

地区产业结构专业化及其影响因素

——基于中国地级城市面板数据的实证分析

苏 华

摘 要: 基于新古典贸易理论、马歇尔外部性理论和新经济地理理论的综合视角,利用我国 286 个地级及以上城市 2003—2009 年的面板数据,采用可行的广义最小二乘法(FGLS)对城市规模、人口密度、专业人才密度、经济发展水平和地理区位等因素对地区产业结构专业化的影响因素进行实证分析。结果表明,城市规模和城市人口密度的提高均不利于地区产业结构专业化,且其对地区专业化的负向影响自东向西依次增加;城市专业人才密度对地区专业化具有明显的促进作用,且该影响效果由东向西依次降低;地理区位对专业化水平具有不同的影响效果,与中西部地区相比,东部地区具有更高的专业化水平;随着城市人均收入不断提高,地区专业化水平具有稳定的先降低后增加的 U 型发展模式。

关键词: 地区产业结构;专业化;城市规模;外部经济

中图分类号: F124.4 **文献标识码:** A

文章编号: 1001-490X(2012)2-041-03

作 者: 湖南大学经济与贸易学院博士生;湖南,长沙,410079

近年来,众多学者围绕我国市场一体化和地区产业结构专业化开展了大量研究,主要集中探讨专业化的评价方法及地区专业化对经济增长或产业集聚的影响等方面,然而学界尚未对我国地区产业结构专业化的发展趋势、决定因素形成共识。分析认清我国地区专业化现状、趋势及其决定因素,不仅具有重要的理论意义,而且对各地区依据各自要素禀赋和产业基础合理优化产业结构、促进区域经济协调发展、提高区域经济一体化水平也具有一定的指导意义。鉴于此,本文试图在新古典贸易理论、马歇尔外部性理论、新贸易理论和新经济地理理论综合视角下,以我国 286 个地级及以上城市为样本,探讨我国地区产业结构专业化的决定因素。

一 地区专业化决定因素及其检验模型

目前有四种理论可用于解释地区专业化的成因:一是新古典贸易理论;二是新贸易理论;三是新经济地理理论;四是集聚经济理论。新古典贸易理论以完全竞争、同质化产品和规模报酬不变为主要特征,强调不同地区生产效率或现有技术差异以及要素禀赋引起的相对生产成本差异(也称为比较优势)在地区专业化中的作用。经济一体化进程有利于各区

域根据自身比较优势进一步优化生产要素和各种资源在生产活动中的配置,专业化生产能够密集使用本地区优势要素或资源的产品。由于要素可在区域之间自由流动,因而各地区对生产要素的需求最终会使生产要素价格在各地区趋于均等。因此新古典贸易理论为产业间专业化的产生提供了有利证据。然而,比较优势在解释地区专业化成因方面并不充分。大多数工业化国家已普遍采用产业内贸易的形式相互交换同一产品类别的差异化商品。新贸易理论与新经济地理理论以规模报酬递增、产品差异化和不完全竞争为特征,认为产业间与产业内贸易在不同地区之间是同时存在的。新贸易理论与新经济地理理论均强调市场规模在产业集聚和地区专业化中的作用,但前者假定不同地区市场规模是外生给定的,而后者认为市场规模是由集聚经济内生决定的。

本文引入区域规模(size)、地区人口密度(dens)以及地区虚拟变量(east、central、west)等变量分别表示比较优势、集聚经济、运输成本和市场接近性对地区专业化的影响。首先,区域规模对地区专业化的影响有两个方面,一是根据新古典贸易理论,规模越大的区域,其人口异质性和各种地域因子比如自然资源禀赋、地理和气候特征的变化就越大,其地区专业化程度就越低;二是新经济地理理论认为区域规模越大则集聚效应就越强,从而在某些行业可能有特定的集聚经济,从而又促进了大规模区域的专业化。其次,地区人口密度衡量了运输成本在地区专业化中的作用。那些必须支付高运输费用的产业就倾向于在人口密集的区域分布,而过度集聚又会产生拥挤成本,在此情况下需要较低运输费用的行业将会在人口稀疏的区域分布。因此,地区人口密度能够影响产业专业化程度。其三,地区虚拟变量衡量了地理位置对于地区专业化的影响。新经济地理理论认为市场接近性是企业进行专业化生产、获得规模经济效益的根本原因。影响产业区位选择的市场力量在东、中、西部地区依次递减,引入我国东中西部地区虚拟变量可以在一定程度上反映厂商面临的市场规模。

