

长江经济带新型城镇化协调性的 趋同与差异研究

李小帆, 邓宏兵*, 马 静

(中国地质大学(武汉)经济管理学院, 武汉 430074)

摘 要:近10年来,城镇化进程中暴露的很多问题可以归结为城镇化的协调性问题,本文以“人地关系”理论为基础,从城乡、产城、城镇化区域和城镇化与资源环境协调发展4个方面来衡量新型城镇化的协调性。并以长江经济带为研究区域,运用空间杜宾面板模型(spatial Durbin panel data model, SDPDM)从经验上考察新型城镇化协调性的俱乐部与条件趋同现象,发现制约长江经济带东、中、西部新型城镇化协调性的因素并不一致:东部城市应进一步加强城镇化同资源环境的协调,促进区域间的协同发展;中部城市应改变大拆大建的城市建设模式,着重发展服务业和增强城市间的合作;西部城市应进一步推进市场开放进程,减少政府对市场的干预和城市建设中的攀比,发展服务业和促进本地经济增长。同时,限制城市人口增长的政策对于新型城镇化协调性不存在显著影响,而放开户籍管制,则会促进人口向城市集聚;无论从促进第三产业发展、产城融合或是城乡协调发展,均会对新型城镇化协调性起到正向作用。

关 键 词:新型城镇化;协调性;条件收敛;空间杜宾面板模型;长江经济带

1 引言

城镇化是中国实现现代化的必由之路,也是保持经济持续健康发展的强大引擎。改革开放以来,中国城镇化取得不菲成绩,但同时也暴露出土地和人口城镇化不协调、城市空间布局和规模结构不合理等问题。2014年,中共中央、国务院出台了《国家新型城镇化规划(2014-2020年)》,认为中国城镇化必须进入以提升质量为主的转型发展新阶段。新型城镇化的本质在于社会整体生活质量的提高和区域的可持续发展,其最终目标是实现城乡一体化,消除城乡二元结构,真正实现人口的城镇化(何平等, 2013)。新型城镇化的协调性是衡量城镇化质量的一个重要方面(李克强, 2012)。所谓协调性,就是城镇化进程中各种状态,如经济、社会、民生和环境等一系列相关状态的帕累托最优,即不以牺牲其他方面状态的优化为前提。

城镇化的协调性问题一直受到学者们的重点关注,已有成果多从城镇化与工业化,人口和土地城镇化,城镇化的质量、规模和速度等是否协调等视角展开研究,可概括为定性和定量研究两大类。从定性研究的角度,辜胜阻等(2006)基于城乡劳动流动的视角研究了中国城镇化和工业化是否协调发展,提出从坚持外造环境与内强素质、分步实施与分类指导、鼓励农民工回归和推进市民化、促进劳动力市场一体化和待遇平等化、发展大都市圈和发展县城为中心的农村城镇化“五个并重”来促进工业化和城镇化的协调发展。姚士谋等(2011)从资源环境基础的视角分析了中国城镇化速度和规模是否协调。Chen等(2015)从人口和土地城镇化协调发展的角度分析了中国城镇化的现状,并从促进农民工市民化、引导人口向中小城市流动等方面给出了提升人口城镇化和土地城镇化协调性的具体建议。在定量分析方面,李国平(2008)运用城镇人

收稿日期:2015-11;修订日期:2015-11。

基金项目:国家社会科学基金项目(14BSH028)。

作者简介:李小帆(1988-),男,河北张家口人,博士研究生,主要从事城镇化与区域经济研究,E-mail: lixiaofa100@126.com。

通讯作者:邓宏兵(1966-),男,湖北五峰人,教授,主要从事区域经济研究,E-mail: denghongbing_2005@126.com。

引用格式:李小帆, 邓宏兵, 马静. 2015. 长江经济带新型城镇化协调性的趋同与差异研究[J]. 地理科学进展, 34(11): 1419-1429. [Li X F, Deng H B, Ma J. 2015. Convergence and divergence of the coordinated development of the new urbanization process in the Yangtze River Economic Belt[J]. Progress in Geography, 34(11): 1409-1419.]. DOI: 10.18306/dlkxjz.2015.11.009

口比重和农业劳动力份额的变动值之间的比率评价了中国各地区城镇化和工业化是否协调。曹文莉等(2012)从系统论的角度对人口、土地和经济城镇化的协调性进行了研究。张春梅等(2013)对江苏省城镇化质量和规模协调性展开了定量研究。李涛等(2015)从土地、人口、产业3个维度对重庆市城镇化的耦合协调性展开了研究。但是,由于城镇化本身就是一个复杂的系统,协调性也是一个综合的概念,不同学者的研究结果并不完全一致。如Chang等(2006)分析了1978年以来中国人均收入和城镇化之间的比率关系,认为近年经济的快速发展导致了城镇化的滞后;Chen等(2013)却发现,1960-2010年中国城镇化水平同经济发展整体协调,2004年后的快速发展则与经济发展速度密切相关。Li等(2012)采用耦合协调度模型分析了连云港市2000-2008年的城镇化水平与生态环境之间的关系,发现城镇化水平与生态环境的耦合协调度随时间呈U型曲线;Wang等(2014)发现京津冀人口城镇化和生态环境间的耦合协调度随时间呈S型曲线。

综合看来,现有研究成果多从某一视角对城镇化协调性的某一方面展开研究,专门针对城镇化协调性的空间分布差异及其影响因素的研究尚不多见;并且城镇化的协调性多有空间上集聚的趋势(李国平, 2008; 李涛等, 2015),但是已有研究对新型城镇化协调性的空间效应考虑较少。因此,本文以长江经济带为研究区域,在借鉴已有研究成果基础上,运用空间计量经济的方法分析城镇化协调性的空间分布特征及其影响因素,以期当前新型城镇化政策提供一些有效建议。

2 新型城镇化协调性概述

2.1 新型城镇化协调性的内涵

从“人地关系”角度来看,以往城镇化进程中的很多问题可以归结为“人地不协调”,即在有限的资源 and 环境基础上进行城镇化产生的矛盾(李小建等, 2014),以及对资源的不合理配置造成的浪费。这种不协调主要表现为城镇化和经济发展过程中“人”本身的诉求被或多或少的忽视了。为此,必须以人为核心实行新型城镇化战略,提升城镇化的协调性。从此角度出发,可把新型城镇化的协调性定义为新型城镇化进程中的“人地关系”各子系统的协调状态,也是各种状态的帕累托最优。它是多方面绩效的综合表现,要求资源环境等要素的最小投

入和最大产出,要求城乡和区域的协调发展,要求长远和短期利益的协调发展。

2.2 新型城镇化协调性的衡量

基于对新型城镇化协调性内涵的理解,城镇化中的“不协调”可以归结为4个不协调问题:城乡、产城、区域、城镇化与资源环境不协调(表1)。总的看来,要实现新型城镇化的协调发展,就必须解决上述4个方面的不协调,最终实现人地关系协调发展。

