

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2023.03.007

城市人才政策对青年人才居留意愿的影响研究

——基于全国70个大中城市的数据

赵勇,杜皖露,赵斌斌

(安徽建筑大学 公共管理学院,合肥 230022)

摘要:新型城镇化的核心是人口城镇化,而青年人才的流动能够加快现代人口城镇化步伐。基于2018年全国流动人口监测调查数据,以其中青年人才为研究对象,实证分析我国70个大中城市人才政策对青年人才居留意愿的影响及其异质性。结果发现,人才政策整体上显著正向影响青年人才居留意愿。低收入青年人才偏好奖励型政策,高收入青年人才偏好保障型政策,而发展型政策对两类群体居留意愿均能产生正向影响。人才政策对青年人才居留意愿的影响会根据人才年龄、所处产业、政策颁布城市以及政策服务对象而存在差异。为提升人才政策对青年人才居留意愿的促进作用,应进一步优化人才政策环境、对准目标因人施策、找准定位因材施教。

关键词:人才政策;流动人口;青年人才;居留意愿

中图分类号:F241.22

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2023)03-0066-11

一、引言

“人才是第一资源”,将人才看成提升城市竞争力优势的关键已成为共识。目前毕业生数量逐年增加,人才整体数量上涨,同时户籍制度改革、区域一体化政策的实施极大促进了人才的自由流动。在此背景下,如何吸引人才、留住人才成为政府亟需考虑的问题,而人才政策在众多引才工具中通过其多样的支持措施成为城市争取人才的重要手段。全国第七次人口普查数据显示,我国流动人口总量已达到3.76亿,占总人口的26%,从这一意义上来说,流动人口成为人才争夺的重点,而其中未取得流入地户籍的青年人才兼具“流动”“青年”和“高学历”特征,凭借其流动性强、成长性高、人力资本含量高成为最具竞争力和创造力的部分,吸引人才流入并稳定其居留意愿对城市经济发展、创新力提升具有长效促进作用。因此这部分未取得流入地户籍的青年人才成为人才政策的一大潜在作用对象,各城市也将主要争夺对象转向这部分青年人才。然而,大量人才政策能否对青年人才及其长期居留产生影响?不同类型的人才政策是否同样发挥作用?青年人才对政策的偏好是否存在差异性?这些问题对城市制定适宜的引才政策、保持较高的留才率、

收稿日期:2023-02-27

基金项目:安徽省社科联攻关项目(2021CX063)

作者简介:赵勇(1968-),男,山东新泰人,安徽建筑大学副教授,管理学博士,研究方向为公共部门人力资源管理;杜皖露(1998-),女,安徽六安人,安徽建筑大学公共管理学院硕士研究生,研究方向为公共部门人力资源管理;赵斌斌(1991-),男,安徽合肥人,安徽建筑大学讲师,管理学博士,研究方向为公共部门人力资源管理。

发挥人才集聚效应具有重要现实意义。

从已有研究成果来看,目前大多研究是将人才政策作为人才生态环境之一,与经济、文化等因素共同分析^[1-2];研究范围聚焦于产业集群和个别城市,从全国层面系统分析人才政策对居留意愿的影响较少^[3-5]。关于人才政策效果研究主要借助双重差分等方法^[6-7],从城市是否颁布政策角度来衡量政策效果,精确度不高,而人才政策内容复杂,缺少从政策文本角度衡量政策措施并以此为依据分析其对青年人才居留意愿产生的影响。即使有研究表明人才政策对青年人才城市居留意愿有正向作用,但群体间也存在差异化特征,青年人才对不同政策偏好的差异性未进行深入分析。因此,本文基于2018年全国流动人口监测调查数据,将70个大中城市人才政策与流动人口中的青年人才居留意愿相匹配,检验二者的关系、影响的异质性以及青年人才政策偏好差异,以期在城市制定及优化人才政策提供参考。

二、研究假设

(一)人才政策与青年人才居留意愿

在城市环境中,人才政策直接对城市教育、经济和产业发展产生影响^[8],从而影响人口流动。已有研究认为人才政策是政府公共政策体系的重要组成部分,良好的政策条件是人才流入与定居的动力之一,对人才集聚和落户产生影响^[7,9],主要从两方面影响青年人才居留意愿。

