

基于面板数据的中国R&D投入对城镇化影响分析

何志超¹, 余兆武^{2,3,4*}, 伍博炜¹

(1. 福建师范大学地理科学学院, 福州 350007; 2. 中国科学院城市环境研究所城市环境与健康重点实验室, 福建厦门 361021; 3. 中国科学院大学, 北京 100049; 4. 哥本哈根大学地理科学与自然资源管理系, 哥本哈根 1165)

摘要: 利用中国30个省区2002-2012年R&D投入和城镇化水平的面板数据, 通过单位根检验、协整性检验和面板数据模型, 探讨中国R&D投入对地区城镇化发展水平的影响。结果表明: ①中国各省区城镇化水平与R&D投入存在长期稳定关系, 但城镇化水平的科技支撑基础仍处于较低水平, 并且不同省区的R&D投入产出存在较大差异。②总体上看, R&D人员投入产出弹性高于R&D经费投入, 说明城镇化对R&D人员投入的依赖性更大。③R&D投入对城镇化的作用与其所处的城镇化阶段有关, 同时, R&D投入与城镇化的协调度也是影响R&D投入产出的关键因素。④误差修正模型结果表明, R&D短期投入对城镇化的影响存在一定的滞后效应。

关键词: 城镇化水平; R&D投入; 面板数据; 中国

1 引言

2013年中国城镇化水平已达到了53.73%, 正进入城镇化快速发展时期。从国际历史发展来看, 城镇化率达到50%左右的时期, 既是国家经济、工业化和城镇化快速发展的黄金时期, 也是城市建设矛盾凸显期和城市问题集中爆发阶段(李浩, 2013)。面对未来20年仍将持续加快的城镇化进程(王洋等, 2012; 张占斌, 2013), 如何通过转变传统城镇化发展模式, 更加合理地推进新型城镇化发展将是未来中国必须关注的重要议题(Normile, 2008; Yang, 2013)。2000年前后, 国外学者如韦伯(1997)、刘易斯(2002)以及Mokyr(1995)等经济学家已经注意到科技创新不仅在工业化、农业剩余劳动力转移等方面发挥着重要作用, 也直接或间接影响着城镇化发展。随着科技创新在社会各方面所起的作用越来越强, 城镇化与科技创新的关系越来越受到重视(方创琳, 2014)。美国诺贝尔经济学奖获得者斯

蒂格里茨曾把中国城镇化和美国高科技发展比作21世纪带动世界经济发展的“两大引擎”(仇保兴, 2007)。

科技创新作为城镇化发展的重要驱动力, 学界已有研究。Kolko(1999)认为, 信息技术进步所带来的服务业、就业人员结构等变革, 将对城镇化产生显著影响。Heikkila(2007)将科技发展作为一种外生力量, 认为其是未来中国快速城镇化主要原因之一。王兰英等(2014)认为, 科技创新融入城镇化发展过程有利于突破中国新型城镇化所面临的瓶颈, 有利于实现城镇化战略转型。甘丹丽(2014)也认为, 科技创新与新型城镇化之间存在紧密协同发展关系, 并提出以科技创新带动产业升级等科技创新与新型城镇化协同发展对策。而研究与开发(Research and Development, R&D)作为科技创新活动的核心部分, 将在未来中国新型城镇化的建设中起到越来越重要的作用(钟华, 2007; 肖敏, 2010; 丁明磊等, 2013)。除了定性分析之外, 许多学者也进行

收稿日期: 2014-12; 修订日期: 2015-03。

基金项目: 国家自然科学基金项目(41171147); 国家科技支撑计划项目(2012BAC07B04)。

作者简介: 何志超(1991-), 男, 福建漳州人, 硕士研究生, 主要从事城市与区域规划研究, E-mail: HE_ZChao@163.com。

通讯作者: 余兆武(1990-), 男, 福建三明人, 博士研究生, 主要从事城镇化以及城镇化过程生态环境问题研究,

E-mail: yzw900501@outlook.com。

引用格式: 何志超, 余兆武, 伍博炜. 2015. 基于面板数据的中国R&D投入对城镇化影响分析[J]. 地理科学进展, 34(8): 998-1008. [He Z C, Yu Z W, Wu B W. 2015. Effect of China's R&D input on urbanization level based on panel data analysis[J]. Progress in Geography, 34(8): 998-1008.]. DOI: 10.18306/dlkxjz.2015.08.007

了定量分析。如胡振亚等(2012)运用协调度理论,计算出中国部分地区科技创新与城镇化的协同关系,认为中国科技创新与城镇化之间的协同发展程度不均衡,而且科技创新对城镇化的有效促进作用相对不足。颜黎光等(2013)利用协调度算法,测度出科技进步与“三化”子系统彼此作用关系,也得出与胡振亚等(2012)类似的结论。根据已有研究发现:对于科技创新与城镇化关系的定性研究较多,而定量研究不足,且主要集中在协调度的应用;研究数据时间跨度较短,一般不足10年,研究样本较少;基于多区域、较长时间尺度的研究几乎空白。

面板数据是指对不同时刻的截面个体进行连续观测所得到的二维时间序列数据(Hsiao, 2014)。具有控制个体异质性,提高参数估计有效性,更好地研究动态问题以及构造和检验更复杂的行为模型等优点(余为政, 2006),目前国内关于面板数据变系数模型的应用研究并不多见。实际上,由于中国的国土辽阔和资源禀赋差异,使得这类模型具有更广泛的运用前景(白仲林, 2010)。在发现变量间协整关系的基础上,将误差修正项与差分项作为解释变量,建立误差修正模型,此模型具有考察变量间长、短期关系的优点(许恒周等, 2010)。基于此,本文构建面板数据变系数模型,从R&D人员投入和R&D经费投入两方面分析R&D投入对城镇化水平影响,并在此基础上运用Eviews 6.0软件进行单位根、协整性检验以及面板数据变系数模型、误差修正模型估计,对其空间位置差异及时间关联性特征进行量化评价。与现有研究相比,本文的创新主要有3个方面。一是将R&D投入和城镇化纳入统一的分析框架,探讨R&D投入对城镇化的影响,为新型城镇化建设提供数理依据和实证依据。二是考虑R&D人员投入和R&D经费投入对城镇化的影响,并分析人员投入和经费投入的差异性。三是采用具有时间序列和横截面的面板数据来分析问题。本文定量评价了R&D投入对城镇化的影响,以期为国家新型城镇化理论与建设实践提供科学依据和决策参考。

