

城乡统筹背景下重庆城市化进程 空间机理研究

黄森, 蒲勇健

(重庆大学经济与工商管理学院, 重庆 400044)

摘要:文章在修正传统城市化指数基础上,从空间角度对重庆各区县城市化进程分析,结果表明:重庆地区城市化进程存在明显的空间集群现象;1998-2008年间重庆市各地区城市化第二产业比率指数和第三产业比率指数对经济增长的贡献有明显增强;而城市化非农人口比率指数对经济增长的贡献正逐年减弱。因此,将城市化重心转移到地区产业结构调整,比单纯通过扩大城市范围、增加非农人口比例来提高城市化率更能促进当地经济增长。

关键词:城乡统筹;空间集群;空间城市化模型;城市化指数;空间计量经济学模型

中图分类号:F29 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2012)05-0008-09

改革开放30年,中国创造了世界经济增长的一个奇迹,物质文明建设和精神文明建设成效显著。近几年中国经济发展一直高位运行的同时,城乡二元结构问题所导致的区域差距的扩大的研究也不断深入。国内外很多实证研究也表明,城乡二元结构是导致区域差别发展的一个主要原因。王瑞全^[1]指出实现城乡统筹发展是有效消除城乡二元体制的关键,而城乡统筹发展的一个显著特点就是城市化。

重庆是中国最年轻的直辖市,中国长江上游地区的经济中心,国家重要的现代制造业基地,西部重要的中心城市之一。2007年,重庆成为城乡综合配套改革试验区,这些独有的区位优势,对重庆经济发展起了显著作用。随着经济的提速(图1),城市化进程也有了明显发展(图2)^①,同时三峡大移民又使其城市化进程具有与其他省市不同的特点^②。

重庆市是中国首批城乡综合配套改革试验区之一,是中国最具发展潜力的城市之一,其城市化进程有何特点?是否具有空间依赖性?与经济增长有何关系?文章将针对这些问题进行探讨研究。文章第二部分是文献综述,第三部分是理论模型分析,第四部分指标选定及空间相关性检验,第五部分实证分析,最后是研究结论及建议。

收稿日期:2011-06-20

基金项目:中央高校基本科研业务费科研专项“研究生科技创新基金”：“防范污染化增长形势下:我国环境保护体系与区域经济协调发展的可行性研究”(CDJXS11021119)

作者简介:黄森(1986-),男,四川人,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生,主要从事区域经济学研究;蒲勇健(1961-),男,重庆人,重庆大学可持续发展研究院副主任,教授,博士研究生导师,主要从事数量经济学研究。

①从1985到2005年,重庆市的城市化水平从21.88%上升到了45.4%,平均以每年3.7%的百分比增长(刘艳2008)。

②三峡移民都安置在市内,成为市内居民;主城城区数量及面积扩大,将原本不属于主城范围的主城周边农村地区划为城市,瞬间增加了城市人口数量;由“城市化”变“城镇化”形成的统计口径改变,将原来市镇人口也都作为城市人口来计算(冯维波 梁振民2008)。

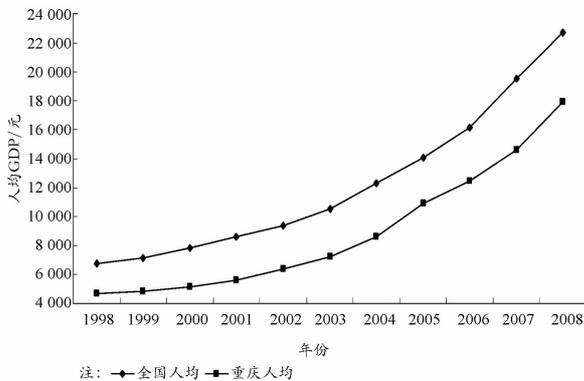
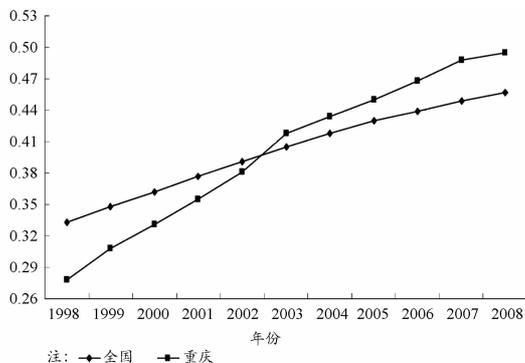


图1 1998-2008年重庆市及全国人均GDP增长图

图2 1998-2008年重庆市及全国城市化趋势图^③

城市化是一个复杂的空间形态变化和社会、经济发展过程。城市化进程的逐步加快,已成为中国经济社会发展的一个显著特征,引起专家学者广泛关注。经济学家 Kuznets 和 Chenery 指出,社会经济结构的工业化和城市化,是伴随着经济增长出现的一系列转变中最为引人注目的两部分。由于中国正处于经济高速发展时期,国内很多专家学者也在从事城市化与经济增长关系的研究。陆铭、陈钊^[2]基于1987-2001年间省级面板数据的估计结果,证明城市化对降低统计上的城乡收入差距有显著作用。沈坤荣^[3]提出城市化通过物质资本、人力资本、知识资本和产业结构四条途径影响经济增长;而且,在现阶段人力资本和结构变革是城市化与人均产出之间的显著影响渠道。程开明^[4]通过投入产出模型相关分析显示,中国城市化水平与技术创新之间高度正相关,同时基于省级面板数据的多模型估计发现,城市化通过对技术创新的影响,对经济增长具有正向促进作用。沈凌^[5]通过构建一个基于二元结构(城市和农村)的两部门(消费者和厂商)模型,得出推进城市化以减少农村人口比单纯增加农民收入更有