第一,政策出台层面,人才政策能够对城市外部人才和现有人才发挥一定作用。对于城市外部人才而言,人才政策是城市引才措施的直接体现,缺少人才政策将会减少对外部人才的吸引力,难以引进人才。信号理论表明,城市发布人才政策会通过媒体宣传和青年人才之间的信息传递来提升城市品牌形象,为集聚人力资源要素奠定基础^[6,10]。对城市现有人才而言,地方政府出台人才政策是政府对公众的政策回应,能够使其感受到政府对他们的关心与重视^[11],增强其满足感从而产生居留意愿。人才政策的出台使得城市现有青年人才有机会获得权利、资源和长期保障,增强其对未来生活与发展的信心,通过提高生活期望从而打消人才流出城市的意图^[12-13]。

第二,政策类型层面,不同类型人才政策为青年人才提供各方面的支持与保障。首先,人才奖励、岗位薪酬等奖励型政策可直接刺激青年人才流入^[14],为增强其居留意愿奠定基础。其次,住房、医疗、落户等保障型政策有效缓解青年人才的生存问题^[15],提升青年人才生活质量,增强青年人才满足感从而产生居留意愿。最后,创业资助有利于提升人才创业激情^[15],项目支持、技能提升等发展型政策使得青年人才接近政府资源并使用资源^[6],帮助青年人才实现自我价值,在满足其多层次需求的情况下提升居留可能性。

因此,本文认为人才政策越完善、引进力度越强、执行越到位、类型越多样,越能为青年人才创造良好的政策环境,从而产生更强的居留意愿。鉴于此,本文提出如下假设:

H1:人才政策能够对青年人才居留意愿产生正向促进作用。

(二)人才政策与不同收入水平的青年人才居留意愿

不同收入水平的青年人才情感需求、行为方式不同,对人才政策的反应也不同。目前普遍现象是低收入群体“为生存而努力”,高收入群体“为发展而奋斗”^[16],青年人才可能因为收入水平较低,城市体验感和未来发展信心不足,导致其目标期望单一,因此可能更关注奖励型人才政策。奖励型人才政策是人才引进工作中最具吸引力的敲门砖^[17],该类型政策特点在于多数为物质报酬且相当一部分为一次性下发,资助体系较完善,给予低收入群体的帮助更为直接。相比之下,高收入青年人才可能更偏好发展型人才政策,他们一方面拥有相对充足的资金,基本需求容易得到满足,更容易进入马斯洛需求的高层次^[18];另一方面拥有较强的人力资本,注重职业规划和职业前景^[16]。倾向于工作与创业等方面支持的青年人才,更渴望发展型政策以帮

助其实现自我价值,来激励其人力资本存量发挥更大效能^[6]。同时,人才政策类型中的保障型政策,从人才居住、子女入学等生活方面实施优惠,涉及范围较广,因此不论是低收入青年人才还是高收入青年人才,均会受其影响。鉴于此,本文提出如下假设:

H2:低收入青年人才更关注奖励型人才政策,高收入青年人才更关注发展型人才政策,保障型人才政策对两类人才均有促进作用。

三、研究设计

(一)模型设定

为研究人才政策对青年人才居留意愿的影响,构建以下回归方程:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)=\beta_0+\beta_1ZCDF_j+\beta_2X+\varepsilon \quad (1)$$

其中, p 表示青年人才选择居留的概率; $ZCDF_j$ 表示 j 城市人才政策得分; X 为一系列可能影响居留意愿的控制变量; β_0 为常数项, β_1 、 β_2 表示待估计参数, ε 为干扰项。

(二)数据来源

青年人才数据来源于2018年全国流动人口监测调查(CMDS 2018),该调查按随机原则在全国31个省(区、市)和新疆生产建设兵团流动人口较为集中的流入地抽取样本点进行抽样,调查对象为在本地居住1个月及以上、非本区(市、县)户口的15周岁及以上的流动人口,涵盖较详细的流动人口个体、家庭特征、居留意愿等信息,因此经常被学者用来进行此类研究^[19]。考虑到本文研究对象是流动人口中的高学历青年人口,因此筛选其中70个大中城市、年龄在45岁及以下、学历为大专及以上学历的流动人口,经数据整理后得到20361个样本。

人才政策来源于各城市政府网站、人社局和科技局等网站针对普通层次人才出台的政策,考虑到2018年前人才政策通常由大城市出台,因此选取我国大中城市为代表,而这70个城市又遍布全国不同地区,既有北上广深一线城市,也有常德等三四线城市,具有较强的代表性。同时,政策有效性会受时间影响,一项政策文件颁布后能对当年及以后年度发挥作用,参考以往学者的做法^[20],本文选取的人才政策时间跨度为2013—2017年,用70个大中城市五年的人才政策得分总和来衡量人才政策,并与CMDS 2018的青年人才数据匹配。