2 研究方法与数据来源

2.1 研究方法

2.1.1 模型的设定

新增长理论认为,R&D投入是驱动科技进步、

推动创新的最直接来源(Romer, 1990)。作为反映国家科技实力和核心竞争力的重要指标,R&D活动规模和强度在国际上应用广泛(卢方元等, 2011; 沙文兵, 2012)。同时,人员与经费的投入是从事R&D活动的最主要投入要素和前提条件(陈海波, 2010; 王蓓等, 2011; 陈修颖等, 2012)。因此,将R&D人员全时当量RDP(人年)、R&D内部经费支出RDM(亿元)作为衡量R&D投入(R)的指标。城镇化水平(Y)指标采用城镇人口与年末常住总人口之比(%)。考虑到各省区城镇化差异性(曹广忠等, 2011)影响,对变量分别取对数,面板数据解析表达式为:

$$\ln Y_{m,it} = \alpha_m + \beta_m \ln R_{m,it} + \varepsilon_{m,it} \quad (1)$$

$$i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T$$

式中:下标 $m=0, 1$ 分别表示R&D内部经费投入RDM和R&D人员全时当量RDP;下标 (i, t) 代表面板数据第 i 个横截面第 t 期的指标; ε 代表回归模型的随机误差; α_m 为截距; ε_m 为变量系数。

2.1.2 面板数据的单位根检验和协整性检验

单位根检验作为面板数据处理的第一步,目的是为了保证残差序列是平稳的,避免伪回归(姚树洁等, 2008)。EViews 6.0提供了LLC、IPS、Breitung、ADF和PP等单位根检验方法。其中,LLC检验和Breitung检验是原假设为相同单位根的检验方法;IPS检验、ADF检验和PP检验是原假设为具有不同单位根方法。运用Eviews 6.0对面板数据模型进行检验,表1给出了3种检验方法的结果。单位根检验结果显示, $\ln Y$ 、 $\ln RDP$ 和 $\ln RDM$ 都是一阶单整序列。

面板数据单位根检验之后还需检验其协整性。协整性检验是为了检验模型变量之间是否存在长期稳定关系,避免出现伪回归现象(潘文卿, 2003)。

Eviews 6.0提供了两类面板协整检验方法:一类是基于Engle-Granger二步法的面板协整检验,主要有Pedroni检验和Kao检验;另一类是以Johansen协整检验为基础建立的面板协整检验。本文采用得到广泛应用的Pedroni面板协整性检验方法,根据Pedroni面板协整检验结果(表2)可以看出, $\ln Y$ 与 $\ln RDP$ 、 $\ln Y$ 与 $\ln RDM$ 两个模型协整性检验除了Panel rho-Statistic和Group rho-Statistic没有通过显著性检验外,其余统计量均在5%和1%置信水平下通过检验。实际上,Pedroni检验中构建的7种统计量在不同的样本容量下具有各自的性能(卢方元

表 1 面板数据单位根检验结果
Tab.1 Results of the panel data unit root test

变量			IPS	ADF	PP	结论
level 值	lnRDP	<i>t</i> -统计值	-2.13	100.16	141.43	不平稳
		<i>Prob</i>	0.05	0.09	0.00**	不平稳
	lnRDM	<i>t</i> -统计值	-0.34	62.80	88.81	不平稳
		<i>Prob</i>	0.37	0.38	0.01**	不平稳
	lnY	<i>t</i> -统计值	0.34	56.05	79.36	不平稳
		<i>Prob</i>	0.63	0.62	0.05	不平稳
一阶差分	lnRDP	<i>t</i> -统计值	-4.50	162.93	248.44	平稳
		<i>Prob</i>	0.00**	0.00**	0.00**	平稳
	lnRDM	<i>t</i> -统计值	-4.24	159.25	242.78	平稳
		<i>Prob</i>	0.00**	0.00**	0.00**	平稳
	lnY	<i>t</i> -统计值	-2.14	108.43	198.97	平稳
		<i>Prob</i>	0.02*	0.00**	0.00**	平稳

注：*和**表示参数估计分别在5%和1%的水平下显著，下同。

等, 2011)。本文选取 *Panel ADF-Statistic* 和 *Group ADF-Statistic* 两个统计量作为检验结果,其余统计量仅作参考。检验结果表明 lnY 与 lnRDP、lnY 与 lnRDM 的两个模型存在协整关系。

根据面板数据单位根和协整性检验可知,R&D 经费投入和 R&D 人员投入分别和城镇化水平存在长期稳定关系,即 lnY 与 lnRDP、lnY 与 lnRDM 存在协整关系,即模型(1)的设定是正确的。

2.1.3 面板数据分析

用面板数据建立的模型通常可分为 3 种:①截距不同,回归系数也不同,详见式(2);②截距不同,回归系数相同,详见式(3);③截距与回归系数均相同,详见公式(4)。

$$\ln Y_{m,it} = \alpha_i + \beta_i \ln R_{m,it} + \varepsilon_{m,it} \tag{2}$$

$$\ln Y_{m,it} = \alpha_i + \beta \ln R_{m,it} + \varepsilon_{m,it} \tag{3}$$

$$\ln Y_{m,it} = \alpha + \beta \ln R_{m,it} + \varepsilon_{m,it} \tag{4}$$

为了保证面板数据模型的估计结果具有良好的统计性质,还须检验面板数据模型设定的合理性,并根据统计检验结果选择适合的模型(白仲林, 2010)。本文采用 *F* 统计值检验判断面板数据的模型,具体实现方法可参见文献(李子奈等, 2000; 余为政, 2006)。根据 *F* 统计值结果确定为模型(2),同时考虑到地区间差异,最终确定 lnY 与 lnRDP、lnY 与 lnRDM 的模型如下:

$$\ln Y_{m,it} = \alpha_m + C_1 + C_2 \ln R_{m,it} + \varepsilon_{m,it} \tag{5}$$

式中:截距项 ($\alpha_m + C_1$) 表示城镇化水平受 R&D 投入以外综合因素的影响程度,截距项越大,表示城镇化水平受到 R&D 投入之外其他因素影响程度越

