

产业发展中的本地市场效应

——基于我国 2004 - 2009 年面板数据的实证

冯 伟 徐康宁*

摘要: 本文利用我国 2004 - 2009 年 29 个省区市 22 个制造业细分行业的面板数据, 检验了我国产业发展中的本地市场效应的存在性及其特点。研究结果显示, 在省际层面上并没有发现我国产业发展中存在着本地市场效应, 这或许是由于我国产业发展的空间异质性和行业差异性较强所致; 而在细化的分省层面上, 所得研究支持本地市场效应的存在性, 且发现其具有地区和行业的选择性, 即只有部分地区部分行业存在着本地市场效应, 且主要集中于中东部地区与资本和技术密集型的行业。这可以为我国各省区市转变产业发展方式, 提升产业发展质量和效益提供政策启示: 如可通过培育具有本地市场效应的产业来转变传统的以资源密集型或劳动密集型为特征的产业发展方式, 通过发掘和利用产业发展中的规模效应来加快技术创新和产业升级的步伐。

关键词: 本地市场效应 产业发展 要素禀赋

一、引言

改革开放三十年多来, 我国产业发展不论是从产值总额、规模数量, 还是从行业类别、结构质量等方面, 都显现出大幅扩增和日渐优化的发展态势, 这为我国经济实现又好又快的发展提供了坚实的物质保障和有力的发展源泉。然而, 在这快速的发展过程中, 我们看到我国产业发展也存在着许多的不足和急需破解的难题, 尤其是在当下国际经济形式纷繁复杂, 如因欧元区部分国家(葡萄牙、意大利、希腊和西班牙, 简称“PIGS”)由主权信用评级下降所引致的欧债危机, 因美国经济不景气、失业率上升等可预见的未来美元持续贬值, 还有因国内物价上涨、原材料短缺等所导致的生产成本被迫上升等趋势, 更令我国产业发展面临外需乏力与成本高昂的双重困境, 这些都会成为我国产业发展道路上的障碍与瓶颈。

从产业发展的动力机制上来说, 我国过去产业发展基本上是依托于我国所具有的丰富的自然资源和充裕的劳动力资源。这种基于资源供给的粗放型的产业发展方式, 在伴随着资源环境的日趋稀缺和弥足珍贵, 伴随着劳动力成本的日益提高和劳动力资源的不可持续, 对经济发展的作用将会逐渐显露出其后劲缺乏的发展疲态, 难以形成有效的促进经济发展的内生动力。如果中国经济要想继续保持或创造未来又一个 20 乃至 30 年的发展黄金期, 就应当为产业发展注入或培育新的动力源泉。根据 Krugman(1980) 所提出的本地市场效应(Home Market Effect) 的理论观点, 即在一个存在规模报酬递增和贸易成本的世界中, 那些拥有相对较大国内市场需求的国家会产生大规模生产和高效率, 使本国在满足本土需求之外还能增加出口。再基于我国当前所蕴含的具有 13 亿人口的潜在的巨大的市场规模, 有目的有针对性地扶持和培育具有本地市场效应的产业, 无疑能为我国经济发展黄金期的延续和产业竞争力的提升提供一种可解决的方案或有效的发展路径。

* 冯伟, 东南大学经济管理学院, 邮政编码: 211189, 电子信箱: weifeng717719@126.com; 徐康宁, 东南大学经济管理学院, 邮政编码: 211189, 电子信箱: xkn@seu.edu.cn。

本文得到国家社会科学基金重点项目“当前国际资源环境变化背景下加快我国经济发展方式转变的研究”(编号: 09AZD047) 以及教育部人文社会科学规划青年基金项目“基于全球生产网络视角的地区专业化演化与区域协调发展研究”(编号: 11YJC790011) 资助。非常感谢匿名审稿人具有建设性的修改意见, 当然文责自负。

那么,我国产业发展中是否存在着本地市场效应?若存在,又有哪些产业具备该效应,有何特征呢?本文基于我国产业发展的经验数据,运用计量分析法,对这些问题进行了分析和研究,具体的分析思路为:第二部分,对相关文献进行梳理,凸显本文的研究价值;第三部分,构建本文所需要分析的计量模型,并对相关变量予以说明;第四部分,从省际层面上总体研究我国产业发展中的本地市场效应;第五部分,从分省层面上检验各个省区市产业发展中的本地市场效应;最后对全文进行总结,并给出相应的政策建议。

二、文献综述

在 Krugman(1980) 提出本地市场效应理论的 16 年之后, Davis 和 Weinstein(1996) 首次对该理论进行了检验。之所以经历这么长时间, Head 和 Mayer(2004) 认为主要是面临以下三个困难:第一,要在本地市场效应的理论框架内,界定清楚本地市场效应与要素禀赋对贸易模式的影响;第二,要准确处理好多部门之间的生产与需求的内在关系;第三,要精确测度出多国框架下的需求份额。Davis 和 Weinstein(1996) 将反映要素禀赋特征的 Heckscher - Ohlin - Vanek 模型和 Krugman(1980) 的本地市场效应理论同时内嵌至以规模报酬递增为特征的新经济地理模型的分析框架内,以此来检验规模报酬递增和要素禀赋优势对生产结构和贸易的影响作用,并基于 OECD 制造业产品的结构数据予以实证分析,但所得结果并不支持生产和贸易中存在着显著的本地市场效应的结论,也即在经济地理的一般分工中,要素禀赋能解释 90% 的差异性,而本地市场效应只能解释剩余的 10%。

之后, Davis 和 Weinstein 并未放弃对本地市场效应理论的进一步检验。Davis 和 Weinstein(1999) 研究了决定日本各区域生产结构的本地市场效应的存在性和重要性,发现日本 19 个制造业部门中有 8 个存在着显著的本地市场效应,包括运输装备业、钢铁业、电气机器业、化学、精密仪器、非金属业、纺织业和造纸业等。这个研究结论与 Davis 和 Weinstein(1996) 所得的研究结果相左。Davis 和 Weinstein(1999) 认为,之所以会出现这样的结果,可主要归结于以下两个原因:第一是贸易成本,一国区域间的交易成本和市场壁垒肯定要弱于国家之间的交易成本和市场壁垒,在以本地市场效应为特征的经济地理分析框架中,更低但严格为正的贸易成本能引致更强的集聚和弱化无形的市场保护的效应;第二是生产要素的流动性,一国区域间的生产要素的流动性肯定要比国家间的更具有活力,这种强流动性能够强化本地市场效应,减少为因特殊产品的可得性而做出的牺牲。基于此, Davis 和 Weinstein(1999) 得出本地市场效应对国际间生产结构的解释力要弱于对区域间生产结构的理解性,也就是说本地市场效应更能决定一国区域间的生产结构和产业布局。