城市特征数据来源于《中国城市统计年鉴2018》,包括城市人口数量、行政区域面积。

(三)研究变量

1. 被解释变量:居留意愿

居留意愿用CMDS 2018问卷中“如果您打算留在本地,您预计自己将在本地留多久?”来衡量,参考李琴和谢治(2020)的分类^[19],将勾选定居的赋值为1,勾选其他选项赋值为0,以此构建居留与不居留的二分类变量,居留意愿的均值为0.49,说明以此标准划分的结果较平衡。

2. 解释变量:人才政策

人才政策用2013—2017年的人才政策得分总和来测量,参考潘星宇(2022)^[21]的方法,人才政策得分从政策外部属性、政策力度以及政策内部属性、政策措施来计算。考虑到因变量变化范围为0~1,为保证数量级一致,将人才政策得分除以100作为最终的城市人才政策指标。

(1)政策力度ZCLD:参考彭纪生等(2008)^[22]的方法,根据政策颁布单位级别进行1~5分赋值,发布政策的单位层级越高,政策力度也越高,见表1所列。

表1 人才政策打分标准

打分维度	打分标准	赋值	
政策力度	政策由工作小组、示范区等组织单独颁布	1	
	政策由市其他部门单独颁布	2	
	政策由市其他部门联合颁布(除人民政府及人民代表大会外)	3	
	政策由市委、市人民政府联合或单独颁布	4	
	政策由市人民代表大会颁布	5	
政策措施	技能提升	仅谈及技能提升,无详细说明	1
		开展技能提升培训,技能鉴定获得相应证书的获得培训补贴,具体数额未说明	2
		开展免费技能提升培训,有培训补贴,具体数额未说明	3
		开展多种形式免费技能提升培训,有培训补贴和鉴定费补贴,说明具体数额	4
		开展多种形式免费技能提升培训,有培训补贴、鉴定费补贴和其他奖励,说明具体数额,对批准建立的国家级、省级职业技能鉴定所和工作室给予相应补贴	5
	生活补贴
		仅提及生活补贴等相关字词,未详细表述	1
		明确提出给予生活补贴,未具体说明补助方式、力度和申请条件	2
		明确提出给予一种生活补贴方式,补贴力度一般,申请条件严格限制	3
		明确提出给予多种生活补贴方式,补贴力度较大,申请条件较宽松	4
		明确提出给予多种生活补贴方式,补贴力度很大,申请条件很宽松	5

(2)政策措施 ZCCS:参考孙雨洁(2018)等^[17,23-24]的方法,在其对人才政策工具划分为三大类十五小类的基础上,结合本研究收集到的 275 份政策的文本特征,在 Nvivo11 软件中进行政策编码,得到的节点与孙雨洁(2018)的研究基本一致,在其基础上增加“技能提升”和“生活补贴”两小类,根据表 1 打分标准予以不同分值,得出各城市人才政策原始分。运用层次分析法,邀请 5 位专家(1 位高校教授、1 位人社局工作人员、2 位人力资源管理专业教师、1 位市引进人才)对增加两小类后的指标体系进行打分,借助 yaahp10 软件计算权重系数,结果见表 2 所列,具体数据按照以下公式计算得出:

$$ZCCS_{ji} = \sum DF_k \times WC_k \quad (2)$$

$$ZCDF_{ji} = ZCCS_{ji} \times ZCLD_{ji} \quad (3)$$

$$JL-ZCDF_{ji} = \sum DF_k \times WP_n \quad (4)$$

$$FZ-ZCDF_{ji} = \sum DF_k \times WP_n \quad (5)$$

$$BZ-ZCDF_{ji} = \sum DF_k \times WP_n \quad (6)$$

$$ZCDF_j = \sum ZCDF_{ji} \quad (7)$$

其中, $ZCCS_{ji}$ 表示j地区第i条政策的政策措施得分, DF_k 表示第k个指标的主观得分, WC_k 表示整个指标体系中第k个指标的权重系数; $ZCDF_{ji}$ 表示j地区第i条政策的政策得分, $ZCLD_{ji}$ 表示j地区第i条政策的政策力度赋值; $JL-ZCDF_{ji}$ 、 $FZ-ZCDF_{ji}$ 、 $BZ-ZCDF_{ji}$ 分别表示j地区第i条政策的奖励型、发展型和保障型人才政策得分, WP_n 表示一种类型指标中第n个指标的权重系数; $ZCDF_j$ 表示j城市2013—2017年人才政策得分总和。