由于中国经济为典型的二元经济模式,城乡发展之间存在着巨大差距。而城镇化的快速推进,势必会对这种差距产生影响,这在理论上已得到经济学家们的证明(Robinson, 1976; Glomm, 1992)。在典型的两部门模型中,农村人口中少数具有一定技能和资本的高收入人群进入城市的工业部门,致使收入差距逐渐扩大。此后,随着更多农村人口流入城市,农业劳动力相对稀缺,农业劳动报酬开始增加,从而收入差距逐渐由扩大转为缩小,呈倒“U”形变化(周云波, 2009)。同时,城镇化不仅是人口由农村向城市流动的过程,也是农村人口生活方式、社会文化和消费观念转变的过程。本文用城乡恩格尔系数之比来表征城乡收入和消费结构变化,以此作为衡量城乡协调发展的度量指标之一。

产城协调发展,就是要实现产业和城市发展的相互协调。从产业结构上看,要实现产业结构和城市功能的相互渗透;从就业结构上看,要实现就业和居住结构的相互匹配。中国过去的城镇化“大投

表 1 新型城镇化质量的协调性衡量指标体系

Tab.1 Indicators for evaluating the coordinated development of the new urbanization process with regard to its quality

类别	指标	方向	标准
城乡协调发展	城乡收入基尼系数	负向	0.40
	城乡恩格尔系数之比	负向	1
	公路密度	正向	1.75
	一般预算支出中农业支出比重	正向	0.05
产城协调发展	建成区就业密度	正向	0.48
	建成区 GDP 密度	正向	15.93
	第二产业偏离度	正向	-0.15
	第三产业偏离度	正向	0.12
区域协调发展	城镇人口局部 Moran's I 指数	正向	计算所得最大值
	城镇人口集中度指数	正向	1
城镇化与资源环境协调发展	城镇化率与工业二氧化硫排放量协调度指数	负向	1
	城镇化率与工业废水排放量协调度指数	负向	1
	城镇化率与建成区绿化覆盖率协调度指数	正向	1
	城镇化率与建成区绿化覆盖率协调度指数	正向	1

大建”的粗放型发展模式导致了人口和土地城镇化的不协调,产业结构和城市功能发展的错位等问题,导致“空城”、“鬼城”现象屡见不鲜,降低了城镇化的质量。沈正平(2013)认为,目前中国城镇化过程中分别存在产业发展与城镇化模式粗放并发、产业结构不合理与城镇化功能不完善共存、产业分布不平衡与城镇化格局不协调同在、产业结构效益与城镇化效率低下相伴的“双粗放”、“双缺失”、“双错位”、“双低效”问题。本文分别用建成区经济和就业密度以及第二、三产业的偏离度来衡量产业和城市的协调发展程度。

从空间角度来看,区域间的城镇化分布并不是均衡的,表现出了一定的空间相关性和异质性。从规模上讲,城镇人口分布格局呈现出明显的地域相关性和差异性。以2012年长江经济带城镇人口规模为例,上海、成都、重庆、武汉4市城区人口为4218万人,占长江经济带总人口的35.15%。从地域分布上来看,长江经济带城区人口有明显的“圈层特性”,主要分布在以长三角城市群、武汉城市圈、成渝城市圈、长株潭城市圈为主的几大城市群内,具有明显的空间相关特性。人口适当的集聚无疑会促进城镇的发展,并且可能由于空间溢出效应而带动周边城市的发展;但如果人口过度集中就会造成城市拥堵等问题。为了综合考虑区域的空间相关性和异质性,本文采用局部Moran's I指数和城镇人口集中度来表征城镇化的协调性。

从人地关系的视角来看,大规模的城镇化很可能导致生态环境方面的问题,如土地的过量使用、大气污染、噪音污染、水资源的过量消耗和交通堵塞等。环境系统同样可以影响城镇化的发展,表现为对城镇化的制约和反馈,如在城镇化过程中面临用水保障、城市建设用地、能源保障和生态环境质量方面的瓶颈(方创琳等,2013)。城镇化和生态环境之间的相互影响、相互作用、相互制约的关系可以看作城镇化和生态环境系统之间的耦合关系。本文借鉴刘耀彬(2006)的方法构建城镇化与生态环境的灰色关联耦合度,以城镇化率和工业SO₂、废水排放量和建成区绿化覆盖率的耦合度来衡量长江经济带城镇化和生态环境耦合的协调状态。

2.3 长江经济带新型城镇化协调性指数

根据上文论述,建立以下指标体系,并构建长江经济带新型城镇化协调性综合指数来衡量其协调性(表1)。由于指标体系中大部分为指数型,需要比较才有实际意义。因此结合目前中国城镇化协

调性的状态,以城市发展水平最高的上海、北京和广州的均值作为基准,同时参照国际上通行的标准确立各指标的参考标准。对于各指标的赋权,存在主观和客观两种,本文采取主观赋权的方式,将表1所列的指标体系中所有的指标权重赋值为1。协调性综合指数的计算方式为:首先求观测值与标准的比值,再对正向指标进行累加运算,对逆向指标进行累减运算,最终得到的和为新型城镇化指标的综合指数。为方便比较,对综合指数进行归一化处理,处理的方式是用综合指数值减去该指数的最小值,再除以综合指数最大值与最小值之差。

3 研究方法 with 数据来源

3.1 研究方法

3.1.1 泰尔指数(Theil entropy)

本文使用泰尔指数来衡量长江经济带新型城镇化协调性的区域差异。其数学表达式为:

$$T = \sum_{i=1}^n \frac{y_{ij}}{y} \ln \left(\frac{y_{ij}/y}{1/n} \right) y \quad (1)$$

式中: T 为泰尔指数, y_{ij} 表示第 i 组 j 地区的城镇化协调性指标, y 表示所有协调性之和, n 表示所有的城市个数。

3.1.2 全局自相关指数(Moran's I)

使用全局自相关指数衡量长江经济带新型城镇化协调性的空间集聚形式。其数学表达式为:

$$I_i = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (2)$$

式中: I_i 为全局自相关指数; x_i 和 x_j 表示区域要素属性在相邻空间单元上的取值, \bar{x} 为均值; n 为空间单元总数, w_{ij} 为空间权重矩阵 W 中的元素,此处采用距离的倒数。

3.1.3 经济收敛的空间杜宾面板模型

用于检验 β 趋同的经典模型为:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \Psi X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中: $y_{i,t+T}$ 和 $y_{i,t}$ 分别为地区 i 在时间 $t+T$ 和 t 的城镇化协调性, α 为常数项; $\beta = -(1 - e^{-\theta T})/T$, θ 表示向稳态收敛的速度,若回归出现 $\beta < 0$,则表明在时间段 T 内存在条件 β 趋同,落后地区的新型城镇化协调度优化速度比发达地区更快(徐盈之,2011)。

