

人力资源服务产业园与地区高质量发展： 基于 2003 年至 2020 年地级市的面板数据

应验¹ 杨浩东²

(¹ 中国科学技术大学马克思主义学院, 安徽 合肥 230026)

(² 中国科学技术大学人文与社会科学学院, 安徽 合肥 230026)

摘 要 人力资源产业园是人力资源服务业创新集聚发展的重要载体和平台, 蕴含着新质生产力, 对促进地区高质量发展具有重要作用。基于政策文本与学术文献构建了包括行业规模、服务能力、数字化水平三维度的产业园高质量发展评价指标体系, 通过选取 2003 至 2020 年中国地级市面板数据, 采用空间双重差分模型和门槛回归模型研究发现: 产业园建设显著提升了城市第三产业就业人数的规模与占比, 但其对地方第三产业产值的贡献有待进一步提升; 产业园显著带动了城市科技人才规模与占比的提升, 但对整体就业保障的辐射作用有待进一步增强; 城市数字水平的提升有助于强化产业园建设存在的行业规模效应和服务能力效应, 促进地区产业结构升级和人才高地打造。据此提出优化统筹规划与政策扶持、增强人才集聚与服务保障、深化管理创新与科技赋能等三方面政策建议。

关键词 人力资源服务业; 人力资源服务产业园; 高质量发展; 新质生产力

1 引言

党的二十大报告将“高质量发展”作为中国式现代化建设的首要任务。人力资源服务业作为现代服务业的重要门类, 其高质量发展既是行业自身发展的目标与要求, 也是拉动与支持地区发展的动力与保障(蔡红等, 2022)。2021 年国家人社部等五部委印发的《关于推进新时代人力资源服务业高质量发展的意见》(后文简称《意见》)就指出, 人力资源服务业对促进社会化就业、发挥人力资源优势、

服务经济社会发展等方面具有重要意义。因此, 如何科学评估人力资源服务业高质量发展水平, 从而有针对性地提出行业高质量发展的对策建议, 以人力资源服务新质生产力支撑和推进地区高质量发展, 就成为一个重要的现实与理论问题。为回应上述研究问题, 本文拟选取人力资源服务业中的“国家级人力资源服务产业园”(后文简称产业园)为研究对象, 通过科学方法构建产业园高质量发展评估指标体系, 并基于 2003 年至 2020 年地级市的面板数据, 实证检验产业园高质量发展情况, 从政策体系、组织架构与发展模式等方面提出发展建议。

现有研究从不同视角分析人力资源服务业高质量发展问题。发展历程上, 田永坡(2019)系统回

收稿日期: 2023-12-03

基金项目: 国家社科基金重点项目(23AZD040)

通讯作者: 杨浩东, 邮箱: yhd0718@mail.ustc.edu.cn

顾了近40年来人力资源服务业的发展历程,从行业发展特点、环境、存在的问题和战略选择等方面进行论述。发展趋势上,来有为(2017)和王书柏(2021)分别基于“新时代”和“后疫情”两个时间节点,对人力资源服务业发展转型的背景、趋势、特点等进行分析。发展特征上,郭庆和王涛(2021)、董良坤(2021)聚焦近年来人力资源服务业发展出现的平台化、规范化等特点进行研究。发展评价上,田永坡(2016)构建了人力资源服务业发展环境评价体系。李燕萍和李乐(2022)构建了人力资源服务业的发展质量评价体系。然而,相关研究虽对行业高质量发展进行了学理探析,但整体上仍主要是一种现状整理、趋势分析、特征描述性的宏观研究,对于行业高水平提升与地区高质量发展的关系缺乏实证分析,尤其是对于近年来新出现的人力资源服务业与2021年中央人才工作会议提出的“人才中心与创新高地”、后疫情时代凸显的“数字化转型”等概念关系缺乏有效的数据支持。

本研究基于现有文献发现,回应相关研究不足,选取了2003至2020年中国地级市组成的面板数据,采用空间双重差分模型和门槛回归模型,检验了人力资源服务产业对地区就业、产业发展的促进作用,对人才高地建设的支持作用,以及地区数字化对行业发展的引领作用。本研究的主要学术价值与创新在于:(1)基于人力资源服务业高质量发展评价体系,置于因果推断框架下,提供国家级人力资源服务产业园建设影响地方社会经济经验证据。(2)在测算城市数字化水平的基础上,检验了其在人力资源服务产业园行业规模效应和服务能力效应变化中起到的门槛作用,揭示了人力资源服务业数字化进程的重要意义。(3)回应了2022年国家人社部印发的《人力资源服务业创新发展行动计划(2023—2025年)》(后文简称《计划》)提出的“定期评估总结人力资源服务产业园发展状况”,基于实证评估为产业园政策制定提供参考。

2 产业园高质量发展评估的研究设计

2.1 研究对象与指标选取

国家级人力资源服务产业园具有集聚产业、拓展服务、孵化企业、培育市场等功能,是人力资源服务业创新集聚发展的重要载体和平台,它符合新质生产力的核心内涵,体现新质生产力的主要特征,蕴含新质生产力的澎湃动力,有效支撑、服务、促进着地区高质量发展。2010年人社部与上海市共建了首个国家级产业园,至2023年11月已增长至26家,共集聚优质人力资源服务机构4438家,年营业收入4673亿元、纳税131亿元,基本形成了布局合理、功能丰富的国家级产业园体系,成为服务地区就业和高质量发展的重要支撑。正是由于产业园所具有的重要功能与作用,《意见》和《计划》均强调了健全高水平人力资源服务产业园体系、完善产业园功能布局的重要意义,《计划》还特别提出要“定期评估总结人力资源服务产业园发展状况”。

在产业园高质量发展评估指标体系的构建上,本文充分参考并吸收了现有观点。《意见》制定了“高质量”行业发展的四大目标,即行业规模、服务能力、发展水平和市场环境,这为行业高质量发展提供了一个理论框架。田永坡等(2020)探索构建了人力资源服务产业园发展质量评价指标,包括园区基础设施、服务和管理水平和发展效益三大维度,并通过专家打分法确定了指标权重。李燕萍和李乐(2022)结合“高质量发展”要求,实证构建了行业高质量发展的评估框架,包括规模增长、结构优化、创新驱动、协调发展和对外开放等维度。中国劳动和社会保障科学研究院莫荣团队也持续发布报告,对全国产业园总体情况与各产业园具体情况进行了评估。参考上述政策文件和研究成果所提供的评估维度和指标条目,本文基于框架合理性、指标代表性和数据可得性等原则,构建了产业园高质量发展三维度评估指标体系(图1):基于服务业集群、集聚与溢出效应