在发现一国区域间的产业发展中存在着本地市场效应的证据后, Davis 和 Weinstein(2003) 基于其 1996 年所使用的 OECD 数据,重新检验了 OECD 产业发展中的本地市场效应。与此前不同的是, Davis 和 Weinstein(2003) 引入了富有内涵的地理结构变量,即市场接近度(market access),并用引力模型来估计距离作用于需求的效应,以此反映国家间和产业的差异性。基于这些改进, Davis 和 Weinstein(2003) 将异质性需求(idiosyncratic demand) 纳入对本地市场效应的分析框架中,所得研究支持了本地市场效应存在的经济地理假说,也提供了规模报酬递增在决定 OECD 生产结构时能发挥重要作用的证据,与 Davis 和 Weinstein(1999) 所发现日本 40 个区域中存在本地市场效应的结论交相辉映。Davis 和 Weinstein(2003) 指出,虽然比较优势在决定产业结构的广度和质量方面具有重要的作用,如在 4 位码产业水平上, OECD 制造业产出的大致 1/3 至 1/2 能由比较优势来决定,但是被称之为经济地理的规模报酬递增性在产业生产上同样发挥着十分重要的作用, OECD 的 1/2 至 2/3 的制造业产出是由本地市场效应来决定的,因而可以说,以规模报酬递增和交易成本为特征的本地市场效应更能对一国的生产和贸易结构产生影响。

可以说, Davis 和 Weinstein(1996, 1999, 2003) 对本地市场效应理论的验证做出了开创性的贡献。后继的 Schumacher(2003)、Hanson 和 Xiang(2004)、Domeque 等(2005)、Brühlhart 和 Trionfetti(2005) 等学者也都结合不同的研究样本进行了检验,所得结论也基本都支持本地市场效应的存在性。

国内学者对我国生产和贸易结构中是否存在本地市场效应检验的研究起步较晚。张帆和潘佐红(2006) 在融合并改进 Fujita 等(1999)、Davis 和 Weinstein(1996, 1999) 的经验检验模型的基础上,基于 1997 年我国 31 个省区市 19 个产业的投入产出数据,检验了本地市场效应在我国各省区市产业发展中的存在性,研究发现相较于比较优势,本地市场效应更能决定我国地区间生产和贸易结构的类型,而且这种效应在我国 19 个产业中至少有 7 个存在,分别是纺织、木材及家具、化学工业、金属冶炼、运输设备、电子及通讯设备以及其他制造业等。颜银根(2010) 通过实证分析得出在所研究的 42 个行业中至少有 11 个行业存在着显著的

本地市场效应,另外有 14 个行业的超额需求系数接近于 1。邱斌和尹威(2010)基于我国 2001-2008 年制造业 28 个细分行业的面板数据,研究了我国制造业出口中的本地市场效应的存在性及其特点,发现制造业出口总体上存在着本地市场效应。祁飞和李慧中(2011)基于 Bergstrand(1989)的引力模型,对我国制造业中对外贸易水平较显著的 HS 码共 28 章产品 2005-2009 年的数据进行了研究,发现除了陶瓷品外,其余 27 章产品均存在显著的“母市场效应”(即本地市场效应),其中诸如钢铁、无机化学和车辆等产品呈现出较强的“母市场效应”,而纺织品、精密仪器等呈现出较弱的“母市场效应”。

通过对现有相关的文献梳理,可以发现在对本地市场效应理论进行验证的 15 年左右的研究过程中,虽然涌现出了一批有价值的文献,但结合中国发展实情的文献还很少,尤其是基于中国产业发展的视角。虽然张帆和潘佐红(2006)已对我国产业发展中的本地市场效应做了本土化的开拓性研究,但也存在着一些瑕疵或不足,如其所使用的数据时间跨度相对较短,只是一年的投入产出数据,而一年的数据恐怕难以全面反映产业发展的特征;其次,也没有文献细致地研究各省区市产业发展的本地市场效应,只是勾勒了全国层面的产业发展的总体特征,而这对于我国所具有的大国经济特征而言是不深入的。基于此,本文从上述两个方面予以了“边际”改进,以期能获得对我国产业发展中的本地市场效应更深刻的认识。

三、模型构建及变量说明

(一) 模型构建

关于本地市场效应的理论模型, Davis 和 Weinstein(1996, 1999, 2003) 根据 Krugman(1980) 的理论内容,构造出了一个十分简洁的可以说明本地市场效应特征的理论模型,即:

$$\mu = \frac{\lambda - \varphi}{1 - \lambda\varphi} \quad (1)$$

其中 μ 为本地区(或本国)相对于其他地区(或外国)生产的产品数量, λ 为本地区(或本国)相对于其他地区(或外国)对产品的需求数量, φ 为贸易自由度,且 $\varphi \in (0, 1)$ 。

(1) 式中,如果 $\lambda = 1$ 表示本地区与其他地区对某种产品存在着同样的需求,可以得出 $\mu = 1$,即本地区和其他地区生产同样数量的产品,两个地区没有多余的产品可供出口,因而在此种情况下,不论对于本地区来说,还是对于其他地区而言都不存在着本地市场效应。如果 $\lambda > 1$,即本地区对某种产品的需求相对于其他地区来说更大,可以得出 $\mu > 1$,即本地区生产该产品的数量要超过其他地区的生产数量,这意味着对于本地区来说,其生产数量可以在满足本地区消费的同时还有剩余,其剩余的产品可以出口至其他地区,这样本地区在该产品生产上就存在着本地市场效应。如果 $\lambda < 1$,则 $\mu < 1$,说明其他地区在某产品生产上存在着本地市场效应,而本地区只能通过进口该产品来满足本地区的消费需求,本地区要么存在着逆向本地市场效应(reverse-HME,即规模报酬递增部门的特定产品的生产份额的变化小于需求份额的变化,但两者依然存在着正相关关系),要么存在着反向本地市场效应(anti-HME,即具备规模报酬递增的部门其所生产的特定产品的份额变化与需求份额的变化之间是负相关的)。