表 2 Pedroni 面板协整性检验结果
Tab. 2 Results of the panel data Pedroni test

统计量	lnY 与 lnRDP		lnY 与 lnRDM	
	<i>t</i> -Statistic	<i>Prob</i>	<i>t</i> -Statistic	<i>Prob</i>
<i>Panel v</i> -Statistic	3.77	0.00**	2.53	0.02*
<i>Panel rho</i> -Statistic	-1.93	0.06	-1.00	0.24
<i>Panel PP</i> -Statistic	-6.66	0.00**	-3.87	0.00**
<i>Panel ADF</i> -Statistic	-5.68	0.00**	-4.48	0.00**
<i>Group rho</i> -Statistic	1.09	0.22	1.66	0.10
<i>Group PP</i> -Statistic	-6.46	0.00**	-4.37	0.00**
<i>Group ADF</i> -Statistic	-5.40	0.00**	-3.76	0.00**

大;固定影响 C_1 则表现出各省区差异性;变量系数 C_2 表示城镇化水平与 R&D 投入的相关水平,数值越大说明相关性越强。

2.1.4 误差修正模型分析

为进一步分析城镇化水平与 R&D 投入之间的短期波动关系。在长期均衡模型基础上,以 $\Delta^n \ln Y_{it}$ 为被解释变量,差分项 ($\Delta^n \ln R_{it}$) 和误差修正项(记为 ECM, 即残差序列)为解释变量,建立误差修正模型。根据 Eviews 的多次操作,确定 R&D 投入和城镇化的三阶滞后项误差修正模型,设定如下:

$$\Delta^3 \ln Y_{it} = \alpha_{1i} ECM_{i,t-3} + \beta_{1i} \Delta^3 \ln RDP_{it} + \varepsilon_{1it} \tag{6}$$

$$\Delta^3 \ln Y_{it} = \alpha_{2i} ECM_{i,t-3} + \beta_{2i} \Delta^3 \ln RDM_{it} + \varepsilon_{2it} \tag{7}$$

式中:城镇化水平波动被分解为两部分:一部分是短期 R&D 投入的影响,通过差分项(短期原因)表现,一部分是偏离长期均衡的影响,通过误差修正项(长期原因)表现。 Δ^3 表示三阶差,差分项系数代表变量短期波动对因变量短期波动的影响程度,数值越大,影响越大; α_{1i} 和 α_{2i} 为误差修正项系数,其值

大小反映了对偏离长期均衡的调整力度,即系数绝对值越大表示调整的速度越快;如果拒绝 α_{1i} 和 α_{2i} 为零的原假设,说明误差修正机制产生,检验得到的R&D经费投入、R&D人员投入与城镇化间的长期均衡关系是可靠的,反之是不可靠的;如果拒绝 β_{1i} 和 β_{2i} 为零的假设,说明变量间存在短期波动的影响,反之则不存在短期波动影响。

2.2 数据来源和描述性统计

样本区间选择为2002-2012年,共11年,横截面为30个省区,共计330个观察值。城镇化水平数据来自2003-2013年《中国统计年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》,并通过各省统计数据进行了校对获得。R&D人员全时当量和R&D内部经费支出来自于2003-2013年《中国科技统计年鉴》。

各项变量的均值、标准差、中值、极大值、极小值分布如表3所示。

3 研究结果

3.1 R&D人员投入对城镇化影响的差异与效果

lnY与lnRDP模型的参数估计结果如下:

ln Y_{it} = 0.797 + C_{1, it} + C_{2, it} + ln RDP_{it} (8)

模型的R²=0.989、F-statistic=451.862、Prob(F-statistic)=0)。由R²和Prob(F-statistic)可知,方程(8)显著,拟合性良好。各省区变量系数的t值检验均在1%的置信水平下显著。

从lnY与lnRDP模型参数估计结果(表4)可知:
①截距项最大的地区是天津,其次是海南、广东和上海等,为城镇化水平较高的省区;截距项最小的是四川,其次是陕西、甘肃和云南等,属于城镇化水平较低的省区;说明中国城镇化水平较高的省区受R&D人员投入以外的综合因素影响较大。
②陕西变量系数最大,约为0.717,说明城镇化水平受R&D人员投入影响相对较大;此外,四川、甘肃、云南的变量系数都在0.5以上,其R&D人员投入对城镇化有较好促进作用。
③变量系数最小的是海南,约为0.0767,是因为海南省城镇化水平年平均增长率为1.93%,但是R&D人员投入的年平均增长率达到了63.7%,二者之间协同度处于低水平状态;除海南外,广东、天津、湖南、广西等18省区的变量系数均较小,都在0.3以下,说明这些省区R&D人员投入产出不如全国其他地区。
④宁夏、辽宁、河南、重庆、江西、河北、贵州7个省区的R&D人员投入对城镇化的影响在全国属于中等水平,变量系数在0.3~

表3 面板数据样本描述性统计
Tab.3 Descriptive statistics of the panel data

变量	样本容量	均值	标准差	中值	极小值	极大值
Y	330	47.894	14.580	45.003	24.293	89.300
RDP	330	63038.017	70609.096	41914.500	848.000	492326.900
RDM	330	152.865	215.685	73.083	1.213	1287.862
lnY	330	3.827	0.286	3.807	3.190	4.492
lnRDP	330	10.487	1.186	10.643	6.743	13.107
lnRDM	330	4.143	1.483	4.292	0.193	7.161

表4 lnY与lnRDP模型估计结果
Tab.4 Estimation by the lnY and lnRDP models

省区	C ₁	lnRDP系数C ₂	省区	C ₁	lnRDP系数C ₂	省区	C ₁	lnRDP系数C ₂
北京	1.941	0.140**	浙江	2.171	0.093**	海南	2.468	0.077**
天津	2.556	0.092**	安徽	0.143	0.254**	重庆	-0.870	0.383**
河北	-1.424	0.400**	福建	1.026	0.194**	四川	-5.206	0.712**
山西	0.720	0.218**	江西	-1.095	0.391**	贵州	-1.872	0.475**
内蒙古	0.933	0.225**	山东	1.297	0.149**	云南	-2.331	0.508**
辽宁	-0.412	0.331**	河南	-1.518	0.381**	陕西	-5.020	0.717**
吉林	0.769	0.223**	湖北	0.256	0.247**	甘肃	-4.009	0.679**
黑龙江	1.902	0.120*	湖南	0.010	0.266**	青海	1.226	0.210**
上海	2.200	0.127**	广东	2.353	0.081**	宁夏	0.317	0.313**
江苏	0.653	0.209**	广西	-0.068	0.286**	新疆	0.883	0.217**

0.5之间。

3.2 R&D经费投入对城镇化影响的差异与效果

lnY与lnRDP模型的参数估计结果如下：

$$\ln Y_{it} = 2.057 + C_{1,it} + C_{2,it} + \ln RDM_{it} \quad (9)$$

模型的 $R^2=0.995$ 、 F -statistic=1019.908、 $Prob(F$ -statistic)=0。由 R^2 和 $Prob(F$ -statistic)可知,方程(9)显著,拟合性良好。各省区变量系数的 t 值检验均在1%的置信水平下显著。