利于经济发展。此外城市化也有可能促进城市化群落的发展^[6],城市集群的形成又会导致专业分工的细化从而进一步推动整体经济的发展^[7]。

然而上述研究皆忽略了空间维度,把经济体孤立起来研究。中国由于环境因素的限制,地区与地区间的空间地理差异非常明显,倘若只利用时间序列数据来进行传统意义上的 OLS 回归,往往会降低分析结果的真实参考性^④。虽然近年来,在区域经济增长分析的相关文献中,空间自相关问题引起了部分学者的重视^[8-9],但是,目前还没有学者利用空间计量方法分析重庆地区县域经济的城市化进程与经济增长之间具体关系。同时目前大部分学者把城市化这一指标简单定义为非农人口(城镇人口)占总人口的比重,导致这种单一的以人口比重来衡量城市化水平的方法存在明显缺陷^[10]。

在结合了目前大多数相关文献基础上,文章利用重庆直辖市县级面板数据对城市化与经济增长之间的关系进行研究,其中有两点需要说明:第一,文章将引入新城市化水平指标;第二,文章通过构建空间经济学模型,在理论层面上分析地区间的城市化与经济发展的相互作用;第三,文章运用空间计量模型,从实证角度考察1998-2008年重庆各区县城市化进程与经济发展的关系。重庆市作为中国首批城乡综合配套改革试验区之一,又是西部地区重要经济增长极之一,研究重庆地区的城市化进程与经济增长关系,对了解中国西部地区城乡统筹进程及区域发展特点、完善区域经济理论有着重要的现实意义。

一、理论模型分析

城市化过程,其本质上是人口集中过程。在受到外界环境因素影响下,根据理性人假设,人们倾向于收益相对较高的区域,进而对人口集聚区经济产生一定影响^⑤。为了进一步理解城市化对经济增长的影响,引入 Krugman 的空间经济学城市化模型进行研究。

假设存在两相邻地区(r 区, s 区)且均为单中心经济体结构^⑥,并处于同一直线上,它们之间存在人口流动。为此引入4R方程^⑦,来描述两个独立地区的经济特征。首先定义 r 区经济体:

价格指数:

$$G = \left[\frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^R L_i^M (\omega_i^M T_r^M)^{(1-\sigma)} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (1)$$

名义工资:

③城市化率统计指标为:城镇人口/总人口。

④张晓旭、冯宗宪(2008)的研究发现,在不考虑空间依赖性的情况下,标准的 β 收敛模型没有发现地区收敛的证据,而在考虑了空间依赖性的情况下,中国经济地区增长则存在收敛的趋势。

⑤程开明(2009)认为不完全竞争市场条件下,人口和经济集中于便于经济活动利用相互间的技术和金钱外部性,提高生产率、增强盈利能力,进而带动资本形成,推动经济增长。

⑥经济体只存在农业和制造业两个部门:制造业不完全竞争,供应大量的差异化产品,且收益递增,集中于中心城市;农业部门完全竞争,生产单一的同质产品平均分布于其他区域。

⑦具体参见《空间经济学》(Krugman 2005)。

$$w_r^M = \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma c^M} \right) \left[\frac{(\mu)}{q} \sum_{r=1}^R Y_s G_s^{\sigma-1} T_{rs}^{M^{1-\sigma}} \right] = \left[\sum_{s=1}^R Y_s (T_{rs}^M)^{1-\sigma} G_s^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma} \quad (2)$$

实际工资:

$$\omega_r^M = w_r^M G^{-\mu} (p^A)^{-(1-\mu)} \quad (3)$$

收入:

$$Y_r = \mu w_r^M + (1 - \mu) w_r^A \quad (4)$$

式中: M 表示制造业(包括第二产业以及第三产业); A 是农业; μ 是常数,表示制成品的支出份额(假设总支出为 1,制成品支出为 μ ,则农产品支出为 $1 - \mu$); ρ 表示消费者对制成品多样性的偏好程度, $\sigma \equiv 1/(1 - \rho)$, 则 σ 表示任意两种制成品之间的替代弹性; p^A 为农产品价格, p_r^M 为 r 区制成品的价格; R 表示相邻地区总数(文章只有两个地区); G 是价格指数; w_r^M, w_r^A 分别表示 r 区制造业及农业的名义工资; ω_r^M 表示 r 区制造业实际工资(r 区农业实际工资为 ω_r^A); Y_r 表示收入; T_{rs}^M 为 r 区到 s 区制成品运输成本; L_s^M 为 s 区制造工人数量(即城镇人口数)^⑧; $G^{-\mu} (p^A)^{-(1-\mu)}$ 是经济体的生活费用指数。同理,可定义 s 区经济体。

现在引入潜在人口流动向量,设两地区总人口为 N^* , L_r 为地区 r 城镇人口,即上文中的 L_r^M ,同理 L_s 为地区 s 城镇人口, $L_A = N^* - L_r - L_s$ 为两地区农村总人口, L_r, L_s 分别表示地区 r, s 间的潜在流动人口数。其中 \bar{w} 表示两地平均工资。

$$L_r^A = L_r (\omega_r - \bar{w}) \quad (5)$$

$$L_s^A = L_s (\omega_s - \bar{w}) \quad (6)$$

$$\bar{w} = \frac{(L_r \omega_r + L_s \omega_s + L_A \omega^A)}{N^*} \quad (7)$$

上式表明,当两地区实际工资不相等时,地区间会发生人口流动。由于人口流动同时也存在成本,这里引入空间经济学里的冰山成本假设^⑨。现设单位人口移动距离为 d 时,流动成本为 $T = \exp(-\tau d)$, τ 为运输成本系数,其中 τ^A 为农产品运输成本, τ^M 为制造业运输成本。

