城市品质、人才集聚与城市创新

高云虹，陈　敏

摘　要：基于内生增长理论构建人才集聚创新增长模型，探讨了城市品质、人才集聚和城市创新之间的作用机制。选取 2008—2020 年我国 277 个地级及以上城市的面板数据进行实证检验，结果表明：城市品质通过吸纳人才集聚，显著提升了城市创新水平。异质性分析表明：相较于超大城市和特大城市，大城市和中小城市的创新增长对城市品质的依赖性更强；胡焕庸线以东地区的城市品质对城市创新的边际贡献大于胡焕庸线以西地区；城市群内的城市品质对城市创新的促进作用更大。因此，可通过打造优良的城市品质、差异化实施城市品质驱动策略、创新引才机制等途径提升城市创新水平。

关键词：人才集聚；城市品质；城市创新；创新要素配置

中图分类号：F299.22　**文献标识码**：A　**文章编号**：1671-0169(2023)02-0089-14

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20230307.002

一、引　言

创新是引领中国发展的第一动力，是建设现代化经济体系的战略支撑。从党的十八大提出“实施创新驱动发展战略”到十九大提出“加快推进创新型国家建设”，再到二十大提出“加快实现高水平科技自立自强”“加快实施一批具有战略性全局性前瞻性的国家重大科技项目，增强自主创新能力”等，创新已逐渐成为区域发展的主旋律。创新竞争的本质是人才竞争，《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标纲要》中强调：“贯彻尊重人才方针，深化人才发展体制机制改革，全方位培养、引进、用好人才，充分发挥人才第一资源的作用。”为了吸引人才，地方政府也纷纷围绕人才落户、购房补贴、生活补贴等方面出台了一系列人才优惠政策。然而，随着户籍制度的深化改革，未来仅靠落户和购房福利等政策将不再具有竞争优势。事实上，人才的迁移和集聚是一个复杂的过程，Florida 在研究创新型人才迁移时发现，便利的基础设施、优越的自然环境和多元的生活方式是吸引人才的核心竞争力，并提出了“地方品质”这一概念，城市公共服务、社会文化、生态环境以及开放程度等构成了地方品质的内涵[1]。那么，对于中国城市而言，城市品质、人才集聚和城市创新三者之间的内在逻辑是什么？提升城市品质是不是吸纳人才的重要新途径之一？各类城市应如何科学“引智”进而构筑创新高地？这些都是值得深入思考的问题。

基金项目：国家社会科学基金项目“数字经济环境下的城乡融合动力、效率与路径研究”(21BJL047)

作者简介：高云虹，经济学博士，兰州财经大学经济学院教授，yhgao@163.com（甘肃 兰州 730020）；陈敏，兰州财经大学经济学院研究生

二、文献综述

人才集聚的研究始于劳动力集聚。早期经济学家主要探讨经济因素对劳动力迁移的影响并发现，劳动力会选择向就业机会多、工资水平高的地区集聚[2]。1956 年，Tiebout 首次将公共物品纳入劳动力迁移模型中，认为居民会根据各城市的公共服务和税收组合来选择使自己效用最大化的地区定居，即“用脚”为城市投票[3]。此后，公共物品等非经济因素走进学者们的研究视野，舒适的自然环境、便利的公共服务和文化娱乐设施等均是吸引人才集聚的重要因素。在自然环境方面，杨金玉运用上市公司高管流动数据，研究了空气污染对高管迁移的影响，发现空气污染显著提高了企业高管从城市迁出的概率[4]；孙伟增采用中国流动人口动态监测数据，实证考察了空气污染与流动人口就业选址的关系，结果表明空气污染与流动人口就业选址呈负向关系[5]。公共服务方面，基础教育、城市医疗服务和休闲娱乐设施对人才集聚有显著的正向作用[6]。Whisler 等研究发现，文化和娱乐设施的多样性显著降低了青年人才外迁的概率，而受过高等教育的老年人更注重城市的医疗服务和社区安全性[7]。在社会文化方面，Florida 等通过实证分析发现，社会包容性和多样化程度越高，创新型人才集聚得越多，地区的创新产出增长就越快[8]。Fujita 通过构建一个关于脑力工作者的新经济地理学模型发现，个体间知识差异越大，越有利于技术创新，因此，城市的开放性和包容性是高素质人才区位选择的重要因素[9]。

人才集聚的过程就是人力资本集聚的过程，而人力资本是创新的主体。Eggert 等通过构建两地区就业模型发现，落后地区的熟练劳动力迁移到富裕地区后，提高了富裕地区人力资本的整体水平[10]。吕拉昌等运用空间杜宾模型，实证检验了高技能劳动力的迁移规模对城市创新的影响，研究表明高技能劳动力每增加 10%，会带动城市创新产出增加 3%[11]。关于人才集聚对城市创新的作用，从个体层面来说，一个地区人才数量越多，社会网络越密，越有利于知识的扩散和整合，从而推动地区创新增长[12]。从企业层面来说，产品的研发和改进不是封闭的过程，需要外来人才和本地人才的双向交流和互动，企业内部文化的多样性是提升企业创新绩效的关键因素[13]。从城市层面来说，人才流入使城市的高素质人才占比不断上升，人力资本结构趋向高级化，随着人力资本结构的升级，原来初级的技术逐渐被先进、尖端的高级技术所替代，城市技术结构得以升级，两者的良性循环共同推动了城市创新增长[14]。

综上可见，已有研究主要集中于城市品质与人才集聚、人才集聚与城市创新两方面，关于三者关系及其内在逻辑的研究相对较少。基于此，以 2008—2020 年全国 277 个城市作为研究对象，从理论和实证两方面入手，分析城市品质对人才集聚和城市创新的作用效果和内在机制。本文剩余部分安排如下：第三部分为理论假说，第四部分为变量选取和研究设计，第五部分运用面板固定效应模型进行基准回归分析，第六部分为进一步分析，第七部分为稳健性检验，第八部分为结论和启示。