根据lnY与lnRDM模型参数估计结果(表5):

①截距项最小的地区是四川,其次是陕西、甘肃和河南等,说明这些省区城镇化水平受到R&D经费投入之外其他因素影响程度小;天津、北京、黑龙江和上海等截距项较大,说明城镇化水平受到R&D经费投入之外因素影响程度较大。②陕西省R&D经费投入对城镇化影响最大,变量系数约为0.23;此外,R&D经费投入变量系数较大的有四川、甘肃、贵州、云南、河南、河北、安徽,其变量系数均在0.17以上,说明这些省区的R&D经费投入对城镇化有较好促进作用。③天津的R&D经费投入对城镇化的影响最小,其变量系数约为0.046;此外,新疆、湖北、内蒙古、辽宁、上海、山东、浙江、海南、广东、北京、黑龙江的变量系数也较小,均在0.11以下,说明这些省区R&D经费投入对城镇化的促进作用弱于全国其他地区。④江西、重庆、福建、青海等省区R&D经费投入对城镇化的影响在全国处于中等水平,其变量系数在0.11~0.17之间。

3.3 R&D投入短期波动对城镇化的影响

从误差修正模型结果可以看出(表6),误差修正系数显著为负,误差修正机制发生,进一步证实R&D投入是城镇化的长期原因。除北京、天津、黑龙江、内蒙古等少部分省区没有通过显著性检验

表6 lnY与lnR_m误差修正模型估计结果

Tab.6 Estimation by lnY and lnR_m error correction models

省区	$\Delta^3 \ln RDP$ 与 $\Delta^3 \ln Y$		$\Delta^3 \ln RDM$ 与 $\Delta^3 \ln Y$	
	α_{1i}	β_{1i}	α_{2i}	β_{2i}
北京	-0.895	0.153**	-1.371**	0.075**
天津	-2.043	0.091**	-1.500	0.043**
河北	-1.127**	0.408**	-1.134**	0.190**
山西	-1.483**	0.166**	-1.457**	0.123**
内蒙古	-0.979	0.223**	-1.381	0.092**
辽宁	-1.451**	0.288**	-1.238*	0.094**
吉林	-1.496**	0.178**	-1.520**	0.144**
黑龙江	-1.323	0.110**	-1.249	0.040**
上海	-1.437**	0.155**	-1.429**	0.102**
江苏	-1.229**	0.211**	-1.496**	0.135**
浙江	-1.739**	0.085**	-1.581**	0.068**
安徽	-1.378**	0.284**	-1.501**	0.184**
福建	-1.752**	0.172**	-1.539**	0.122**
江西	-1.389	0.371**	-1.529*	0.157**
山东	-1.241**	0.152**	-1.307**	0.083**
河南	-1.189**	0.402**	-1.322**	0.204**
湖北	-1.307**	0.230**	-1.694**	0.082**
湖南	-1.227**	0.288**	-1.549**	0.158**
广东	-1.468**	0.085**	-1.462**	0.075**
广西	-1.781**	0.298**	-1.606**	0.159**
海南	-1.547**	0.085**	-1.503**	0.081**
重庆	-1.359**	0.377**	-1.526**	0.161**
四川	-1.635**	0.614**	-1.359**	0.231**
贵州	-1.071**	0.475**	-1.043**	0.195**
云南	-1.509**	0.546**	-1.089*	0.194**
陕西	-1.273**	0.781**	-1.794**	0.226**
甘肃	-1.597**	0.658**	-1.417**	0.210**
青海	-1.117**	0.193**	-1.220**	0.113**
宁夏	-1.282**	0.318**	-1.524**	0.163**
新疆	-1.355**	0.222**	-1.319**	0.109**

表5 lnY与lnRDM模型估计结果

Tab. 5 Estimation by the lnY and lnRDM models

省区	C_1	lnRDM系数 C_2	省区	C_1	lnRDM系数 C_2	省区	C_1	lnRDM系数 C_2
北京	1.392	0.063**	浙江	0.904	0.074**	海南	1.044	0.072**
天津	1.648	0.046**	安徽	-0.740	0.171**	重庆	-0.218	0.155**
河北	-0.894	0.184**	福建	0.037	0.133**	四川	-1.656	0.224**
山西	0.096	0.125**	江西	-0.502	0.164**	贵州	-1.131	0.204**
内蒙古	0.706	0.093**	山东	0.520	0.085**	云南	-1.097	0.200**
辽宁	0.704	0.093**	河南	-1.270	0.198**	陕西	-1.579	0.230**
吉林	-0.317	0.162**	湖北	0.317	0.103**	甘肃	-1.334	0.219**
黑龙江	1.325	0.046**	湖南	-0.302	0.141**	青海	0.407	0.116**
上海	1.076	0.088**	广东	0.992	0.071**	宁夏	0.055	0.151**
江苏	-0.247	0.142**	广西	-0.308	0.147**	新疆	0.369	0.106**

外,大部分省区均在1%的置信水平下显著。 α_{1i} 和 α_{2i} 绝对值均超过1(内蒙古除外),其均衡偏差在下三期都有大于100%的调整,说明中国R&D投入对城镇化作用较不稳定的情况。 β_{1i} 和 β_{2i} 代表城镇化率随R&D投入增加而增长的比率,如陕西 $\Delta^3 \ln RDP$ 项的系数为0.781,表明R&D人员投入增长率每增加1%,城镇化的增长率将增加0.781%。全国大部分省区R&D投入增加率每增加1%,城镇化率将增加的比率均小于1%。对比各省区的 β_{1i} 和 β_{2i} 发现, $\Delta^3 \ln RDP$ 项系数普遍高于 $\Delta^3 \ln RDM$ 项系数,说明R&D人员投入对城镇化的影响比经费投入更明显。同时,各省区R&D投入对城镇化作用在长期和三阶滞后期内基本一致,没有发生显著变化。

4 讨论

4.1 R&D对城镇化影响的结构差异

R&D投入对城镇化影响的结构差异主要表现在两个方面:首先,面板模型算出全国R&D人员投入相关系数平均值约为0.291,R&D经费投入约为0.133,相关系数均较低,城镇化与科技投入可能存在脱节现象,这与胡振亚等(2012)、甘丹丽(2014)和王兰英(2014)等学者的论述及实证相符;其次,R&D人员投入推进城镇化发展的作用要大于R&D

