

环境宜居、人力资本与城市创新

闫金玲 冉启英¹

【摘要】 基于 2005-2017 年 271 个城市面板数据,运用动态面板模型、中介效应模型以及动态门限面板模型实证检验环境宜居、人力资本与城市创新三者之间关系,结果表明:环境宜居对城市创新有明显的促进作用,但区域间存在较大差异;人力资本在环境宜居促进城市创新上起到了显著的部分中介效应;环境宜居对城市创新存在单重门槛效应,表现出先抑制后促进的特征。应加大城市基础设施投入,提升城市宜居水平,同时发挥人力资本对创新的中介效应,最终形成环境宜居、人力资本积累和城市创新的良性循环。

【关键词】 环境宜居 人力资本 城市创新 中介效应 门槛效应

【中图分类号】:F293 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1009-2382(2021)02-0019-07

一、引言

党的十九大报告指出:“创新是引领发展的第一动力。”创新是一项涵盖理论、制度、技术、文化及其他方面创新所构成的“四梁八柱”的系统工程。推进创新不仅需要加强国家创新体系建设,更需要注重区域创新体系建设。城市作为现代文明的重要载体,是区域创新体系的时空坐标,是创新要素与资源的“新富矿”,也是知识创新和应用的“试验田”。习近平总书记提出要建设具有强大带动力的创新型城市。我们要不断通过全方面的创新,从主体、制度、技术、文化等相关方面实现原创性突破,形成创新上的话语权,这对于发挥城市创新在国家区域创新中的极核作用具有极其重要的意义。创新驱动的实质是人才驱动。人才作为创新的重要主体,对创新具有重要作用。随着人们对人居和生态环境重视程度的增加,要吸引人才、留住人才,发挥人才在国家创新活动中的基础作用,就需要提升城市环境宜居性,打造具有人才吸引力的宜居城市。随着交通便利化、劳动力跨区域流动性增强,享有高质量的宜居性城市环境成为当今吸引人才的首选条件。因此,环境宜居性越来越成为举世关注的焦点问题之一。未来人才争夺战中政府是否能够通过打造良好的城市宜居环境来提升城市竞争力,吸引更多优质劳动力,促进城市创新水平,实现高质量发展是非常值得研究的课题。在这一背景下,研究环境宜居、人力资本与城市创新具有重要意义。

二、文献综述及理论假设

1961 年 WHO 首次提出了环境宜居的概念。国内外学者从 1990 年开始逐渐对人居环境的理论与实践展开研究,主要从三个方面展开探讨。一是对宜居城市的内涵及城市宜居性评价指标体系的构建进行了研究。Smith(2001)从环境和物质视角界定了宜居性的内涵。李丽萍和郭宝华(2006)诠释了包括经济、社会、生态等宜居城市的内涵,并探讨了宜居城市的七个标准。部分文献如聂春霞和孙慧(2012)、韩骥和袁坤(2017)等采用层次分析法、主成分分析法、模糊物元评价等评价方法从不同角度构建生态或城市宜居性评价指标体系。二是关于环境宜居与人力资本积累的研究。白青卓和王宏伟(2016)认为在宜居城市与经济发展具有高度协调性的规律下,人才驱动根本上是地方品质驱动,若要集聚人才,首先必须打造绿色智慧宜居新城。杨开忠(2019)认为一个地方能否集聚人才取决于所拥有的资源的质量,即生态环境、人文环境、社会环境等公共服务以及基础设施等的数量和品质。三是关于人力资本和创新力的关系的研究。Suzuki(2009)在对战后日本科技水平及相关人才数量变化研究后,发现科技水平与科技人才规模之间具有同向关系。陈淑云和杨建坤(2017)区分了人口集聚与人才聚集,认为一般人口集聚与技术创新之间存在 U 型关

作者简介: 闫金玲,新疆大学经济与管理学院博士生,新疆理工学院理学系讲师(阿克苏 843000);冉启英,新疆大学经济与管理学院教授、博士生导师(乌鲁木齐 830000)。