长江经济带幅员辽阔,不同地区的变量普遍存在空间异质性和相关性,如果在模型估计时不能很好地处理,则可能会存在估计偏误。因此,需要引入空间计量的方法对传统回归模型进行统计修正,结合本文面板数据类型的特征,引入空间面板计量模型。常见的空间面板计量模型包含空间滞后面板模型(spatial lag panel data model, SLPDM)、空间误差面板模型(spatial error panel data model, SEPDM)和空间杜宾面板模型(spatial Durbin panel data model, SDPDM)。3个模型的适用性取决于面板数据的空间效应类型,若本地区域被解释变量的值取决于其邻近区域被解释变量的观测值及观察到的一组局域特征,则使用空间滞后面板模型(SLPDM);若本地区域被解释变量的值取决于观察到的一组局域特征及忽略的在空间上相关的一些重要变量(误差项),则使用空间误差面板模型(SEPDM);若除了邻近地区被解释变量的空间溢出效应外,邻近地区的解释变量对本地区的被解释变量也有影响,则需要使用空间杜宾面板模型(SDPDM)(吴玉鸣, 2014)。具体计算公式为:

SLPDM:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln \left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) + \beta \ln(y_{i,t}) + \beta_1 d \ln(\text{popu}) + \beta_2 d \ln(\text{area}) + \beta_3 \ln(\text{sec_ind}) + \beta_4 \ln(\text{thd_ind}) + \beta_5 \ln(\text{open}) + \beta_6 \ln(\text{govern}) + \beta_7 \ln(\text{gdp}) + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式中: w_{ij} 为空间权重矩阵 W 中的元素,衡量方法同 Moran' I 指数。 $y_{i,t}$ 为 2003 年长江经济带新型城镇化协调度, $d \ln(\text{popu})$ 为城市年末新增人口, $d \ln(\text{area})$ 为新增城区建设面积, $\ln(\text{sec_ind})$ 为第二产业产值占地区 GDP 的比重, $\ln(\text{thd_ind})$ 为第三产业产值占地区 GDP 的比重, $\ln(\text{open})$ 表征地区开放程度, $\ln(\text{govern})$ 为政府对市场的干预, $\ln(\text{gdp})$ 为地区生产总值;为增加数据的平稳性,所有数据都经过了对数变换处理。 u_i 、 v_t 和 $\varepsilon_{i,t}$ 分别表示空间(个体)效应、时期效应和随机误差项。

SEPDM:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln \left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) + \beta \ln(y_{i,t}) + \beta_1 d \ln(\text{popu}) + \beta_2 d \ln(\text{area}) + \beta_3 \ln(\text{sec_ind}) + \beta_4 \ln(\text{thd_ind}) + \beta_5 \ln(\text{open}) + \beta_6 \ln(\text{govern}) + \beta_7 \ln(\text{gdp}) + \phi_{it}, \quad \phi_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} \phi_{jt} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式中: ϕ_{it} 为空间自相关误差项, λ 为空间误差系数。

SDPDM:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln \left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) + \beta \ln(y_{i,t}) + \beta_1 d \ln(\text{popu}) + \beta_2 d \ln(\text{area}) + \beta_3 \ln(\text{sec_ind}) + \beta_4 \ln(\text{thd_ind}) + \beta_5 \ln(\text{open}) + \beta_6 \ln(\text{govern}) + \beta_7 \ln(\text{gdp}) + \eta_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(y_{j,t}) + \eta_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} d \ln(\text{popu}) + \eta_3 \sum_{j=1}^N w_{ij} d \ln(\text{area}) + \eta_4 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(\text{sec_ind}) + \eta_5 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(\text{thd_ind}) + \eta_6 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(\text{open}) + \eta_7 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(\text{govern}) + \eta_8 \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(\text{gdp}) + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式中: $\sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(y_{j,t})$, $\sum_{j=1}^N w_{ij} d \ln(\text{popu})$, $\sum_{j=1}^N w_{ij} d \ln(\text{area})$, $\sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(\text{sec_ind})$, $\sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(\text{thd_ind})$, $\sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(\text{open})$, $\sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(\text{govern})$, $\sum_{j=1}^N w_{ij} \ln(\text{gdp})$ 分别表示邻近区域的解释变量的空间滞后变量。式(4)-(6)中, ρ 表示被解释变量空间滞后项的系数, β 和 β_1 - β_7 分别表示 2003 年长江经济带新型城镇化协调度和 $d \ln(\text{popu})$ 、 $d \ln(\text{area})$ 、 $\ln(\text{sec_ind})$ 、 $\ln(\text{thd_ind})$ 、 $\ln(\text{open})$ 、 $\ln(\text{govern})$ 、 $\ln(\text{gdp})$ 的系数, η_1 - η_8 表示以上各解释变量空间滞后项的系数。

根据 Elhorst(2014)的研究,在使用空间面板计量模型时,首先需要确定是否有空间效应存在,然后再确定空间效应的类型(空间误差或者空间滞后),接着确定是否存在空间或者时间固定效应,最后确定面板数据模型的类型(固定效应或者随机效应模型)。对于是否存在空间滞后效应还是空间误差效应可以通过 LM spatial lag、LM spatial error、Robust LM spatial lag、Robust LM spatial error 检验来确定,其中 SDPDM 与 SLPDM 采用 Wald_spatial_lag 和 LR_spatial_lag 检验,SDPDM 与 SEPDM 采用 Wald_spatial_error 和 LR_spatial_error 检验方法。采用固定效应还是随机效应模型用 Hausman 检验完成。

本文依据 Elhorst(2014)提供的标准程序,采用 2003-2012 年的数据对式(4)-(6)进行估算。首先,对不含空间效应的 4 种模型(混合效应和个体、时期、个体时期固定效应)进行估算;接着通过 LM 检验和

LR 检验空间效应的型式;最后,采用Hausman 检验选择固定效应还是随机效应。对于不含空间效应的模型采用OLS 估计,对于含空间面板的模型采用ML 估计,以上估算通过Matlab 2010a 完成。

3.2 数据来源

长江经济带覆盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州等9省2市,横跨中国东、中、西三大区域,具有独特的地理优势和巨大的发展潜力。本文以长江经济带105个地级及以上城市为单元计算新型城镇化协调性的综合指数^①。所有数据由EPS 统计数据集成平台整理^②,数据具体来自于中国统计年鉴、中国城市统计年鉴和中国区域经济统计年鉴。

4 实证结果与分析

4.1 长江经济带新型城镇化协调性差距的变化形式

4.1.1 空间分布格局与差异形式

图1显示了2003年和2012年长江经济带新型城镇化协调性的空间分布情况,图中协调性指数值越大越好,取值为1表明协调性最好,0表明协调性最差;协调性越好,图中对应的颜色就越深,反之越浅。从图1可明显看出,2003-2012年长江经济带新型城镇化协调性在东、中、西部城市之间表现出一定的差异性:在东部地区形成了协调性较高的集聚

