

安徽省城镇化发展影响因素的空间计量研究

苟小菊,许锐,扶元广

(中国科学技术大学管理学院,安徽合肥 230026)

摘要:将空间计量方法应用到安徽省城镇化发展影响因素的分析中,利用安徽省的市域面板数据建立空间滞后和误差模型,对所提出的6个理论假设进行了验证.结果表明:城镇化发展在相邻城市间存在空间相关性;二三产业发展水平、固定资产投资力度和居民受教育程度是影响安徽省城镇化发展的主要因素;经济发展水平对安徽省城镇化发展的影响并不显著;城乡收入差距的扩大会抑制安徽省城镇化的发展.最后,对安徽省城镇化的发展提出了相关建议.

关键词:安徽省;空间计量模型;城镇化;影响因素

中图分类号:F291.1 **文献标识码:**A **doi:**10.3969/j.issn.0253-2778.2015.05.011

引用格式: Gou Xiaoju, Xu Rui, Fu Yuanguang. A spatial research on the influencing factors of urbanization in Anhui Province[J]. Journal of University of Science and Technology of China, 2015,45(5):416-421.
苟小菊,许锐,扶元广. 安徽省城镇化发展影响因素的空间计量研究[J]. 中国科学技术大学学报, 2015,45(5):416-421.

A spatial research on the influencing factors of urbanization in Anhui Province

GOU Xiaoju, XU Rui, FU Yuanguang

(School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

Abstract: The spatial econometric method was applied to analyze the influencing factors of urbanization based on the panel data of Anhui Province. The spatial lag and error models were constructed in the empirical study to verify the theoretical assumptions. The results show that there exists a strong spatial dependence in urbanization between neighboring cities; the developmental level of secondary and tertiary industries, fixed-asset investment and residents' degree of education are the main influencing factors of urbanization; the promoting effect of economic development level on urbanization is not significant; the income gap between urban and rural areas inhibits the development of urbanization. Finally, some suggestions were given on how to promote the urbanization of Anhui Province based on the conclusions.

Key words: Anhui Province; spatial econometric model; urbanization; influencing factors

0 引言

随着我国城镇人口的不断增多,城镇发展逐渐引起人们的关注.中共十八大就多次提及了“城镇

化”这一重大发展战略.对于城镇化水平还比较低的安徽省来说,这既是机遇也是挑战.因此,有效地研究安徽省城镇化发展的影响因素具有现实意义.这有助于我们更加清楚地认识到影响城镇化发展的内

收稿日期:2013-12-10;修回日期:2014-05-22

作者简介:苟小菊(通讯作者),女,1962年生,博士/副教授.研究方向:金融工程. E-mail: xjgou@ustc.edu.cn

在因素,对城市群的规划、城镇建设资金的投入、产业的扶持等具有决策支持作用。

国外关于城镇化的研究都比较早。Zhang 等^[1]认为经济发展是城镇化发展的重要动力;Chan 等^[2]指出工业的发展会推动城镇化的进程;Birch 等^[3]的研究表明城镇的基础建设投入会影响城镇化的发展。国内关于城镇化影响因素的研究主要集中在实证分析层面。李芑等^[4]利用多元回归分析法和主成分分析法得出二三产业是影响重庆市城镇化发展的主要因素;王发曾等^[5]运用灰色关联度法得出经济发展是推动山东省城镇化发展的主要动力;江易华^[6]利用因子分析法得城乡收入差距是影响县域人口城镇化的主要因素;曹广忠等^[7]从经济系统的角度构建了城镇化驱动机制的理论模型,得出工业发展是中西部地区城镇化发展的核心驱动力;秦佳等^[8]用探索性空间分析方法得出城镇化水平的空间自相关性是造成城镇化空间差异的一个主要原因。

以上研究虽然从不同层面分析了影响城镇化进程的因素,但大都没有考虑到变量的空间属性。城镇化主要体现为各要素向城市集聚的过程,在一定程度上存在空间效应。Anselin^[9]认为空间数据基本上都会存在空间相关性,在分析截面或面板数据时若没有考虑变量的空间相关性,将会产生误差。除此之外,以上研究采用的都是单一的时间序列或截面数据,没有从时间和空间的维度综合进行考虑。本文则引入了空间计量方法,以安徽省的市域面板数据为样本进行实证分析,在研究空间因素的同时,还考虑了主体随时间变化的情况,以期为政府部门制定合理的城镇化发展策略提供科学参考依据。