基金项目: 国家自然科学基金项目“西部地区节能潜力与实现机制研究”(编号:71463057);新疆维吾尔自治区高校科研计划重点项目“环境规制对绿色全要素生产率的影响研究”(编号:XJEDU2019SI003)

系,而人才集聚促进了区域技术创新,并呈现一定的区域异质性。综上所述,一些学者通过分析环境宜居与人力资本之间的关系,得出城市环境宜居促进人才向城市集中;另一些学者证实了人力资本具有创新效应。这说明城市环境宜居吸引人力资本聚集于城市,而人力资本聚集又会推动城市创新。基于此,本文作出以下假设:城市环境宜居性对于城市人力资本聚集具有正向吸引效应,即城市环境宜居质量越高,越能吸引人力资本向城市集中。进一步地,人力资本聚集对于城市创新又具有正向效应,城市人力资本聚集,能推动城市创新效应。研究模型如图 1 所示。

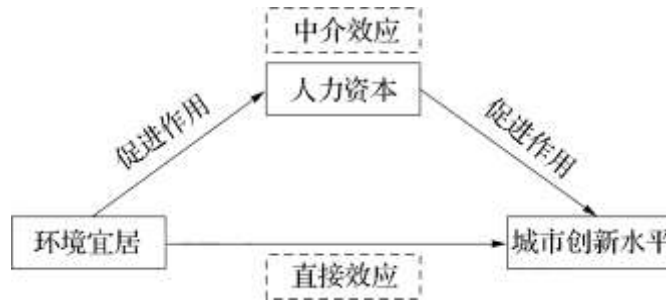


图 1 环境宜居、人力资本与城市创新的研究模型

综合国内外研究可以看出,城市环境宜居性是促进人力资本积累、进而提升城市创新水平的重要因素。以往文献大多侧重对城市宜居性评价体系的研究,鲜有文献把城市宜居性与人力资本、城市创新联系起来,仅有的相关文献也因为数据可获得性,选取局部或个别城市进行研究,样本量与样本代表性不足,难以科学全面地刻画三者之间的关系,也未能厘清其传导机制。据此,本文可能的边际贡献在于:在研究视角上,从环境宜居性视角研究提升城市创新水平,为探索城市创新提供新的研究视角;在研究主题上,选用 271 个城市作为研究样本并将环境宜居、人力资本与城市创新水平纳入统一的分析框架,探讨其相互关系,全面解析环境宜居、人力资本对城市创新水平提升的影响;在研究方法上,运用中介效应模型识别环境宜居、人力资本与城市创新水平三者之间的传导机制,并运用动态门限面板模型,以环境宜居性为门槛变量检验其对城市创新的影响,从而进一步认识环境宜居、人力资本和城市创新的动态关系。

三、模型设定及变量说明

1. 面板模型设定

鉴于实际经济现象中,创新水平可能具有一定滞后性,即前期创新成果可能会影响后期创新成果。因此,本文采取动态面板模型进行估计,采用创新水平 1 阶滞后项作为解释变量。该模型不仅解决了相关变量的滞后性,而且有效解决了因引入滞后变量所造成的内生性问题。模型设定如下:

$$\ln innov_{it} = \beta_0 + \lambda \ln innov_{it-1} + \beta_1 \ln live_{it} + \beta_2 \ln hum_{it} + \beta_3 X + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表地级市; t 代表时间; $\ln innov$ 为被解释变量,表示创新水平; $\ln live$ 和 $\ln hum$ 为解释变量,分别代表城市的环境宜居水平和人力资本水平; X 为其他一系列可能影响创新水平的控制变量; μ 是个体固定效应, v 是时间固定效应, ε 为随机误差项。