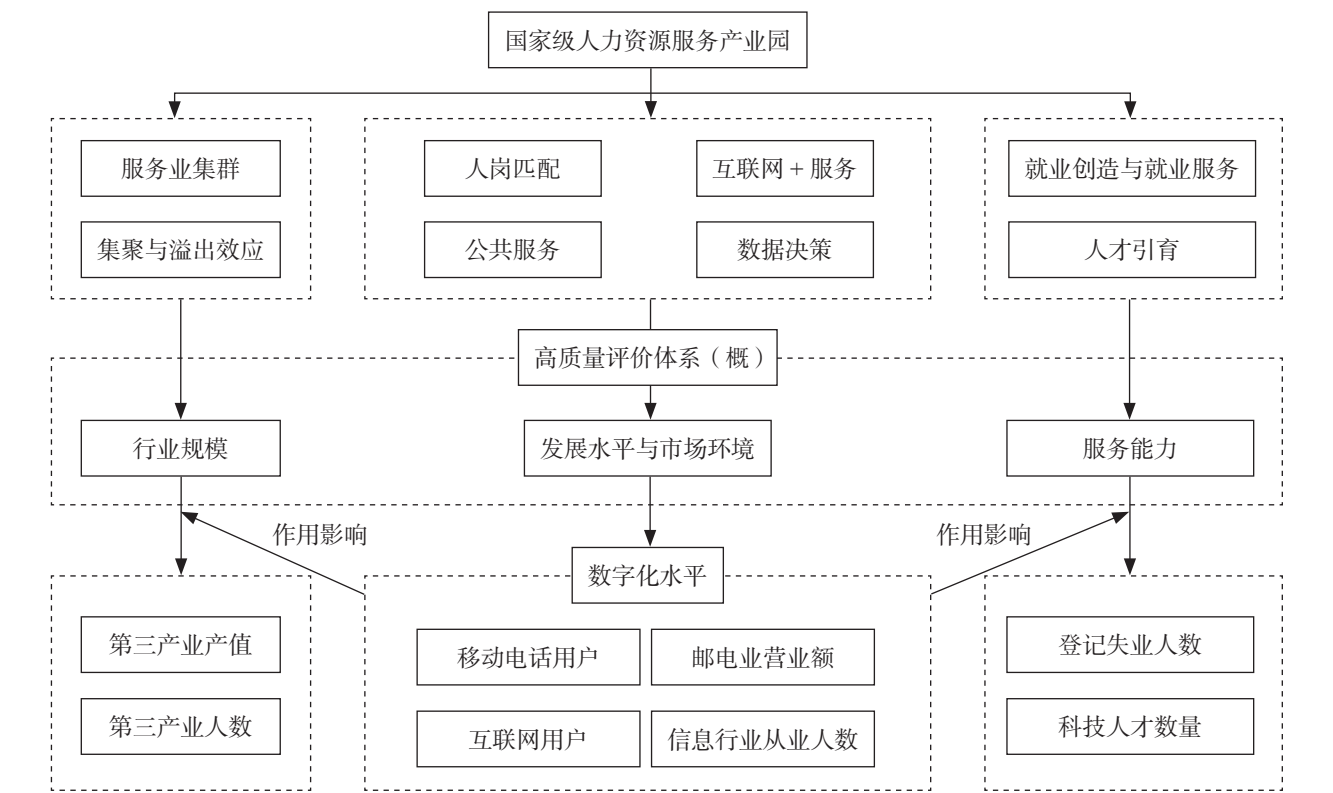


图 1 评估模型变量组成及其关系

的“行业规模”维度；基于就业价值与人才引育的“服务能力”维度；（3）基于发展水平与市场环境的“数字化水平”维度。

2.2 指标聚焦与关联映射

产业园高质量发展评估三维度中的“行业规模”指标维度将通过第三产业产值与从业人数衡量；“服务能力”指标维度将通过登记失业人数、科技人才数量衡量；“数字化水平”指标维度将通过移动电话用户数、互联网用户、邮政和电信业务额、信息行业从业人数衡量。各指标维度的数据来源和计算方法具体如下。

2.2.1 行业规模

产业园以人力资源服务为核心，涵盖就业服务、人才培养、管理咨询等领域，旨在提供一站式的人力资源解决方案。产业园汇聚了人力资源相关的产业

资源，形成以人力资源服务为重点产业集群，通过集聚与溢出效应进一步辐射区域，带动城市现代服务业的发展。产值上看，截至 2023 年 11 月，全国 26 家国家级产业园共集聚优质人力资源服务机构 4438 家，年营业收入 4673 亿元、纳税 131 亿元。本文将从城市第三产业产值和从业人数两大方面，衡量产业园的行业规模效应。其中，产值通过第三产业占 GDP 比重进行表征；从业人数分别从规模和占比（第三产业从业人数占城市年末总人口数比重）两个方面进行表征。使用城市数据作为产业园数据的替代变量，其原因是如果直接用产业园而非城市产业和从业人员数据做自变量，则不能采用双重差分法（因果性），而只能作回归分析（相关性）。为尽可能给出偏向因果性的结果，自变量选择的是由时间和城市虚拟变量交互组成的处理效应变量。

2.2.2 服务能力

本文通过城市就业与科技人才发展两大方面考察产业园的服务能力效应。对前者来说,一方面,产业园内的各类服务机构创造了大量的就业岗位,包括人才咨询师、人力资源经理、培训师等职位。通过促进人力资源服务产业的发展,产业园为就业创造了良好的环境和机会。另一方面,园区还可以为各类群体的就业提供服务支撑。如人社部等部门每年联合开展“国聘行动”,依托于产业园,实现用人单位与高校毕业生的精准对接。又如扶贫专项招聘会的开展,为贫困地区提供了大量的就业机会。2022年,人力资源服务业为3.1亿人次劳动者提供就业服务(沈童睿,2023)。本研究通过登记失业人数及其占总人口的比重衡量地区就业情况,考察产业园对城市就业产生的影响。

就后者而言,自2021年中央人才工作会议提出人才中心和创新高地概念后,如何更好引聚人才,尤其是科技人才推动地区科技创新已成为地区高质量发展的重点。园区优先支持和鼓励人力资源服务企业中的优秀人才参与各类人才培养计划的评审和选拔。这些优秀人才的涌现不仅对园区的从业人员队伍建设具有引领和带动作用,还为产业发展提供了人才支撑。并且,园区可以与国内外高校、研发机构开展合作,组织高级研修、从业人员服务能力培训项目,为科技人才的成长与培育提供专业化、定制化的服务。总的来说,通过人才招聘、培训、咨询,产业园建设可以为各类科技创新组织提供专业的人力资源服务,而这将促进区域科技人才的进一步集聚。本研究通过城市科学研究和技术服务从业人数及其占总人口的比重衡量科技人才,考察产业园对科技人才发展产生的影响。

2.2.3 数字化水平

本文选择聚焦于发展水平与市场环境维度中的数字化水平,它既是高质量人力资源服务业评价体系中发展水平的题中之义。《意见》中将数字化同专业

化、标准化、规范化、国际化等列为发展水平提升的重要体现。并且,在“重点任务”一节中提出了实施“互联网+人力资源服务”行动,创新应用大数据、人工智能、区块链等新兴信息技术的目标要求。同时,数字化建设也是市场监管水平、营商环境水平提升的重要手段。例如,《意见》明确指出,建设高标准人力资源市场体系,既需规范发展网络招聘、在线培训等人力资源服务,又要建立健全人力资源数据安全管理制度,探索实行人力资源数据分类管理和风险评估,防止数据泄露和滥用。此外,通过健全人力资源服务机构信用评价标准,加强人力资源市场监测预测和风险预警,也离不开数字技术的嵌入。

除上述政策内涵外,数字化对人力资源服务业发展和市场建设的作用,还表现在:其一,岗位与求职人才的精准匹配。通过采用新型数字技术,人力资源服务产业园能够建立招聘岗位和求职人才数据库,实现岗位人才的双向智能推送,避免招聘过程中的信息过载和不匹配问题。其二,“互联网+”服务模式。开展线上招聘活动、云端见面等服务,人力资源服务产业园发展可以摆脱时空限制,节省成本,提高服务效率。其三,提升人力资源公共服务水平。通过整合办事大厅、优化经办流程、减少证明材料等建设措施,提高了人力资源公共服务的便利性和效率。其四,数据分析与决策参考。采用大数据、云计算、区块链、人工智能等新型数字技术,可以使得数据处理更加及时、准确,有助于优化人力资源配置和决策过程。本文参照Wang等(2022a)的研究,选取城市移动电话、互联网用户、邮政和电信业务额、信息传输、计算机服务和软件业从业人数等二级指标,采用熵值法构建城市数字化指数表征城市数字化水平。

2.3 模型选择与数据处理

2.3.1 估计模型

本文将2010年国家设立产业园视为一项准自然实验,以建有产业园的城市视为处理组,其他城市作为对照组,采用双重差分模型(Differences-in-

Differences, DID), 置于因果推断框架下, 对产业园的建设效果进行评估分析。由于各产业园建设时间存在差异, 研究首先构建时变 DID 模型:

$$Y_{it} = v_i + \mu_t + \beta_1 NURSRP_{it} + \gamma Z'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i, t 分别表示具体城市和年份。 Y_{it} 为 i 城市 t 年的一系列考察指标 (包括 2.1 节中的行业规模与服务能力)。 Z'_{it} 为可能对考察指标产生影响的其它控制变量。考虑到园区建设即可以作用于当地发展, 也存在影响邻近地区的可能。因此, 本文采用空间 DID (Spatial DID), 以放松经典 DID 中个体相互独立的假设。参照 Elhorst (2014) 的研究流程, 分别对模型进行 LM 检验和 Wald 检验, 以验证空间计量模型的有效性和适应性。根据相应结果, 最终确定基准回归采用空间杜宾模型 (Spatial Dubin Model, SDM; 除此之外, 本文还通过 Hausman 和 LR 检验判断了采用双向固定效应使用的合理性), 具体如下:

$$Y_{it} = v_i + \mu_t + \rho WY_{it} + \beta_1 NURSRP_{it} + \beta_2 WNURSRP_{it} + \gamma Z'_{it} + \beta_3 WZ'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上式中, 空间自回归系数以 ρ 表示, β_2, β_3 表示其他城市产业园建设、控制变量因素对本地区发展产生的影响。 W 为采用的城市间反距离矩阵, 通过经纬度数据计算两城市间球面距离而得。