马歇尔外部性是另一种影响地区专业化的重要力量。该理论认为专业化集聚有三个主要来源:劳动力“蓄水池”效应、中间投入品和生产性服务的规模经济、专业知识和知识的外溢效应。劳动力资源共享与匹配和知识溢出效应这两条外部性作用渠道与一定空间内专业技术人才密度密不可分。城市中较高的劳动力和专业人才密度使人们在空间上更为接近,有利于工人就近获得匹配工作岗位,也有利于产生相互合作、知识共享的创新氛围,促进厂商之间知识溢出效应。笔者以地区人才密度(tcens)来衡量企业受到的外部经济的影响。

根据以上理论分析,令 S 为地区专业化水平,最终用于解释地区专业化的模型具有如下形式:

$$S_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln size_{it} + \alpha_2 \ln dens_{it} + \alpha_3 \ln tc dens_{it} + \alpha_4 east_{it} + \alpha_5 central + \alpha_6 west + \mu_{it} \quad (1)$$

此外, Imbs and Wacziarg^[1] 认为地区专业化程度还与当地经济发展状况有关,地区专业化程度随着地区经济发展水平不断提高表现出先降低后增加的 U 型发展趋势。因此,以地区人均收入 ($pcincom$) 表示区域发展状况,在 (1) 式中同时引入 $pcincom$ 及其二次项来体现区域经济发展状况对地区专业化的影响。则 (1) 式变为:

$$S_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln size_{it} + \alpha_2 \ln dens_{it} + \alpha_3 \ln tc dens_{it} + \alpha_4 east_{it} + \alpha_5 central + \alpha_6 west + \alpha_7 \ln pcincom_{it} + \alpha_8 \ln(\ln pcincom_{it})^2 + \mu_{it} \quad (2)$$

其中 α_0 为常数, $\alpha_1 \sim \alpha_8$ 为弹性系数, μ_{it} 为随机误差,在面板数据模型中允许截面同期相关和时间序列相关,即 $\mu_{it} = C_i + T_t + \varepsilon_{it}$, C 和 T 分别是截面单元固定效应和时间固定效应, ε_{it} 是期望为零的独立同分布随机变量,即 $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$, $i = 1, 2, \dots, N$ 为截面单元数, t 为年份。

二 变量与数据说明

本文样本为全国 286 个地级及以上城市 2003~2009 年数据,数据来自 2004~2010 年《中国城市统计年鉴》、《中国区域统计年鉴》,价格指数来自 2003 年以来各省统计年鉴。

被解释变量:地区专业化的度量。衡量地区专业化的指标有很多, Feser^[2] 以各产业区位商之和来表示地区专业化水平,而 Overman, Redding and Venables^[3] 以某行业占该城市总产出的比例来表示。而这些指标仅能反映某一行业在某一地区的相对份额或相对优势,没有体现地区专业化生产特征与所有区域平均生产结构的差异状况。为此,笔者根据 Traistaru, Nijkamp and Longhi^[4] 和 Ezcurra, Pascual and Rapun^[5] 的研究,用以下指标来表示地区专业化水平:

$$S = \sum_p \left| \frac{E_{ip}}{\sum_p E_{ip}} - \frac{\sum_{k \neq i} E_{kp}}{\sum_{k \neq i} \sum_p E_{kp}} \right| \quad (3)$$

其中 E_{ip} 、 E_{kp} 表示城市 i 与城市 k 中 p 产业的就业人数。笔者选取各城市中 19 个行业就业数据来计算地区专业化指标,这 19 个行业为:农、林、畜、渔业,采矿业,制造业,电力、燃气及水的生产和供应业,建筑业,交通运输仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,批发和零售业,住宿和餐饮业,金融业,房地产业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业,水利、环境和公共设施管理业,居民服务和其他服务业,教育,卫生、社保和社会福利,文化、体育和娱乐业,公共管理和社会组织。就业数据为各城市 19 个行业单位从业人员数(单位:万人)。