对于动态面板模型,大多数采用 GMM 即广义矩估计方法进行估计。本文主要采用系统 GMM 方法进行估计,因为系统 GMM 不仅能提高估计效率,还可以解决不随时间变化的变量的系数问题(张颖熙和夏杰长, 2013)。

2. 中介效应模型设定

环境宜居如何影响创新水平,本文假设通过吸引人才、留住人才而提高创新水平。为了识别中介效应的作用机制,借鉴温忠麟等(2004)提出的中介效应检验程序建立中介效应模型,模型设定如下:

$$\ln innov_{it} = C_1 + a_{01} \ln live_{it} + \sum_{j=1}^n a_{0j} X_{it}^j + \xi_{it} \quad (2)$$

$$\ln hum_{it} = C_2 + a_{11} \ln live_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{it}^j + \xi_{it} \quad (3)$$

$$\ln innov_{it} = C_3 + a_{21} \ln live_{it} + a_{22} \ln hum_{it} + \sum_{j=1}^n \delta_{2j} X_{it}^j + \xi_{it} \quad (4)$$

其中, i 表示城市, t 表示时间, C 为截距项, ξ 为随机扰动项, $\ln innov$ 为被解释变量, $\ln live$ 为解释变量, $\ln hum$ 为中介变量, X 为控制变量。

3. 动态门限模型设定

为进一步探究城市宜居性对创新水平造成的影响是否会因城市宜居程度不同存在非线性的可能,并有效解决传统回归模型潜在的内生性问题,本文参考 Wu & Hao(2019)对动态门限面板模型的研究,借鉴 Dang & Kim(2012)的方法对 Hansen(1999)静态面板模型进行扩展,将门限模型内嵌于 GMM 模型中,通过构造与随机扰动项正交的工具变量矩阵,保证了工具变量与随机扰动项不相关。通过网格搜索算法确定门限值,满足了门槛回归内生分组的要求,能有效解决变量的内生性问题。具体模型设定如下:

$$\ln innov_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln innov_{it-1} + \beta_2 \ln hum_{it} \cdot \Phi(\ln live_{it} \leq c) + \beta_3 \ln hum_{it} \cdot \Phi(\ln live_{it} > c) + \mu_{it} + v_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, β_2 、 β_3 分别表示环境宜居水平不同门槛区值下人力资本对城市创新的影响系数; $\ln live$ 代表的是门槛变量; c 则是门槛估计值; $\Phi(\cdot)$ 代表指示函数; 其他变量的定义同式(1)。

4. 变量解释

(1) 被解释变量。

城市创新水平($innov$)。专利是研发与创新活动最直接的产出,因此以往研究多运用专利产出作为衡量创新水平的重要指标(高翔,2015)。借鉴这一做法,用城市每百万人口专利申请授权数作为测度城市创新水平的衡量指标。城市专利申请授权数来源于专利云数据库,总人口数据来源于 EPS 数据平台。

(2) 解释变量。

环境宜居性($elive$)。借鉴孔凡文和李鲁波(2019)的做法,从生态环境、社会环境和人文环境三个方面利用熵值法计算出各

城市的环境宜居性综合评价指数。为了比较不同年份不同城市的环境宜居水平,借鉴赵会杰和于法稳(2019)的做法,加入时间变量对熵值法做了改进。具体指标层及权重如表 1 所示。人力资本(hum)。人力资本不仅能够促进经济发展,同时也是影响创新水平的重要因素。本文借鉴葛李情和胡昊(2019)的研究,使用各市就业人口中本科及以上学历人数作为人力资本水平的代理变量。

表 1 环境宜居指标评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	属性	权重
环境宜居性	生态环境	(1)PM2.5	微克/立方米	-	0.0512
		(2)人均绿地面积	平方米/人	+	0.1724
	社会环境	(3)人均道路面积	平方米/人	+	0.0788
		(4)互联网普及率	个/万户	+	0.1981
	人文环境	(5)高等教育学校数	所/城市	+	0.2148
		(6)每万人拥有图书量	册/万人	+	0.2845