三、理论假说

本文在 Diamond[15] 和 Romer[16] 模型的基础上，将城市品质纳入到内生增长模型中，探讨城市品质对人才集聚和城市创新的作用机理。

（一）消费者行为

假设高学历劳动力 a 可以在全国范围内选择愿意定居的城市，个体 a 则根据工资、房价以及城市品质等因素来选择使自己效用最大化的城市居住。假设 j 城市高学历劳动力 1 单位无弹性工作时

间的劳动价格为 W_j^e。城市 j 的劳动力 a 的产品消费为 M，住房消费是 O，相应的产品价格为 P_M，住房成本为 P_O，B_j 为城市品质，则高学历劳动力 a 的效用函数用 Cobb-Douglas 函数表示为：

$$\max_{M,O,B}\ln(M^{\varphi})+\ln(O^{1-\varphi})+S_a(B_j)$$

$$\text{s.t. } P_M M+P_O O=W_j^e \tag{1}$$

其中，φ 表示劳动力 a 对消费品的偏好，$0<\varphi<1$，$S_a(B_j)$ 为个体 a 对城市品质的效用评价①，对式（1）求效用最大化可得间接效用函数：

$$V_{aj}=\ln\left(\frac{W_j^e}{P_O}\right)-\varphi\ln\left(\frac{P_M}{P_O}\right)+S_a(B_j) \tag{2}$$

令 $\ln\left(\frac{W_j^e}{P_O}\right)=\omega_j^e$，$\ln\left(\frac{P_M}{P_O}\right)=r_j$，$S_a(B_j)=u_j+\varepsilon_j$，其中，$u_j$ 表示个体 a 对 j 市城市品质的客观效用评价，ε_j 表示个体 a 对 j 城市的主观偏好，则间接效用函数可写为：

$$V_{aj}=\omega_j^e-\varphi r_j+u_j+\varepsilon_j \tag{3}$$

假设 ε_j 服从于 Gumbel 型极值分布[15]，借鉴 McFadden[17]关于条件 Logit 模型的设定，高学历劳动力 a 对城市 j 的选择概率为②：

$$Pr(V_{aj}>V_{a-j})=\frac{\exp(\omega_j^e-\varphi r_j+u_j)}{\sum_j^n\exp(\omega_j^e-\varphi r_j+u_j)} \tag{4}$$

由式（4）可知，当可贸易商品的消费和房屋消费的效用不变时，高学历劳动力流入该城市的概率与城市品质的效用评价成正向关系。在假定条件下，j 市高学历劳动力的预期规模等于所有高学历劳动力选择居住在 j 城市的概率之和：

$$H_j=\sum_{a\in H_A}\frac{\exp(\omega_j^e-\varphi r_j+u_j)}{\sum_j^n\exp(\omega_j^e-\varphi r_j+u_j)} \tag{5}$$

其中，H_A 为全国的高学历劳动力，由式（5）可知，在住房和可贸易商品带来的效用不变时，城市品质 B_j 和 j 市高学历劳动力供给成正比，由此可得假说 1：

H1：城市品质越高，城市的高学历劳动力供给就越多。

（二）生产者行为

借鉴 Romer 的内生增长模型，对最终产品部门、中间产品部门和研发部门之间的关系进行梳理，并阐述城市品质与城市创新之间的作用关系。Romer 模型的基本逻辑为：研发部门生产新技术投入到中间产品部门，生产出来的中间产品再投入到最终产品部门生产最终产品。本文假设，最终产品部门是完全竞争的，中间产品部门是完全垄断的，高学历劳动力可以在最终产品部门和研发部门间自由流动[16]。

1. 最终产品部门生产函数：

$$Y=H_Y^{\alpha}L^{\beta}\sum_{i=1}^{\infty}x(i)^{1-\alpha-\beta}=H_Y^{\alpha}L^{\beta}\int_0^N x(i)^{1-\alpha-\beta}di\quad 0<\alpha,\beta<1 \tag{6}$$

其中，Y 表示 j 市最终产品总量，H_Y 表示最终产品部门高学历劳动力，L 表示最终产品部门的普通劳动力，j 市高学历劳动力分为从事知识生产的 H_A 和从事最终产品生产的 H_Y，因此 j 市高学历劳动力总数为：$H_Y+H_A=H(u_j)$，H 是关于 u_j 的函数；$\sum_{i=1}^{\infty}x(i)^{1-\alpha-\beta}$ 用来表示资本存量，

① 在一般情况下，j 市的城市品质越高，劳动力 a 居住在 j 市的效用越大。

② 参考 Diamond 的模型[15]，当 ε_j 服从于 Gumbel 型极值分布时，高学历劳动力对城市 j 的选择概率取决于高学历劳动力对住房、可贸易消费品和城市品质的效用评价，即高学历劳动力对城市 j 的选择概率是关于 ω_j^e、φr_j 和 u_j 的函数。

把不同类型的中间产品作为连续变量时，$\sum_{i=1}^{\infty} x(i)^{1-\alpha-\beta}=\int_{0}^{N} x(i)^{1-\alpha-\beta} d i$，$N$ 表示产品种类，x（i）表示第 i 种中间产品。

2. 中间产品部门生产函数：

$$K=\eta \sum_{i=1}^{\infty} x_{i}=\eta \sum_{i=1}^{A} x_{i} \tag{7}$$

中间产品部门需要向研发部门购买研发产品，才能进行中间产品的生产。K 表示 j 市中间产品的总产量也是资本存量，x_i 表示第 i 种中间产品，η 表示生产一单位中间产品需要放弃消费 η 单位的最终产品。