1 理论假说与变量选取

1.1 理论假说

假设 1 城镇化发展在相邻区域间存在空间相关性。城镇化主要体现为各要素向城镇聚集的过程,由于相邻区域的地理、社会和经济条件一般都非常相似,其要素的流动也难免会存在一定的关联性。因此,城镇化发展的空间效应不容忽视。

假设 2 二三产业发展水平对安徽省城镇化发展水平有显著的正向影响。二三产业的发展会使城镇生产性和消费性服务需求不断增加,这将产生大量的就业机会,吸引农村人口不断向城镇转移。

假设 3 固定资产投资力度对安徽省城镇化发展水平有显著的正向影响。固定资产投资决定了基

础设施建设的完善与否、城镇布局是否合理、城镇功能是否完善、综合承载能力是否充足,进而影响城乡之间资源和要素能否顺利流动。

假设 4 居民受教育程度对安徽省城镇化发展水平有显著的正向影响。教育是科技创新的基础,只有劳动力接受的教育水平越高,科技进步的贡献才会越大,市场竞争力就会越强,经济发展水平就会越高,城镇化水平也就越高。

假设 5 经济发展水平对安徽省城镇化发展水平有正向影响。城镇化是经济发展的产物,经济的发展会产生更多的就业机会,吸引农村人口向城镇转移,进而推动城镇化的进程。

假设 6 城乡收入差距会影响安徽省城镇化的发展。对农村剩余劳动力来说,城乡收入差距是其选择外出务工的主要动力。但城乡收入差距的加大又会降低农村的购买力和消费需求,进而影响城镇化进程中的工业发展和就业能力。因此,城乡收入差距对城镇化的发展既有正向也有反向的作用,本文预期反向的作用更加显著。

1.2 变量选取及数据来源

① 因变量。城镇化水平 Y ,用非农业人口占总人口的比重来衡量。

② 解释变量。二三产业发展水平 X_1 ,用二三产业产值占 GDP 比重来衡量;固定资产投资力度 X_2 ,用地均固定资产投资来衡量;居民受教育程度 X_3 ,用每万人中高等学校在校生数来衡量;经济发展水平 X_4 ,用人均 GDP 来衡量;城乡收入差距 X_5 ,用城乡人均可支配收入差距来衡量。

1.3 模型设定

根据以上理论假设及变量的选取,基本计量模型设定如下:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \varepsilon \quad (1)$$

式中, β_0 为截距项; $\beta_i (i=1,2,\dots,5)$ 为回归参数; ε 为随机误差项。

因区划调整,巢湖市合并到合肥市计算,本文的样本为安徽省的 16 个地级市。数据主要来源于 EPS 全球统计信息平台中 2004~2013 年的城市数据库。为了消除不同指标数据不同单位的影响,这些指标数据均进行了无量纲化。

2 空间计量方法

空间计量建模思路如下:先检验变量是否存在

空间自相关性,若检验结果显示存在空间自相关,则建立空间计量模型.

2.1 空间自相关性

空间自相关性是指变量在不同地区的观测值间存在潜在的相互依赖性.目前关于空间自相关的检验主要用 Moran's I 指数,其计算公式如下:

$$\text{Moran's I} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (2)$$

其中, n 为地区总数, X_i 是第 i 个地区的观测值, \bar{X} 为观测值的样本均值, W_{ij} 是空间权重矩阵第 i 行第 j 列的元素.

空间权重矩阵 W_{ij} 选用的是比较常用的“地理”空间邻接矩阵,构造原则为

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻;} \\ 0, & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (3)$$

式中,当 $i=j$ 时, $W_{ij}=0$. 实证估计时,要对权重矩阵进行行标准化,使得矩阵中每行的和为 1.

Moran's I 指数的取值范围通常为 $[-1, 1]$, 大于 0 则存在正相关,小于 0 则存在负相关. 对于 Moran's I 指数,我们可以用标准化的 Z 统计量来检验是否存在空间自相关,其原假设为不存在空间自相关.