表2 人才政策指标体系

指标	一级指标	权重系数	二级指标	权重系数 WP_i	权重系数 WC_k
人才政策	奖励型政策	0.223	人才奖励	0.283	0.063
			岗位薪酬	0.633	0.141
			税收优惠	0.084	0.019
	发展型政策	0.516	职务聘用	0.119	0.061
			职称评定	0.273	0.141
			项目支持	0.233	0.120
			融资支持	0.206	0.107
			荣誉表彰	0.088	0.046
			技能提升	0.080	0.041
	保障型政策	0.261	人才居留	0.060	0.016
			人才落户	0.120	0.031
			社会保险	0.070	0.018
			医疗保健	0.100	0.026
子女入学			0.184	0.048	
配偶工作			0.156	0.041	
住房保障			0.231	0.060	
生活补贴	0.080	0.021			

3. 控制变量

控制变量包括个人及家庭特征、流动特征、经济特征和城市特征等4个层面^[25-27]。其中,个人及家庭特征包括:性别、年龄及其平方、教育年限、婚姻状况、户口性质、同住人数;流动特征包括:流动范围、流动时长、流动原因;经济特征包括:单位性质、月收入范围、住房支出;城市特征包括:人口数量、行政区域面积。

各变量定义和描述性统计见表3所列。

表3 变量定义及描述性统计(N=20361)

变量类型	变量	赋值	最小值	最大值	均值	标准差	
被解释变量	居留意愿	不居留=0,居留=1	0	1	0.490	0.500	
解释变量	人才政策	原始分×权重	0	0.597	0.183	0.123	
	奖励型政策	原始分×权重	0	0.327	0.041	0.038	
	发展型政策	原始分×权重	0	0.209	0.065	0.046	
	保障型政策	原始分×权重	0	0.182	0.041	0.032	
控制变量	个人及家庭特征	性别	女=0,男=1	0	1	0.462	0.499
		年龄	被调查者的实际年龄/岁	16	45	29.840	5.379
		年龄平方	被调查者的实际年龄平方	256	2025	919.100	335.500
		教育年限	大专=15,本科=16,研究生=19	15	19	15.530	0.826
		婚姻状况	未婚(包括未婚、离异和丧偶)=0,已婚(包括初婚、再婚和同居)=1	0	1	0.712	0.453
		户口性质	农业=0,非农业=1(包括非农业、农转居、非农转居、居民以及其他)	0	1	0.546	0.498
		同住人数	原值	1	10	2.695	1.174

表3 变量定义及描述性统计(N=20361)(续)

变量类型	变量	赋值	最小值	最大值	均值	标准差	变量类型
控制变量	流动特征	流动范围	省内流动(省内跨市、市内跨县)=0,跨省流动(跨省)=1	0	1	0.490	0.500
		流入时长	原值	0	41	4.343	4.575
		流动原因	经济型流动=1(务工、经商、学习培训),2=社会型流动	1	2	1.133	0.340
	经济特征	单位性质	非国有部门=0,国有部门(机关、事业单位、国有及国有控股企业)=1	0	1	0.166	0.372
		月收入范围	0~3000 =0, 3001~6000 =1, 6001~9000 =2, 9000以上=3	0	3	1.345	0.987
		住房支出	原值+1取对数	0	10.820	5.492	3.312
	城市特征	人口数量	年末常住人口数	59	3390	948.948	695.326
		行政区域面	原值	1701	82402	15177.150	17006.150

四、实证结果

(一)基准回归分析

基准回归结果见表4所列。在控制了四种控制变量后,人才政策对青年人才居留意愿的回归系数为0.470,在1%的水平上显著。从政策分类后的回归结果来看,奖励型、发展型和保障型人才政策在1%水平上显著,均能对青年人才居留意愿产生正向促进作用,H1得到验证。为了使结果有经济学意义,进一步计算平均边际效应,得出保障型政策的效果最明显,保障型政策每增加1个单位,青年人才居留意愿增加0.305个单位,大于奖励型政策效应的0.249和发展型政策效应的0.258。这一结果说明人才政策的完善是提升青年人才居留意愿的现实需要,而保障型政策又是青年人才的重要关注点。

就控制变量而言,个人及家庭特征方面,女性、教育年限长、已婚、非农业户口、同住人数越多的青年人才居留意愿更大,年龄对青年人才居留意愿的影响呈现倒“U”型。流动特征方面,流入时长越久、流动范围为省内流动、流动原因为社会型流动的青年人才居留意愿更强。经济特征方面,国有部门的青年人才更倾向于居留,这可能缘于其工作稳定性较强,且国有部门重视员工权益保护^[27],能增加青年人才的好感度,因而其居留意愿更强;青年人才的月收入与其居留意愿正相关;住房支出与居留意愿负相关,随着住房支出的压力增大,居留意愿也随之降低。城市特征方面,年末常住人口数系数为负,这可能与人口数量的增加造成资源压力有关;行政区域面积系数为正,说明面积越大城市发展潜力越大。