基于前文理论分析, 产业园的行业规模效应、服务能力效应可能因城市数字化水平 (发展水平与市场环境) 不同而存在差异。基于 Hansen (1999) 的建模基础, 本文进一步采用门槛回归模型对这一影响机理进行检验, 该模型常用来探索变量间关系存在的结构性突变 (非线性影响)。具体而言, 模型设定如下:

$$Y_{it} = v_i + \mu_t + \beta_4 NURSRP_{it} * I(\text{Digital} \leq \gamma_1) + \beta_5 NURSRP_{it} * I(\text{Digital} > \gamma_1) + \gamma Z'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

上述模型中, γ_1 为门槛模型所估计的突变阈值 (临界值), 门槛变量超过或低于该临界值时解释变量与被解释变量间的不同关系, 通过 β_4 和 β_5 的差异所体现。

2.3.2 数据来源及说明

本文使用中国 2003 年至 2020 年地级市组成的面板数据, 除选择样本期内建设产业园的城市作为处理组外, 为缩小处理组与对照组间的差异, 以 70 个大中城市作为对照组。鉴于本文被解释变量 (第三产业产值、人数、科技人才、失业人数) 的指标特征, 选取一系列社会经济发展相关指标作为本文的控制变量 Z'_{it} 。具体包括: ①经济发展 (万元)。以人均 GDP 表征城市的经济发展水平。②产业结构。通过第二产业占 GDP 比重表征产业结构。③综合增长率。以三率之和进行表征 (自然增长率与技术进步率、资本折旧率), 参照 Yang 等 (2021) 的研究, 设定技术进步率同资本折旧率之和等于 5%。④科技投入。选用政府财政科技支出占 GDP 比重作为科技投入的代理变量。⑤金融水平 (万元)。以金融机构存贷款数量之和表征城市金融发展。⑥人力资本。以每万人大学生数量表征人力资本水平。⑦开放与通勤 (万人)。以交通客运总量 (公路、水路和航班) 表征对开放与通勤。⑧人口 (万人), 以城市年末总人口进行表征。需要指出的是, 研究对经济发展、金融水平、人力资本、开放与通勤、人口等变量进行对数化处理, 数据来源为中国各年份城市统计年鉴。变量的描述性统计如下表 1 所示。

3 产业园高质量发展评估的实证结果

3.1 基准检验

对产业园行业规模效应的检验, 其基准回归结果如表 2 所示。列 (1)、(2) 中, 以第三产业人数规模作为被解释变量。可以发现, 无论是否加入控制变量, 处理效应及其空间滞后项的估计系数均在 1% 水平显

表 1 变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
第三产业人数（规模）	1278	60.054	86.509	4.180	681.078
第三产业人数（占比）	1278	0.096	0.091	0.021	0.659
科技人才（规模）	1278	3.341	7.147	0.050	74.757
科技人才（占比）	1278	0.005	0.006	0.000	0.053
失业人数（规模）	1278	487.148	481.504	0.000	3161.380
失业人数（占比）	1278	81.552	55.889	0.000	754.423
解释变量					
处理效应	1278	0.085	0.279	0.000	1.000
控制变量					
综合增长率	1278	10.660	4.853	-11.640	36.730
产业结构	1278	45.232	9.271	15.050	66.600
科技投入	1278	0.003	0.003	0.000	0.025
金融水平	1278	17.946	1.346	14.100	21.687
人力资本	1278	5.534	0.958	1.722	7.179
开放与通勤	1278	9.188	0.927	6.518	12.215
经济发展	1278	9.861	0.964	7.262	12.788
人口	1278	6.247	0.623	3.920	8.138
门槛变量					
数字化	1278	0.034	0.064	0.000	0.778

著为正（70.255/63.740）。形成对照，列（3）、（4）为以第三产业人数占比作为被解释变量的回归结果，处理效应及其空间滞后项的估计系数依然在 1% 水平下显著为正（0.028/0.025）。上述结果表明，产业园显著带动了城市第三产业从业人数的增加，并提升了劳动力结构中第三产业就业人员的占比。列（5）、（6）为以第三产业产值占比作为被解释变量的回归结果，虽然列（5）中处理效应及其空间滞后项的估计系数均在 5% 水平下显著为正，但当列（6）中加入控制变量后，当地产业园建设的处理效应则没有得到统计上的支持。这一结果表明，产业园建设对地方第三产业产值的贡献有待进一步提升。需要指出的是，其一：表 2 中的结果均采用了 SDM 模型。部分回归中的 LM 检验结果支持采用其他空间计量模型（如列 6），本文采用所支持的模型再次进行了回归，结果与表中相一致。其二：列（1）、（3）中的 LM 检验同样不支持采用 SDM 模型，鉴于其为未加入控制变量的回归结果，处理效应的估计系数仅作对照参考。

对产业园服务能力效应的检验，其基准回归结果如表 3 所示。列（7）、（8）和列（9）、（10）分别为以科技人才规模和占比作为被解释变量的回归结果。对于前者，列（7）、（8）中处理效应的估计系数均在 1% 水平下显著为正（3.494/2.542）。后者来说，处理效应的估计系数同样为正（0.021/0.013），且在 1% 水平下显著。这一结果表明，产业园建设显著地增加了城市科技人员规模，并提升了劳动力结构中人

表 2 行业规模效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第三产业人数				第三产业产值占比	
	规模	规模	占比	占比		
处理效应	70.255*** (4.017)	63.740*** (4.146)	0.028*** (0.004)	0.025*** (0.004)	1.413** (0.564)	0.683 (0.450)
处理效应 × W	95.286*** (35.991)	158.814*** (40.156)	-0.006 (0.032)	0.016 (0.036)	10.833** (4.927)	12.856*** (4.264)
<i>rho</i>	-0.441*** (0.166)	-0.610*** (0.176)	0.166 (0.130)	-0.058 (0.149)	0.710*** (0.060)	0.714*** (0.059)
LM-Lag	0.293	61.959***	8.071**	70.464***	131.217***	0.023
Robust LM-Lag	0.001	279.576***	0.854	308.782***	6.029**	9.368***
LM-Error	0.449	98.277***	13.690***	116.017***	804.047***	271.418***
Robust LM-Error	0.157	315.894***	6.473**	354.335***	678.859***	280.762***
Wald (sar)	7.010***	44.090***	0.040	32.510***	4.830**	117.300***
Wald (error)	4.360**	38.330***	0.010	32.050***	5.640**	87.130***
控制变量	×	√	×	√	×	√
时间固定效应	√	√	√	√	√	√
城市固定效应	√	√	√	√	√	√
观测值	1,278	1,278	1,278	1,278	1,278	1,278

括号内为稳健标准误 ****p* < 0.01, ***p* < 0.05, **p* < 0.1, 鉴于 LM 的检验结果, 采用空间误差模型对式 (6) 再次进行回归, 估计系数依然不显著

才的占比。值得一提的是, 当加入控制变量后, 无论是规模还是占比, 处理效应的空间滞后项均不显著, 意味着邻近地区园区建设并不能带动本地的科技人才规模和占比的提升。其潜在原因可能为以下两个方面: ①城际科技人才流动特征仍表现出虹吸的现象 (*rho* 的估计值在 1% 水平下显著为负); ②城际人力资源服务业发展 (产业园) 的协调机制有待进一步完善。列 (11)、(12) 和 (13)、(14) 分别为以失业人数规模和占比作为被解释变量的回归结果。当在列 (12) 中当加入控制变后, 处理效应及其滞后项的估计系数至少在 5% 水平下显著为负 (-70.711/-840.840)。类似地, 在列 (14) 中, 处理效应的估计系数也可以在 1% 水平下显著为负 (-15.514)。这一结果初步表明, 产业园建设有助于降低城市失业人数的绝对与相对规模。

3.2 稳健性检验

3.2.1 平行趋势检验

产业园建设往往首先选择人力资源较为丰富的城市, 这类城市有着较好的经济与知识基础。因此, 为保证空间双重差分模型满足事前“平行趋势”的假定, 研究构建如下模型, 对处理组与对照组考察变量的动态趋势及差异进行考察 (崔琳昊等, 2021)。

$$Y_{it} = v_i + \mu_t + \rho WY_{it} + \beta_6 \sum_{k \geq -7}^{+10} NURSRP'_{2010+k} + \gamma Z'_{it} + \beta_7 WZ'_{it} + \varepsilon_{it}$$