3. 研发部门：假设任何从事研究的劳动力都可以自由访问所有知识存量 A，研发产出与研发部门高学历劳动力 H_A 和知识存量 A 是线性关系，则研发产品的存量方程为：

$$\dot{A}=\delta H_{A} A \tag{8}$$

其中，δ 表示生产率参数。用 P_A 表示研发产品的价格时，每单位高学历劳动力的供给价格为 $W_A=P_A\delta A$。

（三）均衡分析

由于中间产品部门是完全垄断的，中间产品的需求量由最终产品部门的利润最大化条件决定：

$$\max_{x} \int_{0}^{\infty}\left[H_{Y}^{\alpha} L^{\beta} x(i)^{1-\alpha-\beta}-p(i) x(i)\right] d i \tag{9}$$

其中，p（i）表示第 i 种中间产品的价格，求导可得最终产品部门对第 i 种中间产品的需求函数：

$$p(i)=(1-\alpha-\beta) H_{Y}^{\alpha} L^{\beta} x(i)^{-\alpha-\beta} \tag{10}$$

中间产品部门实现利润最大化的条件为：

$$\pi=\max_{x} p(x) x-r \eta x=\max_{x}(1-\alpha-\beta) H_{Y}^{\alpha} L^{\beta} x^{1-\alpha-\beta}-r \eta x \tag{11}$$

其中，r 表示利息率。给定的 H_Y，L，r 时，对式（11）求导可得中间产品的价格和中间产品部门的利润：$\bar{p}=\frac{r\eta}{1-\alpha-\beta}$，$\pi=$（$\alpha+\beta$）$\bar{p}\bar{x}$。由于中间产品部门必须购买研发产品才能进行生产，并按照垄断价格将中间产品出售给最终产品部门，所以，研发部门设计产品的价格等于中间产品净利润的贴现总和：

$$P_{A}(t)=\int_{t}^{\infty} \mathrm{e}^{-\int_{t}^{\tau} r(s) d s} \pi(\tau) d \tau \tag{12}$$

对于给定的 $\mathrm{P_A}$，对上式求导可得：$\pi(t)-r(t) \int_{t}^{\infty} \mathrm{e}^{-\int_{t}^{\tau} r(s) d s} \pi(\tau)\, d \tau=0$，将 P_A 带入得：

$$\pi(t)/r(t)=P_{A} \tag{13}$$

结合 $\pi=$（$\alpha+\beta$）$\bar{p}\bar{x}$ 和式（10）可知：

$$P_{A}=\frac{\pi}{r}=\frac{(\alpha+\beta)\ \bar{p}\bar{x}}{r}=\frac{(\alpha+\beta)}{r}(1-\alpha-\beta)\ H_{Y}^{\alpha} L^{\beta} \bar{x}^{1-\alpha-\beta} \tag{14}$$

在均衡状态下，令 $K=\eta A\bar{x}$，最终生产部门的生产函数可以表示为：

$$Y=H_{Y}^{\alpha} L^{\beta} \int_{0}^{N} x(i)^{1-\alpha-\beta} d i=H_{Y}^{\alpha} L^{\beta} A \bar{x}^{1-\alpha-\beta}=\left(H_{Y} A\right)^{\alpha}(L A)^{\beta}(K)^{1-\alpha-\beta} \eta^{\alpha+\beta-1} \tag{15}$$

由于任何高学历劳动力可以自由流动，所以各部门高学历劳动力的工资相等即：$W_H=W_A=P_A\delta A=\alpha H_Y^{\alpha-1}L^{\beta}A\bar{x}^{1-\alpha-\beta}$，将 P_A 带入得：

$$H_{Y}=\frac{1}{\delta} \frac{\alpha}{(1-\alpha-\beta)\ (\alpha+\beta)} r \tag{16}$$

当 L、H_Y、$\bar{x}$ 保持不变时，根据式（15）可知，$g_y = g_a = \delta H_A = \delta\left[H(u_j) - H_Y\right]$，将 H_Y 带入可得：

$$g_a = \delta \times \left[H(u_j) - \frac{1}{\delta}\frac{\alpha}{(1-\alpha-\beta)(\alpha+\beta)}r\right] = \delta H(u_j) - \frac{\alpha}{(1-\alpha-\beta)(\alpha+\beta)}r \tag{17}$$

由公式（17）可知，j 市高学历劳动力供给越大（H 越大），流入研发部门的高学历劳动力就越多（H_A 越多），即人才集聚越多，城市创新增长就越快。对公式（17）关于 u_j 求导可知，$\frac{\partial g_a}{\partial u_j} > 0$，即居住在 j 城市的城市品质效用评价越高，城市创新的增长率就越大，由此可得假说 2：

H2：城市品质越高，城市创新增长就越快。

四、变量选取与研究设计

（一）变量选取

本文主要研究城市品质如何通过人才集聚影响城市创新，因此，解释变量为城市品质，被解释变量为城市创新，中介变量为人才集聚。

1. 城市品质（cq）：城市品质的内涵丰富，可划分为经济发展、社会文化、公共服务、生态环境和居民生活五个维度①。基于数据的可得性，城市品质指标体系见表 1。对城市品质的测度，首先，需将各指标进行标准化处理；其次，为避免主观赋权带来的测量误差，参考杨开忠等[18]使用熵

表 1　城市品质指标体系

目标	维度	分类	指标	属性
城市品质	经济发展	经济总量	地区生产总值（万元）	正向指标
			社会零售商品总额（万元）	正向指标
		对外开放	外商实际投资额/GDP（%）	正向指标
			进出口总额/GDP（%）	正向指标
	社会文化	社会建设	公共管理和社会组织从业人员数（万人）	正向指标
			政府财政性支出/GDP（%）	正向指标
		文化建设	文化、体育和娱乐从业人员数（万人）	正向指标
			每百人拥有的公共图书馆藏书量（册）	正向指标
	公共服务	教育	小学生在校学生数（万人）	正向指标
			中学生在校学生数（万人）	正向指标
			普通高等学校在校学生数（万人）	正向指标
		医疗	人均床位数（床/人）	正向指标
			人均医生数（医生数/人）	正向指标
	生态环境	空气质量	年平均 PM2.5 浓度（$\mu g/m^3$）	负向指标
		污染治理	污水处理厂集中处理率（%）	正向指标
			生活垃圾无害化处理率（%）	正向指标
		环境优化	城市建成区绿化覆盖率（%）	正向指标
			人均公园绿地面积（平方米/人）	正向指标
	居民生活	生活水平	城镇居民人均可支配收入（元）	正向指标
			恩格尔系数（%）	负向指标
		民生福祉	社会基本医疗保险参保人数（人）	正向指标