可以说, Krugman(1980)、Davis 和 Weinstein(1996, 1999, 2003) 及 Head 和 Mayer(2004) 等为我们理解本地市场效应的内在作用机理提供了很好的理解途径。然而,在具体的验证本地市场效应的实证分析中,需要对理论模型中的具体变量进行刻画与测度。从方程(1)的推演中可以看出,在验证本地市场效应时,关键要处理好 μ 与 λ 之间的关系。可令 $\omega = \frac{\mu}{\lambda}$,如果 $\omega > 1$,则说明存在着本地市场效应;如果 $\omega < 1$,则可能存在着逆向本地市场效应或反向本地市场效应。

因为 μ 表征本地区相对于其他地区生产产品数量的偏离,我们可以用 $\mu = \frac{X_g^{nr}}{X^{nr}} - \frac{X_g^{\bar{nr}}}{X^{\bar{nr}}}$ 来表示,其中 X_g^{nr} 表示地区 r 部门 n 中特定产业 g 的产出份额, X^{nr} 表示地区 r 部门 n 的总产值, $X_g^{\bar{nr}}$ 是指部门 n 中产业 g 在其他地区的产出份额, $X^{\bar{nr}}$ 是指部门 n 在其他地区的总产值。

因为 λ 为本地区相对于其他地区对产品需求数量的偏离,即为超常需求,我们可以用 $\lambda = \frac{Y_g^{nr}}{Y^{nr}} - \frac{Y_g^{\bar{nr}}}{Y^{\bar{nr}}}$ 来表示,其中 Y_g^{nr} 表示对地区 r 部门 n 中特定产业 g 的需求份额, Y^{nr} 表示在地区 r 部门 n 中形成的总需求, $Y_g^{\bar{nr}}$ 是指其他地区对部门 n 中产业 g 的需求份额, $Y^{\bar{nr}}$ 是指其他地区对部门 n 的总需求。

由于 $\omega = \frac{\mu}{\lambda}$, 因而有 $\frac{X_g^{nr}}{X^{nr}} - \frac{\bar{X}_g^{nr}}{\bar{X}^{nr}} = \omega \left(\frac{Y_g^{nr}}{Y^{nr}} - \frac{\bar{Y}_g^{nr}}{\bar{Y}^{nr}} \right)$, 化解可得:

$$X_g^{nr} = \frac{\bar{X}_g^{nr}}{\bar{X}^{nr}} X^{nr} + \omega \left(\frac{Y_g^{nr}}{Y^{nr}} - \frac{\bar{Y}_g^{nr}}{\bar{Y}^{nr}} \right) X^{nr} \quad (2)$$

我们在方程(2)的基础上可以通过加入要素禀赋变量来研究要素禀赋对产业发展的影响, 即在同一个方程内, 可以探究产业发展究竟是受要素禀赋的影响大还是主要由本地市场效应的作用所致。因此, 我们可以形成如下的检验方程:

$$X_g^{nr} = \alpha_g^n + \beta \frac{\bar{X}_g^{nr}}{\bar{X}^{nr}} X^{nr} + \omega \left(\frac{Y_g^{nr}}{Y^{nr}} - \frac{\bar{Y}_g^{nr}}{\bar{Y}^{nr}} \right) X^{nr} + \Omega_g^n V^r + \varepsilon_g^{nr} \quad (3)$$

其中, V^r 是要素禀赋向量, Ω_g^n 是把要素映射为产出的矩阵。可令 $\frac{\bar{X}_g^{nr}}{\bar{X}^{nr}} X^{nr} = SHARE_g^{nr}$, 表示地区 r 部门 n 中产业 g 相对于其他地区的产出水平; 令 $\left(\frac{Y_g^{nr}}{Y^{nr}} - \frac{\bar{Y}_g^{nr}}{\bar{Y}^{nr}} \right) X^{nr} = IDIODEM_g^{nr}$, 用于衡量超常需求, 其系数 ω 是否大于 1 将决定是否在本地市场效应。因而, 方程(3)可以化解为:

$$X_g^{nr} = \alpha_g^n + \beta \cdot SHARE_g^{nr} + \omega \cdot IDIODEM_g^{nr} + \Omega_g^n V^r + \varepsilon_g^{nr} \quad (4)$$

方程(4)就是 Davis 和 Weinstein(1996, 1999, 2003) 以及张帆和潘佐红(2006) 用于检验产业发展中是否具有本地市场效应的方程。本文也将运用该方程来检验我国产业发展中本地市场效应的存在性及其特点。

(二) 变量说明

根据方程(4), 可以给出计量检验时回归方程的因变量和自变量。因变量 X_g^{nr} , 可用各省区市制造业中各行业的产出值来表示; 自变量中的 Y_g^{nr} , 可用各省区市制造业中各行业的销售值来表示, 这一测度方法主要参考邱斌和尹威(2010)的做法。对于回归方程中的要素禀赋变量, 分别用资本(zb)和劳动力(ld)来诠释, 资本(zb)用各省区市制造业中各行业的固定资产来度量, 而劳动力(ld)则用各省区市制造业中各行业的从业人员年平均人数来表示。

根据数据的可得性与完备性, 本文所使用的数据为 2004 - 2009 年我国 29 个省区市(不含西藏和青海) 22 个制造业 2 位代码行业^①的发展数据。把产业定义在 2 位代码, 诚如张帆和潘佐红(2006)所言“这是可以得到的中国生产和需求详细数据的最低层次”。这些数据均来自于国研网工业统计数据库和《中国工业经济统计年鉴》(历年)。在表 1 中, 我们给出了全国 29 个省区市 22 个制造业分行业的反映产业发展的 5 个重要指标 2004 - 2009 年 6 年平均值的数值特征, 其中诸如变量 X_g^{nr} 和 zb 、 ld 的标准差比较大, 这一方面反映出我国产业发展的区域异质性比较大, 另一方面也映衬出我国产业发展的行业差异性比较大。

表 1 我国 29 个省区市 22 个制造业分行业 2004 - 2009 年 6 年平均值的数值描述

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观察数
X_g^{nr}	499.3553	923.0796	0.26	12382.53	638
$\frac{\bar{X}_g^{nr}}{\bar{X}^{nr}}$	0.0390	0.0247	0.0060	0.1020	638
$\frac{Y_g^{nr}}{Y^{nr}}$	0.0379	0.0241	0.0055	0.0944	638
$\frac{\bar{Y}_g^{nr}}{\bar{Y}^{nr}}$	0.0557	0.1027	0.00003	1.3920	638
zb	182.6791	339.9029	0.01	3253.282	638
ld	9.2271	17.8540	0.0133	236.9683	638

