{j,t}) \tag{3}$$

至此,我们已经推导出地区新增企业数量关于地区可变生产成本和市场潜力的函数关系形式,新经济地理模型中经常假定企业的可变生产成本取决于地区工资水平,本文还考虑了其它可能影响企业生产成本的因素,包括城市工业税负、自然资源禀赋、基础设施、人力资本水平、市场化程度等,并假定可变成本与各因素之间服从柯布-道格拉斯函数(C-D)形式,即$c_{j,t} = \prod_k c_{jk,t}^{\eta_k}$,其中$c_{jk,t}$表示影响企业可变成本的第$k$种因素,$\eta_k$则表示相应的权重③。

上述推导过程需要许多假设条件,除了对消费者效用、厂商生产技术、市场结构做出假定之外,还隐含着厂商和消费者的最优化决策,以及支持两者实现合理互动的市场出清条件。尽管(3)式的推导是在许多苛刻的假设条件下得出的,但如果它与现实较为一致,那么它可能传递的有价值信息便不能被忽视。

考察(3)式中参数的符号,当贸易成本较低时,节约生产成本相对于接近市场更重要,于是企业出现成本节约导向(cost saving)型的区位分布,即企业选择在生产成本较低的地区布局。反之,当贸易成本较高时,通过节约贸易成本弥补较高的生产成本,厂商区位按照市场导向(market seeking)布局,这时可以预期$\beta_2 > 0$。

三、模型、变量和数据

(一)估计方法:泊松模型及其扩展

由前面推导出来的式(3)可以建立本文要估计的基本计量模型:

$$\Delta n_{j,t} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln c_{j,t} + \beta_2 \ln RMP_{j,t}) + \varepsilon_{j,t} \tag{4}$$

其中,$c_{j,t} = \prod_k c_{jk,t}^{\eta_k}$,$c_{jk,t}$分别为城市职工工资、自然资源禀赋、工业税负、基础设施、人力资本水平、市场化程度,ε为随机扰动项。为了对它进行估计,本文主要考虑两方面因素:一方面,许多城市新成立外资企业数为零,此类城市个数占样本总量的41.55%,对于这些城市而言,不管解释变量如何变化,因变量并不发生改变;反之,解释变量稍微改变可能引起因变量较大的变化,可见因变量与解释变量并不服从严格线性关系。另一方面,城市新成立企业数的取值范围较大,并且呈现离散计数形式,因而采用计数模型(Count Data Model)比较合适。最常见的计数模型是泊松模型(Poisson Regression Model,以下简称Poisson),相对于简单的非线性回归而言,泊松模型使用极大似然方法进行估计(MLE),放弃误差项同方差假设而纳入计数数据的异质性特征,所以估计精度相对较高。

假设Δn是服从期望和方差均为μ的泊松分布,则Δn取值为k的概率为:$\Pr(\Delta n = k) = \frac{e^{-\mu}u^k}{k!}$,$k = 0,1,2\cdots$,其中$\mu$随着$x'\beta$发生变化,则估计模型转化为$E(\mu/x) = \exp(x'\beta)$,其中$\beta$为弹性或半弹性系数,这与$x$是否取对数形式有关。通过以上方式建立条件期望与解释变量的关系,泊松分布在拟合计数数据时具有较强的应用性和灵活性。计量模型(4)与此处的泊松模型形式是一致的,相对于一般线性模型,泊松模型要求因变量的取值为非负整数。

然而,在实际操作中,由于泊松分布的条件均值与条件方差相等的假设很难实现,往往出现条件方差超过条件均值的现象,即条件方差过度分散问题(overdispersion problem)。负二项回归(Negative Binomial Regression,简称NB)可以很好地克服Poisson估计条件方差过度分散问题,该方法的基本思想是将泊松分布的方差乘以一个服从正态分布$N(0,\sigma^2)$的随机向量,这样既能保持泊松分布的条件均值不变,又能捕捉条件方差超过条件均值的部分,从而提高估计结果精度④。

是否需要使用NB方法修正Poisson模型,就需要检验泊松模型的条件方差是否过度分散,即在

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

$Var(u/x) = E(u/x) + \alpha^2 E(u/x)$ 基础上建立原假设: $H_0: \alpha = 0$，若拒绝原假设，则使用 NB 方法是比较合适的。