首先假定 $\tau^A = 0$, 因此农产品价格在整个体系中完全相同。故可将地区 r 的名义工资标准化 $w_r = 1$, 于是就可以得到整个经济体的价格指数 $G(s)$ 的表达式:

$$G(s) = \left\{ (L_r/\mu) \exp(-(\sigma-1)\tau^M |s|) + (L_s/\mu) w_s^{-(\sigma-1)} \exp[-(\sigma-1)\tau^M |s| + r^* |s|] \right\}^{-1/(\sigma-1)} \quad (8)$$

则地区 r 价格指数为 $G_r \equiv G(0)$, 地区 s 价格指数为 $G_s \equiv G(r^*)$ 。则在这个系统中的地区 s 与地区 r 的名义工资也能由(2)式加上(8)式得到:

$$w_r = \left\{ L_r G_r^{\sigma-1} + L_s w_s \exp[-(\sigma-1)\tau^M r^*] G_s^{\sigma-1} + p^A \int_0^f \exp[-(\sigma-1)\tau^M |s|] G(s)^{\sigma-1} ds \right\}^{1/\sigma} = 1 \quad (9)$$

$$w_s = \left\{ L_r \exp[-(\sigma-1)\tau^M r^*] G_r^{\sigma-1} + L_s w_s G_s^{\sigma-1} + p^A \int_0^f \exp[-(\sigma-1)\tau^M |s-r^*|] G(s)^{\sigma-1} ds \right\}^{1/\sigma} \quad (10)$$

得出实际工资为

$$\omega_r = G_r^{-\mu} (p^A)^{-(1-\mu)} \quad (11)$$

$$\omega_s = w_s G_s^{-\mu} (p^A)^{-(1-\mu)} \quad (12)$$

现在讨论位于两个地区之间的农业,农业人口密度为 c^A , 则通过农业来推导出边界距离与人口总数之间的关系:

$$f = (N - L_1 - L_2)/c^A \quad (13)$$

另外定义农民的实际工资为:

$$\omega^A = w^A(f) G(f)^{-\mu} (p^A)^{-(1-\mu)} = G(f)^{-\mu} (p^A)^\mu / c^A \quad (14)$$

联立(8) - (14), 以 ω_s/ω_r 被解释变量, $\lambda_2 = L_s/(L_r + L_s)$ 为解释变量。同时假定人们对工业制成品有较高的偏好 $\rho = 0.75$, 制造业份额较低为 $\mu = 0.3$, 农产品运输成本为零, 则 $\tau^A = 0$, 存在一定的制成品运输成本 $\tau^M = 1$, 农业人口密度为中等 $c^A = 0.5$ 。给定初始两地区 $r^* = 1.14$, $N^* = 2.57$, 以满足 $\omega^A = \bar{w}$ 可得以下结论: 当 T 较小时(意味着人口以较低的成本自由流动), 工资差额随着 λ_2 的单调上升而上升。这个现象表明: 当其他条件都相同, 一个地方的第二产业和第三产业人口较多时, 较大的地方市场会使名义工资较高; 当地生产较多的产品可以降低价格指数。这两点导致实际工资的上升, 从而提高了地区的吸引力。由于制造业的发展状况与产业人口成正比, 人口越多制造业越发达, 当地经济增长速度越快; 同时制造业的快速发展也会带来区域的前向关联效应^⑩和后向关联效应^⑪, 从而进一步加快城市化进程。综上所述, 城市化与经济增长之间是一种循环累积相互促进因果关系^⑫。

二、指标选定及空间相关性检验

上述理论分析揭示了城市化与地区经济增长有着相互促进的关系。从已有的统计年鉴数据来看, 重庆市直辖以来, 特别是 2004 年以后, 重庆市各区县尤其是主城六区^⑬的各项经济指标均发生了较大

⑧定义制造业人口 = 城镇人口。

⑨“冰山成本”即, 如果一单位产品从地区 r 转移地区 s , 那么只有一部分可以到达时, 其余途中损耗的部分就为运输成本。

⑩即价格指数效应, 产业集中导致该区域相对价格指数下降, 在名义收入水平相同的情况下, 意味着当地实际收入上升使该地区更具有吸引力。

⑪即本地市场效应, 人口集中会导致当地市场规模的变化, 同时市场规模的变化又会导致生产活动的集中。

⑫不同的流动成本会导致不同的结论, 为了能更清楚的了解城市化与经济增长之间的关系, 这里只考虑人口流动成本较低的情况。

⑬这里将重庆市城市化水平较高的渝中区、大渡口区、江北区、沙坪坝区、九龙坡区和南岸区六个区作为一个整体来研究。

幅度的变化,见图3、图4所示。为能更加透彻地研究自1997年重庆市直辖至2008年重庆市各区县城市化进程特点,及其与当地经济增长之间的相互关系,同时在考虑到数据的可得性前提下,文章以1998-2008年时间段作为时间样本,选取了重庆市直辖范围内40个区县^⑭作为空间样本来进行分析,以求从中得出一定的规律性结论。文章所需数据均来源于1999-2009年《中国统计年鉴》《重庆统计年鉴》及《中国人口和就业统计年鉴》。