本文的主要目的是检验我国产业发展中是否存在本地市场效应, 从基于全国省际层面构建的 22 个产业发展的 6 年平均数据所描绘的反映产业产出(X_g^{nr})与超额需求($IDIODEM_g^{nr}$)的散点图(如图 1 所示)可以看出, 二者之间呈现出正相关关系。至于这种关系是体现为存在着本地市场效应(即斜率大于 1 或图 1 中的虚线与横轴的角度大于 45°)还是逆向本地市场效应(即斜率小于 1 但大于 0 或图 1 中的虚线与横轴的角度小于 45°但大于 0°), 需要做进一步的研究。

^① 《中国工业经济统计年鉴》对制造业 2 位代码行业的统计, 历年比较一致的有 27 个, 其中煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业和非金属矿采选业等 5 个行业属资源密集型的, 很多资源稀缺的省区市都没有这些行业的统计资料, 为保持数据的完备性, 故将这 5 个行业予以剔除。

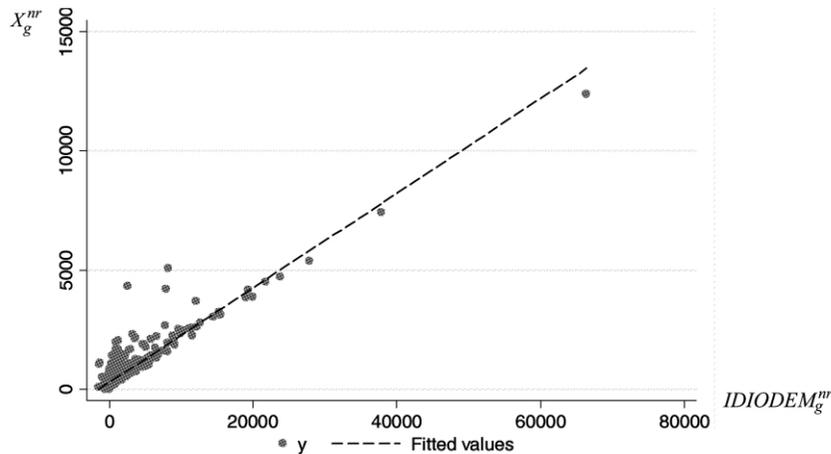


图1 产业产出与超额需求之间的散点图

四、省际层面

由于本文所构建数据包含省际、行业、时间三个维度,而一般的面板回归数据体现为其中的两个维度。为了能够反映全国各省区市产业发展的特质,同时也尽量不损失时间维度对变量的影响,本文将反映各省区市产业发展的特征变量2004-2009年6年的时间维度进行平均,这样我们就构筑起基于各省区市6年平均发展的产业层面的二维数据。相较于张帆和潘佐红(2006)、颜银根(2010)等只用一年的投入产出数据来测度我国产业发展的本地市场效应而言,本文所建构的数据最大限度地考虑了产业发展的历史演变性的综合影响。

我们首先对没有要素禀赋影响的方程予以回归,其结果见表2的第(1)列所示。可以看出变量的回归系数符号及回归显著性都与预期相一致,总体显著性也较高,但是我们并没有发现产业发展的本地市场效应,即 x_2 的回归系数小于1。其次,加入反映要素禀赋的资本变量(zb)和劳动力变量(ld)进行回归,在体现产业发展特质的固定效应法(FE)和克服变量异方差的广义可行最小二乘法(GFLS)的回归下,依然没有发现支持产业发展的本地市场效应存在性的证据, x_2 的系数分别为0.0961和0.1013,都小于1(见表2的第(2)、(3)列所示)。虽然没有发现产业发展中存在着本地市场效应,但从上述回归分析中可以窥探到,对于全国省际层面的产业发展来说,要素禀赋的作用要大于本地市场效应的作用,也即对于我国当前大部分产业发展来说,要素禀赋的比较优势依然能够促进产业发展。同时,在发挥要素禀赋优势的比较中,可以发现劳动力的作用要大于资本的作用,这也体现出劳动力质量与数量的提升与增加能较为显著地促进我国产业的发展。然而,这种依赖体现为要素禀赋的产业发展方式会对我国经济发展形成一种倒逼机制,因为伴随着人口发展的刘易斯拐点的到来(蔡昉,2010)和对抑制因资本投资过快而导致经济过热的力度的增强,使得我国未来产业发展不可能长期依赖于这些“优势”,需要突破这种固有方式,转变到更多的依靠技术驱动或其他有效路径上来,而上述省际层面回归中尚未发现的本地市场效应或许是其中较好的选择之一。

表2 全国省级层面2004-2009年制造业发展数据的面板分析

	(1) FE	(2) FE	(3) GFLS	(4) LSDV	(5) LSDV	(6) LSDV	(7) LSDV
x_1	0.195** (0.0580)	0.0941* (0.0447)	0.2072*** (0.0217)	0.194*** (0.0407)	0.0973** (0.0367)	0.0893* (0.0364)	0.118** (0.0402)
x_2	0.174*** (0.0059)	0.0961*** (0.0170)	0.1013*** (0.0052)	0.179*** (0.0151)	0.191*** (0.0142)	0.111*** (0.0151)	0.122*** (0.0170)
zb		0.813* (0.383)	0.4921*** (0.0401)			0.826*** (0.193)	0.746*** (0.181)
ld		15.65** (4.780)	14.9598*** (1.1366)			15.66*** (3.106)	14.88*** (3.565)
x_3				-0.0004 (0.0010)	-0.0005 (0.0008)	-0.0012 (0.0009)	-0.0012 (0.0009)
_cons	217.9*** (23.20)	57.71 (53.29)	60.7695*** (14.8222)	103.2*** (15.43)	189.9* (73.97)	9.834 (17.26)	88.81 (63.17)
地区效应				否	是	否	是
行业效应				是	是	是	是
R^2	0.8756	0.9298	-	0.8757	0.9016	0.9305	0.9396
N	638	638	638	638	638	638	638

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著,括号内均为稳健标准差。

其次,我们将反映各省区市地区特征的虚拟变量纳入回归方程中,并将其与表征市场规模效应的变量 x_2 的交叉项乘积 x_3 也纳入方程中,运用最小二乘虚拟变量法(LSDV)进行回归,所得结果见表2的第(4)列所示。从中可以看出,仍然没有发现产业发展的本地市场效应,即 x_2 的系数为0.179,即使我们将回归的交叉项系数 x_3 基于虚拟变量性质统计至各个省区市层面,也没有发现支持本地市场效应的证据。再将反映归属于东、中、西部的地区效应的虚拟变量纳入回归方程中(见表2第(5)列所示),所得结果还是不支持本地市场效应的存在(x_2 的系数为0.191)。最后,将反映要素禀赋的资本(zb)和劳动(ld)变量分别纳入表2所分析的第(4)、(5)列的回归方程中,依旧没有发现产业发展的本地市场效应,所得 x_2 的系数分别为0.111和0.122(见表2第(6)、(7)列所示)。