区域,中部地区的协调性稳步提升,西部地区则变化不大。从2003-2012年空间全局自相关指数(Moran's I)来看,长江经济带新型城镇化协调性随时间呈现出越来越明显的正向集聚特征(表2),其中2003年全局Moran's I 值为-0.0168且不显著,到2006年变成显著为正,2012年取值为0.1243,显示了较强的空间正相关性;该结果表明长江经济带新型城镇化协调性存在空间溢出效应。

进一步计算长江经济带新型城镇化协调性的泰尔指数并将之分解为东、中、西部地区内部城市间的差异,以及东、中、西部三类地区之间的差异,进而比较长江经济带新型城镇化协调性的差距变化形式(表3)。结果表明,2003-2012年间长江经济带新型城镇化协调性整体差异呈明显的上升趋势,但组内和组间差距贡献的变化不同:东部地区内部差异贡献略微下降,从15.1432%降为13.7163%;中、西部地区内部差异明显下降,其中中部区域内部的差异性从53.9499%降为35.1591%,西部地区从30.8255%降为19.9693%;而东、中和西部之间的差距显著增加,差异贡献度从0.0817%增长为31.1553%。由此可以得出一种明显的俱乐部趋同倾向,即东部、中部和西部形成彼此分割的俱乐部,并在俱乐部内部形成了趋同的趋势。分别观察东、中、西部内部差异形式可以发现,东部差异较为稳定,中、西部城市差异开始逐渐缩小,并表现出一定

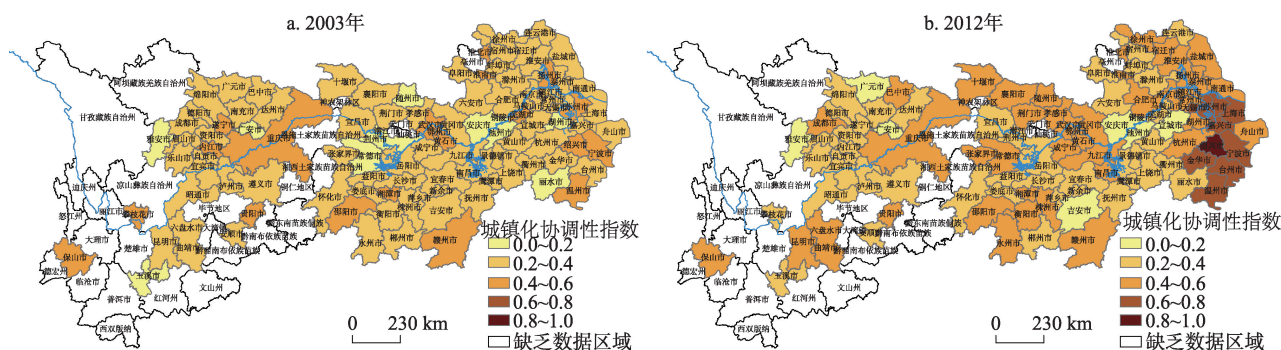


图1 长江经济带新型城镇化质量协调性地图

Fig.1 Degree of coordinated map of the new urbanization process with regard to its quality in the Yangtze River Economic Belt (YREB)

①105个地级及以上城市分别为:上海市、重庆市、南京市、无锡市、徐州市、常州市、苏州市、南通市、连云港市、淮安市、盐城市、扬州市、镇江市、泰州市、宿迁市、杭州市、宁波市、温州市、嘉兴市、湖州市、绍兴市、金华市、衢州市、舟山市、台州市、丽水市、合肥市、芜湖市、蚌埠市、淮南市、马鞍山市、淮北市、铜陵市、安庆市、黄山市、滁州市、阜阳市、宿州市、六安市、亳州市、池州市、宣城市、南昌市、景德镇市、萍乡市、九江市、新余市、鹰潭市、赣州市、吉安市、宜春市、抚州市、上饶市、武汉市、黄石市、十堰市、宜昌市、襄阳市、鄂州市、荆门市、孝感市、荆州市、黄冈市、咸宁市、随州市、长沙市、株洲市、湘潭市、衡阳市、邵阳市、岳阳市、常德市、张家界市、益阳市、郴州市、永州市、怀化市、娄底市、成都市、自贡市、攀枝花市、泸州市、德阳市、绵阳市、广元市、遂宁市、内江市、乐山市、南充市、眉山市、宜宾市、广安市、达州市、雅安市、巴中市、资阳市、贵阳市、六盘水市、遵义市、安顺市、昆明市、曲靖市、玉溪市、保山市、昭通市。

②其中2003年的一般预算支出中农业支出由2004、2005和2006年的数据推算得出。

的追赶趋势,呈现出典型的俱乐部趋同现象。

4.1.2 影响协调性收敛的因素

根据蔡昉等(2000)的研究,在分析俱乐部趋同现象时,通常可以按照“物以类聚”的思维方式,分别找出俱乐部趋同中存在的相同和不同因素以及俱乐部之间最基本的差异,从而找出决定落后地区加快提升协调性的因素。长江经济带东、中、西部城市的差异首先表现在经济发展水平上。具体而言,东部地区相对中西部地区有着更高的经济发展水平,由于经济发展所处阶段不同,相应的城镇化所处的阶段也不同,从而造成城镇化进程中的协调性不同。不过,根据经典的俱乐部趋同理论,各个地区初始经济水平的不同是经济趋同的前提,同样会对城镇化协调性的趋同产生正面影响。在设定不同区域的发展水平后,接着可考察城镇化的基本动力对城镇化协调性的影响。根据金煜等(2006)、陈钊等(2009)的观点,全球化和市场化最终推动了中国工业集聚和城市发展,政府干预的减弱会促进中国的工业集聚。延续陈钊等(2009)的思路,全球化和市场化对城镇化协调性的影响至少体现在以下3个方面:一是全球化和市场化推动工业集聚发展,并进一步通过发展服务业推动人口向城市集聚,提高城镇化水平并促进城镇化同工业化以及城乡间的协调发展;二是各地区全球化和市场化进程不一致导致区域间发展的差距,并直接影响区域城市的平衡发展;三是全球化和市场化较低的地区政

府会对市场进行更多的干预,降低了经济运行的效率并导致区域间城镇化发展的不平衡。最后,需要考虑地方政府对城市发展政策差异对城镇化协调性的影响,当政府采用激进的城市扩张政策时,必然会造成城镇化同资源环境之间的不协调。

综上,本文按照蔡昉等(2000)的思路,用地区进出口总额占国内生产总值的比重作为对外开放程度的替代指标,用政府消费支出额占国内生产总值的比重作为政府对市场干预程度的替代指标,用第二、三产业占GDP的比重衡量区域的经济结构,用城市每年总人口和面积的增量作为政府城市政策的替代指标,同时考虑以区域经济发展水平来实证检验以上各影响因素对新兴城镇化协调性收敛的影响。