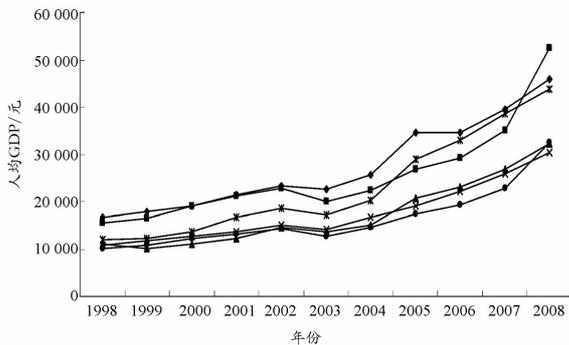


图3 1998-2008年重庆主城六区人均GDP增长图

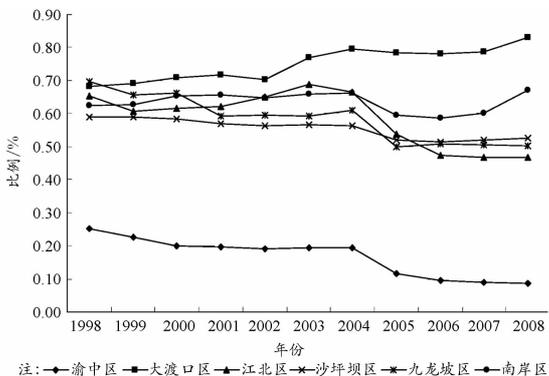


图4 1998-2008年重庆主城六区第二产业比率变化图

(一) 统计指标定义

经济增长水平作为被解释变量:目前经济增长水平并没有一个统一指标,基于数据的可获得性,文章使用人均GDP(PERG)表示经济增长。

城市化水平作为解释变量:目前大部分学者把城市化这一指标简单的定义为非农人口(城镇人口)占总人口的比重,导致这种单一的以人口比重来衡量城市化水平的方法存在明显的缺陷。文章根据城市化特点,将其定义为三部分。第一部分:非农人口:总人口(FNRK)。由于1998-2002年,重庆市各区县城镇人口统计指标缺失,且各地区间统计资料数据口径也不尽一致,在鉴于数据的可获得性同时为了使数据更具有可比性,文章选择非农人口/总人口。第二、三部分:第二产业占地区生产总值比率(DEBL)与第三产业占地区生产总值比率(DSBL)。这样定义的原因在于:相对农村经济以第一产业为

主,城市经济贡献率从经济结构上看主要来自于第二、第三产业,因此具备较为发达的制造业、商业和服务业也是城市化水平的重要指标。

(二) 空间相关性检验

文章首先根据重庆市各区县人均GDP及城市化数据绘制了重庆市城市化与经济增长空间分布分位图,然后采用Moran's I指数法来进行全局空间相关性检验。在进行Moran's I检验之前,需要先定义区县之间的空间权值矩阵 W_{ij} 。空间权值矩阵定义有两种模式:邻近矩阵和邻接矩阵,由于空间权值矩阵的选择对空间计量结果影响甚大^[11],这里将采用稳定性较好的K值最邻近空间矩阵^⑮。

W_{ij} 定义如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & (\text{当 } i \text{ 区域与 } j \text{ 区域相邻时}) \\ 0 & (\text{当 } i \text{ 区域与 } j \text{ 区域不相邻时}) \end{cases}$$

$$i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, n \quad (15)$$

式中:

而Moran's I定义为:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n} \quad (16)$$

式中: W_{ij} 为二元空间权值矩阵中的任意元素值; n 表示地区总数; x_i, x_j 分别为位置*i*和位置*j*上的某一属性值。Moran's I系数取值范围为-1~+1。+1意味着各区域间存在着强烈的正相关性,0意味着不存在相关性,-1意味着存在负的相关性。下面利用1998-2008年重庆市各区县城市化数据进行全域空间相关性检验。

由表1可以看出,1998-2008年重庆市各区县人均GDP增长率(lnPERG)具有十分明显的正空间相关性,且均通过了1%水平下的T检验。其变化幅度表现为先增加后减少,到2004年区域集聚(Clustering)程度达到了最大。FNRK指数及DEBL指数的Moran's I值也都均通过了1%水平下的T检验,特别是FNRK指数有逐渐增大的趋势且表现为正空间相关性,该结果表明重庆市各地区城市化进程在空间分布上呈现集群的趋势。以上面不同的是DSBL指数在刚开始的时候呈现显著的空间负相关性^⑯,并随着时间的增长这种空间极化强度正逐渐减弱,最后到了2008年DSBL指数变为-0.0003,近似于不存在空间相关性。以上结果表明,随着经济发展,城市化进程进一步加快,重庆市各区县人均GDP、非农人口及第二产业分布在地理空间有着集

^⑭经济增长之间的关系,这里只考虑人口流动成本较低的情况。

^⑮由于渝中区、大渡口区、江北区、沙坪坝区、九龙坡区、南岸区,城市化水平较高,应此将六区合并为一个整体,即重庆市辖区来进行研究。

^⑯文章K=4。

群趋势征;同时以服务业为主的第三产业,其发展模式也从起初的产业极化式发展转变为各地区分散、独立发展。

表1 1998-2008年重庆市各区县人均GDP、城市化进程 Moran's I 值统计表

年份	lnPERG		FNrk 指数		DEBL 指数		DSBL 指数	
	Moran's I	P 值						
1998	0.621 3	0.001	0.229 9	0.008	0.293 9	0.002	-0.150 6	0.044
1999	0.642 2	0.001	0.243 4	0.005	0.314 1	0.001	-0.155 7	0.047
2000	0.633 5	0.001	0.261 1	0.002	0.324 4	0.001	-0.157 2	0.039
2001	0.636 9	0.001	0.308 4	0.001	0.291 2	0.005	-0.145 3	0.053
2002	0.637 4	0.001	0.340 5	0.002	0.248 1	0.006	-0.157 5	0.036
2003	0.698 1	0.001	0.358 9	0.001	0.23 2	0.011	-0.168 5	0.037
2004	0.733 5	0.001	0.362 7	0.001	0.244 2	0.007	-0.124 5	0.087
2005	0.678 1	0.001	0.366 5	0.001	0.301 4	0.001	-0.070 0	0.132
2006	0.671 5	0.001	0.361 4	0.001	0.407 2	0.001	-0.038 0	0.187
2007	0.650 5	0.001	0.373 9	0.001	0.363 5	0.001	-0.007 8	0.432
2008	0.551 1	0.001	0.374 7	0.001	0.282 8	0.004	-0.000 3	0.832