经费投入。虽然中国R&D经费投入逐年增长,但市场转化和成果产业化的程度均相对较弱,弱化了其对城镇化的影响(肖敏,2010)。

4.2 R&D投入产出的空间差异

截距项($\alpha_m + C_1$)表示城镇化水平受R&D投入以外综合因素的影响程度,固定影响 C_1 则表现出各省区差异性。根据表4、5发现,城镇化受R&D投入以外综合因素影响程度较高的地区往往集中在沿海地区,而内陆地区表现相反,这恰好印证了“沿海地区城镇化动力多元化程度较强,内陆地区多元性程度较弱”的结论(魏冷等,2013)。

运用ArcGIS 10.1中的自然点断裂法,将变量系数分为3组,城镇化与R&D投入之间的地区差异明显(图1)。

通过面板数据模型(7)、(8)中 C_2 与城镇化的研究发现,在快速城镇化的省份中,科技创新对工业化、人口增长模式转变、农业化以及人口转移的作用巨大,从而促进城镇化发展,即城镇化的科技需求较强,如陕西、四川、河北等省区。这与韦伯、刘易斯、kolko等学者的论述相互印证。在高水平城镇化省份中,R&D投入对城镇化的投入产出变为不显著状态,如北京、上海、广东等省区。说明城镇化率达到一定的程度后,继续加大R&D投入,并不一定就相应地提高产出效益。在低水平城镇化省份中,相关系数较小,此时的城镇化发展缓慢,R&D投

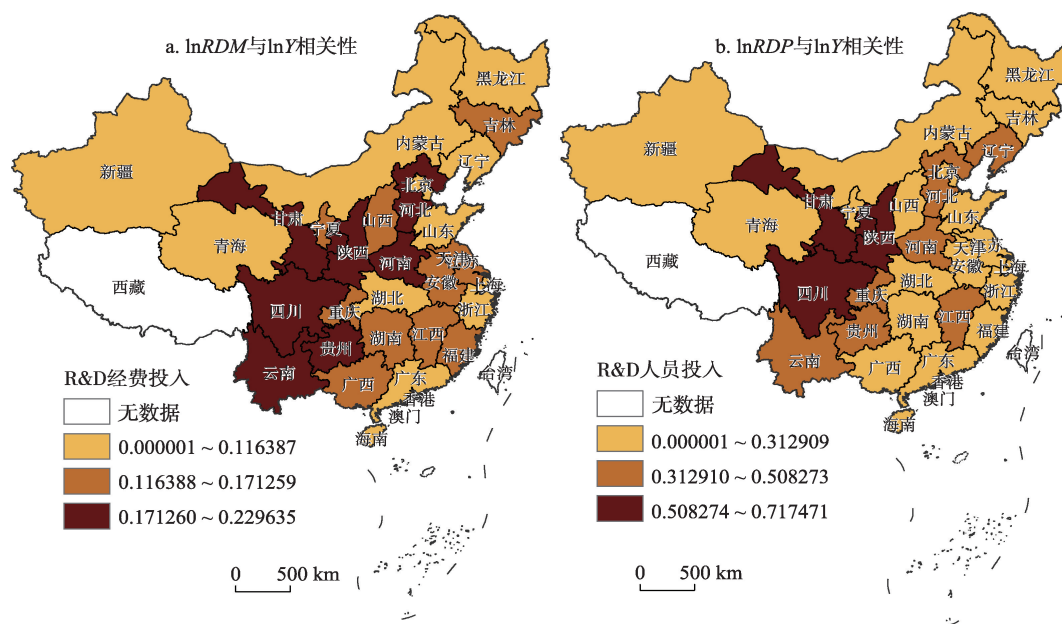


图1 分省区 $\ln RDP$ 、 $\ln RDM$ 与 $\ln Y$ 相关系数的空间差异示意图

Fig.1 Spatial variations of the correlation coefficients of $\ln RDP$, $\ln RDM$, and $\ln Y$ based on provincial units

人对城镇化贡献度较低。因此,基于上述分析,笔者认为,将R&D投入对城镇化的投入产出弹性可以归纳为3个阶段,即低水平城镇化下的低效应阶段、快速城镇化下的高效效应阶段、高水平城镇化下的不显著阶段。

本文还发现,有些处于快速城镇化阶段的省区的变量系数仍然很低。鉴于此,本文根据协调度算法,算出各省区城镇化与R&D人员全时当量、R&D内部经费投入的协调度,进一步探讨R&D投入产出的空间差异。从协调度来看,高水平城镇化的省区的协调度往往较高,如北京、天津、上海等,这与胡振亚等(2012)、颜黎光等(2013)通过协调论计算

结果相一致。快速城镇化省区中,协调度低意味着R&D投入对城镇化缺乏良好的耦合协同机制,因此相关系数 C_2 也会表现出低效应现象。如吉林、山西、黑龙江的R&D人员投入效应,黑龙江、内蒙古、海南的R&D经费投入效应。协调度较高的省区,相关系数同样较高,如陕西、甘肃、四川等(表7)。