为了直观比较 Poisson 和 NB 方法的拟合效果，本文利用 1999 ~ 2008 年数据，分别使用 Poisson 和 NB 方法估计模型(4)，用 $\Delta n^a = k$ 的拟合概率与实际出现概率之差来计算两种方法的拟合偏差。其中，图1 绘出了 $k \in [0,30]$ 时，两种方法的拟合偏差。从图中看出，相对于 NB 方法，Poisson 方法倾向于低估 $\Delta n^a = 0$ 出现的概率值，而在 $k \in [1,11]$ 区间倾向于高估 $\Delta n^a = k$ 出现的概率; 相比而言，*NB* 方法拟合偏差较小，拟合精度较高。

(二) 变量说明与数据来源

根据上面的理论分析框架和借鉴已有的研究结果，下面对本文使用的变量及数据来源进行详细说明。

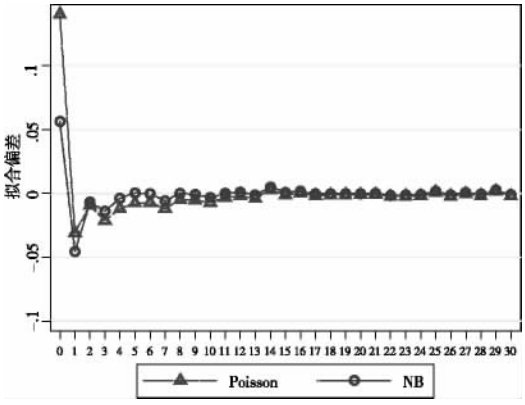

图1 Poisson 与 NB 拟合结果简单比较⑤

(1) 新成立外资企业数: 本文直接从 1999 ~ 2009 年中国工业企业数据库中汇总得到不同年份新成立的外资工业企业数。具体处理方式是，在剔除重复计算的企业之后，根据每家企业的成立年份和所在地址进行归并，得到 1999 ~ 2008 年 286 个地级及地级以上城市新成立外资工业企业数，其中各年新成立外资工业企业数见表 1 中的 Δn^a。同时，本文还从 2004 年第一次全国经济普查数据库中整理出 1999 ~ 2004 年新成立外资工业企业数，见表 1 的 Δn^b，以上均是城市层面数据。其中，Δn^a 和 Δn^b 的主要区别在于后者包括了规模以下(销售额 < 500 万元) 外资企业。从表 1 可看出，2000 ~ 2003 年新成立外资企业数增长较快，2003 年以后，特别是 2006 ~ 2008 年，新成立外资企业数下降较快，可能的原因是: 一方面，有些企业可能在 2006 或 2007 年已经成立，但由于规模较小，尚未纳入到统计范围⑥; 另一方面，根据国家有关规定，2008 年 1 月 1 日起“两税合一”政策开始实施，受此影响，外资企业在华投资意愿可能随之下降; 此外，受国际金融危机冲击，外资企业来华投资也会受到很大的影响。对此，为了控制这种时间上的系统性变化，下文在估计时将引入时间虚拟变量。

表 1 1999 ~ 2008 年新成立的规模以上外资企业数 单位: 家

年份	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Δn^a	3626	4893	6292	7251	7291	6677	5581	4125	2265	738
Δn^b	1999	3887	5358	6385	6550	4380	—	—	—	—

注: 本文从 2004 年全国工业经济普查数据库选出所有外资工业企业，该数据库涵盖全国 1375148 万家工业企业，其中外资企业数为 51 254 家，占所有企业数的 3.73%; 以 2004 年第一次全国经济普查数据库计算的 2003 和 2004 年新成立的外资企业数则为 6550 和 4380 家，而以 2004 年中国工业企业调查数据库计算的 2003 和 2004 年新成立的规模以上外资企业数分别为 2972 和 1362 家，两者之差为规模以下的外资企业。