为进一步了解重庆市各区县的城市化空间特性,对重庆市各区县城市化进程的 Moran's I 散点图进行 LISA 检验^{①⑦}。Moran's I 散点图横坐标为城市化进程,纵坐标为引入空间权值矩阵的城市化进程滞后项,图5共分为四个象限:右上方第 I 象限表示城市化程度高的地区被城市化程度高的地区包围(HH);左上方的第 II 象限,表示城市化程度低的地区被城市化程度高的地区所包围(LH);左下方的第 III 象限,表示城市化程度低的地区被城市化程度低的地区所包围(LL);右下方的第 IV 象限,表示城市化程度高的地区被城市化程度低的地区所包围(HL)。第 I、III 象限为正向空间相关性,而第 II、IV 象限为负向空间相关性。如果观测值均匀地分布在四个象限,则表明地区之间不存在空间相关性。

图5为2006年重庆市各区县城市化进程的 Moran's I 散点图。在2006年重庆市辖区、北碚区、渝北区、巴南区、双桥区、涪陵区、长寿区、江津区、南川区、綦江县、铜梁县、大足县、荣昌县、璧山县位于第 I 象限(HH),即较高城市化水平区域集群;万州区、丰都县、城口县、忠县、开县、云阳县、奉节县、巫山县、巫溪县、石柱县、酉阳县、秀山县、彭水县位于第 III 象限(LL),即较低城市化水平区域集群;永川区、万盛区、潼南县位于第 II 象限(LH),即较低城市化区域被较高城市化区域所包围的中心塌陷区域集群;梁平县、黔江区、武隆县位于第 IV 象限(HL),即较高城市化区域被较低城市化区域所包围的中心极化区域集群;合川区、垫江县分别同时跨越了 I、II 象限和 I、IV 象限。在图5的分析基础上,2006年重庆市各区县城市化进程的 LISA 检验图(图6)又进一步显示,具有正向空间相关性的以下城市:重庆市辖区、渝北区、长寿区、大足县、荣昌县、璧山县、城口县、巫山县、巫溪县通过了5%的显著性检验,并形成了“大足、荣昌”和以重庆市辖区为中心的两块较高城市化水平区域集群,以及“城口、云阳、奉节、巫山、巫溪”较低城市化水平区域集群。而与此相对应的负向空间相关性城市仅有潼南县和黔江区通过了5%的检验。综上所述,可得出:重庆市大部分区县在城市化过程中存在明显的正向空间集群现象,且越来越明显。

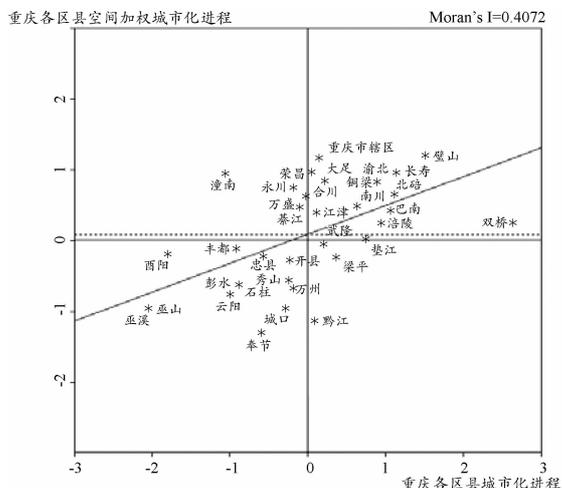


图5 2006年DEBL指数衡量的重庆市各区县城市化进程 Moran's I 散点图

三、实证分析

前面结论已经证明重庆市各区县间存在明显的空间相关性,倘若仍采用仍然采用最小二乘法(OLS),

①⑦空间负相关即高观测值区域被低观测值区域包围,低观测值区域被高观测值区域包围,这种现象具有空间极化特性。

则会导致系数估计值会有偏或无效,因此需借助空间计量模型来进行研究。

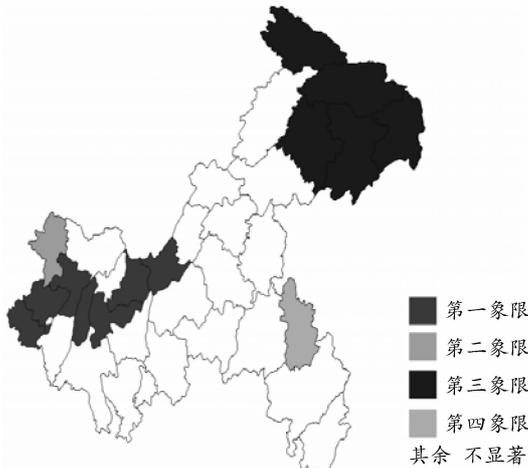


图6 2006年DEBL指数衡量的

重庆市各区县城市化进程LISA检验图

(一)空间计量模型

Anselin^[12]给出了空间计量分析的通用模型:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + u$$