① 参考 2020 年 11 月 19 日中国市场监督管理总局和中国国家标准化管理委员会颁布的《新型城镇化 品质城市指标体系》，网址：http://www.gov.cn/xinwen/2020-12/08/content_5567854.htm，访问日期：2022 年 11 月 2 日。

权法得到各指标的权重；最后计算出相应的城市品质。此外，城市创新在一定程度上也是城市品质的一种体现，但由于本文偏重于研究城市品质能否通过吸纳人才来促进城市创新增长，因而，城市品质主要从创新主体的生活环境方面（包含经济、社会、生态等）进行度量。从技术层面考虑，城市品质若包含了创新的相关指标则会产生内生性问题。

2. 城市创新（*patent*）：采用城市层面专利授权总量来衡量，专利授权总量由发明专利授权量、实用新型专利授权量和外观设计专利授权量构成。

3. 人才集聚（*flow*）：借鉴张平等[19]、高波等[20]的方法，首先，根据《中国人口与就业统计年鉴》中统计的 20 大类行业人员的受教育程度情况，选取受教育程度为大专及以上占比 40％的行业为高技能行业，然后，使用高技能行业人员数取对数表示人才集聚。

4. 控制变量：借鉴高翔[21]、李政等[22]，控制了其他影响城市创新的因素包括：研发投入（*put*），用财政支出中的科学支出取对数表示，反映一个城市的研发投入水平；外商直接投资（*inv*），用外商投资企业工业产值占工业企业总产值的比重表示，外商直接投资不仅为当地带来新的生产技术，而且新技术会产生技术扩散，促进城市创新水平的提升[23]；产业结构（*stru*），用第二、三产业增加值占 GDP 的比重表示，现有研究表明产业结构升级能够显著促进城市创新增长[24]；基础设施（*post*），用国际互联网用户数取对数表示，通讯设施是信息传播的主要途径，是创新增长的重要保障；房价（*pri*）是影响城市创新和人才集聚的重要因素，一方面，房价上涨使得资本更多地流向房地产相关行业，企业对创新研发的投入将减少；另一方面，房价上涨意味着生存“门槛”的提高，这将抑制人才向该城市集聚，阻碍企业吸纳更多人才进行创新研发[25]，房价用全国各城市商品房平均销售价格来表示。

由于部分城市核心变量数据的缺失，最后选取了 277 个城市，时间跨度为 2008—2020 年。所有数据均来自历年《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》和 CNRDS 中国研究数据服务平台、国家信息中心宏观经济与房地产数据库，个别缺失数据使用线性插值法进行填补。主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2　主要变量的描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
城市品质	*cq*	3 601	0.092	0.083	0.028	0.752
经济发展	*eco*	3 601	0.024	0.049	0.001	0.448
社会文化	*soc*	3 601	0.014	0.017	0.001	0.193
公共服务	*pub*	3 601	0.022	0.021	0.004	0.135
生态环境	*env*	3 601	0.021	0.004	0.007	0.033
居民生活	*liv*	3 601	0.011	0.007	0.001	0.066
人才集聚	*flow*	3 601	28.985	42.568	1.530	394.594
城市创新	*patent*	3 601	7.007	1.735	1.792	12.168
研发投入	*put*	3 601	10.187	1.443	6.269	15.529
外商直接投资	*inv*	3 601	8.961	39.007	0.000	49.057
产业结构	*stru*	3 601	40.442	10.195	8.580	83.870
基础设施	*post*	3 601	13.183	1.066	7.958	17.762
房价	*pri*	3 601	8.474	0.495	6.947	11.142

（二）研究设计

为验证假说 1，城市品质与人才集聚的因果关系，构建模型（18）：

$$flow_{j,t}=\alpha_0+\beta_0 cq_{j,t}+\gamma_0 Control_{j,t}+\varepsilon_{j,t} \tag{18}$$

为验证假说 2，城市品质与城市创新的因果关系，构建模型（19）：

$$patent_{j,t}=\alpha_1+\beta_2 cq_{j,t}+\gamma_2 Control_{j,t}+\varepsilon_{j,t} \tag{19}$$

其中，j、t 分别表示城市和年份，$flow$、cq、$patent$、$Control$ 分别表示人才集聚、城市品质、城市创新、控制变量。ε 表示随机扰动项。

（三）数据描述与事实分析

总体而言，2008—2020 年全国高学历人才呈逐年增长趋势，从 2008 年 6 233.3 万人增长到 8 471.1万人，增幅达 35.9%（如图 1 所示）。分区域来看，人才集聚由高到低依次是东部地区、中部地区、西部地区[①]；就城市品质而言，城市品质排名前 100 的城市中，东部、中部、西部地区分别为 59 个、28 个、13 个（如表 3 所示），人才集聚和城市品质的空间分布具有一致性。将专利授权总量分区域统计后发现，东部地区为创新产出的主要来源地，占全国创新产出的 75.4%，由此可见城市品质对于城市创新的重要性。