(4)

上式中, *NURSRP'* 为时间虚拟变量和建有产业园城市虚拟变量 (倘若该城市具有 *NURSRP*, 取值为 1, 反之则为 0) 的交互项, β_6 为本节重点关注的估计系数。如图 2 所示, 无论是行业规模效应还是服务能

表 3 服务能力效应检验

变量	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	科技人才				就业保障			
	人才规模		人才占比		失业人数规模		失业人数占比	
处理效应	3.494*** (0.292)	2.542*** (0.293)	0.021*** (0.002)	0.013*** (0.002)	-5.687 (30.170)	-70.711** (30.381)	-11.165** (5.052)	-15.514*** (5.283)
处理效应 × W	5.343** (2.580)	3.748 (2.779)	0.019 (0.020)	0.003 (0.021)	-994.802*** (264.355)	-840.840*** (291.994)	-84.911* (44.171)	-94.387* (50.006)
rho	-0.450*** (0.167)	-0.568*** (0.173)	-0.285* (0.155)	-0.498*** (0.166)	-0.172 (0.143)	-0.508*** (0.160)	0.221* (0.120)	0.051 (0.134)
LM-Lag	0.840	35.196***	0.099	64.486***	2.545	21.732***	1.566	0.002
Robust LM-Lag	0.208	203.429***	9.951***	343.361***	11.597***	80.282***	17.043***	35.924***
LM-Error	0.641	53.580***	1.191	158.875***	0.044	5.441**	15.721***	25.632***
Robust LM-Error	0.009	221.813***	11.043***	437.750***	9.096***	63.991***	31.198***	61.554***
Wald(sar)	4.290**	29.950***	0.990	34.480***	14.160***	64.040***	3.700*	35.260***
Wald(error)	4.200**	31.350***	0.490	35.550***	14.210***	63.060***	3.900**	35.850***
控制变量	×	√	×	√	×	√	×	√
时间固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
城市固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
观测值	1,278	1,278	1,278	1,278	1,278	1,278	1,278	1,278

Standard errors in parentheses *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 后同。鉴于 LM 的检验结果，采用空间误差模型对列（14）重新进行回归，处理效应的估计系数依然可以在 % 水平下显著为负（-12.849）

力效应，对于处理效应的观察均可划分为竖线左侧（政策冲击前）和竖线右侧（政策冲击后）两个阶段。首先，由图可知，以第三产业人数规模和占比估计系数作为纵坐标的图中，可以发现，2010 年之前，交互项估计系数均未显著，意味着政策实施前，处理组与对照组间的第三产业人数变化不存在统计意义上的显著差异。2010 年以后，回归系数的显著性开始提升，政策处理效应开始凸显。上述结果同样表现在以科技人才规模、占比估计系数作为纵坐标的图中。与前述不同的是，对于失业人数规模与占比，政策处理效应仅在考察期末得到呈现。总体而言，除失业人数占比，其他模型的事前“平行趋势”假设均可以得到满足。

3.2.2 内生性处理

本文从两大方面检验潜在的内生性问题对回归

结果产生的影响：

其一，静态空间面板模型无法捕捉因时间滞后或时空滞后导致的影响，这意味着该模型只能考虑同一时间点变量间的关系，而不能捕捉到时间上的滞后效应。为克服这一限制所带崔琳昊来的内生性问题，研究进一步采用动态空间双重差分模型（Gao & Yuan, 2022），在基准模型中加入被解释变量的时间滞后项和空间—时间双重滞后项。结果如表 4 中的列 15-17 所示，可以发现，首先，除失业人数规模外，第三产业人数、科技人才规模的时间滞后项均在 1% 水平下显著为正，说明上一期的变量水平会对本地产生影响（存在时间延续性）。空间—时间双重滞后项的估计系数均不显著，意味着邻近地区各类变量的上一期并不会对本地城市本期的该变量产生影响。在以第三产业人数（规模）和科技人才（规模）作为被解

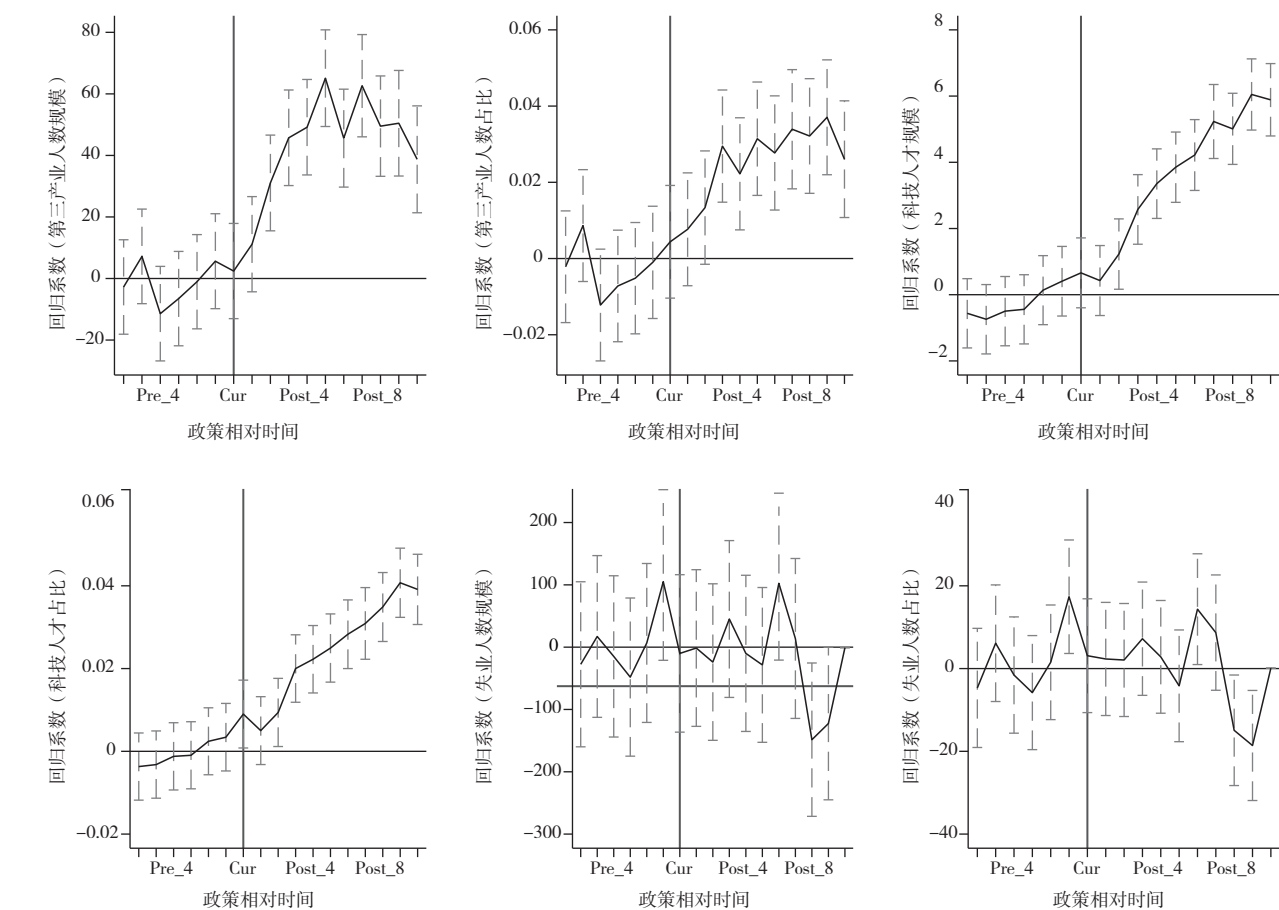


图 2 平行趋势检验

释变量的回归中，处理效应的估计系数均维持在 1% 水平下显著为正（10.376/2.341），而在以失业人数（规模）作为被解释变量的回归中，处理效应的估计系数显著性有所减低，仅在 10% 水平下显著为负。

其二，本文参照 Wang 等（2022b）的研究，采用广义空间两阶段最小二乘法（Generalized Spatial Two-Stage Least Squares, GS2SLS）进行回归，该方法在处理空间计量模型中的内生性和异方差问题上具有优势。我们在 GS2SLS 中选择了自变量及其空间滞后项作为工具变量，并选择了解释变量的三阶空间滞后项作为工具变量。结果如表 4 中的列（18）、（19）和（20）所示，以第三产业人数（规模）和科