解释变量: (1) 地区规模:以各城市人口规模来表示,单位:万人。数据直接从历年《中国城市统计年鉴》采集。

(2) 人口密度:以各城市人口规模与城市建成区面积之比来表示: $dens_i = \frac{P_i}{A_i}$ (4)

其中 P_i 为城市 i 人口规模, A_i 为城市 i 建成区面积(单位:平方公里)。

(3) 专业人才密度:以各城市专业技术人才占总就业比重

$$表示: tc dens_i = \frac{T_i}{\sum_p E_{ip}} \quad (5)$$

其中, T_i 为城市 i 专业技术人员。本文以信息传输、计算机服务和软件业以及科研技术人员数占城市就业比重来衡量城市专业技术人才密度。笔者认为这个指标在一定程度上测度了厂商感受到的外部经济。

(4) 地区人均收入:以各城市人均工资水平来表示,单位:元。以 2003 年为基期,采用消费者价格指数进行价格调整。

三 计量模型估计与结果说明

本文顺序使用 F-统计量、Hausman 检验、Wooldridge 检验、LR 检验法选择适宜的面板数据模型。结果显示方程中存在个体效应, Hausman 检验接受原假设,且误差项存在一阶自相关,个体间误差项亦存在异方差。为了消除自相关和异方差,本文用可行的广义最小二乘法(FGLS)来估计个体间的误差项存在自相关和异方差的情况。表 1 列出了方程 (2) 的面板 FGLS 估计结果。

表 1 地区专业化及其影响因素的面板 FGLS 估计

变量	①	②	③	④	⑤
lnsize	-0.0464*** (-7.20)	-0.0395*** (-6.14)	-0.0370*** (-5.88)	-0.0373*** (-5.73)	-0.0364*** (-5.54)
lndens	-0.0583*** (-11.87)	-0.0536*** (-10.16)	-0.0467*** (-8.95)	-0.0467*** (-8.94)	-0.0473*** (-9.02)
east		0.0494*** (4.03)	0.0713*** (5.83)	0.0719*** (5.63)	0.0703*** (5.48)
central		0.0313* (1.70)	0.0101 (0.88)	0.0101 (0.87)	0.0102 (0.88)
west		-0.0247 (-0.72)	-0.0173 (-1.14)	-0.0467 (-0.68)	-0.0027 (-0.126)
lntcdens			0.0647*** (9.34)	0.0647*** (9.33)	0.0651*** (9.38)
lnpcincom				0.00235 (0.17)	-0.458** (-2.17)
(lnpcincom) ²					2.130*** (3.51)
_cons	1.094*** (32.60)	1.039*** (30.29)	0.771*** (17.44)	0.750*** (5.84)	-4.467 (-1.00)
R ²	0.8472	0.8835	0.9232	0.9257	0.9583
N	2002	2002	2002	2002	2002

注:括号中为 t 统计值;* 表示 $p < 0.10$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; N 为样本量。

表 1 的面板估计结果显示,生产的专业化水平随着城市规模的提高而降低,这强调了特定地区的专业化水平与地域分割程度的密切联系。地区规模越大,内部人口同质性、要素禀赋差异和自然地理差异就越大,这些因素的存在阻碍了地区一体化进程,从而导致生产的专业化水平降低。城市人口密度对专业化的影响为负,可能意味着人口越是密集的城市的生产结构就越接近整体的平均水平(生产结构越是具有趋同倾向),即我国大多城市人口密度过大,已经产生过度集聚现象,拥挤成本不利于地区生产的专业化。从方程 (1)~(3) 看,随着地区虚拟变量和专业技术人才密度的引入,方程拟合优度明显提高(从 0.8472 提高到 0.9232),说明地理区位和外部性对城市专业化具有很强的解释能力。地区虚拟变量的估计结果显示,城市地理区位对专业化水平具有不同的影响效果(方程 (2)~(5))。与中西部地区相比,东部地区城市具有更高的专业化水平,也就是说,城市越是接近国内外市场,其