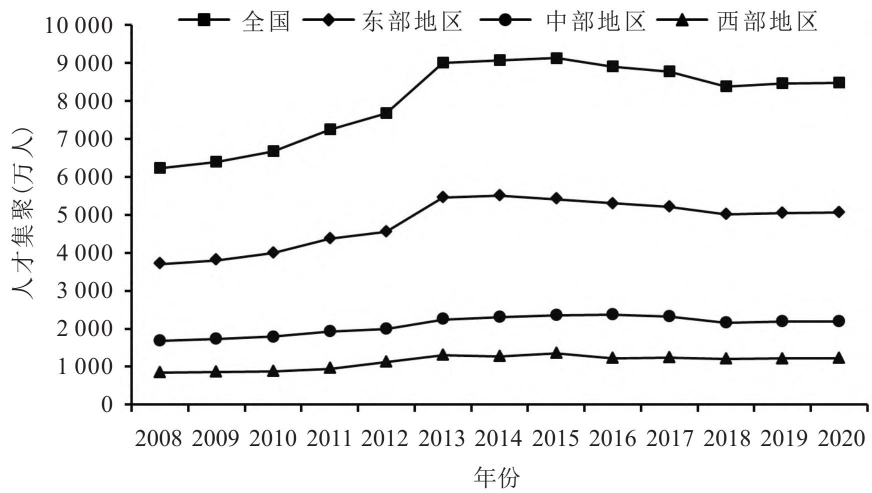

图 1　全国和东、中、西部地区人才迁移趋势

表 3　城市品质前 100 城市在各省的分布

	东部地区	中部地区	西部地区
各省分布	北京、天津、上海、河北（10）、辽宁（2）、江苏（6）、浙江（11）、福建（3）、山东（10）、广东（12）、海南（2）	山西（2）、内蒙古（6）、吉林（1）、黑龙江（4）、安徽（1）、江西（5）、河南（3）、湖北（2）、湖南（4）	重庆、四川（1）、贵州（1）、云南（1）、西藏（1）、陕西（1）、甘肃（2）、青海（1）、宁夏（2）、新疆（1）、广西（1）
总数	59	28	13

五、基准回归结果

采用双向固定效应面板模型对假说 1 和 2 进行检验。表 4 报告了假说 1 的检验结果，第（1）列是城市品质对人才集聚的估计结果，城市品质对人才集聚的回归系数为 0.042，在 10%的水平下显著为正。第（2）—（6）列为城市品质各维度对人才集聚的回归结果，结果显示经济发展、社会文化、公共服务、生态环境对人才集聚的回归系数均显著为正，这表明城市的经济发展水平、社会

① 按照《关于明确东中西地区划分意见》中对中国东、中、西地区的划分。

文化建设、公共服务质量和生态环境是影响高素质人才迁移的重要因素，将各维度对人才集聚的贡献度由大到小排序依次为：生态环境、公共服务、经济发展和社会文化。此外，居民生活对人才集聚的回归系数为正，但不显著。表 4 的结果验证了城市品质对人才集聚的正向作用。

表 4　假说 1 的检验结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
cq	0.042*					
	（1.79）					
eco		0.142***				
		（3.61）				
soc			0.101***			
			（2.81）			
pub				0.337***		
				（2.96）		
env					0.548***	
					（4.59）	
liv						0.123
						（0.43）
Constant	1.343	1.339	1.325	1.391	1.780	−9.713
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	3 601	3 601	3 601	3 601	3 601	3 601
R^2	0.738	0.803	0.774	0.813	0.847	0.411

注：括号内的数值为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过统计性检验（下同）。

表 5 报告了假说 2 的检验结果，第（1）列，在未加入控制变量条件下，城市品质与城市创新的回归系数为 1.690，在 1%水平下显著。加入控制变量后，城市品质对城市创新的回归系数为 0.225，

表 5　假说 2 的检验结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
cq	1.690***	0.225***	0.154**	0.391***
	（15.09）	（3.98）	（2.52）	（5.72）
put		0.315***	0.298***	0.223***
		（21.90）	（19.08）	（12.81）
inv		0.006	0.007	0.007
		（0.91）	（0.78）	（0.81）
stru		0.002***	−0.001	−0.002***
		（2.91）	（−0.61）	（−3.68）
post		0.642***	0.684***	0.708***
		（36.52）	（34.39）	（31.28）
pri		−0.578	0.715	0.857***
		（−0.58）	（0.87）	（18.77）
Constant	5.443	−9.851	−11.436	−12.533
固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	3 601	3 601	3 601	3 601
R^2	0.492	0.862	0.841	0.812

在1%水平下显著为正，即城市品质每增加一个单位，城市创新增长0.225个单位。为避免城市品质对城市创新的滞后效应，对城市创新进行滞后一期、二期处理，第（3）（4）列，滞后一期、二期的回归结果分别为0.154、0.391，均显著为正。表5的结果验证了城市品质对城市创新的正向作用。

六、进一步分析

（一）影响机制分析

前已述及，城市品质越高，人才集聚水平越高，城市创新增长就越快。因此，运用中介效应模型对三者之间的关系进行实证检验。根据中介效应模型[26]，如果 β_4 和 θ_5 都显著且与预期相符，则表明城市品质会通过人才集聚对城市创新产生影响，具体模型如下：

$$patent_{j,t}=\alpha_3+\beta_3 cq_{j,t}+\gamma_3 Control_{j,t}+\varepsilon_{j,t} \tag{20}$$

$$flow_{j,t}=\alpha_4+\beta_4 cq_{j,t}+\gamma_4 Control_{j,t}+\varepsilon_{j,t} \tag{21}$$

$$patent_{j,t}=\alpha_5+\beta_5 cq_{j,t}+\theta_5 flow_{j,t}+\gamma_5 Control_{j,t}+\varepsilon_{j,t} \tag{22}$$