技人才（规模）作为被解释变量的回归中，处理效应的估计系数仍在 1% 水平下显著为正（60.976/2.563），但在以失业人数规模作为被解释变量的回归中，处理效应的显著性进一步下降，没有得到统计支持。

3.2.3 PSM-DID 与合成 DID

由于城市社会经济发展状况各有不同，那些建设产业园的城市本身可能具有较好的经济基础。在原处理组与对照组选取下进行的估计可能存在样本自选择偏差。本文通过两种不同的方式对这一问题进行缓解。

其一是 PSM-DID。具体而言，我们根据前文所选择的控制变量，利用 Logit 回归估计出城市建设产

表 4 内生性处理

变量	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
	Dynamic SDID			GS2SLS		
	第三产业人数	科技人才规模	失业人数规模	第三产业人数	科技人才规模	失业人数规模
<i>L.Y</i>	0.865*** (0.019)	1.195*** (0.012)	0.811 (0.018)			
<i>L.Y*W</i>	0.205 (0.246)	-0.187 (0.190)	0.173 (0.204)			
处理效应	10.376*** (3.065)	2.341*** (0.297)	-37.328* (20.133)	60.976*** (4.350)	2.563*** (0.306)	-19.157 (32.819)
控制变量	√	√	√	√	√	√
时间固定效应	√	√	√	√	√	√
城市固定效应	√	√	√	√	√	√
观测值	1,278	1,278	1,278	1,278	1,278	1,278

业园的条件概率，获得倾向得分值。假设其概率为：

$$P = Pr\{Treated_{it} = 1\} = \Phi\{X_{it}\} \tag{5}$$

上式中，*P* 为城市建设产业园概率， $\Phi\{X_{it}\}$ 为正态累积分布函数，*X_{it}* 是被选为匹配变量的控制变量。利用测算的倾向得分值进行匹配，为处理组提供具有相近特征的对照组城市。执行过程中，本文分别采用核匹配和 1 比 6 近邻匹配。如下图 3 所示，在各控制变量匹配后的标准化误差绝大多数小于 10%。在此基础上进行回归的结果的如表 5 中的列（21）至（26）所示。可以看出，无论采用何种匹配，对于第三产业人数和科技人才规模，处理效应的估计系数均在至少 5% 水平下显著为正。但就失业人数而言，列（25）、（26）的结果显示，估计系数没有得到统计上的支持。

其二是合成 DID。双重差分法对处理组和对照组提出了较为严格的要求，如平行趋势假设。与寻求相似对照组的 DID 估计相比，合成控制方法通过对于控制组中的部分样本线性加权，构造与处理组相近的对照组。这种数据驱动的赋权方式减少了 DID 中主观选择偏差，也在保证平行趋势的同时，减轻了

估计中由遗漏变量引致的内生性问题。在此基础上，Arkhangelsky 等（2021）引入了一个新的估计量——Synthetic DID。与 DID 类似，它允许在冲击前处理组和对照组之间存在恒定差异。同时，类似于 SCM，预处理趋势的加权匹配最小化了对平行趋势的依赖。相比 SCM，该方法的独特之处在于进一步考虑了时间维度权重。

以第三产业人数为结果变量的合成效果如图 4 所示。可以看到，在早期的人力资源服务产业园合成效果图中（如 2010/2011/2012 等），处理组与对照组在冲击前，变化趋势较为相似。而在产业园建设后，相比对照组虚线，处理组实线存在显著上升，与对照组间的差距因冲击明显扩大。这表明，处理组第三产业人数的增加很可能与产业园建设有关。表 6 进一步为这一可能提供了统计推断上的证据。基于安慰剂检验下的估计结果显示，第三产业人数、科技人才规模、失业人数规模的平均处理效应均在不同水平下显著，方向均与前文基准检验相一致。

3.2.4 其他稳健性检验

为保证估计结果的客观可靠，本文还将进行其他一系列稳健性检验。具体包括：①改变政策时间。为

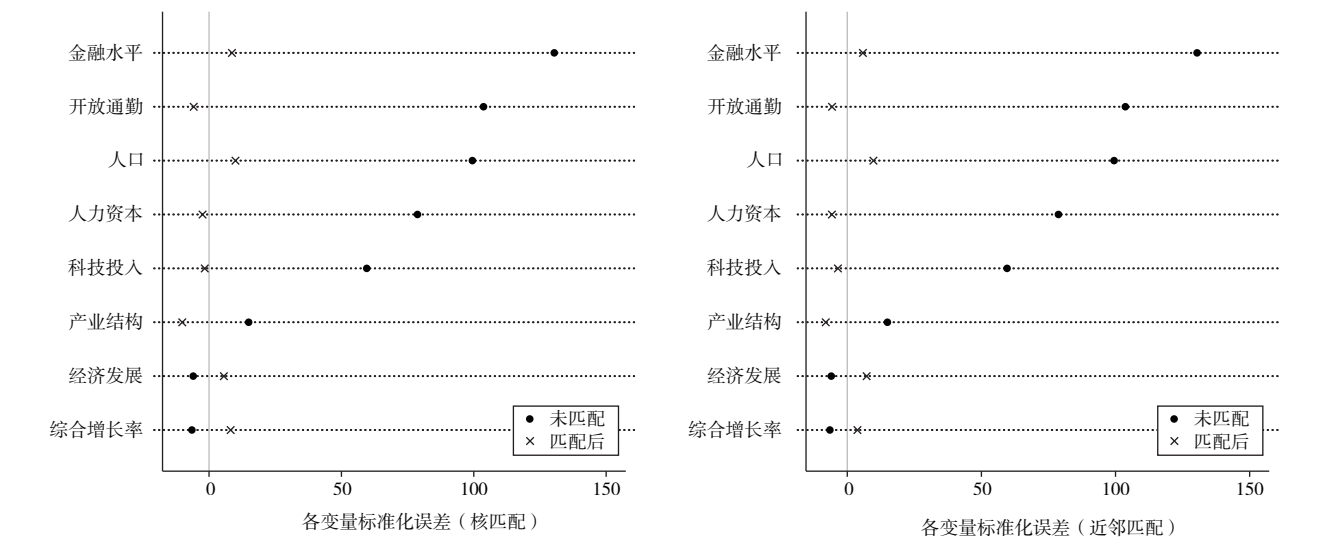


图 3 各变量的标准化误差图

表 5 PSM-DID 检验结果

变量	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)
	第三产业人数		科技人才规模		失业人数规模	
	核匹配	邻近匹配	核匹配	邻近匹配	核匹配	邻近匹配
处理效应	36.110*** (15.211)	28.830** (13.746)	3.044*** (1.082)	2.050** (0.800)	-56.028 (66.978)	-43.293 (65.814)
控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓
时间固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
城市固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
观测值	1,125	608	1,125	608	1,125	608

表 6 合成 DID 的估计结果

	平均处理效应	标准误	T 值	P 值	95% 置信区间
第三产业人数	46.186	22.156	2.080	0.037	[2.762, 89.609]
科技人才规模	1.245	0.185	6.710	0.000	[0.882, 1.610]
失业人数规模	-42.756	25.269	-1.690	0.091	[-92.283, 6.771]

了进一步增强因果推断的可信度,通过“改变”政策冲击时间是进行安慰剂检验的具体举措之一。如果政策处理效应真实存在,那么不同于基准检验中观察到的显著性,安慰剂时间点上不应该观察到类似的

处理效应 (Gao & Yuan, 2022)。本文将政策时间提前 (提前三年),并删去 2010 年之后的样本,再次进行回归。结果如表 7 中的 (27)、(28) 和 (29) 所示,政策处理效应均没有得到统计上的支持。②在产