4.2 长江经济带新型城镇化协调性收敛的空间杜宾面板模型结果

4.2.1 标准面板回归模型结果

表4显示了标准面板模型的估计结果,用于选择空间滞后模型或者空间误差模型。当采用LM检验时,发现混合效应模型的Robust LM spatial lag、时期固定效应模型的Robust LM spatial lag和Robust LM spatial Error、个体时期固定效应的LM spatial lag均未通过检验,这表示空间相关性并不能完全被空间滞后或者空间误差项解释;因此需要引入空间杜宾模型来进行估计,并采用LR检验来决定选用哪种空间杜宾面板模型。对于空间固定效应

表 2 2003-2012 年长江经济带新型城镇化协调性全局自相关指数

Tab.2 Moran's *I* of the degree of coordinated development of the new urbanization process in the Yangtze River Economic Belt (YREB), 2003-2012

年份	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Moran's <i>I</i>	-0.0168	-0.0031	-0.0029	0.0342	0.0251	0.0718	0.1130	0.1091	0.1216	0.1243
Z值	-0.5667	0.5144	0.5268	3.4339	2.7245	6.3814	9.6065	9.3084	10.2863	10.4928

表 3 长江经济带新型城镇化协调性的泰尔系数及各分组贡献率

Tab.3 The Theil entropy of the degree of coordinated development of the new urbanization process in the Yangtze River Economic Belt (YREB) and the contribution of each group

年份	东部贡献/%	中部贡献/%	西部贡献/%	东中西部之间的差异贡献/%	泰尔系数
2003	15.1432	53.9499	30.8255	0.0817	0.0377
2004	14.7397	39.1398	43.8062	2.3140	0.0388
2005	19.8347	37.9144	41.1884	1.0624	0.0306
2006	25.0675	31.8478	37.1513	5.9334	0.0352
2007	21.6396	43.8868	27.3490	7.1248	0.0426
2008	20.8235	36.2495	25.7418	17.1855	0.0396
2009	19.3329	35.4902	18.0110	27.1656	0.0363
2010	12.0975	42.0438	22.8969	22.9616	0.0689
2011	13.7251	36.3628	19.5741	30.3378	0.0675
2012	13.7163	35.1591	19.9693	31.1553	0.0692

的 LR 值为 472.5334($p=0.0000$),对于时期固定效应的 LR 值为 76.5432($p=0.0000$),表明需要使用个体时期双固定效应的杜宾模型进行回归。因此,选取个体时期双固定空间杜宾模型来对回归方程进行估计(表 5)。Hausman 检验值为 17.4719($p=0.4229$),表明应使用随机效应模型。对随机效应的空间杜宾模型的 Wald 和 LR 检验均在 5%的显著性水平下通过检验,表明模型不能简化为空间滞后或空间误差模型。

4.2.2 全域空间杜宾面板模型结果与分析

表 5 为全域空间杜宾面板模型的结果。通过对全域的回归分析发现,城区面积增加和第二产业比重均对新型城镇化协调性具有显著的负效应,城区面积每增加 1%,新型城镇化的协调性下降约 0.0874%;第二产业比重每增加 1%,新型城镇化的协调性下降约 0.0542%。这与近年来激进的经济发展政策不无关系,在地方土地财政制度的支配下,政府多采取突击式的建设以换取 GDP 增长和财政收入,但同时也带来了城市环境的恶化和城乡收入差距的加大。换言之,部分地方 GDP 的增加是以农村地区相对于城市的逐步落后为代价的。从经济

结构上来讲,偏重的工业结构更容易造成环境的恶化,从而造成城镇化协调性的下降。尽管经济结构更多依赖于地区的经济发展水平,但是政府的环境管制偏好同样能够影响城镇化的协调性,以牺牲长期的环境健康为代价来换取短期经济增长的招商引资政策是不可取的。另外,模型还指出了第三产业比重每增加 1%,城镇化的协调性上升约 0.0595%;经济发展水平每提升 1%,城镇化的协调性上升约 0.0888%。从目前的城乡和区域结构来看,对于经济发展较为落后的区域,通过加快发展服务业带动经济发展,无论从可持续发展还是从促进城乡协调发展的角度都具有一定的现实意义。同时通过对模型的估计可以看出,在长江经济带全域层面上的新型城镇化协调性存在较弱的空间收敛和显著的空间负溢出效应。这也意味着有些地区的城镇化协调性上升带来的是其他地区城镇化协调性的下降,原因可能有两个:一是某些地区城镇化协调性的上升是以其他地区城镇化协调性的下降为基础的,另一个原因可能是城镇化协调性极化效应越来越明显,地区之间的差距也越来越大。同时,还发现了第三产业发展具有显著的正的空间

表 4 标准面板模型估计结果
Tab.4 Standard panel estimation results

解释变量	混合效应模型	个体固定效应模型	时期固定效应	个体时期固定效应
截距	-0.2687*** (-4.2762)			
协调度 2003	-0.1379*** (-16.3905)	0.0111 (0.0000)	-0.1368*** (-16.6025)	-0.1364 (0.0000)
总人口增加	-0.0926 (-1.0473)	0.0117 (0.1575)	-0.0829 (-0.9531)	-0.0362 (-0.4959)
城区面积增加	-0.1131*** (-4.8014)	-0.0817*** (-4.2056)	-0.1073*** (-4.5899)	-0.0808*** (-4.2477)
第二产业比重	-0.0497*** (-4.5390)	-0.0833*** (-2.5690)	-0.0565*** (-4.7306)	-0.0897*** (-2.8483)
第三产业比重	0.0273** (2.2254)	0.1260*** (3.8062)	0.0224*** (1.8601)	0.1121*** (3.4109)
开放程度	0.0029 (1.1524)	-0.0079* (-1.7680)	0.0029 (1.1899)	-0.0070 (-1.6191)
政府对市场干预	-0.0734*** (-10.2113)	-0.0180 (-1.1599)	-0.0875*** (-8.7852)	0.0131 (0.7231)
经济水平	0.0840*** (8.9005)	0.0338 (1.4867)	0.0940*** (9.2340)	0.1475*** (4.6048)
σ^2	0.0064	0.004	0.0061	0.0037
R^2	0.3353	0.0966	0.3386	0.0745
Logl	1049.0000	1271.5000	1073.5000	1309.8000
空间滞后 LM 检验	61.9510***	128.3787***	5.7840**	2.1539
空间误差 LM 检验	94.5670***	127.2997***	6.6368**	4.5727**
空间滞后稳健 LM 检验	0.2301	5.5276***	0.0667	7.2985***
空间误差稳健 LM 检验	32.8462***	4.4485**	0.9195	9.7172***

注:括号中为 t 值*, **, ***分别表示在 10%, 5%和 1%的显著性水平上通过假设检验,下同。

溢出效应,表明第三产业的发展不仅能够促进本地还能促进周边地区城镇化协调性的提升,这也是经济一体化发展最直接的空间效应。

4.3 分东、中、西部地区回归的结果与分析

为进一步研究俱乐部趋同的现象是否存在,以长江经济带东、中、西部为样本分别进行回归,所得

结果如表6所示。对长江经济带东、中、西部地区进行LM、LR、Wald和Hausman检验,得到东、中、西部的空间面板模型形式分别为个体时期双固定效应杜宾模型、空间随机效应杜宾模型和空间随机效应杜宾模型。对以上模型的回归分析发现影响东、