其中, $u \sim N(0, \Omega)$, $\Omega_{ij} = h_i(z\alpha)$, $h_i > 0$ (17)

式中: y 为被解释变量; X 为 $n \times k$ 的外生解释变量矩阵; β 为 X 的相关系数; ρ 为 $W_1 y$ 的 $n \times 1$ 阶空间回归系数, $W_1 y$ 为被解释变量的空间滞后项; ε 是干扰项, λ 是 $W_2 \varepsilon$ 的 $n \times 1$ 阶空间自回归系数, $W_2 \varepsilon$ 为干扰项的空间滞后变量; W_1, W_2 分别为被解释变量的空间自回归过程和干扰项 ε 的空间自回归过程的空间 $n \times n$ 权值矩阵。

当 $\rho = 0, \lambda = 0, \alpha = 0$ ($P + 2$ 个约束),式(17)变为经典线性回归模型(OLS);

当 $\lambda = 0, \alpha = 0$ ($P + 1$ 个约束),式(17)变为空间滞后模型(SLM),主要用于估计是否存在空间相互作用以及空间相互作用强度,以反应可能存在的实质性空间影响,其表达式为: $y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon$;

当 $\rho = 0, \alpha = 0$ ($P + 1$ 个约束),式(17)变为空间误差模型(SEM),用以回归干扰项多余的空间相关影响: $y = X\beta + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + u$ 。

由于空间自回归模型与空间误差模型适用的条件不同,而且无法根据先验经验来决定进行经济研究时,到底SLM和SEM哪一个更合适、更符合实际,因此有必要进行模型的选择检验。常用的检验方法有很多:似然比检验(LR)、Wald检验、拉格朗日乘子检验(LM)、模型拟合检验AIC。拉格朗日乘子检验

分为,拉格朗日误差检验(LMERR)、拉格朗日滞后检验(LMLAG)和稳健(Robust)的R-LMERR,R-LMLAG。当LMLAG较LMERR显著时,同时R-LMLAG显著而LMERR不显著则表明空间相关的正确来源更可能是一个遗漏的空间滞后变量,则选择空间滞后模型;反之,则选择空间误差模型。

(二)实证计量分析

为了研究重庆市各地区城市化进程的空间集聚效应对经济增长的影响,在结合上文分析的基础上构建半对数模型得,其中式(18)为传统OLS模型,式(19)为SLM模型,即空间滞后模型,式(20)为SEM模型,即空间误差模型:

$$\ln PERG_i = A + \beta_1 FNRK_i + \beta_2 DEBL_i + \beta_3 DSBL_i + \varepsilon_i \quad (18)$$

$$\ln PERG_i = A + \beta_1 FNRK_i + \beta_2 DEBL_i + \beta_3 DSBL_i + \rho W \ln PERG_i + \varepsilon_i \quad (19)$$

$$\ln PERG_i = A + \beta_1 FNRK_i + \beta_2 DEBL_i + \beta_3 DSBL_i + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i = \lambda W \varepsilon_i + u_i \quad (20)$$

上面三式中, i 表示各区县,其余变量定义与第四部分定义相同。下面根据上式对重庆市直辖范围内40个区县进行空间计量回归,并将结果与传统OLS回归进行对比分析。

表2 OLS回归结果(2002年)^⑧

变量	回归系数	标准差	t统计值	P值
A	5.696 9	0.450 4	12.649 4	0.000 0
FNRK	1.062 0	0.424 1	2.504 2	0.017 7
DEBL	3.744 4	0.576 1	6.499 8	0.000 0
DSBL	2.976 6	0.887 4	3.354 1	0.002 1
R ²	0.8698			
R ² _{adj}	0.857 2			
F检验	69.020 6			0.000 0
LogL	7.957 0			
AIC	-7.914 0			
SC	-1.692 6			
空间相关性检验		MI/DF	统计值	概率P值
Moran's I		0.291 0	2.587 7	0.009 9
LMLAG		1.000 0	20.525 0	0.000 0
R-LMLAG		1.000 0	15.023 3	0.000 1
LMERR		1.000 0	5.927 5	0.014 9
R-LMERR		1.000 0	0.425 7	0.514 1

由表2可知,在为考虑地区间相互作用的前提下,传统OLS估计的2002年重庆市40区县修正模

^⑧由于全局Moran's I检验是整体水平上的空间相关性检验,很难涉及到局部地区的空间相关性检验,因此文章引入LISA检验,限于篇幅有限,文章LISA图只列出2006年,需要其余年份可与作者联系。

型的拟合优度达到 86.98%, F 值为 69.020 6, 模型整体通过了 1% 水平的显著性检验。同时 DEBL 指数和 DSBL 指数均通过了 1% 显著性检验, 表明以地区第二产业比率与第三产业比率为代表的城市化率能够明显促进当地经济发展; 同时 FNRK 指数只通过 5% 显著性检验, 表明以非农人口占总人口比率为代表的城市化率虽然对经济增长也有促进作用, 但效果相对较弱。而拉格朗日乘子检验结果显示: LM-LAG、R-LMLAG 的统计值均大于 LMERR、R-LMERR, 且均通过 1% 显著性检验, 表明使用空间滞后模型进行回归分析将会比使用空间误差模型更加有效。为了能全面分析, 我们将同时采用 SLM 和 SEM 进行回归。

表 3 是 SLM 和 SEM 回归结果, 在考虑了重庆市各区县间空间自相关性, 通过与表 2 比较可发现, SLM 和 SEM 回归方程的拟合优度均高于 OLS 模型, 且 SLM 拟合优度 0.933 1 大于 SEM 拟合优度 0.916 0, 同时 SLM 的 logL 值 19.022 1 大于 SEM 的