(3)控制变量。

本文控制了一组影响城市创新水平的变量,以尽可能降低遗漏变量带来的偏误。这些变量包括:人口规模(peo),采用各城市年末户籍人口数量表示;工资水平(salary),选用在岗员工平均工资表示;产业结构(ind),用第二产业增加值占地区生产总值比重表示;外商直接投资(fdi),用利用外商直接投资占 GDP 的比重来表示;经济发展水平(rgdp),采用人均 GDP 表示。

5. 数据说明

选取 2005-2017 年中国 271 个地级市面板数据。考虑到数据可得性,未涉及香港、澳门、台湾、西藏和一些新设城市的数据。原始数据来自前瞻数据库、国家统计局以及各地统计年鉴。为了对模型异方差和多重共线性进行有效控制,对全部变量进行对数处理。描述性统计见表 2。

表 2 变量的描述性统计

变量	样本观测值	样本均值	标准差	最小值	最大值
lninnov	3252	6.2881	1.8763	0	11.72
lnlive	3252	-2.2955	0.6356	-4.2672	-0.3086
lnhum	3252	-0.1282	1.1147	-5.13	2.57
lnpeo	3252	5.8529	0.6819	3.29	7.24
lnfdi	3252	0.157	1.2679	-7.72	4.34
lnrgdp	3252	10.2723	0.7207	8.11	12.4564

lnind	3252	3.5747	0.2436	2.15	4.45
lnsalary	3252	1.1345	0.6329	-8.52	3.47

四、实证结果分析

1. 动态面板模型估计结果

本文主要采用的系统 GMM 方法不仅可以有效克服解释变量的内生性问题,而且可以对引入被解释变量的滞后项进行动态分析,提高实证结果的稳健性。

(1) 全国样本估计结果。

表 3 报告了全国样本的环境宜居和人力资本对城市创新影响的回归结果。所有模型中 AR(2) 的 p 值均大于 0.1,拒绝了存在二阶序列相关的原假设, Hansen 检验表明工具变量选取有效,整体回归结果可信。在三个模型中,创新水平滞后 1 期在 1% 的统计水平上显著为正,表明创新滞后变量对创新当期有正向影响,具有溢出效应,但滞后 2 期的系数不显著,说明这种溢出效应随着时间的变化逐渐减弱。具体来看,模型(1)中解释变量只有环境宜居水平,模型(2)中解释变量只有人力资本,模型(3)中同时加入这两个解释变量,三个模型的回归结果显示:当解释变量不包括人力资本时,环境宜居对创新水平的回归系数为 0.2738,当把环境宜居和人力资本同时纳入模型作为解释变量时,环境宜居水平的回归系数上升为 0.2808。不考虑环境宜居水平时,人力资本对创新水平的影响系数为-0.0235 且不显著,加入环境宜居后,人力资本的回归系数变为 0.3005 且在 5% 的统计水平上显著,说明在环境宜居水平的影响下,人力资本对创新水平的推动作用大大增强。具体来说,城市环境质量提升和文化设施投入为市民生活带来了舒适,这有利于大量吸引、集聚创新人才,从而提升城市创新水平。此外,在城市发展过程中,通过创造良好的宜居环境从“招商引资”转向“招商引智”,从而利用知识溢出与技术扩散,在更广的领域提升城市宜居水平,促进城市创新水平,最终形成环境宜居和城市创新的良性循环。选取模型(3)对控制变量的回归结果进行说明。人口规模的回归系数为负,表明过多的人口会引发城市拥挤、污染加剧、公共资源共享效率低下等一系列“城市病”,从而不利于留住或吸引人才,抑制了城市创新水平提升。人均 GDP 和人均工资的系数均显著为正,表明经济发展水平及人均收入状况对城市创新具有明显的促进作用。FDI 对城市创新水平的回归系数在 1% 的统计水平上显著为负,表明 FDI 在一定程度上抑制了城市创新水平。这一结果类似于蒋殿春和夏良科(2005)的结论。造成这一结果的原因,可能是地方政府为了追求单一的经济增长而盲目引进外商投资,对外商投资质量并未充分考虑,导致劣质 FDI 流入,不仅未对城市创新产生正向作用,反而抑制了其创新水平提升。