生产结构的差异性就越强。方程(3)~(5)中城市专业技术人员密度的参数估计显著为正,说明发达的劳动力市场、充裕的中间产品供给与厂商之间或员工之间密切的相互联系和合作(技术外溢)有利于厂商在同一地域集中布局和进行专业化生产。地理区位和外部性对地区专业化的影响特征可以在一定程度上解释目前我国东部地区大多数企业难以向中西部地区转移或集聚的问题。尽管我国东部地区在自然资源、劳动力成本、本地市场等方面没有明显优势,但其靠近国外市场,在国内市场需求日渐萎靡的情况下,国外市场需求的影响使大部分外向型企业在该地区集聚,受规模报酬递增影响,厂商集聚、收入水平提高和劳动力流动之间的累积循环机制带来的收益使企业并不情愿转移到其他地区。此外,受外部经济影响,大型企业能够便捷地在东部地区获得所需要的技术型劳动力、廉价的中间投入品和充分的技术供给,但在西部地区,这些要素条件和基础设施水平缺乏使大型企业难以存活。

引入城市平均收入后,方程(4)的拟合优度与方程(3)相比并未明显改善,且城市人均收入的参数估计并不显著。而将城市人均收入二次项引入方程后(如方程(5)),拟合优度迅速由0.9257增加到0.9583,且城市人均收入及其二次项参数估计的显著性也得到明显改善,说明城市经济发展水平与生产专业化之间具有显著的非线性关系。具体来说,城市人均收入二次项系数为正(2.13),一次项系数为负(-0.458),表明随着人均收入增加(或经济发展水平提高),城市专业化水平表现出先降低后增加的U型发展模式,这一结果也印证了Imbs and Wacziarg对于地区经济发展水平与专业化之间关系的假设。

为反映地区差距,笔者将全国286个地级及以上城市分为东、中、西三个子样本,分别估计了各因素对地区专业化的影响。表2报告了相应的估计结果。

表2 地区专业化及其影响因素的分地区面板FGLS估计结果

变量	东	中	西
lnsize	-0.0209276 ** (-2.07)	-0.049055*** (-3.96)	-0.0421099*** (-3.32)
lndens	-0.032287*** (-3.13)	-0.0509535*** (-6.34)	-0.0554358*** (5.45)
lntedens	0.084352 ** (2.42)	0.034024*** (8.14)	0.0583223 (0.224)
lnpcincom	-0.0452565 ** (-2.05)	-0.0385368 * (-1.97)	-1.484926* (1.69)
(lnpcincom)2	0.0837631 ** (2.02)	0.410008 ** (2.14)	6.783432* (1.68)
_cons	0.6837039 (0.07)	-7.376171 (-1.15)	-0.6729925 (-0.10)
R ²	0.8857	0.8882	0.8905
N	2002	2002	2002

注:括号中为t统计值;*表示 $p < 0.10$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$;N为样本量。

表2显示,与全国样本估计相似,城市规模对地区专业化的作用为负,且中西部地区的负向影响大于东部地区,说明中西部地区导致城市内部异质性的因素对区域一体化的阻碍作用较东部地区更强,使得中西部地区区域分割程度更大,从而对地区专业化具有更强的负面效应。随着城市人口密度不断增大,东中西部地区专业化都在不断降低,且城市人口密度对专业化的负面影响由西向东逐渐降低,表明我国西部和中部

地区各大城市也表现出明显的过度集聚现象,且拥挤效应由西向东逐渐降低。与东部地区相比,中部和西部地区城市的集聚效应明显偏低^[6],该类城市不仅城市本身发展缺少产业支撑,而且城市空间布局分散、交通基础设施不健全,难以形成集聚经济优势。在产业基础薄弱、集聚效应不显著下,行政干预成为推动城市发展的主要力量。由行政主导的盲目推进城市化的策略不仅使大多数城市规模过大,更使得各城市生产结构不断趋同,造成土地资源浪费和要素配置扭曲。以城市专业技术人员密度表示的外部经济对专业化的作用也具有明显的地区差异,其作用效果从东向西依次降低,说明东部地区产业较中西部地区更具有专业化集聚趋势,在行政力量主导下,西部地区城市的粗放式发展不仅阻碍了劳动力、中间投入和技术等生产要素在市场机制下自由集聚并发挥集聚优势,而且还增加了经济运行成本,阻碍专业化进程。城市人均收入及其二次项的参数估计在三个地区相似,表明经济发展与地区专业化之间的U型发展模式在不同地区具有稳定性。