(2) 市场潜力: 在估计模型(4) 时需要构造市场潜力变量，可是计算真实市场潜力 *RMP* 是比较困难的。很多学者借鉴 Redding and Venables 的方法[23]，利用贸易引力模型，将区域间贸易流分解成供给潜力(Supply Capacity)、需求潜力(Market Capacity) 以及贸易成本的函数，并使用进出口国(或地区) 的固定效应表示供给潜力和需求潜力，用估计得到的系数来计算市场潜力。由于这种方法需要使用地区间贸易流数据(包括各地区之间及自身贸易部分)，因而极大地限制了其用于研究一国内部地区问题。为此，许多学者直接使用 Harris 方法计算名义市场潜力(*NMP*) 代替真实市场潜力[24]，具体计算方式为: $NMP_j = \sum_i Y_i / d_{ij}$。相对于 *RMP*，*NMP* 实际上多增加了一些假设条件，包括: $\mu_i = \mu_j$，$G_i = G_j = 1$ 和 $\tau_{ij}^{1-\sigma} = 1/d_{ij}$，对于任意的 i 和 j 均成立。鉴于地区间贸易流数据获取困难，对于市场潜力，本文也使用 Harris 方法计算各地区的

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

名义市场潜力，即 $mp = GDP_i/d_i + \sum_{j\neq i} GDP_j/d_{ij}$，城市内部距离 $d_i = (2/3)\sqrt{S_i/\pi}$，$S_i$ 为城市面积；d_{ij} 为两城市中心距离，GDP 为各城市的地区生产总值，并利用其所在省（市）的国内生产总值指数调整到以 2000 年为基期、万元为单位的可比价。

（3）出口需求：出口需求也是反映需求空间分布的一个主要变量。本文使用各城市出口额（*ex*）衡量本地面临的出口需求。各城市出口数据是从历年各省（市）统计年鉴或市级统计部门发布的统计公报中收集整理，利用城市所在省（市）的国内生产总值指数统一调整到以 2000 年为基期、亿元为单位的可比价。

（4）职工平均工资：在新经济地理理论中，工资水平是企业区位选择面临的基本可变生产成本，本文使用各城市在岗职工平均年工资（*wage*）来表示劳动力成本。数据来自历年《中国城市统计年鉴》，并利用其所在省（市）的城市居民消费价格指数调整到以 2000 年为基期、元为单位的可比价。

（5）自然资源禀赋：本文借鉴相关研究的做法[25]，使用采掘业从业人员数除以城市工业从业人员数代表城市自然资源禀赋（*mine*），数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。

（6）工业税负：如前所述，地方政府行为对新企业的成立有很大影响，但考虑到地方政府行为不易度量，于是本文更加关注地方工业税负水平（*tax*）。一般而言，工业税负水平可以侧面反映出地方政府行为，如，在经济欠发达地区，当地政府有更高的积极性加大税收征管力度，于是有可能增大企业税收负担。在此，本文使用城市工业本年应交增值税与本年工业产品销售收入的比值（即工业企业增值税的税负率）表示城市工业税负水平（*tax*）。当然，由于变量度量和数据获取困难，本文没有考虑地方政府为了招商引资而可能采取税收返还等补贴行为。

（7）基础设施：基础设施发展水平是用来衡量城市投资环境的重要变量，也是企业区位决策时要考虑的关键因素之一，对此，本文使用城市道路密度（*road*）表示城市内部基础设施水平，使用年末实有城市道路铺装面积除以城市土地面积进行计算，数据来自历年《中国城市统计年鉴》。

（8）人力资本水平：人力资本水平是影响外资企业区位选择的关键变量，本文使用城市高等学校在校学生数（*hc*）作为代理变量，数据来自历年《中国城市统计年鉴》。

（9）市场化程度：地区市场化程度（*market*）是外资企业区位决策考虑的投资环境因素[26]。本文利用以下公式进行计算：（城市规模以上企业总产值－城市规模以上国有企业总产值）/城市规模以上企业总产值，所使用数据由 1999～2008 年中国工业企业数据库的微观企业数据按地区汇总整理得到。

需要说明的是，上述变量中 *mine*、*tax*、*road* 和 *market* 的平均值均小于 1，并且数据离差较小，为了不减少其变异性，估计时本文并没有对其进行取对数处理。此外，在估计时，本文对解释变量均取了一期滞后。

四、估计结果分析

经过上述处理，本文构建了 2000～2008 年城市面板数据，在未报告出的变量描述统计中，我们发现因变量的组间标准离差为 52.73，高于组内标准离差的 28.37，而面板固定效应模型只使用组内信息，无法很好捕捉这种变异性，因此，本文利用随机效应模型进行估计，这样可充分利用组内和组间信息。