(2) 分地区估计结果。

由于中国独特的地理条件和资源禀赋差异性,各地区城市宜居环境也存在较大差异,导致东部、中部和西部地区的城市创新水平也存在较大差异,因此本文将 30 个省(区、市)按照国家统计局分类标准分为东部、中部和西部地区进行估计。回归结果见表 4。¹东中西三大地区环境宜居的系数都至少在 5% 的统计水平上显著为正,与全国样本一致,验证了估计结果的稳健性。系数由小到大依次为中部、东部和西部,表明虽然东中部地区城市经济相对发达,但人口密度大、资源共享比例较小,从而使得环境宜居性对创新水平的提升作用有限;西部地区城市人口密度相对较小,随着国家出台一系列西部倾斜政策如“西部大开发战略”等,加大了基础设施投入力度,使得西部许多城市宜居水平显著提升,加之人才引进政策实施,“孔雀东南飞”现象有所改善,从而提升了城市创新水平。人力资本的系数表现出较大差异性:东部地区显著为正,中部地区为正但不显著,西部地区为负。这表明不同宜居水平城市的人力资本对创新水平提升存在异质性。东部地区具有优越的地理位置,经济发达,人力资本积累程度高,因此对创新水平具有显著的促进作用;西部地区虽然近几年来城市宜居水平有所提升,但和东部地区相比还存在一定差距,人力资本积累还没达到一定高度,对城市创新不具有促进作用。然而,西部城市人口基数小,人力资本积累具有很强的潜在创新效应,甚至

有可能比东部地区效应更明显。因此,国家应继续大力扶持西部,不断提高城市宜居水平,努力做到吸引人才、留住人才,提升人力资本水平,最终促进城市创新能力提升。

表 3 全国样本动态面板回归结果

	(1)	(2)	(3)
L.lnnov	0.4428***	0.4518***	0.4363***
	(11.81)	(12.95)	(12.17)
L2.lnnov	-0.0182	-0.0088	-0.0208
	(-0.58)	(-0.26)	(-0.66)
lnlive	0.2738***		0.2808***
	(3.87)		(3.81)
lnhum		-0.0235	0.3005**
		(-0.18)	(2.38)
lnpeo	-0.2239	-0.6170	-0.1453
	(-0.52)	(-0.99)	(-0.40)
lnsalary	0.1643**	0.0873	0.1500**
	(2.27)	(1.37)	(2.38)
lnrgdp	1.0592***	1.3137***	0.9986***
	(10.33)	(10.49)	(9.70)
lnind	-0.6146***	-0.3623*	-0.6591***
	(-3.07)	(-1.82)	(-3.24)
lnfdi	-0.0751**	-0.0536*	-0.0572*
	(-2.26)	(-1.80)	(-1.78)
AR(1)	-5.97	-4.48	-6.3851
	[0.000]	[0.000]	[0.000]
AR(2)	1.48	1.55	1.40
	[0.139]	[0.121]	[0.161]
Hansentest	129.22	93.84	96.91
	[0.08]	[0.832]	[0.975]

表 4 分地区动态面板回归结果

	东部	中部	西部
L.lnnov	0.5411***	0.6043***	0.3777***
	(7.80)	(11.2)	(5.67)
L2.lnnov	-0.0355	-0.0114	-0.0036
	(-0.57)	(-0.29)	(-0.06)
lnlive	0.2111**	0.1931**	0.5272***
	(2.38)	(2.08)	(5.24)
lnhum	0.7241***	0.3415	-0.0391
	(3.72)	(1.62)	(-0.52)
AR(1)	-3.42	-4.16	-6.3851
	[0.001]	[0.000]	[0.000]
AR(2)	-0.56	1.03	1.4
	[0.574]	[0.301]	[0.161]
Hansen test	31.03	50.07	32.54
	[1.000]	[1.000]	[1.000]