综上所述,R&D投入对城镇化的作用与其所处城镇化阶段有关。同时,R&D投入与城镇化的协调度也是影响R&D投入产出的关键因素。

4.3 R&D投入短期波动对城镇化的影响

城镇化与科技创新R&D投入的面板误差修正模型进一步证明了二者之间的长期均衡关系。与

表7 城镇化与R&D投入的协调度
Tab.7 Coordination degree between urbanization and R&D input

省区	R&D投入类型	变量系数 C_2	城镇化区间	2010年城镇化水平	城镇化阶段	协调值	协调度	R&D投入产出
北京	人员	0.140	78.56~86.2	85.93	高水平	0.914	高	不显著
	经费	0.063				0.985	高	不显著
天津	人员	0.092	72.87~81.55	79.60	高水平	0.981	高	不显著
	经费	0.046				0.750	中	不显著
河北	人员	0.400	31.86~46.8	44.50	快速	0.599	中	较高效应
	经费	0.184				0.900	高	高效应
山西	人员	0.218	38.09~51.26	48.04	快速	0.482	低	低效应
	经费	0.125				0.618	中	较高效应
内蒙古	人员	0.225	42.79~57.74	55.50	快速	0.173	低	低效应
	经费	0.093				0.047	低	低效应
辽宁	人员	0.331	55.51~65.65	62.10	高水平	0.966	高	较高效应
	经费	0.093				0.454	低	不显著
吉林	人员	0.223	44.46~53.7	53.33	快速	0.484	低	低效应
	经费	0.162				0.685	中	较高效应
黑龙江	人员	0.120	52.6~56.9	55.67	快速	0.351	低	低效应
	经费	0.046				0.406	低	低效应
上海	人员	0.127	76.4~89.3	89.27	高水平	0.944	高	不显著
	经费	0.088				0.803	高	不显著
江苏	人员	0.209	44.7~63	60.58	高水平	0.879	高	不显著
	经费	0.142				0.862	高	较高效应
浙江	人员	0.093	51.9~63.2	61.61	高水平	0.999	高	不显著
	经费	0.074				0.995	高	不显著
安徽	人员	0.254	30.7~46.5	43.01	快速	0.394	低	低效应
	经费	0.171				0.842	高	较高效应
福建	人员	0.194	43.8~59.6	57.11	快速	0.355	低	低效应
	经费	0.133				0.965	高	较高效应
江西	人员	0.391	32.2~47.51	44.06	快速	0.986	高	较高效应
	经费	0.164				0.825	高	较高效应
山东	人员	0.149	41.5~52.43	49.70	快速	0.495	低	低效应
	经费	0.085				0.322	低	低效应
河南	人员	0.381	25.8~42.43	38.50	快速	0.650	中	较高效应
	经费	0.198				0.955	高	高效应
湖北	人员	0.247	41.7~53.5	49.70	快速	0.394	低	低效应
	经费	0.103				0.532	中	低效应

续表7

省区	R&D投入类型	变量系数C ₂	城镇化区间	2010年城镇化水平	城镇化阶段	协调值	协调度	R&D投入产出
湖南	人员	0.266	32.01~46.65	43.30	快速	0.430	低	低效应
	经费	0.141				0.864	高	较高效应
广东	人员	0.081	57.42~67.4	66.18	高水平	0.760	中	不显著
	经费	0.071				0.979	高	不显著
广西	人员	0.286	29.94~43.53	40.00	快速	0.520	中	低效应
	经费	0.147				0.875	高	较高效应
海南	人员	0.077	42.56~51.60	49.83	快速	0.397	低	低效应
	经费	0.072				0.439	低	低效应
重庆	人员	0.383	38.16~56.98	53.00	快速	0.809	高	较高效应
	经费	0.155				0.967	高	较高效应
四川	人员	0.712	28.95~43.54	40.17	快速	0.972	高	高效应
	经费	0.224				0.968	高	高效应
贵州	人员	0.475	24.29~36.41	33.80	快速	0.876	高	较高效应
	经费	0.204				0.827	高	高效应
云南	人员	0.508	26.01~39.31	34.70	快速	0.966	高	高效应
	经费	0.200				0.867	高	高效应
陕西	人员	0.717	34.56~50.02	45.76	快速	0.935	高	高效应
	经费	0.230				0.968	高	高效应
甘肃	人员	0.679	25.96~38.75	36.13	快速	0.962	高	高效应
	经费	0.219				0.998	高	高效应
青海	人员	0.210	37.62~47.44	44.76	快速	0.490	低	低效应
	经费	0.116				0.892	高	较高效应
宁夏	人员	0.313	34.20~50.67	47.87	快速	0.743	中	较高效应
	经费	0.151				0.684	中	较高效应
新疆	人员	0.217	33.84~43.98	43.02	快速	0.347	低	低效应
	经费	0.106				0.340	低	低效应

注：(1)借鉴Northam(1975)的S曲线，将0~30%划分为低水平城镇化，30%~60%为快速城镇化，60%以上为高水平城镇化。面板数据包含了2002-2012年的时间序列，所以选取2010年城镇化率为城镇化阶段的主要判断依据，城镇化单位为%。(2)协调度的划分为0~0.5为低协调，0.5~0.8为中度协调，0.8~1为高度协调。(3)R&D经费投入产出的划分参照图1a，其中0~0.1164为低效应或不显著，0.1164~0.1713为较高效应，0.1713~0.2296为高效应。R&D人员投入产出的划分参照图1b，其中0~0.3129为低效应或不显著，0.3129~0.5083为较高效应，0.5083~0.7175为高效应。

长期效应类似,R&D人员投入对城镇化的短期影响比经费投入更明显。各省区R&D投入对城镇化作用在长期和三阶滞后期内基本一致。另外,中国R&D投入对城镇化作用面临着较不稳定的现象,其原因可能在于R&D投入及城镇化的波动、R&D投入对城镇化的作用路径差异。

从短期看,城市化对经济增长的影响存在一定的滞后效应,表现为误差修正模型在三阶差分以后才良好显著,说明R&D投入增加带来的技术进步在长期内对城镇化发展效果显著,但短期内成效不明显,也就意味着R&D投入对城镇化的影响要考虑其时滞效应和积累过程。

5 结论与建议

综合上述研究,可得到如下主要结论:

(1) 基于面板数据的单位根、协整性检验以及建立固定效应变系数模型,分析中国30个省区11年R&D投入对城镇化的影响,发现中国各省市城镇化水平与R&D投入存在长期稳定关系。根据国家新型城镇化发展规划要求,新型城镇化必须顺应科技进步和产业变革新趋势,推动城镇走创新驱动发展道路。所以政府有必要围绕新型城镇化建设的总体要求,因地制宜地分析各省市新型城镇化的科技需求(王发曾,2010)。

(2) 从全国尺度上看,R&D人员投入相关系数平均值是0.291,R&D经费投入只有0.133,尽管R&D投入对中国社会经济发展起了一定作用,但城镇化进程中科技驱动还显得较为弱小。这与胡振亚等(2012)、甘丹丽(2014)和王兰英等(2014)等学者的论述及实证研究相似。在新型城镇化背景下,如何将R&D投入转化为城镇化的动力将是一个值得

深入探讨的课题。在上述研究的基础上,本文进一步发现,科技人员投入产出弹性要高于科技经费投入产出弹性,这是因为科技人才是提高核心竞争力的关键(张建伟等, 2011)。因此,各地区在加大R&D经费投入力度及其转换效率的同时,更应该注重R&D人员数量与质量的同步提升。

(3) R&D投入对城镇化影响在不同省区之间存在一定差异。本文发现R&D投入与城镇化的协调度是影响R&D投入产出的重要因素,这与部分学者(胡振亚等, 2012; 颜黎光等, 2013)的观点相似;同时,还发现R&D投入对城镇化的促进效果与其所处城镇化阶段存在一定关系。结合中国城镇化水平省区间差异性,本文认为R&D投入将是西部地区缩小与东部地区城镇化水平差距的关键突破点。