表6报告了中介效应模型的检验结果，第（1）列是模型（20）的回归结果，城市品质对城市创新的回归系数为0.225，在1%水平下显著为正；第（2）列是模型（21）的回归结果，城市品质对人才集聚的回归系数为0.042，在10%水平下显著为正；第（3）列是模型（22）的回归结果，人才集聚对城市创新的回归系数为0.361，在1%水平下显著，由此可知，β_4 和 θ_5 均显著，中介效应存在，且城市品质对城市创新的中介效应为0.015（0.042×0.361）。表6的结果证明了人才集聚在城市品质和城市创新之间的中介作用。

表6　机制检验结果

变量	(1) *patent*	(2) *flow*	(3) *patent*
cq	0.225***	0.042*	0.153**
	(3.98)	(1.79)	(2.52)
flow			0.361***
			(8.25)
Constant	−9.851	1.343	−11.971
固定效应	Y	Y	Y
控制变量	Y	Y	Y
样本量	3 601	3 601	3 601
R^2	0.862	0.738	0.850

（二）异质性分析

首先，以胡焕庸线为划分依据进行空间异质性分析。“胡焕庸线”既是经济地理的分界线，也是人口分布的分界线，人才的扩散与集聚涉及经济分布和人口分布两方面问题[27]，所以，探讨胡焕庸线东、西地区的差异是必要的。表7前两列，胡焕庸线以东地区城市品质对城市创新的回归系数为0.368，胡焕庸线以西地区，城市品质的回归系数为0.292，对比发现，胡焕庸线以东地区城市品质对城市创新的边际贡献大于胡焕庸线以西。

其次，创新活动在地理上具有显著的空间集聚性[28][29]，参考张凡等[30]界定城市群的标准①，将城市划分为城市群内城市和城市群外城市，探讨城市群内外城市品质对城市创新的异质性。由表7后两列可知，城市群内城市品质对城市创新的估计系数为0.847，在1%水平下显著；城市群外，城市品质对城市创新的估计系数为0.085，并不显著。这表明依靠城市群内发达的知识交流网络，人才的集聚可以有效促进城市创新增长，因此，对于城市群内城市而言，提升城市品质，广纳人才，无疑是其创新增长的有效途径。

① 选取京津冀城市群、长江中游城市群、哈长城市群、成渝城市群、长江三角洲城市群、中原城市群、北部湾城市群、关中平原城市群、呼包鄂榆城市群、兰西城市群以及粤港澳大湾区。

表 7　区域与城市群异质性分析

变量	胡焕庸以东 （1）	胡焕庸以西 （2）	城市群内 （3）	城市群外 （4）
cq	0.368***	0.292**	0.847***	0.085
	（5.31）	（2.29）	（6.35）	（1.40）
put	0.291***	0.464***	0.321***	0.320***
	（18.58）	（28.42）	（22.62）	（22.17）
inv	0.158*	0.432***	0.007	0.006
	（1.79）	（7.47）	（0.83）	（0.73）
stru	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
	（3.51）	（3.08）	（2.97）	（3.20）
post	0.648**	0.488	0.637**	0.651***
	（33.15）	（0.24）	（36.42）	（37.15）
pri	0.713***	1.320	0.564	0.567
	（14.91）	（0.42）	（0.37）	（0.42）
Constant	−11.083	−7.041	−9.704	−9.760
固定效应	Y	Y	Y	Y
样本容量	2 990	611	2 418	1 183
R^2	0.847	0.414	0.793	0.851

最后，进行城市规模异质性分析①，由表 8 前四列可知，超大城市和特大城市的城市品质对创新的回归系数分别为 0.116、0.038，结果并不显著，主要原因是：首先，超大城市和特大城市主要

表 8　城市规模异质性分析

变量	超大城市 （1）	特大城市 （2）	大城市 （3）	中小城市 （4）	引入二次项 （5）
cq	0.116	0.038	0.473***	0.079***	0.769***
	（0.94）	（0.25）	（3.24）	（6.29）	（7.47）
cq^2					−0.115***
					（−6.31）
put	0.531***	0.472***	0.308***	0.473***	0.307***
	（33.68）	（28.55）	（2.99）	（26.44）	（21.24）
inv	0.015	0.017*	0.319***	1.26***	0.007
	（1.51）	（1.73）	（22.31）	（8.11）	（0.85）
stru	0.001**	0.002***	0.006	0.002***	0.002***
	（2.17）	（3.08）	（0.77）	（2.41）	（2.61）
post	0.612	0.583	0.002***	0.434	0.641***
	（0.34）	（0.54）	（3.22）	（0.85）	（36.58）
pri	1.387***	1.362***	0.559***	1.079	0.554***
	（35.29）	（35.32）	（14.19）	（0.36）	（14.01）
Constant	−10.229	−10.879	−3.099	−10.018	−9.863
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本容量	91	169	1 001	2 340	3 601
R^2	0.761	0.811	0.852	0.767	0.856

① 参考《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》，将城市按照城区常住人口规模划分为四类：超大城市（1 000 万人以上）、特大城市（500—1 000 万人）、大城市（100—500 万人）、中小城市（100 万以下）。

包括直辖市和省会城市，这类城市的人力资本结构较其他城市更为完善，外来人才流入对城市创新的边际贡献较小；其次，在城市发展的前期，主要依靠知识多样化水平提升城市创新产出，随着城市规模的扩大和创新水平的攀升，城市创新增长的动力会逐渐从知识多样化转为知识专业化[31]，超大、特大城市作为国家或区域的创新中心，其知识多样化水平已然较高，人才流入带来的知识多样化难以明显推动城市创新增长，因此，超大、特大城市的城市品质对创新的促进作用较弱。大城市和中小城市的城市品质对创新的回归系数分别为 0.473 和 0.079，均在 1%水平下显著，这是因为大城市和中小城市的知识多样化水平较低，外来人才流入可以通过技术模仿和行业重组提高城市创新产出[32]。为验证不同城市发展阶段，城市创新对城市品质的依赖程度，在假说 2 的基础上，加入城市品质的二次项，表 8 第（5）列报告了回归结果，城市品质对城市创新的回归系数显著为正，城市品质的二次项系数（cq^2）显著为负，这表明城市品质与城市创新存在倒“U”型关系，即当城市发展达到一定规模后，城市人力资本结构趋于完善，城市品质对城市创新的促进作用下降，需要更多地依赖其他路径推动城市创新增长。