2. 中介效应模型估计结果

为了验证环境宜居是否通过影响人力资本而对创新水平产生作用,进一步选取人力资本作为中介变量进行回归。首先通过 Bootstrap 法检验中介效应是否存在,结果显示 p 值为 0,说明中介效应确实存在。然后,采用逐级回归,分别建立环境宜居对创新水平、环境宜居对人力资本以及环境宜居和人力资本同时对创新水平的回归模型。结果见表 5。由模型(1)可知,环境宜居对城市创新水平的总效应在 1%的统计水平上显著为正,系数为 1.0186,说明环境宜居水平可以显著提高创新水平。由模型(2)可知环境宜居对人力资本的影响在 1%的统计水平上显著为正,且系数为 0.9478,表明提升城市环境宜居水平,可以大量吸引人才、留住人才,这与之前的假设一致。模型(3)检验环境宜居和人力资本对创新水平的影响,在环境宜居对城市创新水平提升总量的传导中,人力资本的影响系数为 0.0945 且在 1%的统计水平上显著为正,中介效应占比为 8.8%,表明环境宜居通过其外部作用促进人力资本积累,增强人力资本外溢程度,从而提升城市创新水平。人力资本的中介效应在总效应中的占比虽然不大,但其在 1%的统计水平上显著为正,说明确实存在中介效应,且起到了显著的部分中介效应,同时也从侧面说明,人力资本对城市创新还存在其他影响渠道,这也将是本文今后研究的方向。此外,虽然目前环境因素通过人力资本对城市创新的影响程度较小,但随着经济发展水平提升,人们对高品质生活的追求度也越来越高,享有高质量的宜居城市环境会越来越成为吸引人才、留住人才的先决条件(杨开忠, 2019),那么环境因素通过人力资本渠道对城市创新的影响也会逐渐增大。

表 5 中介效应回归结果

	lninnov	lnhum	lninnov
	(1)	(2)	(3)
lnelive	1.0186***	0.9478***	0.9290***
	(22.82)	(26.41)	(4.34)
lnhum			0.0945***
			(18.93)
lnpeo	0.8927***	-0.1724***	0.9090***
	(30.11)	(-7023)	(30.50)
lnsalary	0.3147***	-0.1421***	0.3280***
	(9.53)	(-5.28)	(9.91)
lnrgdp	1.0536***	0.2796***	1.0272***
	(27.28)	(9.00)	(26.34)
lnind	0.2378***	0.6420***	0.1771**
	(2.97)	(9.98)	(2.19)
lnfdi	0.0762***	0.0458***	0.0719***
	(-12.79)	(3.87)	(4.89)
constant	-10.5836***	-1.9586***	-8.4557***
	(-16.20)	(-3.61)	(-12.52)
R ²	0.7281	0.5020	0.7296
	Sobel 检验: z=4.732***		
中介效应	中介效应: p=0.0000		
检验	中介效应系数: 0.0896		

3. 门槛效应模型估计结果

基于 Hansen 的方法进行面板门槛存在性检验。第一步是估计动态门限面板模型, 通过相关门限值, 对自身的有效性进行判断与检验。相关估计和检验结果如表 6 所示。单一门槛通过了 1% 统计水平上的显著性检验, 双重门槛未通过, 故选择单重门槛是合适的。

表 6 门槛值估计与检验结果

模型	F 值	p 值	自举次数	临界值		
				1%	5%	10%
单一门槛检验	76.46	0.000	300	51.16	44.20	36.24
双重门槛检验	13.19	0.45	300	34.86	29.99	24.65