首先，使用面板 Poisson 对 2000～2008 年整个时间段的面板数据进行估计，引入市场潜力（ln*mp*）、出口需求（ln*ex*）和职工工资（ln*wage*）、工业税负（*tax*）、自然资源禀赋（*mine*）、城市内部基础设施（*road*）、人力资本水平（ln*hc*）和市场化程度（*market*）变量，另外，考虑到口径调整、宏观经济政策冲击等因素可能影响到估计结果，本文还引入 T－1 个时间虚拟变量 T_dum。用面板 Poisson 模型估计的结果见表 2 中第二列的模型（1）。

从表 2 中倒数第二行可以看出，面板 Poisson 估计条件方差不存在过度分散的原假设被拒绝，因而有必要利用面板 NB 方法（又称“面板负二项回归方法”）纠正面板 Poisson 估计过度发散的条件方差，使用面板负二项回归估计结果见表 2 的模型（2）。结果显示，面板 NB 估计的似然函数值较大，而

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

AIC 值较小，由此可认为面板 NB 比面板 Poisson 拟合效果更好。进一步，观察模型(2)的系数便会发现，对于全国层面数据而言，2000～2008 年期间，市场潜力和出口需求对城市期望进入的外资企业数量具有明显的正向促进作用；自然资源禀赋和城市内部基础设施条件较好的城市并不能吸引到更多的外资企业，工业税负水平对外资企业区位分布的影响不明显；外资企业来华投资倾向于布局在人力资本水平和市场化程度较高的城市。

表 2　估计结果

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
年份	2000－2008	2000－2008	2000－2002	2003－2005	2006－2008	2002－2004	2002－2004	2002－2004
估计方法	面板 Poisson	面板 NB	面板 NB	面板 NB	面板 NB	面板 NB	面板 NB	面板 NB
地区	全国	全国	全国	全国	全国	全国	沿海	内地
因变量	Δn^a	Δn^a	Δn^a	Δn^a	Δn^a	Δn^b	Δn^b	Δn^b
ln*mp*	1.313***	0.789***	1.016***	1.255***	0.982***	0.937***	0.879***	0.788**
	(6.03)	(3.78)	(4.41)	(5.38)	(4.74)	(5.01)	(2.86)	(3.28)
ln*ex*	0.164***	0.155***	0.602***	0.501***	0.496***	0.431***	0.458***	0.314***
	(6.08)	(4.39)	(11.46)	(9.50)	(8.69)	(10.72)	(6.69)	(4.90)
tax	－1.148	－2.096	－8.435**	5.382	－12.03***	4.903	8.723	6.981
	(－0.89)	(0.98)	(－2.31)	(1.44)	(－2.65)	(1.28)	(1.55)	(1.43)
mine	－1.066***	－0.621**	0.431	－0.689*	0.496	－0.531	－0.661	－0.542
	(－3.70)	(－1.99)	(0.98)	(－1.66)	(1.24)	(－1.55)	(－1.31)	(－1.35)
road	－0.072***	－0.056**	0.094**	－0.098**	0.057	0.003	－0.019	－0.193*
	(－6.32)	(－2.28)	(2.02)	(－2.20)	(1.63)	(0.08)	(－0.36)	(－1.69)
ln*wage*	－0.030	0.001	0.067	0.210*	0.368	0.033	－0.634	0.068
	(－0.95)	(0.02)	(1.13)	(1.68)	(1.44)	(0.35)	(－2.19)	(0.61)
ln*hc*	0.126***	0.167***	0.163***	0.206***	0.230***	0.230***	0.326***	0.304***
	(5.05)	(4.04)	(3.01)	(3.53)	(3.63)	(4.86)	(5.24)	(4.40)
market	0.682***	0.517***	0.315	0.671***	0.932**	1.111***	0.644**	1.053***
	(7.88)	(3.70)	(1.37)	(2.95)	(2.26)	(4.25)	(1.83)	(2.89)
T_dum	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Wald	246.67	134.55	470.46	355.47	530.45	549.83	246.50	150.30
似然函数	－4870	－4445	－1527	－1801	－1402	－1715	－1008	－668
AIC	9776	8928	3081	3628	2831	3456	2043	1363
R^2	0.57	0.56	0.74	0.75	0.70	0.62	0.28	0.52
过度分散 $H_0: \alpha = 0$	2.483***							
	(9.22)							
样本量	1938	1938	544	673	721	622	339	339