(4) 根据误差修正模型分析,科技创新R&D短期投入对城镇化影响并不存在显著相关性。这在一定程度表明R&D投入在直接促进技术进步、提高城镇化水平过程中存在一定时滞效应,未来在推进城镇化发展过程中必须摒弃短期思维,长期持续地进行科技投入。

此外,城镇化水平发展因素是多元的,如包括市场力、行政力、内源力以及外部力等(欧向军等, 2008; 陈明星等, 2009; 魏冶等, 2013)。本文主要从R&D人员投入和R&D经费支出2个方面分别建立R&D投入对城镇化水平的相关模型,弱化了其他因素对城镇化水平支撑作用。另外,仅用省层面的数据证明中国城镇化水平与R&D投入存在的联系,并没有涉及地市、县、区层面。对于以上问题,将在以后研究中继续探讨。

参考文献(References)

- 白仲林. 2010. 面板数据模型的设定、统计检验和新进展[J]. 统计与信息论坛, 25(10): 3-12. [Bai Z L. 2010. The specification of model, statistical tests and new progresses of panel data analysis[J]. Statistics & Information Forum, 25 (10): 3-12]
- 曹广忠, 刘涛. 2011. 中国城镇化地区贡献的内陆化演变与解释: 基于1982-2008年省区数据的分析[J]. 地理学报, 66(12): 1631-1643. [Cao G Z, Liu T. 2011. Rising role of inland regions in China's urbanization in the 21st century: the new trend and its explanation[J]. Acta Geographica Sinica, 66(12): 1631-1643.]
- 陈海波. 2010. R&D投入绩效评价研究[D]. 江苏: 江苏大学. [Chen H B. 2010. Research on performance evaluation of

- R&D input[D]. Jiangsu, China: Jiangsu University.]
- 陈明星, 陆大道, 张华. 2009. 中国城市化水平的综合测度及其动力因子分析[J]. 地理学报, 64(4): 387-398. [Chen M X, Lu D D, Zhang H. 2009. Comprehensive evaluation and the driving factors of China's urbanization[J]. Acta Geographica Sinica, 64(4): 387-398.]
- 陈修颖, 陈颖. 2012. 浙江省科技资源的区域差异及其空间配置效率研究[J]. 地理科学, 32(4): 418-425. [Chen X Y, Chen Y. 2012. The regional differences of science and technology resources and the allocation efficiency evaluation in Zhejiang province[J]. Scientia Geographica Sinica, 32(4): 418-425.]
- 丁明磊, 陈宝明, 吴家喜. 2013. 科技创新支撑引领新型城镇化的思路与对策研究[J]. 科学管理研究, 31(4): 18-21. [Ding M L, Chen B M, Wu J X. 2013. Research on the supporting of technological innovation for China's new urbanization[J]. Scientific Management Research, 31(4): 18-21.]
- 方创琳. 2014. 中国新型城镇化发展报告[M]. 北京: 科学出版社. [Fang C L. 2014. Zhongguo xinxing chengzhenhua fazhan baogao[M]. Beijing, China: Science Press.]
- 甘丹丽. 2014. 科技创新与新型城镇化协同发展对策研究[J]. 科技进步与对策, 31(6): 41-45. [Gan D L. 2014. The research about collaborative development strategies between technological innovation and the new urbanization [J]. Science & Technology Progress and Policy, 31(6): 41-45.]
- 胡振亚, 汪荣. 2012. 工业化、城镇化与科技创新协同研究[J]. 科学管理研究, 30(6): 5-8. [Hu Z Y, Wang R. 2012. Research of technological innovation and joint development[J]. Scientific Management Research, 30(6): 5-8.]
- 李浩. 2013. 城镇化率首次超过50%的国际现象观察: 兼论中国城镇化发展现状及思考[J]. 城市规划学刊, (1): 43-50. [Li H. 2013. International phenomenon observation of urbanization rate exceeding 50% threshold: implications for China[J]. Urban Planning Forum, (1): 43-50.]
- 李子奈, 叶阿忠. 2000. 高等计量经济学[M]. 北京: 清华大学出版社. [Li Z N, Ye A Z. 2000. Advanced econometrics [M]. Beijing, China: Tsinghua University Press.]
- 刘易斯 W A. 2002. 经济增长理论[M]. 周师铭, 沈丙杰, 沈伯根, 译. 北京: 商务印书馆. [Lewis W A. 2002. Economic growth theory[M]. Zhou S M, Shen S M, Shen B G, Trans.. Beijing, China: Business Press.]
- 卢方元, 靳丹丹. 2011. 我国R&D投入对经济增长的影响: 基于面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济, (3): 149-157. [Lu Y F, Jin D D. 2011. An empirical analysis on the effect of R&D input to economic growth based on panel data[J]. China Industrial Economics, (3): 149-157.]