综上对全国省际层面产业发展的本地市场效应的检验结果可知,并没有发现我国产业发展中存在着本地市场效应,而是存在着逆本地市场效应(变量 x_2 的系数都小于1但大于0)。所得结论与张帆和潘佐红(2006)、颜银根(2010)等的不相一致,引起这方面差异的原因或许主要是由于所使用的样本数据不一致造成的。例如张帆和潘佐红(2006)在构建反映产业发展的需求指标时,虽然以中间需求、投资和消费来综合反映,但在测度中间需求时,因缺乏各省区市投入产出数据,而改用全国的直接投入产出加权计算出各省区市的中间需求。这种方法固然能克服数据缺失所带来的遗憾,但也容易忽视各省区市在产业发展方面的需求异质性,而本文的测度方法能较好地弥补这一缺憾,尽量反映出各省区市产业发展的需求特质。本文在此所得出的另外一个比较有意思的结论是,相较于隐含的本地市场效应,在当前经济发展条件下我国依然能够通过发挥要素禀赋优势来支撑产业发展的继续演进,但是这种动力机制究竟能够持续多长时间,不仅取决于我国所拥有的要素禀赋的可持续竞争力,而且还会遭致我国周边国家要素禀赋优势凸显的冲击,因而转变我国现有产业发展所依赖的驱动力理应是当前转变经济发展方式应有的题中之义。

五、分省层面

上述在检验全国省际层面产业发展中的本地市场效应时,因面板数据的二维性,将反映时间发展变化的维度进行了移动平均,牺牲了产业发展的时间特性。为了能体现出产业发展的演进性,也不失面板数据的分析要求,我们分别对每个省区市产业发展的本地市场效应进行检验,也即将每个省区市的分类产业和时间跨度作为单个面板数据的纵贯序列予以分析。

在加入反映时间效应和行业效应的虚拟变量后,运用LSDV法,分别对我国29个省区市产业发展的面板数据进行回归,所得结果见表3所示。在不考虑行业虚拟变量与市场规模效应(x_2)交叉作用的变量 x_3 的影响下,我们可以发现有11个省区市的产业发展显现出本地市场效应,即 x_2 的系数大于1,它们分别是北京、河北、山西、内蒙古、辽宁、江西、河南、湖北、重庆、贵州及宁夏,其中东部地区有3个,中部地区有5个,而西部地区为3个^①。这与黄玖立和李坤望(2006)所测算出的我国各省区市的市场规模效应的结论基本一致,即由于中部各省区市位于我国领土的中心位置,拥有更大的市场交易空间与流通范围,因而相较于东西部地区而言,具有更大的市场规模。

在这里我们发现部分省区市的产业发展具有本地市场效应,似乎与第四部分所得出的结论相左,互为矛盾?其实不然,第四部分所运用的数据虽然也构成面板数据,但其并没有凸显出产业发展的演进特性,只是将6年的数据予以了平均,该做法容易忽视时间效应对产业发展的影响,因而所回归出的结果容易产生偏差。而此处将回归方法细分至各省区市,通过各省区市产业发展的纵贯数据来构建面板数据的分析要件,相较于省际层面的分析而言,更加细化,更能凸显产业发展的纵向变化。而且,诚如Davis和Weinstein(1999)所指出的那样,一国区域间的交易成本和贸易壁垒肯定要低于国家间的交易成本和贸易壁垒,而区域间的要素流动性肯定要优于国家间的要素流动性。折射到我国的发展情况,各省区市的发展差异较大,尤其是东中西各地区的省区市之间,经济发展所面临的资源禀赋条件和环境约束条件存在着较大的异质性,同时省际间还存在着较为严重的市场分割现象(陆铭、陈钊,2009),因而相较于省际层面而言,各分省层面的差异性更小,更能反映产业发展的特性。

^①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、山东、浙江、福建、广东、海南;中部地区包括湖南、湖北、江西、山西、安徽、河南、吉林、黑龙江、内蒙古;西部地区包括贵州、云南、四川、西藏、新疆、青海、宁夏、甘肃、广西、陕西、重庆。

表3

分省层面产业发展中本地市场效应的检验

	x_1	x_2	zb	ld	x_3	$_{cons}$	时间效应	行业效应	R^2	N
北京	1.005***	1.008***	0.0115	-0.326	-0.0011	-0.298	是	是	0.9988	132
天津	0.991***	0.971***	-0.0356	1.837	0.0021	-12.00	是	是	0.9988	132
河北	1.015***	1.054***	-0.0237	-2.019	-0.0029**	2.626	是	是	0.9994	132
山西	0.9963***	1.0312***	-0.0129	1.0460	-0.0014	5.8471	是	是	0.9987	132
内蒙古	1.004***	1.014***	-	-2.057	-0.0004	11.96	是	是	0.9995	132
辽宁	0.991***	1.001***	0.0070	0.698	-0.0005	-3.440	是	是	0.9995	132
吉林	0.988***	0.924***	0.0272*	3.451	0.0040**	-8.264	是	是	0.9985	132
黑龙江	0.961***	0.990***	0.0400*	-0.0515	-0.0020*	6.166	是	是	0.9969	132
上海	0.993***	0.974***	-0.0093	-0.355	0.0022**	-10.41	是	是	0.9994	132
江苏	0.987***	0.979***	0.0414***	0.609*	0.0001	-11.39	是	是	0.9999	132
浙江	0.997***	0.992***	0.0057	0.724	-0.0012*	-4.683	是	是	0.9998	132
安徽	0.998***	0.959***	-0.0001	1.196**	0.0015*	-3.789	是	是	0.9998	132
福建	0.967***	0.978***	0.0332*	1.238*	-0.0014	4.907	是	是	0.9993	132
江西	1.009***	1.030***	-0.0151	-0.424	-0.0017	-0.524	是	是	0.9998	132
山东	0.984***	0.972***	0.0587**	0.291	0.0007	16.12	是	是	0.9997	132
河南	1.009***	1.005***	-0.0154	-0.939	5.09e-06	12.61	是	是	0.9999	132
湖北	0.994***	1.036***	0.0006	1.207	-0.0040***	-3.574	是	是	0.9997	132
湖南	1.001***	0.995***	0.0060*	0.254	-0.0001	-2.597	是	是	0.9998	132
广东	1.003***	0.994***	-0.0149	0.918	-0.0010	-22.49	是	是	0.9991	132
广西	0.990***	0.961***	-0.0136	0.637	0.0004	15.09	是	是	0.9962	132
海南	0.985***	0.967***	0.0330	0.0230	0.0016	2.549*	是	是	0.9992	132
重庆	1.012***	1.033***	-	-	-0.0018	-2.308	是	是	0.9993	132
四川	1.001***	0.991***	-0.0007	0.406	-0.0012	-5.722	是	是	0.9987	132
贵州	0.9617***	1.024***	-	2.9470	-0.0037*	1.0355	是	是	0.9965	132
云南	0.973***	0.997***	-	9.886*	-0.0021	-34.73	是	是	0.9971	132
陕西	0.966***	0.959***	0.0495**	-0.683	0.0003	7.542	是	是	0.9975	132
甘肃	1.008***	0.961***	-	0.0804	0.0019	1.006	是	是	0.9981	132
宁夏	0.967***	1.019***	-	2.264	-0.0033	0.832	是	是	0.9939	132
新疆	1.031***	0.962***	-	1.002	0.0017	-2.712	是	是	0.9934	132