注：(1) ***，**，* 分别表示通过 1%、5% 和 10% 的显著水平；(2) 系数下方括号内的值为 t 统计量的值，其中协方差矩阵使用 Bootstrap(200) 计算；(3) wald 检验的原假设为除虚拟变量以外的变量系数均为零，模型(1)～(8) 均在 1% 的显著性水平上拒绝原假设；(4) 本文构造 $R^2 = cor(\Delta n, \Delta \hat{n})^2$，用来刻画不同模型的拟合效果，其中，$cor(\Delta n, \Delta \hat{n})$ 表示因变量实际值及预测值的相关程度。

其次，本文将 2000～2008 年面板数据分为 2000～2002、2003～2005 和 2006～2008 年三个时段，分别使用面板 NB 模型进行估计，以观察因变量与解释变量之间的关系随时间变化而发生的变动情况，估计结果见表 2 模型(3)～(5)。从中发现，在不同时间段，ln*mp* 和 ln*ex* 的系数均高度显著。市场潜力的系数呈先增后减的趋势，先从第一阶段(2000～2002 年)的 1.016 上升到第二阶段(2003～2005 年)的 1.255，而后在第三阶段(2006～2008 年)下降到 0.982。出口需求系数随着时间的推移有所下降，但是系数值相对稳定，三个时间段的系数值分别为 0.602、0.501 和 0.496。除了第二阶段(2003～2005 年)外，*tax* 均显著为负，即表现为工业税负越高的城市，外资企业落户量越少；*mine* 和 *road* 在第一、三阶段的系数符号与预期相一致，但是 t 统计量的值均较低，而在第二阶段 mine 和 road 系数均为负，这不能排除是数据质量的原因；另外，三个时间段的 ln*hc* 和 *market* 的系数均为正，并且

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

高度显著，可见，更高的人力资本水平或市场化程度可以吸引更多的外资企业投资。

此外，本文还从 2004 年第一次全国经济普查数据中整理得到 2002 ~ 2004 年 286 个城市新成立的外资企业数，利用面板 NB 模型进行重新估计，估计结果见表 2 模型(6)，并且进一步分别对沿海和内地两组城市进行估计，估计结果见模型(7) ~ (8)⑦。从表 2 看出，对于变量 ln*mp*、ln*ex*、ln*hc* 和 *market*，模型(6) ~ (8) 的系数符号与模型(1) ~ (5) 的较为一致，再次表明了市场需求是外资企业区位分布的决定因素，人力资本水平和市场化程度提高有利于吸引新的外资企业，而自然资源禀赋、城市内部基础设施、职工工资和工业税负则不形成实质影响。从分区域估计结果看，沿海地区与全国层面的估计结果基本保持一致，这主要由于绝大多数新成立外资企业分布在沿海地区。在内地地区，新成立外资企业区位分布也受到市场需求因素的影响，但是影响程度略小于沿海地区；人力资本水平和市场化程度也是外资企业到内地投资考虑的关键因素；另外，令人诧异的是，城市内部基础设施对新成立外资企业区位分布具有负向影响，这可能跟内地城市的地理条件有关；而自然资源禀赋、职工工资并不影响外资企业在内地城市的分布，也就是说外资企业在内地投资更看重的是当地的市场潜力、市场化程度和高素质人才状况。

五、主要结论

本文首先在新经济地理模型基础上构建了一个考虑多种影响因素的理论分析框架，然后利用城市层面面板数据考察了市场潜力、出口需求对新成立外资企业区位分布的影响。在选择估计方法时，本文先利用面板泊松模型进行估计，随后采用面板负二项回归方法纠正泊松模型条件方差过度分散问题，结果发现，市场潜力和出口需求显著影响新成立外资企业在华投资的区位分布，较高的人力资本水平和市场化程度有利于吸引外资企业落户。进一步，本文通过分时段回归之后发现，市场潜力对新成立外资企业区位分布的影响随时间推移而出现倒 U 型的变化，而出口需求的影响则呈现下降的趋势。同时，本文利用 2004 年全国经济普查数据进行重新估计，发现上述结果是稳健的。从分地区估计结果看，无论是沿海还是内地，均证实市场潜力、出口需求以及城市人力资本水平、市场化程度对新成立外资企业区位分布具有显著的正向影响，不过，对于内地而言，新成立外资企业不是看中内地城市较好的自然资源禀赋或城市内部基础设施，而是本地的市场潜力、市场化程度和人力资本水平。本文的发现意味着加快推进地区一体化进程和大力发展内陆开放型经济有利于吸引外资企业投资，同时，继续推动市场化进程和培育更多的高素质人才可以为吸引外资企业落户创造有利的条件。总之，本文从新经济地理的视角，初步考察了市场潜力、出口需求对新成立外资企业区位分布的影响，然而，由于中国经济转型的大国背景，影响新成立外资企业区位分布的因素错综复杂，特别是地方政府行为在其中起着什么样的作用值得继续深入研究。