七、稳健性检验

（一）内生性讨论

尽管本文在基准回归中尽可能控制了影响城市创新的变量，但是依然存在遗漏变量所导致的内生性问题，并且城市品质、人才集聚和城市创新三者之间可能存在反向因果问题，基于以上考虑，使用工具变量法和系统广义矩估计模型（SYS－GMM）进行内生性讨论。首先，参考易行健等[33]的做法，构建 Bartik 工具变量进行内生性检验。基本思路是：用滞后一期的城市品质（cq_{jt-1}）和滞后一期的全国城市品质均值的一阶差分（Δcq_{t-1}）相乘作为城市品质的工具变量。表 9 第（1）列

表 9　内生性和替换因变量检验

变量	(1) 工具变量法	(2) SYS—GMM	(3) 替换因变量	(4) 替换因变量
cq	0.559***	0.155*	4.279***	4.186***
	(6.51)	(1.85)	(2.79)	(2.91)
L. patent		0.262***		
		(5.45)		
put	0.061***	0.644***	2.722***	2.748***
	(4.38)	(7.42)	(7.66)	(8.38)
inv	−0.003	0.808***	−1.323**	−0.665***
	(−0.32)	(3.01)	(−2.58)	(−3.78)
stru	0.002***	0.004***	−0.002	−0.002
	(9.12)	(10.08)	(−0.16)	(−0.14)
post	0.071***	0.679***	−0.352	−0.506
	(4.22)	(9.37)	(−0.78)	(−1.18)
pri	−0.191***	−1.029***	−2.494**	−1.832**
	(−4.12)	(−7.18)	(−2.32)	(−2.02)
Constant	0.179	−1.697	46.837	43.173
固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	3 601	3 601	3 536	3 536
R^2	0.489	—	0.601	0.734
AR（1）、（2）检验		通过		
Sargan 检验		通过		

报告了第二阶段工具变量的回归结果，城市品质对城市创新的估计系数显著为正。其次，使用系统广义矩估计模型进行检验，使用模型之前需进行 AR、Sargan 检验，表 9 第（2）列显示，AR 检验和 Sargan 检验均通过，AR 检验通过说明随机干扰项存在一阶相关，但不存在二阶相关，选取的滞后性工具变量是有效的；Sargan 检验通过说明存在过度识别问题，使用系统广义矩估计模型是合理的。系统广义矩估计的回归结果显示，城市品质对城市创新具有显著的正向作用。因此，在克服内生性问题后，城市品质对城市创新的回归系数依然显著为正。

（二）替换因变量测算指标

使用城市创新指数、中国区域创新创业指数替换专利授权总量进行稳健性检验。其中，城市创新指数来源于寇宗来[34]《中国城市和产业创新报告》，中国区域创新指数来自北京大学企业大数据研究中心[35]，考虑到创新的滞后效应，对替换变量做滞后一期处理。表 9 第（3）列，城市品质对城市创新指数的回归系数在 1% 水平下显著为正，第（4）列，城市品质对区域创新创业指数的回归系数依然显著为正，进一步证明了城市品质对城市创新的促进作用。

八、结论与启示

本文通过构建理论模型分析了城市品质、人才集聚和城市创新的内在关系，即城市品质是吸纳人才集聚的关键因素，而人才集聚促进了城市创新增长，并使用 2008—2020 年全国 277 个地级及以上城市的面板数据进行了实证检验。首先，通过双向固定效应模型检验了理论推导的基本假说，即城市品质对人才集聚和城市创新的正向作用。其次，运用中介效应模型检验了城市品质、人才集聚与城市创新之间的作用机制。再次，异质性分析表明，胡焕庸线以东地区城市品质对城市创新的边际贡献大于胡焕庸线以西；各类城市的城市品质对城市创新均存在正向作用，但相较于超大城市和特大城市，大城市和中小城市的城市品质对城市创新的促进作用更显著；城市群内城市品质对城市创新的促进作用更强。最后，通过工具变量法、替换因变量指标等一系列稳健性检验佐证了前文结论。

基于上述研究，未来提升城市创新可侧重于以下三个方面：

第一，注重以人为本的发展理念，着力打造优良的城市品质。当前，转变发展方式、转换增长动能、优化经济结构离不开科技力量的支持，科技创新需要人才，各地政府应科学把握城市品质的内涵，充分认识人才对生态环境、公共服务、经济发展的选择偏好，全方位提升城市品质，使人才能够引进来、留得住。首先，注重城市环境治理问题，摒弃高能耗低产出的发展方式，生态环境改善带来的创新增长可以弥补高能耗减产带来的经济损失；其次，提升公共服务的质量和效率，提高财政在教育、医疗以及社会保障等方面的支出，为流入人才与本地居民提供优质的基础医疗服务和社会保障；最后，树立科学的人才观，完善人才引进的协调、落实机制，营造开放包容的社会氛围。

第二，因地制宜，实施差异化的城市品质和创新驱动策略。对于胡焕庸线以东地区和城市群内的城市，应通过交通一体化和基本公共服务一体化建设，完善本地与周边城市的人才互动机制，加强创新开放合作平台建设，充分挖掘人才集聚的创新溢出效应。大城市和中小城市应积极构建多元化、专业化、个性化的人才引进方案，完善城市人力资本结构，充分利用知识多样化带来的创新红利；超大和特大城市应致力于引进高精尖人才和专业稀缺人才，推动创新动能由知识多样化向知识专业化转变。

第三，完善创新引才引智机制，充分挖掘创新资源。一方面，地方政府应善于利用数字媒体平台宣传城市特色，打造优质的城市形象，提升城市魅力；另一方面，注重引育结合，在不同阶段采

取适配的战略规划，在强化本土人才培养、留住本地人才的基础上，制定灵活的引才政策，大力吸引区外人才和技术资源。

参考文献

[1] Florida, R. The economic geography of talent[J]. *Annals of the Association of American Geographers*, 2002(4).