2.2 空间计量模型

空间计量模型包括空间滞后模型和空间误差模型. 空间滞后模型主要用于研究相邻地区个体对整个系统中相邻地区产生影响的情形. 截面数据的空间滞后模型为

$$Y_t = \rho WY_t + X_t\beta + \epsilon_t \quad (4)$$

式中,

$$Y_t = \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \vdots \\ Y_{nt} \end{bmatrix}, X_t = \begin{bmatrix} 1 & X_{11t} & \cdots & X_{K1t} \\ 1 & X_{12t} & \cdots & X_{K2t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1nt} & \cdots & X_{Knt} \end{bmatrix};$$

n 为截面中的个体数, $K+1$ 为解释变量个数(包括截距项), Y_t 为 $n \times 1$ 个体被解释观测值向量; X_t 为 $n \times (K+1)$ 个体解释变量观测值矩阵; W 为 $n \times n$ 空间权重矩阵; WY_t 相当于对相邻地区观测值的加权平均; β 为 $(K+1) \times 1$ 参数向量; ρ 为 WY_t 的系数,满足 $|\rho| < 1$, 用来衡量相邻地区观测值的加权平均 WY_t 对本地区 Y_t 的影响程度; ϵ_t 是 $n \times 1$ 的随

机误差项向量,满足 $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I)$. 该模型主要用来研究相邻地区城镇化水平的加权平均和其他外生解释变量对本地区城镇化水平的影响.

空间误差模型将区域间的相互关系用误差项来体现,当地区间的相互作用因所处的相对位置不同而存在差异时,则采用这种模型. 截面数据的空间误差模型为

$$Y_t = X_t\beta + \epsilon_t, \epsilon_t = \lambda W\epsilon_t + \mu_t \quad (5)$$

式中, $W\epsilon_t$ 相当于对相邻地区误差项的加权平均; λ 是 $W\epsilon_t$ 的系数,满足 $|\lambda| < 1$; μ_t 为 $n \times 1$ 的随机误差项向量,满足 $\mu_t \sim N(0, \sigma^2 I)$, 且 $\forall t \neq s, \text{Cov}(\mu_t, \mu_s) = 0$.

由于本文采用的是面板数据,故要将式(4), (5)的截面数据模型扩展成面板数据模型^[12]. 为表述方便,引入 $T \times T$ 单位矩阵 I_T , 同时假定空间权重矩阵 W 不随时间改变,记 $Y = \overrightarrow{(Y'_1, Y'_2, \dots, Y'_T)'}'$, $\epsilon = \overrightarrow{(\epsilon'_1, \epsilon'_2, \dots, \epsilon'_T)'}'$, $\mu = \overrightarrow{(\mu'_1, \mu'_2, \dots, \mu'_T)'}'$.

式(4)进行扩展得到空间滞后面板数据模型:

$$Y = \rho(I_T \otimes W)Y + X\beta + \epsilon \quad (6)$$

式中,

$$Y = \begin{bmatrix} Y_{11} \\ Y_{21} \\ \vdots \\ Y_{n1} \\ \vdots \\ Y_{1T} \\ Y_{2T} \\ \vdots \\ Y_{nT} \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} 1 & X_{111} & X_{211} & \cdots & X_{K11} \\ 1 & X_{121} & X_{221} & \cdots & X_{K21} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1n1} & X_{2n1} & \cdots & X_{Kn1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{11T} & X_{21T} & \cdots & X_{K1T} \\ 1 & X_{12T} & X_{22T} & \cdots & X_{K2T} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1nT} & X_{2nT} & \cdots & X_{KnT} \end{bmatrix}.$$

Y 为 $nT \times 1$ 个体被解释观测值向量; n 为截面上的个体数, T 为时间长度; X 为 $nT \times (K+1)$ 解释变量观测值矩阵; β 为 $(K+1) \times 1$ 参数向量; ϵ 是 $nT \times 1$ 的随机误差项向量,满足 $\epsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$; $I_T \otimes W$ 是矩阵的 Kronecker 乘积.

式(5)进行扩展得到空间误差面板数据模型:

$$Y = X\beta + \epsilon, \epsilon = \lambda(I_T \otimes W)\epsilon + \mu \quad (7)$$

式中, μ 为 $nT \times 1$ 的随机误差项向量,满足 $\mu \sim N(0, \sigma^2 I)$.