表6 长江经济带东、中、西部空间计量回归结果

Tab.6 Results of spatial panel modeling of the eastern, central, and western regions of the Yangtze River Economic Belt (YREB)

表5 个体时期双固定空间杜宾模型估计结果

Tab.5 Results of spatial Durbin modeling with space-and time-specific effects

解释变量	个体时期 双固定效应	个体时期双固 定效应 (偏差修正)	个体时期 双固定空间 随机效应
$W \times \log(Y)$	0.2854** (2.1289)	0.5107*** (5.1007)	0.2634* (1.9254)
协调度 2003	-0.4643 (0.0000)	-0.4942 (0.0000)	-0.1470*** (-9.7264)
总人口增加	-0.0279 (-0.3681)	-0.0278 (-0.3449)	0.0144 (0.1815)
城区面积增加	-0.0841*** (-4.4722)	-0.0841*** (-4.1992)	-0.0874*** (-4.3541)
第二产业比重	-0.1124*** (-3.4295)	-0.1123*** (-3.2225)	-0.0542*** (-2.9511)
第三产业比重	0.1630*** (4.5913)	0.1625*** (4.3013)	0.0595*** (3.0625)
开放程度	-0.0065 (-1.5200)	-0.0063 (-1.3902)	-0.0019 (-0.5221)
政府对市场干预	-0.0048 (-0.2260)	-0.0046 (-0.2056)	-0.0728*** (-4.8954)
经济水平	0.1415*** (4.2355)	0.1416*** (3.9828)	0.0888*** (5.8918)
$W \times$ 协调度 2003	-1.2367 (0.0000)	-1.3083 (0.0000)	-0.6569** (-2.5510)
$W \times$ 总人口增加	0.3177 (0.5431)	0.3106 (0.4991)	-0.1136 (-0.1919)
$W \times$ 城市增长	-0.1571 (-0.7969)	-0.1364 (-0.6508)	-0.1304 (-0.6256)
$W \times$ 第二产业比重	0.2981 (0.8079)	0.3023 (0.7701)	0.2497 (1.2865)
$W \times$ 第三产业比重	-0.2070 (-0.6006)	-0.2149 (-0.5860)	0.1441 (0.6948)
$W \times$ 开放程度	-0.0390 (-0.8816)	-0.0330 (-0.7025)	-0.0696** (-2.0718)
$W \times$ 政府对市场干预	0.1275 (1.0576)	0.1180 (0.9205)	0.3104*** (3.1999)
$W \times$ 经济水平	-0.0293 (-0.1140)	-0.0531 (-0.1944)	0.0174 (0.1522)
ϕ^2			0.4706*** (11.0942)
σ^2	0.0036	0.0041	0.0042
R^2	0.6250	0.6258	0.5430
Logl	1318.6434	1318.6432	1168.4071
空间滞后 Wald 检验	15.3626*	13.3048	25.7095***
空间滞后 LR 检验	15.2436*	15.2432*	24.9549***
空间误差 Wald 检验	12.4759	9.522	24.8519***
空间误差 LR 检验	12.845	12.8395	18.9519**

解释变量	东部地区	中部地区	西部地区
	个体时期 双固定效应 (偏差修正)	个体时期 双固定空间 随机效应	个体时期 双固定空间 随机效应
$W \times \log(Y)$	-0.6656** (-2.4098)	0.1400 (0.8375)	-1.0687*** (-3.5453)
协调度 2003	0.5098 (0.0000)	-0.1539*** (-7.6149)	-0.0516* (-1.9338)
总人口增加	-0.9221 (-1.2708)	0.0744 (0.9361)	-0.3150 (-1.0042)
城区面积增加	0.0281 (0.8600)	-0.0774*** (2.9411)	-0.1540*** (-3.3955)
第二产业比重	-0.8880*** (-4.6050)	-0.1300*** (-3.3794)	-0.0454* (-1.8509)
第三产业比重	-0.4873*** (-2.9855)	-0.0112 (-0.2692)	0.0855*** (3.3398)
开放程度	-0.0017 (-0.2920)	0.0004 (0.0740)	-0.0005 (-0.0826)
政府对市场干预	0.0008 (0.0131)	-0.0776*** (-3.1687)	-0.0848*** (-3.2824)
经济水平	0.5943*** (7.2872)	0.0895*** (3.8021)	0.0851*** (3.1364)
$W \times$ 协调度 2003	7.5011 (0.0000)	-0.5890** (-2.3188)	0.2329 (0.7363)
$W \times$ 总人口增加	-5.4781 (-1.0838)	-0.4057 (-0.9836)	0.6046 (0.2448)
$W \times$ 城区面积增加	0.5948** (2.3018)	-0.3400 (1.4928)	-0.5192 (-1.5185)
$W \times$ 第二产业比重	4.0213*** (2.9974)	0.4551 (1.3663)	-0.2405 (-1.3018)
$W \times$ 第三产业比重	1.9160* (1.7655)	0.2144 (0.6848)	0.7449*** (3.6129)
$W \times$ 开放程度	-0.0174 (-0.3080)	-0.0003 (-0.0054)	-0.0245 (-0.4359)
$W \times$ 政府对市场干预	0.3267 (0.8105)	0.1794 (1.0423)	0.0281 (0.1543)
$W \times$ 经济水平	-1.1607** (-2.0869)	0.0418 (0.2842)	-0.1387 (-0.5082)
ϕ^2		0.4536*** (7.7667)	0.6824*** (6.1728)
σ^2	0.002	0.0034	0.0053
R^2	0.7698	0.6229	0.3829
Logl	397.30447	624.07887	287.7381
空间滞后 Wald 检验	38.2743***	12.1694	22.1213***
空间滞后 LR 检验	40.8388***	11.6022	19.572**
空间误差 Wald 检验	41.0476***	13.0872	17.7218**
空间误差 LR 检验	44.6496***	11.5514	18.812**