参考文献:

[1] Head, C., J. Ries and D. Swenson, 1999, "Attracting Foreign Manufacturing: Investment Promotion and Agglomeration", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 29, pp: 197—218.

[2] Coughlin, C. C., J. V. Terza and V. Arromdee, 1991, "State Characteristics and the Location of Freign Direct Investment in the United States", *Review of Economics and Statistics*, 73(4): 675—683.

[3] Head, K. and T. Mayer, 2002, Illusory Border Effects: Distance Mismeasurement Inflates Estimates of Home Bias in Trade, CEPII Working Paper 2002—01.

[4] Cheung, Y. W. and X. W. Qian, 2008, The Empirics of China's Outward Direct Investment. Munich: CESifo GmbH. Working Paper.

[5] Head, C. and J. Ries, 1996, "Inter-city Competition for Foreign Investment: Static and Dynamic Effects of China's Incentive Areas", *Journal of Urban Economics*. Vol. 40. PP. 38—60.

[6] Holl, Adelheid, 2004, "Manufacturing Location and Impacts of Road Transport Infrastructure: Empirical Evidence from

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

Spain", *Regional Science and Urban Economics*,34(3):341—363.

[7] 张清勇. 中国地方政府竞争与工业用地出让价格[J]. 制度经济学研究,2006(1):184—199.

[8] Amiti,M., and Javorcik,B. S.,2008, "Trade Costs and Location of Foreign Firms in China", *Journal of Development Economics*, pp. 129—149.

[9] Lin, F. J.,2010, "The Determinants of Foreign Direct Investment in China: The Case of Taiwanese Firms in the IT Industry", *Journal of Business Research*,63:479—485.

[10] 刘作丽,贺灿飞,王俊松. 市场、制度与中国房地产外资企业的区位选择[J]. 经济地理,2009(9):1512—1529.

[11] 贺灿飞,傅蓉. 外资银行在中国的区位选择[J]. 地理学报,2009(6):701—712.

[12] 贺灿飞,尹薇. 中国外资星级宾馆区位研究[J]. 世界地理研究,2010(1):119—130.

[13] 余珮孙,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.

[14] 张俊妮,陈玉宇. 产业集聚、所有制结构与外商投资企业的区位选择[J]. 经济学(季刊),2006(7):1092—1108.

[15] 赵永亮,刘钜强,应千伟. 市场获得、地区生产率与外资企业分布[J]. 产业经济研究,2011(2):43—52.

[16] 王剑,徐康宁. FDI 区位选择、产业聚集与产业异质——以江苏为例的研究[J]. 经济科学,2005(4):52—64.

[17] Krugman, P., and Venables, A. J.,1995, "Globalization and the Inequality of Nations", *Quarterly Journal of Economics*,110:857—880.

[18] Combes P. P.,T. Mayer and J. Thisse,2008, The Integration of Regions and Nations, Princeton University Press.

[19] Kang S. J. and Lee H. S.,2007, "The Determinants of Location Choice of South Korean FDI in China", *Japan and the World Economy*,19(4):441—460.

[20] Zhao H, and Zhu G.,2000, "Location Factors and Country-of-origin Differences: An Empirical Analysis of FDI in China", *Multinational Business Review*,8(1):60—72.

[21] Zhang K,2001, "What Attracts Foreign Multinational Corporations to China?", *Contemporary Economic Policy*,19(3):336—346.

[22] Cameron A. Colin and Pravin K. Trivedi,2005, Microeconometrics: Methods and applications, Cambridge University Press.

[23] Redding, S. and A. Venables,2004, "Economic Geography and International Inequality", *Journal of International Economics*,62:53—82.