[2] Greenwood, M. J., G. L. Hunt. The early history of migration research[J]. *International Regional Science Review*, 2003(1).

[3] Tiebout, C. A pure theory of local expenditures[J]. *Journal of Political Economy*, 1956(5).

[4] 杨金玉. 空气污染与高管流动研究——基于秦岭—淮河线的断点回归设计[J]. 南开经济研究, 2021(2).

[5] 孙伟增, 张晓楠, 郑思齐. 空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究[J]. 经济研究, 2019(11).

[6] Dahlberg, M., M. Eklöf, P. Fredriksson, et al. Estimating preferences for local public services using migration data[J]. *Urban Studies*, 2012(2).

[7] Whisler, R. L., B. S. Waldorf, G. F. Mulligan, et al. Quality of life and the migration of the college-educated: A life-course approach[J]. *Growth and Change*, 2008(1).

[8] Florida, R., G. Gates. Technology and tolerance: The importance of diversity to high-technology growth[J]. *Research in Urban Policy*, 2003, 9.

[9] Fujita, M. Towards the new economic geography in the brain power society[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2007(4).

[10] Eggert, W., T. Krieger, V. Meier. Education, unemployment and migration[J]. *Journal of Public Economics*, 2010(5-6).

[11] 吕拉昌, 孙飞翔, 黄茹. 基于创新的城市化——中国 270 个地级及以上城市数据的实证分析[J]. 地理学报, 2018(10).

[12] 刘晔, 徐楦钫, 马海涛. 中国城市人力资本水平与人口集聚对创新产出的影响[J]. 地理科学, 2021(6).

[13] 张萃. 外来人力资本、文化多样性与中国城市创新[J]. 世界经济, 2019(11).

[14] 吕洪燕, 于翠华, 孙喜峰, 等. 人力资本结构高级化对科技创新绩效的影响[J]. 科技进步与对策, 2020(3).

[15] Diamond, R. The determinants and welfare implications of US workers' diverging location choices by skill: 1980—2000[J]. *American Economic Review*, 2016(3).

[16] Romer, P. M. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*, 1990(5).

[17] Mcfadden, D. L. Condition logit analysis of qualitative choice behavior[J]. *Frontiers in Econometrics*, 1974.

[18] 杨开忠, 范博凯, 董亚宁. 空间品质、创新活力与中国城市生产率[J]. 经济管理, 2022(1).

[19] 张平, 张鹏鹏. 房价、劳动力异质性与产业结构升级[J]. 当代经济科学, 2016(2).

[20] 高波, 王紫绮. 高铁开通提高了中国城市经济增长质量吗? ——基于劳动力流动视角的解释[J]. 产业经济研究, 2021(4).

[21] 高翔. 城市规模、人力资本与中国城市创新能力[J]. 社会科学, 2015(3).

[22] 李政, 杨思莹. 创新型城市试点提升城市创新水平了吗? [J]. 经济学动态, 2019(8).

[23] 邢斐, 张建华. 外商技术转移对我国自主研发的影响[J]. 经济研究, 2009(6).

[24] 吴丰华, 刘瑞明. 产业升级与自主创新能力构建——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013(5).

[25] 余泳泽, 张少辉. 城市房价、限购政策与技术创新[J]. 中国工业经济, 2017(6).

[26] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014(5).

[27] 王兵, 徐霞, 吴福象. 研发要素流动的时空特征及对中国经济高质量发展的影响[J]. 经济地理, 2021(11).

[28] 余泳泽, 刘大勇. 我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间

面板模型研究[J].管理世界,2013(7).

[29]高云虹,陈敏,黄华婷.城市创新能力评价与提升路径研究[J].区域经济评论,2023(1).

[30]张凡,宁越敏,娄曦阳.中国城市群的竞争力及对区域差异的影响[J].地理研究,2019(7).

[31]孙瑜康,李国平,席强敏.知识结构、城市异质性与创新水平提升[J].经济管理,2021(5).

[32]邹薇,代谦.技术模仿、人力资本积累与经济赶超[J].中国社会科学,2003(5).

[33]易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].金融研究,2018(11).

[34]寇宗来,刘学悦.中国城市和产业创新力报告[R].上海:复旦大学产业发展研究中心,2017.

[35]戴若尘,祝仲坤,张晓波.中国区域创新创业指数构建与空间格局:1990—2020[R].北京:北京大学企业大数据研究中心,2021.

Urban Quality，Talent Concentration and Urban Innovation

GAO Yun-hong，CHEN Min

Abstract：Based on the endogenous growth theory，an innovative growth model of talent agglomeration is constructed，and the mechanism among urban quality，talent agglomeration and urban innovation is discussed. The panel data of 277 prefecture-level cities and above in China from 2008 to 2020 are selected for empirical testing，and the results show that urban quality significantly improve the level of urban innovation by absorbing talent agglomeration. The heterogeneity analysis shows that compared with super-megacities and megacities，the innovation growth of large cities and small and medium-sized cities is more dependent on urban quality. The marginal contribution of urban quality to urban innovation in the area east of the Huanyong Line is greater than that of the area west of the Huanyong Line. The quality of cities in urban agglomerations plays a greater role in promoting urban innovation. Therefore，the level of urban innovation can be improved by creating excellent urban quality，differentiating the implementation of urban quality-driven strategies，and innovating talent introduction mechanisms.

Key words：talent concentration；urban quality；urban innovation；allocation of innovation factors

（责任编辑　周振新）