四 结论与建议

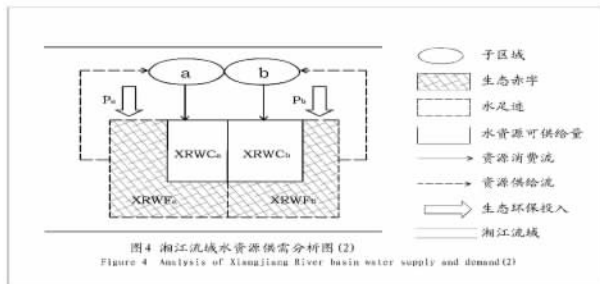
以上分析结果为进一步提高地区产业结构专业化水平、促进区域经济一体化提供了以下启示。其一,由于城市规模扩大不利于地区生产的专业化,意味着城市内部劳动力异质性、资源禀赋等的差异对生产结构的作用要大于新经济地理理论认为的递增收益有利于某些产业专业化集聚的效果,因而在进行城市建设和城市化过程中应更加注重推进城市市场一体化和扩大地区市场需求规模,使企业充分发挥规模经济优势,进而使生产更加向具有递增收益的行业集聚;其二,我国各大城市已经表现出明显的拥挤效应,拥挤成本不利于地区专业化,这不仅与我国有些大城市内部交通运输等基础设施仍不能满足日益增加的城市人口的需要有关,还与大多数中小城市发展不足有关。因此,应继续加强大城市交通运输等基础设施建设,从而使过度集聚区人口向外扩散,减少拥挤成本,同时鼓励有发展潜力的中小城市率先发展,缓解大城市人口压力;其三,城市外部经济有利于生产专业化,因而进一步发展和完善要素市场,促进劳动力、资本和技术的自由流动与扩散有利于产业的专业化集聚及推动区域一体化进程;其四,中西部地区城市发展中应更加注重市场机制的作用,加强城市交通运输、网络通讯等基础设施建设,以市场为导向鼓励东部地区产业向中西部地区转移,增强中西部地区城市产业基础,并引导产业向有发展潜力的城市集聚,发挥城市集聚经济优势;最后,由于专业化水平与城市经济发展水平或人均收入的地区分布密切相关,任何导致地区经济发展水平或收入差异的因素均不利于区域经济一体化和生产的专业化,因此,在致力于城市经济发展的同时还应控制城市间收入和经济水平差距拉大,促进区域经济协调发展。

参考文献:

- [1] Imbs, J. and R. Wacziarg, Stages of Diversification, American Economic Review, 2003, 93: 63-86.
- [2] Feser, E. J., Tracing the Sources of Local External Economies, Urban Studies, 2002, Vol. 39, No. 13, pp. 2485-2506.
- [3] Overman, Henry G., Stephen Redding and Anthony Venables, The Economic Geography of Trade, Production and (下转10页)

时, i 地区支付补偿, 额度为 $|EC_i|$; 当 $EC_i < 0$ 时, i 地区获得补偿, 额度为 $|EC_i|$ 。

(二) 两个子区域均为生态赤字 ($XRWC_a < XRWF_a$, $XRWC_b < XRWF_b$)

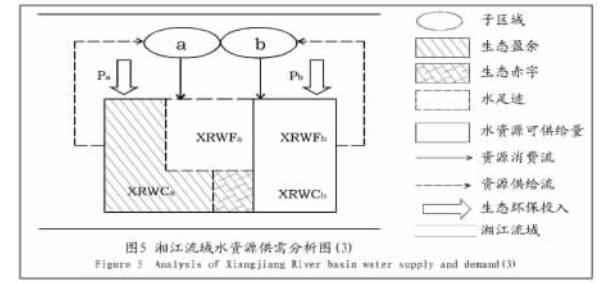


湘江整体呈现生态赤字, 即各区域水足迹均大于水资源可供量。类似前一种情况, 各子区域的水生态赤字占湘江生态赤字比重不同, 所占比重越大, 水资源保护资金投入就应该相对较大, 即子区域生态赤字与虚拟水资源保护资金成正比。依据子区域生态赤字与整个湘江生态赤字的比值及水资源保护资金投入总和, 构建各子区域水足迹补偿标准测量模型:

- (1) $P_a' + P_b' = TP$;
- (2) $P_a' / P_b' = (XRWF_a - XRWC_a) / (XRWF_b - XRWC_b)$;
- (3) $EC_i = P_i' - P_i$ 。