LogL 值 13.488 0, 且极大似然比率均通过了 1% 的显著性检验, AIC 和 SC 统计值也是三个模型中最小的, 则证实了前面拉格朗日乘子检验的结论——SLM 模型优于 SEM 模型。进一步可证明在分析重庆市各地区城市化进程与当地经济增长关系时, 用传统的 OLS 性回归模型是不够恰当的。

从 SLM 回归结果来看, 重庆市各区县的城市化进程对当地经济增长有着较大程度的贡献, 这表明重庆直辖以来, 实现各地区城市化是推动重庆经济增长的主要因素之一。并且 SLM 模型估计的 FNRK 系数为 0.932 9, 小于 DEBL 系数 2.969 3 及 DSBL 系数 2.125 7, 表明单纯靠增加非农人口所占比率来使城市化率水平提高对当地经济增长起到的促进作用小于后两者。这在某种程度上也揭示了: 虽然三峡库区移民使各地区非农人口增加了, 但是地区经济增长速度并没有因此而快速提高; 同时也表明重庆各地区的经济转型对经济增长具有重要的贡献。

表 3 SLM 和 SEM 回归结果(2002 年)

模型	空间滞后模型(SLM)				空间误差模型(SEM)			
	回归系数	标准差	t 统计值	概率 P 值	回归系数	标准差	t 统计值	P 值
A	3.385 8	0.530 5	6.382 1	0.000 0	6.302 3	0.380 1	16.579 4	0.000 0
FNRK	0.932 9	0.286 9	3.251 6	0.001 1	0.865 2	0.342 9	2.523 3	0.011 6
DEBL	2.969 3	0.416 0	7.137 5	0.000 0	3.064 3	0.493 0	6.215 1	0.000 0
DSBL	2.125 7	0.620 1	3.427 8	0.000 6	2.143 0	0.698 8	3.066 6	0.002 2
ρ/λ	0.347 4	0.065 4	5.309 0	0.000 0	0.612 1	0.137 8	4.443 0	0.000 0
统计 检验	空间滞后模型(SLM)				空间误差模型(SEM)			
	DF	统计值	P 值		DF	统计值	P 值	
R^2		0.933 1				0.916 0		
LogL		19.022 1				13.488 0		
AIC		-28.044 2				-18.976 1		
SC		-20.267 5				-12.754 7		
LR	1	22.130 2	0.000 0		1	11.062 1	0.000 9	

表 4 为重庆各地区经济增长对城市化进程影响的 SLM 回归分析。SLM 回归结果显示地区经济增长对非农人口比率增大即人口集中及第二产业即制造业比率增长有明显推动作用, 均通过 1% 的显著性

检验; 但是对推动第三产业即服务业发展效果不显著, 这可能与第三产业空间相关性较弱在各区域独立分散发展有一定关系。通过表 4 可以大致认为, 经济增长对城市化进程也有明显推动作用。

表 4 经济增长对城市化进程影响的 SLM 回归结果(2002 年)

变量	FNRK			DEBL			DSBL		
	P 值	系数	标准差	P 值	系数	标准差	P 值	系数	标准差
lnPERG	0.228 3	0.032 1	0.000 0	0.200 2	0.025 0	0.000 0	0.005 3	0.017 7	0.765 6

同样可按照表 3 的 SLM 估计方法对 1998 - 2008 年重庆市各区县城市化进程对经济增长贡

献进行估计,结果见表5所示。其变化趋势如图7所示。

表5 1998-2008年SLM回归结果

变量	1998		1999		2000		2001		2002		2003	
	系数	P值	系数	P值	系数	P值	系数	P值	系数	P值	系数	P值
FNRK	0.931 2	0.002 9	0.982 1	0.000 7	0.931 1	0.000 7	0.913 5	0.001 7	0.933 5	0.001 1	0.223 5	0.407 4
DEBL	2.440 2	0.000 0	2.465 7	0.000 0	2.658 7	0.000 0	2.867 8	0.000 0	2.975 3	0.000 0	3.190 7	0.000 0
DSBL	1.763 2	0.002 0	1.824 7	0.001 1	2.036 9	0.000 3	2.156 5	0.000 4	2.131 1	0.000 6	2.516 8	0.000 1
变量	2004		2005		2006		2007		2008			
	系数	P值	系数	P值	系数	P值	系数	P值	系数	P值		
FNRK	0.092 1	0.694 3	-0.233 6	0.494 7	-0.053 2	0.869 4	-0.132 4	0.656 8	0.465 6	0.163 4		
DEBL	3.098 5	0.000 0	3.925 8	0.000 0	4.133 5	0.000 0	4.293 6	0.000 0	4.440 8	0.000 0		
DSBL	2.383 2	0.000 0	4.032 3	0.000 0	4.064 7	0.000 0	4.197 8	0.000 0	3.320 3	0.000 8		