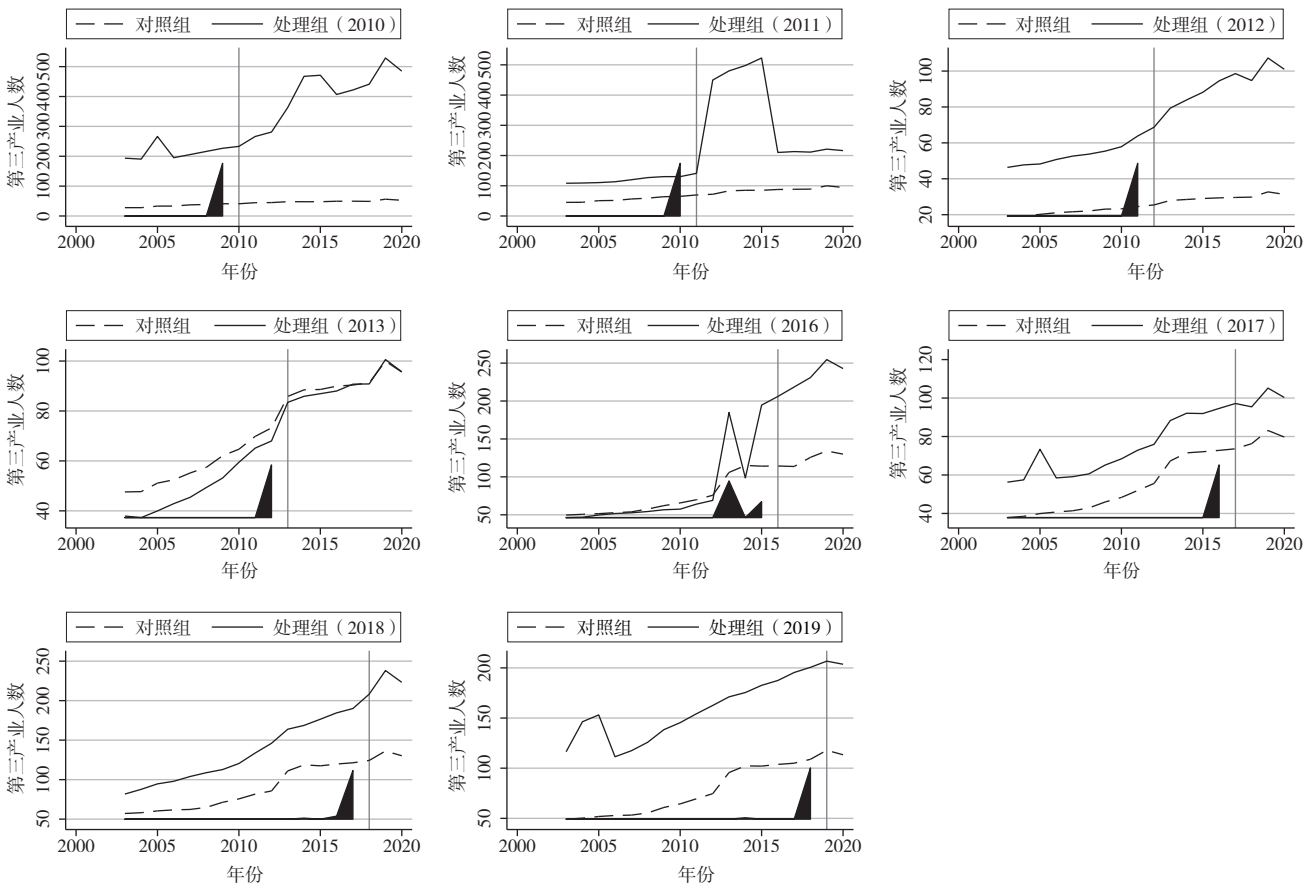


图 4 合成 DID 的可视化效果图

业园批复建设同期，国家还实施了一系列其他试点政策。其中，与本文主题最为相关的是国家创新型城市（2008 年）建设与智慧城市（2009 年）建设（Gao & Yuan, 2022; 姚圣文等, 2022），相关政策的实施同样可能影响到城市产业结构、科技人才聚集。为检验这两大政策对本文估计结果产生的影响，本文构建智慧城市和创新型城市政策处理效应变量，并将其作为控制变量引入空间 DID 模型中。结果如表 7 中的（30）、（31）和（32）所示，可以发现，对人力资源服务产业园处理效应变量的估计结果，与前文基准回归保持一致。③改变对照组。本文通过改变对照组的方式进一步测试基准回归结果的敏感性，将对照组

由原先的 70 个大中城市更换为 35 个大中城市，这有助于缩小不同组别间的变量差异。再次回归的结果如表 7 中的列（33）、（34）和（35）所示，在以第三产业人数和科技人才规模作为被解释变量的回归中，处理效应可以在 5% 水平下显著为正，但政策实施对就业（失业人数）的积极影响则变得不再显著。

3.2.5 敏感性分析

尽管在前面的章节中已经评估了基准检验结果的稳健性，但仍然可能存在一系列未观测到的因素，可能影响到本文的估计结果。鉴于此，我们采用了 Cinelli 和 Hazlett（2020）开发的敏感性分析包，该工具包可以在存在潜在遗漏变量问题的情况下增加基

表 7 其他稳健性检验

变量	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)
	改变政策时间			排除其他政策干扰			改变对照组		
	第三产业	科技	就业	第三产业	科技	就业	第三产业	科技	就业
处理效应	1.833 (2.749)	0.248 (0.154)	82.567 (58.667)	62.567*** (4.107)	2.461*** (0.291)	-76.291** (30.672)	62.936** (24.808)	1.876** (0.715)	-87.036 (101.114)
控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
时间固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
城市固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
观测值	497	497	497	1,278	1,278	1,278	630	630	630

表 8 敏感性检验结果

经济发展			综合增长率			
	R2yd.x	RV_q	R2dz.x	R2yz.dx	R2dz.x	R2yz.dx
第三产业人数			0.005	0.003	0.002	0.000
	0.143	0.333	0.009	0.007	0.004	0.001
			0.0138	0.010	0.005	0.001
科技人才规模			R2yd.x	R2yz.dx	R2dz.x	R2yz.dx
			0.005	0.001	0.002	0.001
	0.055	0.214	0.009	0.002	0.004	0.001
失业人数规模			0.014	0.003	0.005	0.002
			R2yd.x	R2yz.dx	R2dz.x	R2yz.dx
			0.005	0.013	0.002	0.000
	0.002	0.042	0.009	0.025	0.004	0.000
			0.014	0.038	0.005	0.000

准结果的可信度。更具体地说，与现有变量相比，被忽略的变量必须有多大的强度才能改变先前研究的结果？

我们以经济发展和综合增长率作为基准，这两大变量反映了地区社会经济发展的基本面，很大程度上影响到服务业的发展，以及科技与就业情况。敏感性检验结果如表 8 所示。可见，在以第三产业人数、科技人才规模和失业人数规模作为因变量估计中，RV_q 均大于（甚至数倍于）经济发展和综合增长率的 R2dz.x 和 R2yz.dx。这意味着，当遗漏变量强度小于这两大变量时，基准检验结果是有效的。

此外，对于第三产业人数与科技人才规模，R2yd.x 均大于 R2dz.x。意味着，即使遗漏变量解释因变量的所有剩余方差，只要其强度小于经济发展和综合增长率，结果依然稳健。

3.3 数字化何以影响产业园建设效果

3.3.1 门槛效应检验

数字化发展是否可以强化产业园的行业规模效应与服务能力效应，为回答这一问题，本文采用 Hansen（1999）提出的门槛效应模型，以检验政策冲击对被解释变量影响依数字化水平不同而存在的结构性突变（Wang, 2015）。结果如 9 所示，其中，列

(30)、(31) 分别为以第三产业人数规模和占比作为被解释变量的回归，可以发现，门槛效应检验在不同水平下显著，门槛估计值分别为 0.118 和 0.185（似然比函数图见图 5，后同）。两列模型的估计结果表明，当数字化大于门槛值时，处理效应的估计系数均存在不同程度的提升，由原先的 23.697 和 0.009 上升至 136.833 和 0.074。相似的结果出现在列（32）、（33）的回归中，其以科技人才规模和占比作为被解释变量。门槛效应均在 5% 水平下显著，当数字化水平跨过临界值时，处理效应估计系数绝对值和显著性有所进一步提升。上述结果表明，城市数字化发展确实一定程度上提升了人力资源服务产业园发展水平与市场环境，当数字化环境达到一定水平后，产业园的行业规模效应和服务能力效应又将进一步提升，体现出其与发展水平与市场环境的联动作用。与前述结果形成对比，列（34）和（35）的结果表明，产业园建设对城市失业人数的影响不会依数字化水平而产生结构性突变（门槛效应检验并没有得到统计上的支持）。由此可见，数字化转型的效果主要体现在对高技能人才的服务效用，对城市整体就业的支撑