面板数据模型包括固定效应和随机效应两种. 固定效应模型通常适用于样本为一些特定个体的情况,本文以安徽省 16 个市级个体为研究对象,因而选用固定效应模型. 固定效应模型通过对时间和空间维度的固定,可以分为无固定效应、空间固定效

应、时间固定效应和时空固定效应 4 种形式。

3 实证分析

3.1 空间自相关检验

利用 2003~2012 年安徽省 16 个市的各变量指标计算 Moran's I 指数,结果如表 1 所列。由表 1 可以看出,大部分指标的 Moran's I 指数都通过了显著性检验,表明变量间存在较强的空间自相关性,因此,可使用空间计量经济学方法,建立空间计量模型,探讨城镇化发展的影响因素。

3.2 回归结果分析

利用 2003~2012 年安徽省 16 个市的面板数

据,采用极大似然法对空间计量模型进行参数估计。空间计量模型主要分为空间滞后模型和空间误差模型,同时每个模型又有无固定效应、空间固定效应、时间固定效应和时空固定效应 4 种形式^[12]。综上所述,我们所得到的模型为 8 个。为了便于比较和分析,本文将 8 个模型放在同一表中,其具体参数估计结果如表 2 所列。

观察表 2 中空间滞后和空间误差模型的估计结果,我们可以得出:

① 所有模型修正的拟合优度 R^2 都比较大,对数似然函数值 loglikelihood 的绝对值也很大,变量系数大部分都通过了 0.01 的显著性水平检验,证明了空

表 1 各变量 Moran's I 值

Tab. 1 Moran's I values of indicators

年份	城镇化水平	二三产业发展水平	固定资产投资力度	居民受教育程度	经济发展水平	城乡收入差距
2003	-0.165 3*	-0.023 6	0.080 1	0.038 8	0.220 8**	0.014 1
2004	0.120 6*	0.044 8	0.074 9	0.048 1	0.200 3**	0.034 0
2005	0.121 2*	-0.048 1	0.052 0	0.042 9	0.122 0*	0.174 6*
2006	0.102 0*	0.0001 2	0.059 9	0.068 1	0.124 1*	0.131 0*
2007	0.102 3*	-0.013 7	0.115 4*	0.077 9	0.142 7*	0.126 3*
2008	-0.102 2*	0.004 9	0.181 5*	0.137 9*	0.155 3*	0.120 8*
2009	0.100 4	0.021 4	0.191 6*	0.123 1*	0.210 6*	0.119 9*
2010	0.063 9	0.051 6	0.185 9*	0.140 8*	0.212 2*	0.122 5*
2011	0.161 1*	0.044 1	0.002 8	0.027 6	0.139 0*	0.110 7*
2012	0.160 8*	0.038 7	-0.010 1	-0.007 0	0.146 7*	0.125 1*

【注】*, **, *** 分别表示在 10%, 5% 和 1% 的显著性水平下显著。

表 2 模型汇总

Tab. 2 The model summary

模型	解释变量	无固定效应	空间固定效应	时间固定效应	时空固定效应
空间滞后模型	常数项	0.009 716	—	—	—
	二三产业发展水平 X_1	0.600 278***	0.242 798***	0.584 815***	0.217 648***
	固定资产投资力度 X_2	0.402 679***	0.098 223***	0.362 916***	0.084 352***
	居民受教育程度 X_3	0.117 249**	0.352 677***	0.134 487***	0.361 120***
	经济发展水平 X_4	0.026 219	-0.075 091*	0.059 080*	-0.075 793*
	城乡收入差距 X_5	-0.338 043***	-0.107 809***	-0.335 905***	-0.090 239*
	WY	0.251 989***	0.066 973***	0.235 973***	0.051 994**
	R^2	0.864 3	0.930 3	0.849 6	0.920 1
	loglikelihood	-64.892 236	155.275 27	-68.371 441	151.497 49
	空间误差模型	常数项	0.033 118	—	—
二三产业发展水平 X_1		0.762 414***	0.257 822***	0.7465 86***	0.227 599***
固定资产投资力度 X_2		0.204 343**	0.074 692***	0.160 829*	0.067 014***
居民受教育程度 X_3		0.054 400	0.354 877***	0.060 577*	0.359 922***
经济发展水平 X_4		0.307 034***	-0.044 724*	0.339 211***	-0.051 449*
城乡收入差距 X_5		-0.502 213***	-0.114 869***	-0.441 286***	-0.099 100***
$W\epsilon$		0.636 958***	-0.338 980**	0.616 978***	-0.313 988***
R^2		0.895 6	0.931 0	0.882 6	0.930 8
loglikelihood		-54.069 405	159.051	-57.786 82	154.727 95