表4 基准回归分析(N=20361)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
人才政策	0.470*** (0.137)			
奖励型政策		1.204*** (0.416)		
发展型政策			1.249*** (0.357)	
保障型政策				1.477*** (0.541)

表4 基准回归分析(N=20361)(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
性别	-0.289*** (0.034)	-0.287*** (0.034)	-0.289*** (0.034)	-0.288*** (0.034)
年龄	0.278*** (0.030)	0.278*** (0.030)	0.278*** (0.030)	0.278*** (0.030)
年龄平方	-0.004*** (0.000)	-0.004*** (0.000)	-0.004*** (0.000)	-0.004*** (0.000)
教育年限	0.197*** (0.020)	0.198*** (0.020)	0.198*** (0.020)	0.198*** (0.020)
婚姻状况	0.976*** (0.050)	0.970*** (0.050)	0.976*** (0.050)	0.982*** (0.050)
户口性质	0.278*** (0.033)	0.274*** (0.033)	0.276*** (0.033)	0.273*** (0.033)
同住人数	0.116*** (0.018)	0.117*** (0.018)	0.117*** (0.018)	0.115*** (0.018)
流动范围	-0.517*** (0.036)	-0.523*** (0.036)	-0.522*** (0.036)	-0.528*** (0.036)
流入时长	0.079*** (0.004)	0.079*** (0.004)	0.079*** (0.004)	0.079*** (0.004)
流动原因	0.906*** (0.052)	0.908*** (0.051)	0.906*** (0.051)	0.910*** (0.051)
单位性质	0.298*** (0.043)	0.297*** (0.043)	0.297*** (0.043)	0.300*** (0.043)
月收入范围	0.144*** (0.019)	0.143*** (0.019)	0.146*** (0.019)	0.142*** (0.019)
ln住房支出	-0.031*** (0.005)	-0.031*** (0.005)	-0.031*** (0.005)	-0.031*** (0.005)
年末常住人口数	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
行政区域面积	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
常数项	-9.660*** (0.536)	-9.639*** (0.535)	-9.646*** (0.535)	-9.656*** (0.536)
伪R ²	0.134	0.134	0.134	0.134

注: *、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性程度,括号内是标准误,下同。

(二)政策偏好分析

本文参照国家统计局的划分方法^[28],将青年人才个人月收入处于最高20%的划分为高收入水平,其余归为低收入水平。政策偏好分析见表5所列,总体来看,人才政策对高收入青年人才居留意愿的促进作用为0.270,高于低收入群体。对低收入青年人才而言,奖励型和发展型政策可以促进其居留意愿,其中奖励型人才政策平均边际效应大于发展型政策,而保障型政策不显著。一定程度上学历和收入成正比,而有些城市规定专科以上的人才可享受奖励型政策优惠,相对于发展型和保障型政策条件限制较高而言,奖励型政策限制条件较低,增加了政策受益对象,使得低收入群体增加对奖励型政策的偏好。虽然保障型政策涉及范围广,但门槛设置也相对较高,低收入青年人才享受优惠有限,对保障型政策不敏感。对于高收入青年人才而言,保障型和发展型政策均能产生促进作用,其中保障型人才政策效应更大,发展型政策次之,这一结论

与王春超和叶蓓(2021)认为的高技能人才更看重非货币性收益的结论相似^[29],可能是因为保障型人才政策中包含子女入学、社会保险、住房保障等与生活紧密贴切,而这些多依赖于政府政策制定,例如社会保险涉及国家社会保险标准、住房保障,以及当地整体土地规划和资金投入,人才深受其影响但又对其直接可控性较低,从而对此类政策关注更多。此外,从三种类型政策来看,不论是低收入青年人才还是高收入青年人才,发展型政策对两类群体均有显著的正向影响,这表明发展型政策对青年人才长期居留意愿具有重要作用。因此,H2未得到验证。

表5 政策偏好分析

变量	(1)				(2)			
	低收入水平				高收入水平			
人才政策	0.063** (0.030)	-	-	-	0.270*** (0.075)	-	-	-
奖励型政策	-	0.277*** (0.094)	-	-	-	0.193 (0.214)	-	-
发展型政策	-	-	0.177** (0.079)	-	-	-	0.742*** (0.202)	-
保障型政策	-	-	-	0.116 (0.125)	-	-	-	0.921*** (0.250)
控制变量	是				是			
样本量	15573				4788			