为了检验门槛变量的稳健性,选取了五种不同控制变量做门限回归,如表 7 所示。当选取不同控制变量时,模型(1)至模型(5)的门限值基本一致且在 1%的统计水平上显著,表明选取环境宜居水平为门槛变量具有一定的科学性和合理性。

表 7 动态门限自抽样检验

	门限值	p 值	BS 次数	Lower	Upper
模型(1)	-2.5537***	0.0000	300	-2.5664	-2.5495
模型(2)	-2.5537***	0.0000	300	-2.5702	-2.5495
模型(3)	-2.5330***	0.0067	300	-2.5585	-2.5221
模型(4)	-2.5330***	0.0067	300	-2.5585	-2.5221
模型(5)	-2.5330***	0.0000	300	-2.5585	-2.5221

本文选取模型(5)来分析环境宜居对创新水平的门槛效应,如表 8 所示。当环境宜居水平小于-2.5330 时,人力资本系数为-0.1987,且在 1%的统计水平上显著,即对创新水平具有负向的抑制作用。随着环境宜居水平的提高,抑制作用减弱。当环境宜居水平大于门槛值时,人力资本系数为 0.0581,且在 5%的统计水平上显著为正,表明只有当环境宜居达到一定水平时,人力资本才能对创新水平具有正向的促进作用。其他控制变量与预期相符。

五、结论与政策启示

本文通过 2005-2017 年地级市面板数据,选取 271 个城市为样本,从生态环境、社会环境和人文环境三个方面,利用熵值法计算出各城市环境宜居性综合评价指数,采用动态面板模型的系统 GMM 估计方法对环境宜居、人力资本与城市创新水平三者之间的关系进行估计;运用中介效应模型识别环境宜居、人力资本与城市创新水平三者之间的传导机制;运用动态门限模型,以环境宜居为门槛变量检验其对城市创新的影响,进一步认识环境宜居、人力资本和城市创新的动态关系。主要结论如下:从全国样本来看,环境宜居对城市创新水平有明显的促进作用,但东中西部地区存在差异;从中介效应来看,人力资本在环境宜居促进城市创新上起到了显著的部分中介效应,表明环境宜居通过发挥其外部性,引致人力资本积累,从而提升城市创新水平;环境宜居对创新水平提升存在单重门槛。当环境宜居水平低于门槛值时,对创新水平具有负向的抑制作用,但随着环境宜居水平提高,抑制作用减弱。当环境宜居水平高于门槛值时,人力资本系数显著为正,表明只有当环境宜居达到一定水平,人力资本才能对创新水平具有正向的促进作用。

表 8 动态门限估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnpeo	1.2228***	0.7912***	0.3134***	0.3053***	0.3026***
	(8.81)	(6.74)	(3.73)	(3.67)	(3.64)
lnsalary		0.9517***	0.2395***	0.2114***	0.2113***
		(35.18)	(10.26)	(9.02)	(9.02)
lnrgdp			1.7041***	1.7095***	1.7112***
			(53.97)	(54.62)	(54.68)
lnind				0.7095***	0.7027***
				(7.46)	(7.39)
lnfdi					-0.0243*
					(-1.88)
lnhum • $\Phi(\lnlive \leq c)$	-0.0185	-0.1298**	-0.2027***	-0.1970***	-0.1987***
	(-0.30)	(-2.48)	(-5.54)	(-5.44)	(-5.48)
lnhum • $\Phi(\lnlive > c)$	0.8010***	0.4520***	0.0820***	0.0603***	0.0581**
	(23.59)	(14.96)	(3.64)	(2.67)	(2.58)
constant	-2.0095**	-0.0416	-13.3957***	-15.8786***	-15.8486***
	(-2.47)	(-0.06)	(-24.50)	(-24.98)	(-24.93)
observations	3252	3252	3252	3252	3252
R ²	0.238	0.462	0.728	0.733	0.733
numberofid	271	271	271	271	271
r2_a	0.169	0.412	0.702	0.708	0.708
F	310.7	639.1	1590	1358	1166