【注】*, **, *** 分别表示在 10%, 5% 和 1% 的显著性水平下显著。

间计量方法的适用性。

② 所有空间固定效应和时空固定效应模型的拟合效果要好于无固定效应和时间固定效应模型,从一定程度上反映了变量存在空间相关性,也证明了文献[9]的截面或面板数据存在空间相关性的观点。

③ 表 2 中 WY 和 $W\mu$ 的系数即是空间滞后和误差模型中的 ρ 和 λ ,它们是用来衡量样本观察值中的空间依赖程度的。在这 8 种模型中它们都达到了 0.05 的显著性水平,且绝对值都比较大,表明城镇化水平在邻近市之间有很强的空间相关性,与假设 1 的预期一致。

④ 二三产业发展水平、固定资产投资力度和居民受教育程度在所有模型中的系数均为正,表明二三产业发展水平、固定资产投资力度和居民受教育程度是影响城镇化发展的主要因素,且为正向影响,与假设 2,3,4 的预期一致。

经济发展水平在时间固定效应下系数显著为正,但在空间固定效应和时空固定效应下系数为负,与假设 5 的预期不一致。这说明从时间维度上,随着年份的增长,经济发展确实对城镇化的发展起了一定程度的推动作用。但在空间维度上,由于各市间的经济发展不平衡,因而在考虑了空间固定效应的模型下,经济发展水平表现出抑制作用,还不能满足城镇化的整体发展需求。又由于安徽省整体的经济发展水平不高、发展较慢,使得经济发展随时间增长而推动城镇化的作用力度要小于各地区经济发展水平差异对城镇化发展所产生的抑制作用,因而在时空固定效应模型中系数仍为负,但不能因此就说经济发展抑制了的城镇化进程,应结合具体情况全面考虑。

城乡收入差距在所有模型中的系数均为负,这表明城乡收入差距对安徽省城镇化发展有抑制作用,即其对城镇化发展的负向作用要大于正向作用。城乡收入差距的加大虽然能促进农村劳动力的转移,但又会降低农村的消费需求,进而影响抑制城镇化进程中的工业发展和就业能力。对城乡收入差距比较大的安徽省来说,其负面的作用要远大于正面作用。这与假设 6 的预期一致。

4 结论

4.1 研究结论

本文以安徽省的市域面板数据为样本,通过建立空间滞后和空间误差模型对其城镇化发展的影响

因素进行实证分析,得出以下结论:

(I) 城镇化发展在相邻各市之间存在较强的空间相关性,即相邻市间的城镇化发展存在相互影响和带动作用,这是以往研究所忽略的方面,也为城市群的规划提供了依据。

(II) 与 Chan 等^[2,4,7]的结论一致,二三产业发展水平是影响城镇化发展的主要因素。

(III) 与 Birch 等^[3]的结论一致,固定资产投资力度是影响城镇化发展的主要因素。

(IV) 与以往研究的结论不同,本文得出居民受教育程度也是影响安徽省城镇化发展的主要因素。

(V) 与 Zhang 等^[1,5]的结论不同,本文得出经济发展水平对安徽省城镇化发展的影响作用并不显著。

(VI) 与江易华^[6]的结论不同,本文得出城乡收入差距对安徽省城镇化发展有抑制作用。对城乡收入差距比较大的安徽省来说,其对城镇化发展的负面的作用要远大于正面作用。

4.2 政策建议

根据实证分析结论,本文给出如下几点推动安徽省城镇化发展的政策建议:

(I) 加强区域间的合作交流,充分发挥城镇化的辐射效应。一方面要消除各地区间的贸易壁垒,提高劳动力、资金和技术等生产要素的流动性,实现农村剩余劳动力的顺利转移以及资金和技术的持续引进和更新。另一方面要加强各市政府部门间的经验交流,相互学习城镇化发展的成功经验,以城镇化发展水平较高的地区引领并带动周边地区的城镇化发展。

(II) 鼓励二三产业的发展,以带动就业率。一方面,大力发展劳动密集型产业,积极建立具有区域特色的产业聚群。另一方面,重视科技创新,大力发展技术含量高、附加值高的制造业、现代服务业和现代农业,为农村剩余劳动力转移创造更多的城镇就业机会。