注:本表汇报的是平均边际效应,下同。

(三)稳健性检验

1. 重新定义被解释变量

将CMDS 2018问卷中对于“如果您打算留在本地,您预计自己将在本地留多久?”的回答重新分类,参考包凤璐(2022)对居留意愿的分类^[26],勾选“0~4年”“5~9年”和“没想好”选项的,将其视为没有居留意愿,勾选“10年及以上”和“定居”选项的,将其视为有居留意愿,以此构建新的二分类变量作为被解释变量。结果如表6中(1)列所示,重新定义被解释变量后,人才政策对青年人才居留意愿的影响在1%的水平下显著为正,证明了本文研究结论的稳健性。

2. 替换解释变量

参考周淦澜(2020)对人才安居政策的测量^[30],将2013—2017年人才政策得分替换成2013—2017年该城市出台的人才政策数量,如表6中(2)列所示在1%水平上显著,再次证明本文研究结论的稳健性。

3. 更换模型

将logit模型更换成probit模型后的检验结果如表6中(3)列所示,人才政策对青年人才居留意愿的影响在1%的水平下显著为正,进一步验证本文结果的稳健性。

表6 稳健性检验(N=20361)

变量	(1)	(2)	(3)
	重新定义被解释变量	替换解释变量:政策数量	更换模型:probit
人才政策	0.077*** (0.028)	-	0.095*** (0.028)
政策数量	-	0.009*** (0.001)	-
控制变量	是	是	是

(四)异质性分析

政策的制定与当地情况、政策服务对象有关,政策服务对象的个体特征也会影响政策内容。因此本文从青年人才、政策颁布城市以及政策本身出发,围绕青年人才年龄、所处产业、城市线级以及政策服务对象进行异质性分析(见表7)。

表7 异质性分析

变量	年龄段分组			行业分组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	16~25岁	26~35岁	36~45岁	第一产业	第二产业	第三产业
人才政策	0.056 (0.050)	0.102*** (0.037)	0.139* (0.073)	0.029 (0.075)	-0.018 (0.069)	0.150*** (0.034)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	4477	12711	3173	2310	3823	14228
变量	城市线级分组		政策服务对象分组			
	(7)	(8)	(9)	(10)		
	一线城市、新一线城市	其他城市	政策服务对象多样化	政策服务对象单一化		
人才政策	0.175*** (0.042)	0.087** (0.039)	0.191*** (0.039)	0.066 (0.047)		
控制变量	是	是	是	是		
样本量	11496	8865	12680	7681		

1. 区分青年人才年龄

不同年龄段的青年人才对人才政策反应不同,表7中(1)~(3)列显示,人才政策对26~35岁青年人才居留意愿的影响在1%水平上显著,平均边际效应为0.102,对36~45岁青年人才居留意愿在10%水平上显著,平均边际效应为0.139,16~25岁年龄段不显著。相关数据表明,国内本科生、研究生毕业后进入职场的平均年龄为23~26岁^[31],这个年龄段很多人处于自身职业探索阶段,更愿意到不同城市感受,稳定性较差,成为人才政策作用对象的可能性较小。而剩下两个年龄段的青年人才既愿意自我挑战,也经历了前期的探索,出于时间沉淀而具有较丰富的经验,符合人才政策设置的条件,因此目前我国多数城市在制定人才政策时更倾向于这两个年龄段的人才,对其居留意愿影响明显。

2. 区分青年人才所处产业

人才政策的出台体现城市对行业、职业的需求,新发展格局对产业结构调整提出要求,人才资源的产业分布不断优化,而人才政策对不同行业青年人才产生何种影响有待探讨。参考包凤潞(2022)的做法^[26],将CMDS 2018问卷中的农林牧渔归为第一产业,采矿、制造、电煤水热生产供应、建筑归为第二产业,第三产业包括金融、科教文卫体、公共管理等剩余选项,回归结果如表7中(4)~(6)列所示。第一二产业不显著,第三产业平均边际效应为0.150,在1%水平上显著,其原因可能是相对于第一二产业的生产生活等基础岗位,科教文卫体、企事业单位等包含在第三产业中,工作人员上岗要求较高,且当前大量学历较高者进入并沉积在这些部门^[31],人才政策也更多针对此类单位,第一二产业的青年人才政策感知度较低,从而人才政策对其作用不明显。

3. 区分城市线级

人才政策作为公共政策体系之一,其内容与城市定位、城市线级等情况相关,根据《中国城市商业魅力指数2017》,将城市分为一线城市、新一线城市,以及其他城市两个类别,结果如表7中(7)~(8)列所示。两