基于以上结论得到以下政策启示：一是加大城市基础设施投入，提升城市环境宜居水平。不同城市应根据自身特点制定城市环境宜居规划，形成良好的生态、社会、人文和谐发展的城市空间，提高居民生活幸福感，为吸引和留住人才创造美好环境，进而为城市创新开辟新途径。二是充分发挥人力资本促进城市创新的中介效应。一方面，结合城市的创新、创业和创意产业，健全人才引进机制，为人才提供有发展前景的事业，打破人才晋升壁垒，实现事业引人和留人。另一方面，为外来人才提供基本公共服务，提升新就业群体的社会保障福利，完善其子女就学、父母就医、家庭住房等基本保障，免除人才的后顾之忧，实现待遇和感情留人，进而推动人才引领创新发展。三是结合环境宜居性在促进城市创新中的门槛效应，实现人力资本对创新水平正向的促进作用。环境宜居与人力资本的匹配性对提升中介效应具有重要作用。提高环境宜居水平和人力资本的匹配，降低资源错配程度，实现以人才集聚为核心的环境宜居资源配置，为城市创新发展提供新动能。

参考文献:

- [1]. Dang, V. A., and M. Kim. Asymmetric Capital Structure Adjustments: New Evidence from Dynamic Panel Threshold Models. *Journal of Empirical Finance*, 2012, 19(4): 465-482.
- [2]. Hansen, B. E. Threshold Effect in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [3]. Suzuki, T. M. The Technological Transformation of Japan: From the Seventeenth to the Twentyfirst Century. *Journal of Economic Theory*, 2009, 9(6): 153-179.
- [4]. Wu, H., and Y. Hao. How Does Energy Consumption Affect China's Urbanization? New Evidence from Dynamic Threshold Panel Models. *Energy Policy*, 2019, 127: 24-38.
- [5]. 白青卓、王宏伟:《天津市城镇建设宜居性与经济发展协调度研究》,《东南大学学报(哲学社会科学版)》2016年第18期。
- [6]. 陈淑云、杨建坤:《人口集聚能促进区域技术创新吗——对2005-2014年省级面板数据的实证研究》,《科技进步与对策》2017年第5期。
- [7]. 高翔:《城市规模、人力资本与中国城市创新能力》,《社会科学》2015年第3期。
- [8]. 葛李情、胡昊:《人才集聚、科技创新与经济增长》,《福建商学院学报》2019年第5期。
- [9]. 韩骥、袁坤:《全球城市宜居性评价及发展趋势预测——以上海市为例》,《华东师范大学学报(自然科学版)》2017年第1期。
- [10]. 蒋殿春、夏良科:《外商直接投资对中国高技术产业技术创新作用的经验分析》,《世界经济》2005年第8期。
- [11]. 孔凡文、李鲁波:《环境规制、环境宜居性对经济高质量发展影响研究——以京津冀地区为例》,《价格理论与实践》2019年第7期。
- [12]. 李丽萍、郭宝华:《关于宜居城市的理论探讨》,《城市发展研究》2006年第2期。
- [13]. 聂春霞、孙慧:《中国30个主要城市的宜居性及其差异》,《山西财经大学学报》2012年第11期。
- [14]. 温忠麟、张雷等:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》2004年第5期。
- [15]. 杨开忠:《京津冀协同发展的新逻辑:地方品质驱动型发展》,《经济与管理》2019年第1期。
- [16]. 张颖熙、夏杰长:《区域市场开放与地区服务业增长——基于省级面板数据的动态分析》,《产业经济研究》2013年第5期。

[17]. 赵会杰、于法稳:《基于熵值法的粮食主产区农业绿色发展水平评价》,《改革》2019年第11期。

注释:

1 表 4 仅报告了关键变量的结果,完整的回归结果备索。