当 $EC_i > 0$ 时, i 地区支付补偿, 额度为 $|EC_i|$; 当 $EC_i < 0$ 时, i 地区获得补偿, 额度为 $|EC_i|$ 。

(三) 不是一致情况时, 即两个子区域发生不同的生态系统安全性



这种情形下, 一个子区域为水生态盈余, 另一个子区域为水生态赤字。水生态赤字区域为 $XRWC_i < XRWF_i$, 从而侵占水生态盈余区域的水资源可利用量, 这就要求其不仅要承担起湘江水资源保护的全部投入, 还要分摊水生态盈余区域的水资源保护投入。因为水生态盈余区域占有较小的水足迹,

或者其水资源保护效益外溢, 为其他区域的水足迹做出了贡献。以水生态盈余区域的水足迹占湘江水资源可利用量比值为权重 (ρ), 估算水生态盈余区域的虚拟水资源资金, 以此为依据计算水生态赤字区域应该支付的补偿额度, 构建不同水生态系统安全性的水足迹补偿模型:

- (1) $\rho = RWF_s / XRWC$;
- (2) $P_s' = \rho P_s$;
- (3) $EC_d = P_s - P_s' = P_s (1 - \rho)$ 。

其中 P_s 为水生态盈余区域的虚拟水资源保护资金, P_s' 为水生态盈余区域的实际水资源保护资金, RWF_s 为水生态盈余区域的水生态足迹, EC_d 为水生态赤字区域应支付给水生态盈余区域的水资源补偿标准。

四 结 语

湘江贯穿湖南南北, 湘南以丘陵为主, 湘北为洞庭湖平原为主, 地理和自然气候等因素造成湘江水资源分布不均, 导致上下游各行政区可利用水资源量存在差异。特别是长株潭城市群的兴起, 人口增加、产业发展, 造成该区域水足迹严重不足(这也与三峡运营后洞庭湖生态水位降低相关联)。水资源是长株潭城市群发展的支撑性战略性生态资源, 该区域对水资源的耗用情况与经济发展模式、人口数量、生态型发展等因素具有相关性。通过湘江水足迹的计算, 可以充分反映湘江水资源的实际使用量, 揭示湘江特别是长株潭城市群水资源生态安全状况, 同时还可以进一步综合分析湘江各区域水资源供需空间差异, 为解决长株潭城市群水足迹补偿提供思路。

参考文献:

[1] 王建生 《水资源可利用量、开发利用潜力与承载能力》, 《水资源及水环境承载力学术研讨会论文集》, 中国水利水电出版社 2002 年出版, 第 33 页。
[2] 钟华平、王建生、徐澎波等 《地表水资源可利用量计算原则》, 《水利水电技术》2004 年第 2 期, 第 9 页。
[3] 傅晓华、赵运林 《湘江生态补偿标准的计量模型研究》, 《中南林业科技大学学报》2011 年第 7 期, 第 23 页。
[4][5] Chapagain A K, Hoekstra A Y. Water footprints of nations [A]. Value of Water Research Report Series (No. 16) [C]. IHE Delft 2004: 1 - 80.
[6] Allan J. A. Virtual water: A long term solution for water short Middle Eastern economies? Paper Presented at the 1997 British Association Festival of Science, University of Leeds 9 September, 1997.
[7] 赵运林、傅晓华 《生态足迹理论在长株潭生态安全中的应用与改进》, 《城市发展研究》2008 年第 4 期, 第 32 页。

(责任编辑: 余小平)

(上接 43 页)

Income: A Survey of Empirics, in James Harrigan and E. Kwan Choi (eds.), Handbook of International Trade, Oxford: Blackwell, 2003.
[4] Traistaru, I, Nijkamp, P. and Longhi, S. Regional Specialization and Location of Industrial Activity in Accession Countries. ZEI Working Paper No. B16, Center for European Integration Studies, 2002.
[5] Ezcurra R, P. Pascual and M. Rapùn, Regional Specializa-

tion in the European Union, Regional Studies, 2006, 40(6): 601 - 616.
[6] 王小鲁 《中国城市化路径与城市规模的经济分析》, 《经济研究》2010 年 10 期。

(责任编辑: 余小平)