- 欧向军, 甄峰, 秦永东, 等. 2008. 区域城市化水平综合测度及其理想动力分析: 以江苏省为例[J]. 地理研究, 27(5): 993-1002. [Ou X J, Zhen F, Qin Y D, et al. 2008. Study on compression level and ideal impetus of regional urbanization: the case of Jiangsu Province[J]. Geographical Research, 27(5): 993-1002.]
- 潘文卿. 2003. 外商投资对中国工业部门的外溢效应: 基于面板数据的分析[J]. 世界经济, (6): 3-7, 80. [Pan W Q. 2003. The spill-over effects of FDI on China's industrial sectors: a panel data analysis[J]. The Journal of World Economy, (6): 3-7, 80.]
- 仇保兴. 2007. 实现我国有序城镇化的难点与对策选择[J]. 城市规划学刊, 2007(5): 61-67. [Qiu B X. 2007. Difficulties and strategies-choosing in the realization of orderly urbanization of China[J]. Urban Planning Forum, 2007(5): 61-67.]
- 沙文兵. 2012. 对外直接投资、逆向技术溢出与国内创新能力: 基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 世界经济研究, (3): 69-74, 89. [Sha W B. 2012. OFDI, reverse technology spillovers and domestic innovation abilities[J]. World Economy Study, (3): 69-74, 89.]
- 王蓓, 刘卫东, 陆大道. 2011. 中国大都市区科技资源配置效率研究: 以京津冀、长三角和珠三角地区为例[J]. 地理科学进展, 30(10): 1233-1239. [Wang B, Liu W D, Lu D D. 2011. Allocation efficiency of science and technology resources in Jing-Jin-Ji, Yangtze River Delta and Pearl River Delta regions[J]. Progress in Geography, 30(10): 1233-1239.]
- 王发曾. 2010. 中原经济区的新型城镇化之路[J]. 经济地理, 30(12): 1972-1977. [Wang F Z. 2010. The road of the new urbanization in Zhongyuan economic zone[J]. Economic Geography, 30(12): 1972-1977.]
- 王兰英, 杨帆. 2014. 创新驱动发展战略与中国的未来城镇化建设[J]. 中国人口·资源与环境, 24(9): 163-169. [Wang L Y, Yang F. 2014. On innovation-driven development strategy and urbanization construction in the future[J]. China Population, Resources and Environment, 24(9): 163-169.]
- 王洋, 方创琳, 王振波. 2012. 中国县域城镇化水平的综合评价及类型区划分[J]. 地理研究, 31(7): 1305-1316. [Wang Y, Fang C L, Wang Z B. 2012. The study on comprehensive evaluation and urbanization division at county level in China[J]. Geographical Research, 31(7): 1305-1316.]
- 韦伯 A. 1997. 工业区位论[M]. 李刚剑, 译. 北京: 商务出版社. [Weber A. 1997. Industrial location theory[M]. Li J G, Trans.. Beijing, China: Business Press.]
- 魏冶, 修春亮, 孙平军. 2013. 21 世纪以来中国城镇化动力机制分析[J]. 地理研究, 32(9): 1679-1687. [Wei Y, Xiu C L, Sun P J. 2013. Dynamic mechanism of urbanization in China since 2000[J]. Geographical Research, 32(9): 1679-1687.]
- 肖敏. 2010. 创新型国家建设的R&D资源配置研究[D]. 上海: 上海交通大学. [Xiao M. 2010. Research on the allocation of R&D resources based on building of innovation-oriented country[D]. Shanghai, China: Shanghai Jiaotong University.]
- 许恒周, 郭玉燕. 2011. 农民非农收入与农村土地流转关系的协整分析: 以江苏省南京市为例[J]. 中国人口·资源与环境, 21(6): 61-66. [Xu H Z, Guo Y Y. 2011. Co-integration test and causality analysis on the relationship between farmers' non-agricultural income and farmland transfer: a case study of Nanjing, Jiangsu[J]. China Population, Resources and Environment, 21(6): 61-66.]
- 颜黎光, 钟丹. 2013. 科技创新与"三化"协同发展研究[J]. 科技进步与对策, 30(11): 10-14. [Yan L G, Zhong D. 2013. Research of technological innovation and the "three" joint development[J]. Science & Technology Progress and Policy, 30(11): 10-14.]
- 姚树洁, Chun K L, 冯根福. 2008. 中国大陆、香港和澳门地区的收入收敛性[J]. 经济研究, (10): 80-92. [Yao S J, Chun K L, Feng G F. 2008. On income convergence among China, Hong Kong and Macau[J]. Economic Research, (10): 80-92.]
- 余为政. 2006. 基于面板数据的计量经济模型构造及其应用[D]. 湖南: 湖南大学. [Yu W Z. 2006. The construction and application of econometric model based on the panel data[D]. Hunan, China: Hunan University.]
- 张建伟, 杜德斌, 姜海宁. 2011. 江苏省科技人才区域差异演变研究[J]. 地理科学, 31(3): 378-384. [Zhang J W, Du D B, Jiang H N. 2011. Regional differences of S&T talents in Jiangsu Province[J]. Scientia Geographica Sinica, 31(3): 378-384.]
- 张占斌. 2013. 新型城镇化的战略意义和改革难题[J]. 国家行政学院学报, (1): 48-54. [Zhang Z B. 2013. [Xinxing chengzhenhua de zhanlue yiyi he gaige nanti[J]. Journal of China National School of Administration, (1): 48-54.]
- 钟华. 2007. 基于DEA方法的国家R&D投入产出效率研究[D]. 北京: 中国科学院大学. [Zhong H. 2007. The study on evaluation to relative efficiency of R&D activities based on DEA analysis[D]. Beijing, China: University of Chinese Academy of Sciences.]
- Heikkila E J. 2007. Three questions regarding urbanization in China[J]. Journal of Planning Education and Research, 27(1): 65-81.
- Hsiao C. 2014. Analysis of panel data[M]. London, UK: Cam-

- bridge University Press.
- Kolko J. 1999. Can I get some service here? information technology, service industries, and the future of cities[DB/OL]. 1999- 12[2015- 12- 28]. <http://ssrn.com/abstract=985712>.
- Mokyr J. 1995. Urbanization, technological progress, and economic history[M]//Giersch H. Urban Agglomeration and Economic Growth. Berlin Heidelberg: Springer, 3-37.
- Normile D. 2008. China's living laboratory in urbanization[J]. Science, 319: 740-743.
- Northam R M. 1975. Urban geography[M]. New York, NY, USA: John Wiley & Sons.
- Romer P M. 1990. Endogenous technological change[J]. Journal of Political Economy, 98(5): S71-S102.
- Yang X J. 2013. China's rapid urbanization[J]. Science, 342: 310.

Effect of China's R&D input on urbanization level based on panel data analysis

HE Zhichao¹, YU Zhaowu^{2,3,4*}, WU Bowei¹

(1. College of Geographical Science, Fujian Normal University, Fuzhou 35007, China;

2. Key Laboratory of Urban Environment and Health, Institute of Urban Environment, CAS, Xiamen 361021, Fujian, China; 3. University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China;

4. Department of Geosciences and Natural Resource Management, University of Copenhagen, Copenhagen DK 1165, Denmark)

Abstract: Based on the panel data of R&D input and the urbanization level from 2002 to 2012 in 30 provinces, the effect of China's R&D input on the urbanization level was analyzed by using the root test, co-integration test, and error correction model. Results show that: (1) There is a long-term stable relationship between China's R&D input and urbanization level. The impact of technological innovation on the level of urbanization, however, is still weak. In addition, there exist great gaps between the input-output elasticity of R&D in different provinces. (2) R&D personnel input-output elasticity is generally higher than that in R&D funds, which indicates that R&D personnel plays more important roles in urbanization of China. (3) The effect of R&D input on urbanization is related to the level of urbanization. Meanwhile, the coordination degree of R&D input and urbanization is also the key factor that influences R&D input and output. (4) The results of the error correction model indicate that there is a hysteresis effect in the influence of R&D short-term input on urbanization.

Key words: urbanization level; R&D input; panel date; China