辐射作用有待进一步强化。

3.3.2 异质性检验

前文稳健性检验过程中（如合成 DID 结果），尽管一些城市在建设产业园后，观测变量的数值存在显著变化。但与此同时，我们也发现，一些城市即使在受到冲击后，处理组与对照组间的差异也并没有显著变化。门槛效应检验结果指向了数字化在其中扮演的角色。这里，我们进一步通过分组的方式，进行多次合成 DID 估计。具体而言，根据数字化水平，将处理组样本进一步划分为数字化先发城市和后发城市（倘若样本期数字化数值存在大于 0.1 的年份则添加至先发城市，反之则为后发）。在估计其中一组的同时，将另一组从样本中删去（例如，先发城市的估计中，将后发城市从样本中删去）。结果如表 10 所示，可以发现，在数字化先发城市中，无论是第三产业人数、科技人才规模还是失业人数规模，平均处理效应均在至少 5% 水平下显著，且方向与基准检验相符。同时，我们发现，在剔除了后发城市样本后，无论是处理效应的规模还是显著性，相比表 6，都有大幅度提升。形成对照，在数字化后发城市的估计中，处理

表 9 门槛效应检验

	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)
	第三产业人数		科技人才		失业人数	
	规模	占比	规模	占比	规模	占比
处理效应 (数字化 ≤ γ_1)	23.697*** (4.272)	0.009** (0.004)	0.775*** (0.301)	0.001 (0.001)	39.476 (39.849)	-8.242 (5.590)
处理效应 (数字化 > γ_1)	136.833*** (5.637)	0.074*** (0.007)	8.489*** (0.490)	0.005*** (0.001)	395.813*** (66.656)	-47.150*** (11.333)
门槛估计值 γ_1	0.118 [0.115, 0.125]	0.185 [0.159, 0.201]	0.186 [0.159, 0.201]	0.154 [0.149, 0.170]	0.238 [-, -]	0.238 [-, -]
门槛效应 F 值	359.690***	90.730*	233.780**	123.030**	38.160	12.350
控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓
时间固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
城市固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
观测值	1278	1278	1278	1278	1278	1278

表 10 异质性检验结果

		平均处理效应	标准误	<i>T</i> 值	<i>P</i> 值	95% 置信区间
第三产业人数	数字化先发	77.471	3.011	25.73	0.000	[71.568, 83.374]
	数字化后发	-2.590	3.182	-0.81	0.416	[-8.829, 3.647]
科技人才规模	数字化先发	1.971	0.238	8.28	0.000	[1.504, 2.438]
	数字化后发	0.325	0.253	1.29	0.199	[-0.170, 0.822]
失业人数规模	数字化先发	-75.613	31.021	-2.44	0.015	[-136.386, -14.813]
	数字化后发	2.252	43.368	0.05	0.959	[-82.748, 87.253]

效应均未得到统计上的支持。上述结果进一步证实了数字化建设在人力资源服务产业园影响地区社会经济发展中扮演的重要角色。

4 结论与政策内涵

4.1 研究结论

推动人力资源服务业高质量发展,对于发挥中国人力资源优势,提升经济综合竞争力和持续改善民生具有重要意义。本文基于学术研究与政策文本,构建了国家级人力资源服务产业园高质量发展评价指标体系(行业规模、服务能力、数字化水平)和设计思路。研究使用 2003 至 2020 年中国地级市组成的面板数据,采用空间双重差分模型和门槛回归模型,实证检验了产业园对地区就业、产业发展的促进作用,对人才高地建设的支持作用,以及地区数字化对行业发展的引领作用。具体发现:(1)行业规模上,产业园建设显著提升了城市第三产业就业人数的规模与占比,但其对地方第三产业产值的贡献有待进一步提升;(2)服务能力上,产业园显著带动了城市科技人才规模与占比的提升,但对整体就业保障的辐射作用有待进一步增强;(3)数字化水平上,城市数字化程度的提升,有助于强化产业园建设存在的行业规模效应和服务能力效应,促进城市产业结构升级和人才高地打造。总的来说,本文首次将人力资源服务业发展评价体系置于因果推断框架下,提供了关于国家

级人力资源服务产业园对地方经济社会发展影响的经验证据,并检验了城市数字化水平在产业园效应中的门槛作用,为《计划》提出的定期评估提供了实证支持。

4.2 产业园高质量发展评估的政策建议

基于行业规模、服务能力、数字化水平三大产业园高质量发展的核心评价维度基于量化分析结果的三方面结果分析,本研究进一步提出产业园高质量支撑服务地区高质量发展“一长一短”“一放一收”和“一张一弛”等三方面政策建议(图 5)。

4.2.1 一长一短:优化统筹规划与政策扶持

数据显示,产业园对地方发展的整体性贡献非常显著,但结构性贡献有待进一步提升。比如,产业园对制造业和服务业的支撑;产业园对服务业中的生活性服务业和生产性服务业如何保障就值得进一步细化、优化相关政策。习近平总书记就曾指出人力资源要融入产业体系建设,加强人力资源与实体经济、科技创新、现代金融协同发展,不断优化人力资源对实体经济的支撑作用(习近平,2018)。数据显示,人力资源服务机构所服务的用人单位中,有 40%左右是制造业企业(沈童睿,2023)。因此,本研究认为产业园作为人力资源服务业的“国家队”要聚焦制造业与生产性服务业,把发展的着力点放在服务支撑实体经济高质量发展上。比如,对支撑生产性服务业发展,可以进一步扩大人力资源管理咨询、高级人才寻访、人力资源外包、培训、测评、软件服

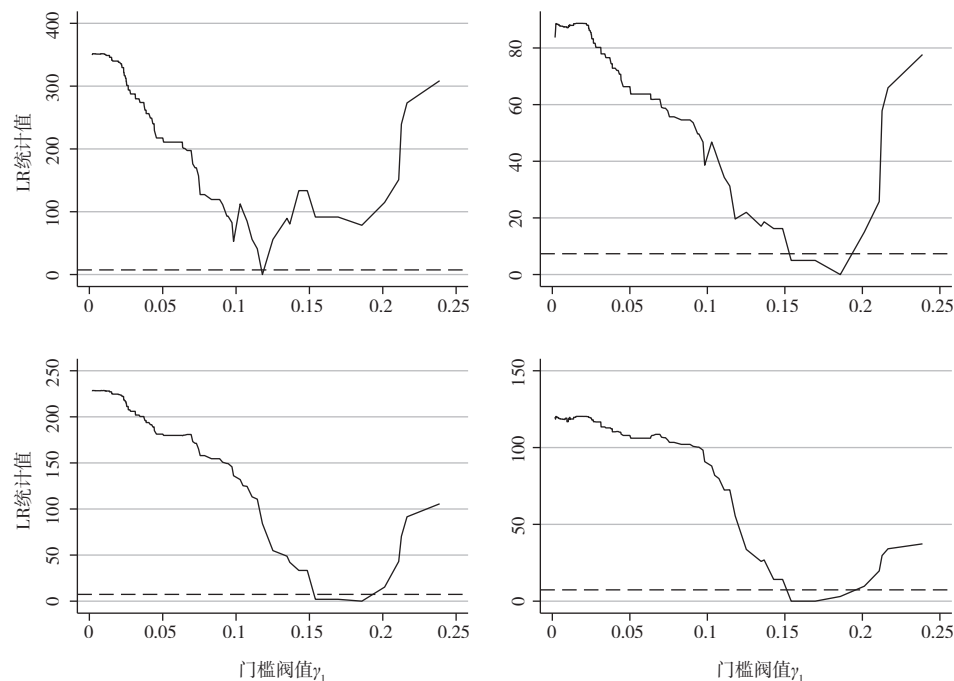


图 5 门槛效应检验的似然比函数图

务、跨境劳务等中高端产品供给，以全链条人力资源服务深度嵌入实体经济各环节，助推实体经济高质量发展。为更好破解产业园发展的结构性失衡问题，本人认为应优化统筹规划与政策扶持要同时抓好规划和政策这“一长一短”两种治理工具：一方面，加强统筹规划，聚焦促进高质量充分就业和人力资源开发利用，依托中心城市、围绕主导产业、服务实体经济，推动国家级产业园纳入新型基础设施建设和重大生产力布局，实现更好发展、发挥更大作用。另一方面，加强政策扶持，研究制定支持人力资源服务出口基地的政策，在人员跨境流动、外汇便利化结算、外贸资金扶持、海外市场拓展等方面，出台一揽子具体措施。

4.2.2 一收一放：增强人才集聚与服务保障

基于前文数据分析，产业园具有显著促进城市科技人才聚集作用。“科技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力”（习近平，2023）。城市科技