(III) 重视教育,加大对农村的教育投入。在新型城镇化进程中,流动人口的子女教育问题不容忽视,因此,政府应加强在教育方面的投资力度和政策倾斜程度,同时要关注教育投入的绩效问题,从而为安徽省新型城镇化的发展提供可持续动力。

(IV) 加大固定资产投资力度。一方面,要加大对农村地区的基础设施投资力度,以减少城乡之间资源流动的障碍和交易成本。另一方面,要不断完善中

小城镇的基础设施建设,以提升其综合承载能力。

(V)加大财政支农的力度,以缩小城乡收入差距。增加对农村地区的交通和水利等生产设施的资金投入,同时要完善财政支农的相关管理制度,确保各项资金能够及时完整地发放,以提高财政支农的效率。

参考文献(References)

- [1] Zhang K H, Song S. Rural-urban migration and urbanization in China: Evidence from time-series and cross-section analyses [J]. *China Economic Review*, 2003, 14(4): 386-400.
- [2] Chan R C K, Yao S. Urbanization and sustainable metropolitan development in China: Patterns, problems and prospects [J]. *Geo Journal*, 1999, 49(3): 269-277.
- [3] Birch E L, Wachter S M. *Global Urbanization* [M]. Philadelphia: University of Pennsylvania Press, 2011.
- [4] Li Peng, Wei Ronghua, Meng Qinghong. Analysis of driven mechanism of urbanization of Chongqing [J]. *Journal of Chongqing Jiaotong University (Social Sciences Edition)*, 2008, 8(1): 41-44.
李芄,魏荣华,孟庆红.重庆市城镇化动力机制分析[J].*重庆交通大学学报:社会科学版*, 2008, 8(1): 41-44.
- [5] Wang Fazeng, Cheng Lili. The urbanization condition and its power mechanism in the Shandong Peninsula, the Zhongyuan and the Guanzhong agglomeration areas [J]. *Economic Geography*, 2010, 30(6): 918-925.
王发曾,程丽丽.山东半岛、中原、关中城市群地区的城镇化状态与动力机制[J].*经济地理*, 2010, 30(6): 918-925.
- [6] Jiang Yihua. Analysis of the factors of the county's population urbanization [J]. *Statistics & Decision*, 2012(11):109-110.
江易华.县域人口城镇化的影响因素分析[J].*统计与决策*, 2012(11):109-110.
- [7] Cao Guangzhong, Liu Tao. Dynamic mechanism of urbanization and its evolution in post-reform China [J]. *China Soft Science*, 2010 (9): 86-95.
- 曹广忠,刘涛.中国省区城镇化的核心驱动力演变与过程模型[J].*中国软科学*, 2010 (9): 86-95.
- [8] Qin Jia, Li Jianmin. Spatial patterns and determinants of urbanization in China [J]. *Population Research*, 2013, 37(2):26-41.
秦佳,李建民.中国人口城镇化的空间差异与影响因素[J].*人口研究*, 2013, 37(2):26-41.
- [9] Anselin L, Florax R, Rey S J. *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications* [M]. Berlin: Springer, 2004.
- [10] Zhao Chunyan. The research about the relationship between economic growth and the industrial structure evolvement of our country [J]. *Application of Statistics & Management*, 2008, 27(3):488-492.
赵春艳.我国经济增长与产业结构演进关系的研究--基于面板数据模型的实证分析[J].*数理统计与管理*, 2008, 27(3): 487-492.
- [11] Li Lin, Ding Yi, Liu Zhihua. An spatial analysis on financial agglomeration spillover effect on regional economic growth [J]. *Journal of Financial Research*, 2011(5): 113-123.
李林,丁艺,刘志华.金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量分析[J].*金融研究*, 2011 (5): 113-123.
- [12] Wu Yongzheng, Yan Richu. An spatial panel data analysis on regional financial development and economy growth based on prefecture-level city data of six provinces in central China [J]. *Statistics & Information Forum*, 2009, 24(3): 63-71.
吴拥政,颜日初.中国六省地级市区金融发展与经济增长的空间面板分析[J].*统计与信息论坛*, 2009, 24(3): 63-71.
- [13] He Ping, Ni Ping. Research on China's urbanization quality [J]. *Statistical Study*, 2013, 30(6): 12-18.
何平,倪苹.中国城镇化质量研究[J].*统计研究*, 2013, 30(6): 11-18.