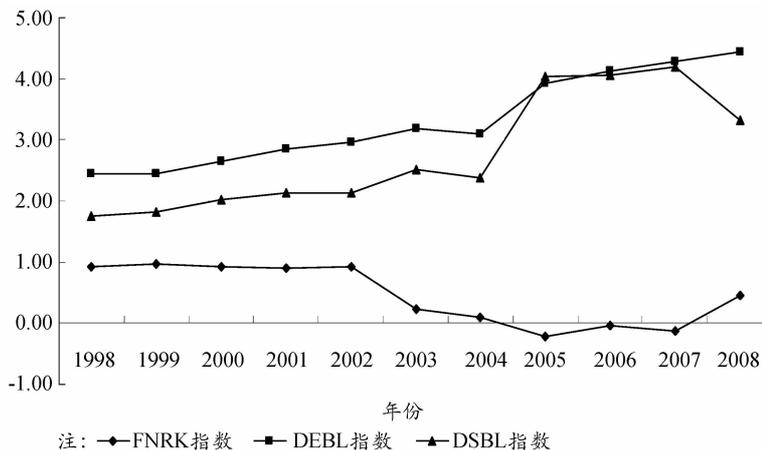


图7 1998-2008年重庆市各区县城市化进程对经济增长贡献变化

结果显示:以第二产业比重及第三产业比重定义的城市化进程对重庆各地区经济增长起到的促进作用正逐年增加,尤其从2004年开始有明显加快,到2008年分别达到了4.44和3.32;以非农人口定义的城市化进程对重庆各地区经济增长起到的促进作用在逐年减弱,并且从2003年开始就已经不显著。

综上所述,重庆市各区县城市化进程在空间上存在集聚效应,并与经济增长有着相互促进作用,这也验证了第三部分理论模型所得出结论。

四、研究结论及建议

文章首先通过引入Krugman的4R方程建立城市化模型,在理论上分析城市化与经济增长的相互关系;然后在新定义的城市化指标基础上,运用空间计量原理分析重庆市直辖以来各区县城市化进程特点,对重庆直辖后11年间各区县城市化进程对经济增长的贡献进行测算,并验证了理论模型的结论。

研究表明,重庆市各地区城市化进程有着明显的空间集聚效应,并形成了“大足、荣昌”和以重庆市辖区为中心的两块较高城市化水平区域集群,以及

“城口、云阳、奉节、巫山、巫溪”较低城市化水平区域集群。考虑到传统城市化水平指标定义的缺陷,文章将城市化进程进行改进并定义为:非农人口比上总人口(FNRK),第二产业占地区生产总值比率(DEBL),第三产业占地区生产总值比率(DSBL)三部分。在此基础上对1998-2008年重庆市各地区城市化进程进行空间分析显示,各地区城市化进程与经济增长存在循环相互促进的关系。SLM回归结果证明,在考虑空间自相关前提下,城市化进程的DEBL指数和DSBL指数对经济增长的贡献分别从1998年的2.44和1.76增加到2008年的4.44和3.32;而FNRK指数,对经济增长的贡献正逐年减弱,这一结论能很好的解释“三峡库区移民使重庆各地区非农人口比率增加,但是地区经济增长速度并没有因此而快速提高”;同时经济增长对FNRK指数和DEBL指数有显著推动作用,但对DSBL的作用不明显。

文章结论的政策意义在于:将城市化重心转移到地区产业结构调整,比单纯的通过扩大城市范围、增加非农人口比例进行城市化,更能促进经济增长,

是缩小各地区经济差距的根本方式。西部城市是典型的城乡二元结构突出地区,在其城市化发展过程中,如何正确处理好大城市与大农村的相互关系,如何合理进行产业结构的转型,以求地区间经济协调稳定增长,是下一步研究的方向。

参考文献:

- [1] 王瑞全. 重庆城乡统筹发展模式探析[J]. 重庆社会科学, 2008(2): 30-34.
- [2] 陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004(6): 50-58.
- [3] 沈坤荣. 中国城市化对经济增长影响机制的实证研究[J]. 统计研究, 2007(6): 9-15.
- [4] 程开明. 城市化、技术创新与经济增长——基于创新中介效应的实证研究[J]. 统计研究, 2009(5): 40-46.
- [5] 沈凌, 田国强. 贫富差别、城市化与经济增长——一个基于需求因素的经济学分析[J]. 经济研究, 2009(1): 17-29.
- [6] 吴福象, 刘志彪. 城市化群落驱动经济增长的机制研究——来自长三角16个城市的经验证据[J]. 经济研究, 2008(11): 126-136.
- [7] 藤田昌久, 克鲁格曼, 维纳布尔斯. 空间经济学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2005.
- [8] 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): 59-66.
- [9] 张学良. 中国区域经济收敛的空间计量分析——基于长三角1993-2006年132个县市区的实证研究[J]. 财经研究, 2009(7): 100-109.
- [10] 王家庭, 贾晨蕊. 我国城市化与区域经济增长差异的空间计量研究[J]. 经济科学, 2009(3): 94-102.
- [11] 孙洋. 空间计量模型中空间矩阵的误用及其影响[J]. 统计研究, 2009(6): 85-91.
- [12] ANSELIN L. Spatial econometrics: Methods and models [M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

Empirical Analysis on Spatial Linkages in the Urbanization of Chongqing Region in the Context of Urban and Rural Co-ordination

HUANG Sen, PU Yongjian

(School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China)

Abstract: On the basis of the amendment of the traditional urban-based index, this paper analyzes the characteristics of the urbanization process of Chongqing's districts and counties from the point of spatial economics. The result shows that the process of urbanization and economic growth has obvious spatial clustering phenomena; in 1998-2008, the process of urbanization ratio of the second industry index and ratio of the tertiary industry index have obviously contribution to economic growth; and the contribution of non-agricultural population ratio index to economic growth is weakening year by year in various regions of Chongqing. Therefore shifting the focus to the regional industrial structure adjustment is more important to promote economic growth than simply expanding city limits to increase the proportion of non-agricultural population to urbanization.

Key words: urban and rural co-ordination; spatial cluster; spatial city model; urbanization index; spatial econometric model

(责任编辑 詹燕平)