[24] Harris, C. D.,1954, "The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States", *Annals of the Association of American Geographers*,44:315—348.

[25] 方颖,纪衍,赵扬. 中国是否存在"资源诅咒"[J]. 世界经济,2011(4):144—160.

[26] 李玉梅. 全球 FDI 区位转移的规律及对我国的启示[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版),2012(4):106—110.

注释:

①数据来源《中国城市统计年鉴》。

②当厂商的数量无限增大时,产品的需求价格弹性(ε)与产品间的替代弹性(σ)接近相等,因此可得上述产品价格与可变成本的关系式,可参见文献[18]。

③关于中国经验的许多实证研究结果显示,工资水平对企业区位的影响是不确定的[19-21]。

④关于泊松模型及过度分散问题的相关研究可参见文献[22]。

⑤拟合偏差 = 实际出现概率 - 拟合概率;1999 ~ 2008 年中,不存在缺失的城市个数为 2884 个,其中值小于 30 的个数为 2531,所占比例为 89.12%。

⑥观察各年的统计表格,我们发现有些企业在刚设立的早些年份都没有被报告,这可能由于新设立的企业规模太小,尚未能进入统计;也可能因为新设立的企业开始时偏向于压低上报规模,以争取税费上的减免,而随着规模的扩大,进入规模以上企业的统计名单不可避免。

⑦据国家计委、国家统计局 1982 年印发的《关于沿海和内地划分问题的通知》,沿海省份包括北京、天津、河北、上海、辽宁、山东、浙江、江苏、福建、广东和广西省(市);除沿海地区以外的均为内地地区。

(责任编辑:雨　珊)

(下转第 94 页)

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

dence from China", *Journal of Comparative Economics*,3(6):633—657.
[19] 屈小娥. 考虑环境约束的中国省际全要素生产率再估算[J]. 产业经济研究,2012(1):35—45.
[20] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算:1952-2006 年[J]. 数量经济技术经济研究,2008(10):17—32.
[21] 苏发金. 城乡统筹:城镇化与农业经济增长关系的实证分析[J]. 经济经纬,2011(4):111—116.
[22] 薛白. 基于产业结构优化的经济增长方式转变——作用机理及其测度[J]. 管理科学,2009(10):112—121.
[23] JMetcalfe,J Foster,R Ramlogan,2006, "Adaptive Economic Growth", *Cambridge Journal of Economics*,30(1): 7—32.
[24] 李富强,董直庆,王林辉. 制度主导、要素贡献和我国经济增长动力的分类检验[J]. 经济研究,2008(4):53—66.

(责任编辑:禾　日)

Do Environment Pollution Prevents the Transformation of Economic Growth Pattern —Based on Panel Data from 1993 to 2008

Chen Fengwen, Liu Niankang

(School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

Abstract: Based on provincial panel data from 1993 to 2008, we discuss the effects of environment pollution on the transformation of economic growth patterns, and the results show the present difference with the breakpoint of 1999. Regression based on the total sample shows that environment pollution prevents the promotion of TFP, while human capital contributes to TFP; regression based on the breakpoint of 1999 shows environment pollution has less remarkable effects after 1999, while human capital has more remarkable influence and physical capital has less influence. Last, we provide some policy suggestion based on China reality.

Key words: environment pollution; economic growth pattern; human capital; TFP; time break

(上接第 61 页)

Market Potential, Export Demands and New Established Foreign Firm´s Location

Ye Suyun[1], Ye Zhenyu[2]

(1. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
2. Institute of Industrial Economics, Cass, Beijing 100836, China)

Abstract: Basing on a theory framework developed from the New Economic Geography, this paper examines the determinants of foreign firms´ location in China. Using 1999—2008 panel data of 286 Chinese cities´ and applying panel Negative Binomial Regression to address the "overdispersion" problem, the result shows that the domestic market potential and export demands are the key determinants of new established foreign firms´ location in China. By dividing the data set into different time period and different regions, and adopting economic census data to re-estimate, we prove that the result is robust. We also found that cities with higher level of human capital or higher degree of market-oriented attract more foreign firms. However, natural resource endowments, city infrastructure, industrial tax rates and wage have no significant effect. The implication of this paper is that the new established foreign firms´ location in China can be well explained by the New Economic Geography theory.

Key words: foreign firms; export demands; market potential; location; panel negative binomial regression

© 1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net