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著, 括号内均为稳健标准差。

既然我们在分省层面发现了产业发展中的本地市场效应, 那么究竟哪些产业具有本地市场效应? 具有本地市场效应的产业又会集中于哪些省区市呢? 我们将反映市场规模的变量 x_2 与所得的行业虚拟变量的交叉项 x_3 分别细归至各省区市的各产业层面, 通过计算可以得出各省区市各产业发展的本地市场效应的状况^①。如果从统计效果的显著性上进行严格筛选的话, 也即在同时满足变量 x_3 显著和各行业虚拟变量回归值显著的条件下, 发现具有本地市场效应的产业分散于我国各省区市, 但主要分布在河北、黑龙江、上海、浙江、湖北及贵州等省区市(如图2所示)^②, 行业也主要集中在非金属矿物制品业, 专用设备制造业, 通信设备、计算机及其他电子设备制造业, 有色金属冶炼及压延加工业, 金属制品业和交通运输设备制造业等6个行业中(见图2中所统计的省区市超过3个的行业)。从中可以看出, 具有本地市场效应的产业主要集中于中东部地区, 这也比较符合上文在没有考虑交叉项 x_3 对具体产业发展影响时所得出的结论^③, 而且从产业

①为节省篇幅, 此处省略了具体的统计结果, 如有兴趣, 可向笔者索取。

②在这里, 较意外的得出了诸如贵州、黑龙江等中西部省份具有较多的拥有本地市场效应的产业。究其缘由可能在于这些省份一方面受惠于国家所贯彻的西部大开发、中部崛起等战略效应, 另一方面也在于这些省份所具有的资源优势和后发优势, 在政策扶持、开发开放、学习效应等作用下, 使得相关产业更具发展潜力和后劲。这也为这些省份的产业发展提供了政策启示, 即可以通过产业发展中的本地市场效应将资源优势真正转化为经济优势, 改变过去传统的单纯地以供给资源为主的发展老路, 有效地将市场规模融入至产业发展中, 在后发优势、学习效应、技术创新等作用下, 实现产业发展的升级换代。

③其实在考虑交叉项 x_3 和各虚拟变量回归值都显著的情形下, 从上述的表3中可以看出, 诸如上海、浙江、黑龙江等省区市, 其检验本地市场效应的变量 x_2 已基本上接近于1, 再加上行业虚拟变量的作用, 很可能会得出其具有本地市场效应的产业。而原本在没有考虑交叉项及虚拟变量回归值综合显著的条件下, 其所得出的具有本地市场效应的省区市, 也可能因考虑了综合双重显著的影响, 在产业细分层面上得出不存在显著的本地市场效应的结论, 诸如在上文所得出的北京、山西、内蒙古、辽宁、江西、河南、重庆及宁夏等地区。