中、西部城市新型城镇化协调性的因素并不一致。

4.3.1 东部地区的影响因素

对于东部城市,并没有发现显著的 β 趋同,但却发现了城镇化协调性具有负的显著空间溢出效应,同时经济发展对城镇化协调性的影响有着负的空间溢出效应,但对本地城镇化协调性的上升有显著的正向影响。这意味着东部城市本地城镇化协调性的提升,很可能会带来周边区域城镇化协调性的下降。本文认为,这同东部经济的空间结构密切相关,在典型的“核心—边缘”结构中,当核心区的极化效应大于扩散效应时,就会出现区域差距拉大的现象,从而使得区域协调性在一定程度上下降。当然,随着经济一体化的进程,核心区的扩散效应大于极化效应时,会使区域重新回到协调的状态。其次,第二产业比重、第三产业比重与新型城镇化协调性有显著的负相关关系,这同东部城市的发展阶段密切相关。无论从城市规模还是从集聚水平和程度来看,东部城市发展均已达到一定水准,在这一地区城市工作就要承受拥挤等一系列的社会成本。在资源环境、国土空间等承载有限的情况下,发展经济势必会对人地关系造成一定的冲突;而同时,经济的发展却能促进城乡和区域差距的缩小,又提高了新型城镇化的协调性。总的来说,东部城市面临着在环境保护的紧迫性和城乡与区域发展的平衡性之间的权衡。再次,第二、三产业比重和城区面积的增加对相邻地区城镇化协调性的影响又有正的空间溢出效应,这也是区域竞争和区域经济溢出同时作用的结果。当一个城市实行扩张的城市政策时,由于本地经济集聚已到了一定水准,因而吸引经济要素向本地集聚反而带来了拥挤效应,从而降低了城镇化的协调性;但是对于周边地区而言,发达城市的扩张政策意味着经济一体化的推进和更多、更方便的经济交流,对本地发展有着正向的溢出效应。同时,当本地的要素趋向于向周边发达地区集聚时,本地经济活动的相对减弱对资源环境起到了一定的保护作用,促进了本地城镇化同资源环境的协调。由此可见,东部城市的第二、三产业比重和城区面积的增加导致了周边地区城镇化协调性的提升。

4.3.2 中部地区的影响因素

对于中部地区,则发现了明显的 β 趋同,初始年份协调性不仅与现有年份协调性的系数为负,而且与对周边城市城镇化协调性的影响系数也为负,这表明中部城市的城镇化协调性真正形成了趋同俱

乐部。同时,城区面积增加、第二产业比重和政府对市场干预均对新型城镇化的协调性产生显著的负向影响。这同中部城市近几年表现出的“扩张型”城市政策不无关系,大拆大建的模式不仅影响到本地的资源环境质量和城市发展,同时在城市间形成了攀比,对相邻地区新型城镇化协调性也具有负相影响。同时,偏重的产业结构导致资源环境恶化,造成新型城镇化协调性的下降。但由于经济溢出效应的存在,相邻区域经济发展水平的提升有助于本地新型城镇化协调性的提高。

4.3.3 西部地区的影响因素

西部地区的新型城镇化协调性也呈现明显的 β 趋同现象,同时城区面积增加和政府对市场干预对新型城镇化的协调性造成负向影响;第三产业比重和经济水平对新型城镇化协调性有正向影响;相邻地区的城镇化协调性增加对本地新型城镇化协调性有负向影响,相邻地区第三产业比重增加对本地区新型城镇化协调性有正向影响。较长江经济带中、东部地区,西部地区城市的城乡差距更加明显,区域发展不平衡也更为突出:一方面,成渝城市圈的快速崛起表明西部正在加紧追赶东部;另一方面,秦巴、滇西边境、滇桂黔石漠化区等集中连片贫困地区的存在又制约着区域整体经济水平的提升,因而作为经济发展重要支撑的对外开放会加强区域的平衡发展,导致新型城镇化协调性的下降。尽管经济发展水平仍待提升,但是近年来西部同样出现“激进的”城市扩张苗头,城区面积急剧扩大,受经济发展水平束缚,相应的保障体系和产业支撑的制约,引发了产城不协调和新型城镇化过程中的相互攀比,从而使得城镇化协调性下降。总之,政府对市场的过度干预也影响了市场化进程,进而影响新型城镇化的协调发展。

值得注意的是,无论是从长江经济带全域的回归结果看,还是从东、中、西部局域的回归结果看,城市总人口的增加对新型城镇化协调性的影响并不显著。因此限制外来人口进城并不会提高新型城镇化的协调性。

5 研究结论与政策启示

本文研究表明,2003-2012年间长江经济带新型城镇化的协调性具有一定的趋同现象,同时形成了中部和西部地区两个趋同俱乐部。同时,由于所处的城镇化阶段不同,3个区域新型城镇化的协调

性存在各自不同的空间效应,同一因素对每个地区产生的效果也不尽相同。为提高长江经济带东部城市新型城镇化的协调性,今后应进一步加强城镇化同资源环境的协调,促进区域间的协同发展;而对长江经济带中部新型城镇化的协调性,今后应改变大拆大建的城市建设模式,着重发展服务业和增加城市间的合作,减少攀比,促进经济由数量型向质量型增长转变。对长江经济带西部地区而言,为提高新型城镇化的协调性,今后应进一步推进市场开放进程,减少政府对市场的干预和城市建设中的攀比,发展服务业和促进本地经济增长速度。同时,城市总人口增加对新型城镇化协调性没有显著的影响,表明限制城市人口增长并不能提升新型城镇化的协调性。而放开户籍管制,有利于促进人口向城市集聚,无论从促进第三产业发展、产城融合或是促进城乡协调发展的角度,均会对新型城镇化协调性起到正向的作用。

参考文献(References)