人才是保障经济高质量发展与地区现代化实现的重要抓手和依靠，集中体现了教育、科技、人才等要素在全面建设社会主义现代化国家中的基础性、战略性支撑作用。因此，产业园进一步高质量发展要发挥“一收一放”两种效能向度。所谓一收就是指产业园区人才的集聚作用，一放就是产业园的辐射、支撑与保障作用。从收的角度看，就是要强化能力建设，围绕产业链部署人才链、创新链，针对产业链的断点、痛点、难点、堵点进行人才集聚、创新攻关，进一步完善高技术人才市场与服务机制，并进一步围绕人才链、创新链布局产业链，畅通知识产权、创新成果转化渠道，充分发挥人才和创新对产业发展的引领作用，努力推动产业链与人才链、创新链深度融合，将人力资源服务产业园打造成为高水平的人才集聚平台和自主创新平台。从放的角度看，就是要提升服务功能。数据显示，产业园对整体就业保障的辐射作用有待进一步强化，应进一步加强就业保障政策的制

定和执行,一是可以发挥产业园贴近产业、贴近需求优势,设立固定招聘场所,定期举办专场招聘会,不断扩大市场化就业服务供给。三是以人民为中心,以民生为根本,围绕服务就业这个人力资源服务业的立身之本、发展之基,促进高质量充分就业,面向重点群体开展市场机构稳就业促就业行动,不断满足人民群众对美好生活的向往。

4.2.3 一张一弛:深化管理创新与科技赋能

在新的时代背景下,如何推动数字化与智能化转型,如何深化跨界融合,已成为人力资源服务业面对未来竞争、实现快速发展的重要内容。利用数字技术赋能,提升人力资源效能,是数字经济时代企业增强核心竞争力、保持可持续发展的重要途径。鉴于园区建设对行业规模、服务能力的作用存在显著的门槛效应,未来可持续促进数字化技术在人力资源服务产业园建设中的应用。通过建设数字化平台,整合各类服务功能,促进信息共享与人岗匹配。推广大数据、人工智能等新型数字技术,深度挖掘劳动力市场和人才需求趋势,助力制定更为精准的就业和人才政策。具体看,就是产业园要做到“一张一弛”。所谓张就是通过管理创新保持产业园的动力和活力。一方面要进一步理顺政府与市场的关系,坚持政府主导与市场引导相结合,推动公共服务与经营服务共同发展,不断规范市场秩序,优化营商环境。另一方面要继续在“后疫情”下抢抓开放机遇,积极拓展海外市场,促进人才国际化流动。2022年,人社部与商务部认定了首批12家人力资源服务出口基地,集聚人力资源服务贸易企业800多家。产业园要勇于“走出去”,通过国际收购、业务合作、设立分支机构或办事处等多种方式,加速在“一带一路”沿线国家布局。所谓弛就是基于数字、科技进行赋能。当前,在新一代信息和通信技术的推动下,人力资源管理也呈现出以数字化的知识和信息为关键生产要素,以数字技术创新为核心驱动力,以现代信息网络为重要载体的特征(王涛,2021)。在此趋势背景下,产业园应

积极利用数字技术为服务创新赋能,如根据数据信息为企业精准“画像”,为企业决策提供科学可靠的参考,基于大数据、云平台、物联网、SaaS(软件即服务)、区块链等建立健全更加高效的组织运营模式等。

参考文献

1. 蔡红,韩兆洲,孙瑞峰.(2022).人力资源与经济高质量发展的耦合协调关系研究.统计与决策,38(21),174-178.
2. 崔琳昊,洪倩倩,李石强.(2021).高铁开通提高了城市人力资本配置效率吗?.中国人力资源开发,38(5),113-126.
3. 董良坤.(2021).人力资源服务业诚信共治:框架逻辑与实现路径.中国行政管理,(4),46-51.
4. 郭庆,王涛.(2021).共促人力资源服务业平台化转型发展.宏观经济管理,(1),57-64.
5. 来有为.(2017).新时代推动我国人力资源服务业转型升级的政策选择.西部论坛,27(6),58-64.
6. 田永坡,王琦,吴帅,王晓辉.(2020).中国人力资源服务产业园发展质量评估研究.中国人力资源开发,37(10),6-17.
7. 李燕萍,李乐.(2022).人力资源服务业高质量发展评价指标体系及测度研究——基于2012-2020年中国数据的实证.宏观质量研究,10(5),1-14.
8. 沈童睿.(2023-11-27).人力资源服务业为超三亿人次提供就业服务.人民日报.
9. 田永坡.(2016).人力资源服务业发展环境评估及其取向.重庆社会科学,(9),57-63.
10. 田永坡.(2019).人力资源服务业四十年:创新与发展.中国人力资源开发,36(1),106-115.
11. 王书柏.(2021).后疫情时代我国人力资源服务业发展趋势研究.内蒙古社会科学,42(2),114-120.
12. 王涛.(2021).人力资源管理数字化转型:要素、模式与路径.中国劳动,(6),35-47.
13. 习近平.(2018-02-01).深刻认识建设现代化经济体系重要性 推动我国经济发展焕发新活力迈上新台阶.人民日报.
14. 习近平.(2023).为实现党的二十大确定的目标任务而团结奋斗.求是,(1),4-14.
15. 姚圣文,张耀坤,赵兰香.(2022).智慧城市试点政策能否助推城市创新水平提升?——基于多时点DID的实证研究.科学学与科学技术管理,43(5),85-99.
16. Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D. A., Imbens,

G. W., & Wager, S. (2021). Synthetic difference-in-differences. *American Economic Review*, 111(12), 4088–4118.

17. Cinelli, C., & Hazlett, C. (2020). Making sense of sensitivity: Extending omitted variable bias. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 82(1), 39–67.

18. Elhorst, J. P. (2014). Matlab software for spatial panels. *International Regional Science Review*, 37(3), 389–405.

19. Gao, K., & Yuan, Y. (2022). Government intervention, spillover effect and urban innovation performance: Empirical evidence from national innovative city pilot policy in China. *Technology in Society*, 70, 102035.

20. Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of*

Econometrics, 93(2), 345–368.

21. Wang, Q. (2015). Fixed-effect panel threshold model using Stata. *The Stata Journal*, 15(1), 121–134.

22. Wang, J., Dong, K., Dong, X., & Taghizadeh-Hesary, F. (2022a). Assessing the digital economy and its carbon-mitigation effects: The case of China. *Energy Economics*, 113, 106198.

23. Wang, X., Xu, L., Ye, Q., He, S., & Liu, Y. (2022b). How does services agglomeration affect the energy efficiency of the service sector? *Evidence from China. Energy Economics*, 112, 106159.

24. Yang, X., Zhang, H., Lin, S., Zhang, J., & Zeng, J. (2021). Does high-speed railway promote regional innovation growth or innovation convergence?. *Technology in Society*, 64, 101472.

High-Quality Development Evaluation on Human Resource Services Industrial Park: Based on Panel Data from Prefecture-Level Cities from 2003 to 2020

Yan YING¹; Haodong YANG²

(¹ School of Marxism, University of Science and Technology of China, Hefei, Anhui 230026)

(² School of Humanities and Social Sciences, University of Science and Technology of China, Hefei, Anhui 230026)

Abstract: The human resources industrial park serves as a crucial vehicle and platform for the innovative and congregated development of the human resources services industry, playing a significant role in promoting high-quality regional development. Leveraging academic research and policy documents, this study constructs a high-quality development evaluation index system for the industrial park, encompassing three dimensions: industry scale, service capability, and digitalization level. By selecting panel data from prefecture-level cities in China from 2003 to 2020, we employ spatial double-difference models and threshold regression models in our research. Findings suggest that the construction of industrial parks notably enhances the scale and proportion of employment in the tertiary industry of cities, yet its contribution to the local tertiary industry's output value necessitates further augmentation. While the industrial parks significantly foster the growth in scale and proportion of urban scientific and technological talents, there is room to further strengthen its radiative effect on overall employment security. Additionally, the elevation of a city's digital level aids in reinforcing the existing industry scale and service capability effects of the industrial park construction, facilitating regional industrial structure upgrades and the cultivation of talent highlands.

Key Words: Human Resources Services Industry; Human Resources Services Industrial Park; High-Quality Development; New Quality Productive Forces

■ 责编 / 朱志胜 E-mail: zzsfff3299@163.com Tel: 010-88383907