分布来看主要集中于资本和技术密集型行业,这也为我国当下及未来转变经济发展方式提供了产业发展的扶植导向与政策取向。

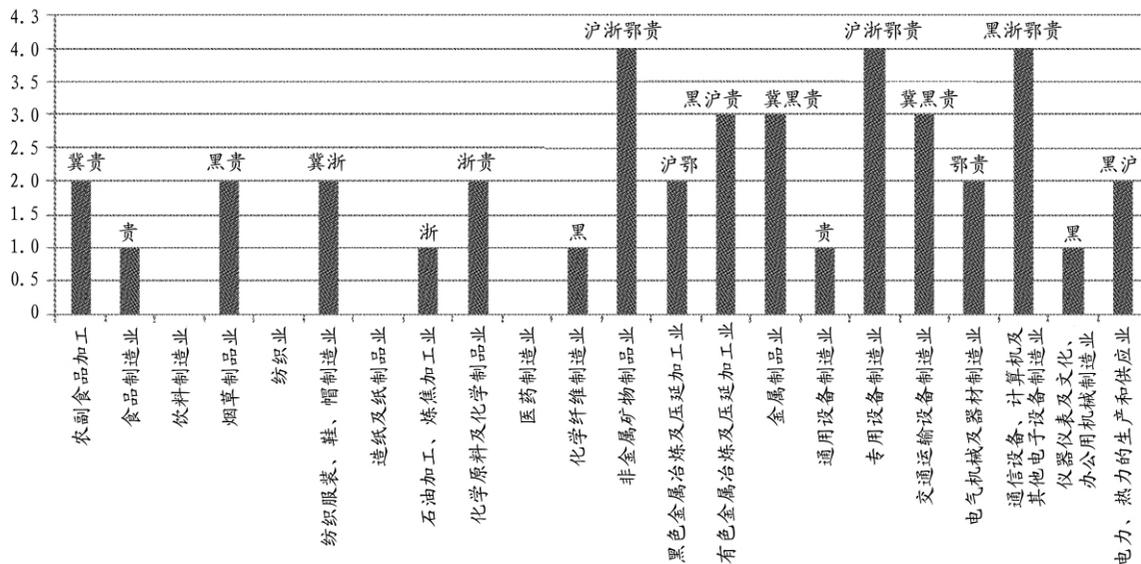


图2 我国产业发展中具有本地市场效应的行业分布

如果仅仅从检验各行业的本地市场效应的系数大于1,且在不考虑交叉项 x_3 及各行业虚拟变量回归值双重显著的约束条件下,可以看出具有本地市场效应的产业(我们可称之为“广义本地市场效应”)从其分布地区的范围来说大为扩增,由原先的6个省区市扩增至19个。也就是说对于我国大部分省区市来说,都具有本地市场效应的产业发展的选择,但这些省区市依旧主要集中于中东部地区(见图3所示)。再从具有本地市场效应的产业分布的行业特征来剖析,也主要集中在资本和技术密集型的行业,从统计结果①中可以看出,对于内含超过半数分析对象(即15个省区市)的具有“广义本地市场效应”的行业发展来说,除纺织服装、鞋、帽制造业外,其余的5个行业(非金属矿物制品业,黑色金属冶炼及压延加工业,交通运输设备制造业,电气机械及器材制造业,电力、热力的生产和供应业)基本上都是资本与技术密集型产业。虽然这些分析结论缺乏应有的统计效果显著性的支撑,但如果仅从经济意义上来说,也可以印证我国产业发展中存在着本地市场效应的结论,毕竟对于某些统计指标我们可以不必去过分的苛求,重要的是需要考察模型的经济关系是否合理(李子奈、潘文卿 2005)。同时,在这里还需要说明的是,对于那些没有检验出存在产业发展的本地市场效应的省区市来说,诸如吉林、江苏、安徽、陕西等,并不意味着其产业发展不存在本地市场效应,而是要么其所蕴含的具有本地市场效应的产业还没有显现出来,处于培育蛰伏阶段,要么其所具有的本地市场效应的产业被其他更加有效的产业发展方式所替代或掩饰,如通过出口导向或技术创新等,没有显示出其对经济发展的特有价值。

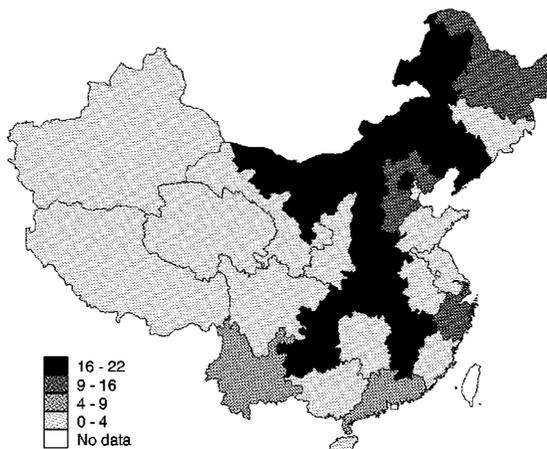


图3 我国具有“广义本地市场效应”的产业发展的地理分布

①该统计结果同上,如有兴趣,可向笔者索取。

六、结语

本文基于我国 2004 - 2009 年 29 个省区市 22 个制造业的经验发展数据,从两个层面对我国产业发展中是否存在本地市场效应进行了检验。我们的结论是,从全国省际层面上来说,并没有发现支持我国产业发展中存在本地市场效应的证据,这主要是由于在构建省际面板数据时将时间跨度进行了平滑,牺牲了产业发展的演进特性所致。但在该层面上,我们发现对于当前我国产业发展的现状来说,要素禀赋依然能发挥其促进产业发展的主要作用,而且尤以劳动力对产业发展的作用更大。这一方面说明过去传统的依靠劳动力与资本投入的产业发展方式具有惯性作用,能继续提升我国产业的发展,但是从另一个方面来说,伴随着我国劳动力人口的刘易斯拐点的到来和东南亚各国劳动力成本优势的凸显,使得我国传统的以劳动密集型为主的产业发展道路急需转变到以提高劳动力质量或其他更加有效的能提升产业发展层级的道路上来。

另外,从分省层面上来说,在对每个省区市作为面板数据分析的研究对象时,发现了各省区市的产业发展存在本地市场效应的证据。具体而言,如果从严格的统计学检验意义上来说,发现具有本地市场效应的产业主要集中在非金属矿物制品业、专用设备制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业、有色金属冶炼及压延加工业、金属制品业和交通运输设备制造业等 6 个资本与技术密集型的行业中,其地理分布也主要偏向于我国中东部的省区市;如果单从经济意义上来考量,发现我国大部分省区市都具有本地市场效应的产业,其中内含超过半数省区市的具有本地市场效应的产业主要集中在纺织服装、鞋帽制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业及电力、热力的生产和供应业等 6 个主要以资本与技术密集为特征的行业中。还有些省区市由于其产业发展的特性,或尚未显现,或被替代或融入,并未发现其产业发展中存在显著的本地市场效应的事实。

对于当下在以转变经济发展方式为主线的大背景下,在我国劳动力成本不断上升、劳动力数量渐趋减少、抑制投资过热以及周边国家劳动力成本优势显现和欧美发达国家经济陷入疲软之境的大环境下,我国产业发展也需要转变其固有的主要依赖于拼劳动、耗时间、费资源的粗放式发展道路,积极转变到以发挥产业所具有的本地市场效应上来,通过借助我国所蕴藏的巨大的市场规模来拉动、提升产业发展的层级及质量,这应是我国应对当前资源环境变化和国际经济形势复杂多变的大背景下所选择的一条较为可行的发展道路(徐康宁、冯伟 2010)。因而,一方面对于各级政府机构来说,要突破传统的发展思路,在深入调研的基础上,科学规划,合理布局,积极引导和扶持具有本地市场效应的产业,对于那些本地市场效应确实不显著的地区,可以通过其他渠道或路径来支持本地产业的发展,如可通过扩大对外出口的力度或以技术创新强化产业发展的内在动力等来弥补产业发展的本地市场效应的不足;另一方面,对于广大企业来说,也要及时发现并投资于具有本地市场效应的产业,通过本地市场效应来加快企业技术创新的步伐和提升企业发展的核心竞争力,打破传统的产业发展模式,改变低附加值、低技术含量的“世界工厂”的身份,增强产业发展中的话语权与影响力,向国际产业链分工的高端环节进军。

参考文献:

1. 蔡昉 2010 《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》第 4 期。
2. 黄玖立、李坤望 2006 《出口开放、地区市场规模和经济增长》,《经济研究》第 6 期。
3. 李子奈、潘文卿 著 2005 《计量经济学(第二版)》,高等教育出版社。
4. 陆铭、陈钊 2009 《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第 3 期。
5. 祁飞、李慧中 2011 《“母市场效应”:来自中国制造业对外贸易面板数据的证据》,《财经研究》第 37 卷第 3 期。
6. 邱斌、尹威 2010 《中国制造业出口是否存在本土市场效应》,《世界经济》第 7 期。
7. 徐康宁、冯伟 2010 《基于本土市场规模的内生化产业升级:技术创新的第三条道路》,《中国工业经济》第 11 期。
8. 颜银根 2010 《中国全行业本地市场效应实证研究:从新经济地理角度诠释扩大内需》,《上海财经大学学报》2010 年第 12 卷第 3 期。
9. 张帆、潘佐红 2006 《本土市场效应及其对中国省间生产和贸易的影响》,《经济学(季刊)》第 5 卷第 2 期。
10. Bergstrand, J. H. 1989. “The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor - Production Theory in International Trade.” *Review of Economics and Statistics*, 71(1): 143 - 153.
11. Brülhart, M. and F. Trionfetti. 2005. “A Test of Trade Theories when Expenditure is Home Biased.” CEPR Discussion Papers 5097.
12. Davis, D., and D. Weinstein. 1996. “Does Economic Geography Matter for International Specialization?” NBER Working Papers 5706.
13. Davis, D., and D. Weinstein. 1999. “Economic Geography and Regional Production Structure: An Empirical Investigation.” *European Economic Review* 43(2): 379 - 407.

(下转第 79 页)

19. 张爽、陆铭、章元 2007 《社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强》，《经济学季刊》第 6 卷第 2 期。
20. Barlevy G. 2004. "The Cost of Business Cycles under Endogenous Growth." *The American Economic Review* ,94(4) : 964 – 990.
21. Bernanke B. 1983. "Irreversibility ,Uncertainty and Cyclical Investment." *The Quarterly Journal of Economics* ,97(1) : 85 – 106.
22. Chetty ,R. ,and A. Looney. 2006. "Consumption Smoothing and the Welfare Consequences of Social Insure in Developing Economics." *Journal of Public Economics* ,90(12) : 2351 – 2356.
23. Kocherlakota ,Narayana R. 1996. "The Equity Premium: It' s Still a Puzzle." *Journal of Economic Literature* ,34(1) : 42 – 71.
24. Kydland F. ,and E. Prescott. 1982. "Time to Build and Aggregate Fluctuations." *Econometrica* ,50(6) : 1345 – 1370.
25. Long John B. ,Jr. and Charles I. Plosser. 1983. "Real Business Cycles." *Journal of Political Economy* ,91(1) : 39 – 69.
26. Lucas ,R. 1987. *Models of Business Cycles*. Oxford: Basil Blackwell.
27. Norrbin S. C. ,and F. P. Yigit. 2005. "The Robustness of the Link between Volatility and Growth of Output." *Review of World Economics* ,141(2) : 333 – 356.
28. Pindyck R. 1991. "Irreversibility ,Uncertainty and Investment." *Journal of Economic Literature* ,29(3) : 1110 – 1148.
29. Ramey G. ,and V. Ramey. 1995. "Cross – Country Evidence on the Link between Volatility and Growth." *The American Economic Review* ,85(5) : 1138 – 1150.
30. Turnovsky S. J. ,and P. Chattopadhyay. 2003. "Volatility and Growth in Developing Economies: Some Numerical Results and Empirical Evidence." *Journal of International Economics* ,59(2) : 267 – 295.

Urban – rural Indirect Welfare Costs of China' s Provincial Business Cycle Volatility

Chen Taiming

(Economic School ,Dongbei University of Finance & Economics)

Abstract: Based on a revised theoretical model ,this paper estimates indirect welfare cost of business cycle volatility through China' s urban – rural data and Chinese 28 provincial urban – rural data between 1985 and 2007. The major findings are: indirect welfare cost of business cycle volatility is far from trivial; Indirect welfare cost of business cycle volatility is obviously different between urban and rural area and between urban and rural area within each province. Therefore ,while economic growth is attached importance to ,business cycle volatility should be paid attention to and urban – rural differences of business cycle volatility also should be taken into account.

Key Words: Business Cycle Volatility; Economic Growth; Indirect Welfare Cost; Urban – rural Heterogeneous Residents

JEL Classification: E32 ,J31 ,O40

(责任编辑: 孙永平、陈永清)

(上接第 70 页)

14. Davis ,D. ,and D. Weinstein. 2003. "Market Access ,Economic Geography and Comparative Advantage: An Empirical Test." *Journal of International Economics* 59(1) : 1 – 23.
15. Domeque N. ,C. Fillat and F. Sanz. 2005. "The Home Market Effect in Spanish Industry: An Empirical Analysis ,1965 – 1995." Available at <http://www.ets.org/ETSG2005/papers/domeque.pdf>.
16. Fujita M. ,P. Krugman and A. J. Venables. 1999. *The Spatial Economy: Cities ,Regions and International Trade*. Cambridge ,Mass: MIT Press.
17. Hanson G. ,and X. Chong. 2004. "The Home Market Effect and Bilateral Trade Patterns." *American Economic Review* 94(4) : 1108 – 1129.
18. Head K. ,and T. Mayer. 2004. "The Empirics of Agglomeration and Trade." CEPR Working Paper 3985.
19. Krugman P. 1980. "Scale Economies ,Product Differentiation and the Pattern of Trade." *American Economic Review* 70(5) : 950 – 959.
20. Schumacher D. 2003. "Home Market and Traditional Effects on Comparative Advantage in a Gravity Approach." DIW Discussion Paper 344.

The Home Market Effect in Industrial Development: Based on the Study of the Panel Data of Our Country from 2004 to 2009

Feng Wei and Xu Kangning

(School of Management and Economics ,Southeast University)

Abstract: In this paper ,we examine the home market effect in our industrial development based on the industrial data of 29 provinces from 2004 to 2009 ,and find that in totally ,there are no home market effects in industrial development. It may be the reason that there is relatively special heterogeneity and industrial difference in our industrial development. However ,we find that there are home market effects in partial provinces and these effects have district and industrial tendency in choosing locations. This conclusion can provide some advices on how to transfer the industrial developmental path and improve industrial developmental quality. For example ,some districts can transfer their traditional industrial developmental path by fostering industries with home market effect ,and can accelerate technological innovation and industrial upgrade by utilizing scale effect in industrial development.

Key Words: Home Market Effect; Industrial Development; Factor Endowment

JEL Classification: F12

(责任编辑: 孙永平、陈永清)