类城市的人才政策正向促进青年人才居留意愿,一线城市、新一线城市政策效应更大,平均边际效应为0.175,可能的原因是一线城市和新一线城市走在政策响应前列,政策力度也较强,而其他城市可能政策响应的及时性不够,也可能是在一线城市、新一线城市人才政策出台后的“效仿”,存在同质化程度较高、执行偏差等问题,从而影响青年人才的城市体验感。

4. 区分政策服务对象

各城市在出台人才政策时,往往会针对不同对象颁布政策,如武汉有“城市合伙人”“创新创业人才”,南昌有“企业经营管理人才”,济南有“教育系统人才”“泉城双创人才”等多元对象。基于社会交换理论,政府通过实施人才政策为政策服务对象提供支持和保障,与政策服务对象之间形成一定的交换关系,政策服务对象感知自己是否属于政策受益范围,是否获得资源与利益^[32],从而产生满意与不满意的感知,进而决定是否居留。因此,本文将政策分为政策服务对象多样化和政策服务对象单一化两组进行分析,结果如表7中(9)~(10)列所示,多样化组别平均边际效应为0.191,单一化组别不显著,政策服务对象多样化的城市广纳各类人才,相比于单一化城市对青年人才的吸引更大。

五、结论与对策

本文基于CMDS 2018数据,实证分析我国70个大中城市人才政策对青年人才居留意愿的影响以及影响的异质性,得出以下结论:第一,人才政策对青年人才居留意愿具有显著正向影响,其中保障型政策的促进作用最明显。第二,人才政策对高收入青年人才群体作用更明显;收入水平较低的青年人才偏好奖励型政策,收入水平较高的青年人才偏好保障型政策;发展型政策对两类群体均发挥显著的正向作用。第三,人才政策对青年人才居留意愿的影响存在着明显的年龄、产业、城市线级和政策服务对象差异。人才政策对26~35岁、36~45岁以及行业为第三产业的青年人才居留意愿影响显著;一线城市、新一线城市的人才政策对青年人才居留意愿影响更大;政策服务对象多样化的城市人才政策显著影响青年人才居留意愿。

基于以上结论,本文提出以下政策建议:第一,优化人才政策环境。良好的政策环境能增进人才对政策的感知,从而促进人才居留,因此政府应致力于营造优良的政策环境,实施人才工程、完善现有政策,努力打造让人才大有可为的沃土。应注重利用发展型政策来提升青年人才的居留意愿,奖励型和保障型政策能够给青年人才带来即时满足,但长期来看,给予青年人才实现自我需求的条件更能提升其居留意愿。因此在满足人才生活基础上,从职称评定、项目申报等方面丰富发展型人才政策,以此增强政策的全面性和系统性。第二,对准目标因人施策。个体特征不同的青年人才拥有不同的情感需求和行为方式,对政策反应有所不同,因此政府需因人施策。从收入水平来看,对低收入青年人才加大资金补助,通过提高岗位薪酬和人才奖励等方式给予其直接激励;为高收入青年人才解决子女上学、住房等问题,增加城市教育资源、保障外来人才的子女教育公平。从年龄来看,政府应重点关注26~45岁青年人才,抓住其经验较丰富、敢于挑战的特点,制定对其吸引力较大的政策,如提高岗位薪酬、给予创业支持、适当放宽落户条件等,以多元化方式满足不同青年人才的需求,从而实现人才居留。第三,找准定位因城施策。各城市历史、区域、规模的不同决定了城市政策和政府执政的差异化,因此政府需找准定位因城施策。发挥产业和岗位优势,如长三角和珠三角地区可以依托产业优势、中西部地区搭建发展平台,打造富有地区特色、识别性强的人才政策。同时,根据城市实际所需,针对应届毕业生、高层次人才、创新创业人才、专业技能人才等各类型人才实施政策优惠,进行青年人才储备,形成多元化青年人才结构,向社会和人才传递城市广纳人才的胸怀,以促进外来青年人才流入、增强现有青年人才居留意愿。

参考文献:

- [1] WENG Q X. HR Environment and Regional attraction: An Empirical Study of Industrial Clusters in China[J]. Australian Journal of Management, 2010(3): 245-263.
- [2] 汪群, 梁秋璐, 张勤. 东道国人才生态环境对人才根植意愿的影响——人才成长预期的中介效应[J]. 科技管理研究, 2021(21): 119-128.
- [3] 姚连营. 青年人才城市根植意愿的影响因素及提升策略: 杭州实证[J]. 浙江树人大学学报(人文社会科学), 2021(3): 46-55.
- [4] 胡蓓, 翁清雄. 产业集群特征对集群内人才根植意愿的影响——基于我国四个产业集群的一项实证研究[J]. 工业工程与管理, 2008(5): 113-119+123.
- [5] 庄建辉, 陈建俞. 科技人才生态环境现状及其对人才居留意愿的影响——以上海市为例[J]. 科技导报, 2020(10): 103-112.
- [6] 乐菡, 黄明, 李元旭. 地区“人才新政”能否提升创新绩效? ——基于出台新政城市的准自然实验[J]. 经济管理, 2021(12): 132-149.
- [7] 陈淑云, 李琪. 人才政策对流动人口落户决策的影响——基于全国199个地级市的证据[J]. 江汉论坛, 2022(5): 32-42.
- [8] 魏妍妍. 城市(地区)环境对人才流动的影响分析[J]. 中国劳动, 2013(2): 10-12.
- [9] 马海涛, 张芳芳. 人才跨国流动的动力与影响研究评述[J]. 经济地理, 2019(2): 40-47.
- [10] 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): 70-85.
- [11] 陈济冬, 徐慧. 地方政府政策回应能否提高流动人口定居意愿? [J]. 公共行政评论, 2020, 13(5): 181-203+210.
- [12] 胡磊, 肖玉然. 北京市积分落户政策对高学历人才生活预期的影响——基于扎根理论的探索[J]. 西北人口, 2022, 43(2): 102-113.
- [13] MAY P J. Expectations and Urban Revitalization[J]. Social Science Quarterly, 1982(2): 225-235.
- [14] 陈新明, 萧鸣政, 张睿超. 城市“抢人大战”的政策特征、效力测度及优化建议[J]. 中国人力资源开发, 2020(5): 59-69.
- [15] 曹威麟, 王艺洁, 刘志迎. 人才环境与人才成长预期对集聚意愿的影响研究[J]. 中国人力资源开发, 2016(19): 64-70.
- [16] 姚连营. 青年人才城市根植意愿影响因素[J]. 当代青年研究, 2019(5): 46-54.
- [17] 孙锐, 孙雨洁. 青年科技人才引进政策评价体系构建及政策内容评估[J]. 中国科技论坛, 2020(11): 120-128+146.
- [18] 童玉芬, 单士甫. 高学历人口迁居决策: 精神方面收益比较[J]. 北京行政学院学报, 2019(5): 86-94.
- [19] 李琴, 谢治. 青年流动人口空间分布及居留意愿影响因素——基于2017年全国流动人口动态监测数据[J]. 经济地理, 2020(9): 27-35.
- [20] 贾琦. 基于政策文本量化的农村金融政策对农户收入的影响研究[D]. 贵州: 贵州财经大学, 2022.
- [21] 潘星宇. 科技人才政策对产业升级的影响——以广东省为例[J]. 科技创新发展战略研究, 2022(3): 47-53.
- [22] 彭纪生, 仲为国, 孙文祥. 政策测量、政策协同演变与经济绩效: 基于创新政策的实证研究[J]. 管理世界, 2008(9): 25-36.
- [23] 李国锋, 孙雨洁. 文献量化视角下人才引进政策评估[J]. 科技管理研究, 2020(4): 61-72.
- [24] 孙雨洁. 基于内容分析法的人才引进政策评估研究[D]. 济南: 山东财经大学, 2018.
- [25] 贾鹏, 庄晋财, 李娟. 农村公共品供给促进农民工返乡创业了吗? ——基于CLDS数据的实证研究[J]. 云南财经大学学报, 2021(6): 12-25.
- [26] 包凤漪. 新生代高学历流动人口的就业稳定性及其对长期居留意愿的影响研究[D]. 上海: 华东师范大学, 2022.
- [27] 聂伟. 就业质量、获得感对农民工入户意愿的影响[J]. 农业技术经济, 2020(7): 131-142.
- [28] 国家统计局统计咨询[EB/OL]. (2019-11-18)[2022-9-18]. http://www.stats.gov.cn/tjfw/tjzx/zxgk/201912/t20191201_1712888.html.
- [29] 王春超, 叶蓓. 城市如何吸引高技能人才? ——基于教育制度改革的视角[J]. 经济研究, 2021(6): 191-208.
- [30] 周淦澜. 人才安居政策对产业结构升级的影响[D]. 深圳: 深圳大学, 2020.
- [31] 青海普法. 灵活用工怎么保障? 如何破解“35岁现象”? 代表委员共话“第一民生”[EB/OL]. (2022-03-12)[2022-9-18]. <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1727023795443309323&wfr=spider&for=pc>.
- [32] 刘轩. 科技人才政策与创新绩效关系的实证研究——一个被中介的调节模型[J]. 技术经济, 2018(11): 65-71.

(责任编辑: 卢 君)