- 蔡昉, 都阳. 2000. 中国地区经济增长的趋同与差异: 对西部开发战略的启示[J]. 经济研究, (10): 30-37. [Cai F, Du Y. 2000. Convergence and divergence of regional economic growth in China[J]. Economic Research Journal, (10): 30-37.]
- 曹文莉, 张小林, 潘义勇, 等. 2012. 发达地区人口、土地与经济城镇化协调发展度研究[J]. 中国人口·资源与环境, 22(2): 141-146. [Cao W L, Zhang X L, Pan Y Y, et al. 2012. Coordinate development among population, land and economy urbanization in developed area: the case of Jiangsu Province[J]. China Population, Resources and Environment, 22(2): 141-146.]
- 陈钊, 陆铭. 2009. 在集聚中走向平衡: 中国城乡与区域协调发展的实证研究[M]. 北京: 北京大学出版社. [Chen Z, Lu M. 2009. Toward balanced growth with economic agglomeration: empirical studies of China's urban-rural and interregional development[M]. Beijing, China: Peking University Press.]
- 方创琳, 方嘉雯. 2013. 解析城镇化进程中的资源环境瓶颈[J]. 中国国情国力, (4): 33-34. [Fang C L, Fang J W. 2013. Jiexi chengzhenhua jincheng zhong de ziyuan huanjing pingjing[J]. China National Conditions and Strength, (4): 33-34.]
- 辜胜阻, 易善策, 郑凌云. 2006. 基于农民工特征的工业化与城镇化协调发展研究[J]. 人口研究, 30(5): 1-8. [Gu S Z, Yi S C, Zheng L Y. 2006. Sustainable development of industrialization and urbanization in China: an approach based on the characteristics of rural migrant workers[J]. Population Research, 30(5): 1-8.]
- 何平, 倪萃. 2013. 中国城镇化质量研究[J]. 统计研究, 30(6): 11-18. [He P, Ni P. 2013. Study on the quality of China's urbanization[J]. Statistical Research, 30(6): 11-18.]
- 金煜, 陈钊, 陆铭. 2006. 中国的地区工业集聚: 经济地理、新经济地理与经济政策[J]. 经济研究, (4): 79-89. [Jin Y, Chen Z, Lu M. 2006. Industry agglomeration in China: economic geography, new economic geography and policy[J]. Economic Research Journal, (4): 79-89.]
- 李国平. 2008. 我国工业化与城镇化的协调关系分析与评估[J]. 地域研究与开发, 27(5): 6-11. [Li G P. 2008. The analysis and evaluation of the compatible relationship between industrialization and urbanization in China[J]. Areal Research and Development, 27(5): 6-11.]
- 李志强. 2012. 协调推进城镇化是实现现代化的重大战略选择[J]. 行政管理改革, (11): 4-10. [Li K Q. 2012. Xietiao tuijin chengzhenhua shi shixian xiandaihua de zhongda zhanlue xuanze[J]. Administration Reform, (11): 4-10.]
- 李涛, 廖和平, 杨伟, 等. 2015. 重庆市“土地、人口、产业”城镇化质量的时空分异及耦合协调性[J]. 经济地理, 35(5): 65-71. [Li T, Liao H P, Yang W, et al. 2015. Urbanization quality over time and space as well as coupling coordination of land, population and industrialization in Chongqing[J]. Economic Geography, 35(5): 65-71.]
- 李新建, 罗庆. 2014. 新型城镇化中的协调思想分析[J]. 中国人口·资源与环境, 24(2): 47-53. [Li X J, Luo Q. 2014. The coordinating ideas of new-form urbanization[J]. China Population, Resources and Environment, 24(2): 47-53.]
- 刘耀彬. 2006. 区域城市化与生态环境耦合特征及机制: 以江苏省为例[J]. 经济地理, 26(3): 456-462. [Liu Y B. 2006. On characteristics and mechanism of regional urbanization and eco-environment coupling: taking Jiangsu Province as a case[J]. Economic Geography, 26(3): 456-462.]
- 沈正平. 2013. 优化产业结构与提升城镇化质量的互动机制及实现途径[J]. 城市发展研究, 20(5): 70-75. [Shen Z P. 2013. Study on the interactive mechanism and its realization paths to optimize industrial structure and improve the quality of urbanization in China[J]. Urban Development Studies, 20(5): 70-75.]
- 吴玉鸣. 2014. 旅游经济增长及其溢出效应的空间面板计量经济分析[J]. 旅游学刊, 29(2): 16-24. [Wu Y M. 2014. Spatial panel econometric analysis of tourism economic growth and its spillover effects[J]. Tourism Tribune, 29(2): 16-24.]
- 徐盈之, 管建伟. 2011. 中国区域能源效率趋同性研究: 基于空间经济学视角[J]. 财经研究, 37(1): 112-123. [Xu Y Z, Guan J W. 2011. On the convergence of regional energy efficiency in China: a perspective of spatial economics[J]. Journal of Finance and Economics, 37(1): 112-123.]
- 姚士谋, 陆大道, 王聪, 等. 2011. 中国城镇化需要综合性的科学思维: 探索适应中国国情的城镇化方式[J]. 地理研究, 30(11): 1947-1955. [Yao S M, Lu D D, Wang C, et al. 2011. Urbanization in China needs comprehensive scientific thinking: exploration of the urbanization mode adapt-

- ed to the special situation of China[J]. *Geographical Research*, 30(11): 1947-1955.]
- 张春梅, 张小林, 吴启焰, 等. 2013. 城镇化质量与城镇化规模的协调性研究: 以江苏省为例[J]. *地理科学*, 33(1): 16-22. [Zhang C M, Zhang X L, Wu Q Y, et al. 2013. The coordination about quality and scale of urbanization: case study of Jiangsu Province[J]. *Scientia Geographica Sinica*, 33(1): 16-22.]
- 周云波. 2009. 城市化、城乡差距以及全国居民总体收入差距的变动: 收入差距倒U形假说的实证检验[J]. *经济学(季刊)*, 8(4): 1239-1256. [Zhou Y B. 2009. Urbanization, urban-rural income gap and overall income inequality in China: an empirical test of the inverse-U hypothesis[J]. *China Economic Quarterly*, 8(4): 1239-1256.]
- Chang G H, Brada J C. 2006. The paradox of China's growing under-urbanization[J]. *Economic Systems*, 30(1): 24-40.
- Chen M X, Liu W D, Tao X L. 2013. Evolution and assessment on China's urbanization 1960-2010: under-urbanization or over-urbanization[J]. *Habitat International*, 38: 25-33.
- Chen M X, Liu W D, Lu D D. 2015. Challenges and the way forward in China's new-type urbanization[J]. *Land Use Policy*, doi: 10.1016/j.landusepol.2015.07.025.
- Elhorst J P. 2014. *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*[M]. Heidelberg, New York, Dordrecht, London: Springer.
- Glomm G. 1992. A model of growth and migration[J]. *Canadian Journal of Economics*, 25(4): 901-922.
- Li Y F, Li Y, Zhou Y, et al. 2012. Investigation of a coupling model of coordination between urbanization and the environment[J]. *Journal of Environmental Management*, 98: 127-133.
- Robinson S. 1976. A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development[J]. *American Economic Review*, 66(3): 437-440.
- Wang S J, Ma H T, Zhao Y B. 2014. Exploring the relationship between urbanization and the eco-environment: a case study of Beijing-Tianjin-Hebei Region[J]. *Ecological Indicators*, 45: 171-183.

Convergence and divergence of the coordinated development of the new urbanization process in the Yangtze River Economic Belt

LI Xiaofan, DENG Hongbing*, MA Jing

(Economic and Management School of China University of Geosciences, Wuhan 430074, China)

Abstract: Over the past decade, many problems that surfaced in the process of urbanization can be attributed to uncoordinated development. Based on a human-environment relationship perspective, this article analyzes coordinated development of the new urbanization process using indicators concerning the coordination of urban and rural, urban and industrial, intra-regional, and resources/environment and urban developments. Taking the Yangtze River Economic Belt (YREB) as a case, this study examines the convergence and conditional convergence of the coordination using the spatial Durbin panel data model empirically. The result shows that factors affecting the coordinated development of the new urbanization process vary between the eastern, central, and western areas of the Yangtze River Economic Belt. To facilitate the coordinated development of the new urbanization process, the eastern areas should promote the coordination between urbanization and resources/environment, and promote the coordinated development among regions; the central areas should change the demolition-construction urban development model and focus on the development of services and increase cooperation between cities; the western areas should continue the market opening-up process, reduce government intervention in the market and competition with regard to urban development, and develop services and promote local economic growth. Policies limiting urban population growth has had no significant effect on the coordinated development of the new urbanization process, but relaxing the household registration restrictions will increase migration to urban areas, which will have positive effects on the coordinated development of the new urbanization process with regard to the development of tertiary industry, integration of industrial and urban development, and coordination of urban and rural development.

Key words: new urbanization; coordination; conditional convergence; spatial Durbin panel data model; Yangtze River Economic Belt