

区域协调发展促进了就业扩容吗?

——基于京津冀协同发展战略实施的准自然实验

辛冲冲 席鹏辉 唐世芳

内容提要:就业是民生之本,是党和国家关心的民生头等大事,面对错综复杂的国内外经济形势,如何稳就业成为重中之重。本文选取2010—2022年沪深A股上市公司数据,研究京津冀协同发展战略的实施能否促进就业扩容及其作用机制。研究结果表明,京津冀协同发展战略的实施促进了就业扩容,且这一结论通过了一系列稳健性检验。机制分析结果显示,京津冀协同发展战略的实施能够加速企业成长、促进人口流动和推动数字经济建设,从而促进企业就业扩容。异质性分析结果显示,政策的实施效果在国有企业、人力资本水平较高地区和自然资源禀赋较低地区更为明显。对此,应继续推动京津冀协同发展战略的实施,优化相关政策举措;在继续保持对国有企业的支持外,也应重点激发非国有企业的活力;充实地区人力资本力量,推动京津冀协同发展战略的高效实施;针对地区自然资源禀赋的不同,实施差异化的财政支持政策。

关键词:京津冀协同发展战略 区域一体化 稳就业 企业成长 人口流动 数字经济建设

中图分类号:F425

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)12-0088-18

一、问题提出

就业是最大的民生,就业稳则心定、家宁、国安。党的十八大以来,以习近平同志为核心的党中央把就业作为民生头等大事,作出了一系列决策部署;党的十九大报告强调“要坚持就业优先战略和积极就业政策,实现更高质量和更充分就业”;党的二十大报告指出“强化就业优先政策,健全就业促进机制,促进高质量充分就业”。在经济运行过程中,企业是解决就业问题的主体。然而,中美贸易摩擦的不断升级给中国企业带来了较为沉重的负担,再加上新冠疫情等多重外部冲击,使企业经济效益出现整体下滑的趋势。为缓解经济效益下滑带来的绩效影响,多数企业选择降低生产成本的方式,如通过裁员、减少招聘等手段削减人力成本的支出,这一系列行为对社会总就业水平造成负面影响,不利于社会的稳定

收稿日期:2024-04-16;修回日期:2024-10-17

基金项目:中国社会科学院重大创新项目“提高人民生活品质,完善全社会基本公共服务体系研究”(2023YZD024)

作者简介:辛冲冲 北京市社会科学院《北京社会科学》编辑部助理研究员,编辑,北京,100101;

席鹏辉 中国社会科学院财经战略研究院副研究员,北京,100006;

唐世芳 广西财经学院财政与公共管理学院副教授,通信作者,南宁,530003。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

和经济的可持续发展。根据国家统计局数据,2018—2023年,总就业水平绝对量从7.58亿人降至7.40亿人,每年平均降幅为0.5%;在新冠疫情期间,总就业水平绝对量下降最高约0.13亿人,降幅为1.8%。

面对就业工作面临的突出矛盾和问题,以习近平同志为核心的党中央把就业作为民生头等大事,作出了一系列决策部署。其中,区域一体化政策在扩大就业容量和提升就业质量方面起着重要作用。相较其他积极的财政政策,如固定资产加速折旧、降低中小型科技企业税负等税收优惠政策,区域一体化政策主要存在两大优势:一是区域一体化政策能通过地区之间的优势互补、强强联合,形成上下游产业链条,推动企业高质量发展,从而稳定就业;二是区域一体化政策有助于弱化消费者和企业的区域边界概念,拉动跨区消费需求,推动企业高质量发展,从而稳定就业。京津冀协同发展就是区域一体化政策的一种,2015年6月,中共中央、国务院印发实施《京津冀协同发展规划纲要》。2018年11月,《中共中央 国务院关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》明确要求“以疏解北京非首都功能为‘牛鼻子’推动京津冀协同发展,调整区域经济结构和空间结构”。在顶层设计指导下,推动京津冀协同发展的方针逐步完善,指出要充分发挥区域优势互补原则,以资源环境承载能力为基础,通过构建现代化交通网络体系,加速优化区域分工和产业布局,推进产业升级转移。上述方针可以归纳为环保一体化、交通一体化和产业升级转移。具体而言,在环保一体化方面,政府要重视联防联控环境污染问题,总体上需要加大环境规制力度,并建立一体化的环境准入和退出机制,以及谋划建设一批环首都国家公园和森林公园,积极应对气候变化。在交通一体化方面,一是要大力发展公交优先的城市交通,提升交通智慧化管理水平,进而促进城市区域的高效运输;二是要加速推动核心城市建设高密度的轨道交通线路网,进一步促进城市层面一体化发展;三是要重视京津冀地区城市间的高铁线网建设,保障每个城市均被纳入高铁线网,且均能够享受到高铁带来的发展红利。在产业升级转移方面,各地区要充分认识自身的比较优势,原则上保留已有优势产业,将非自身优势产业进行升级转移,并优先考虑适宜该产业发展的京津冀其他地区。同时,产业升级转移并非“污染”产业的转移,而是绿色转移,要根据绿色化的发展要求升级产业再转移,着力于打造现代化新型首都圈。此外,该政策与其他区域一体化政策在重视度上存在着区别,如长三角城市群、哈长城市群、成渝城市群等均由国务院批准。综上所述,京津冀协同发展政策的实施有利于推动京津冀地区形成目标同向、措施一体、优势互补、互利共赢的协同发展新格局,打造中国经济发展新的支撑带。实践中这一政策是否促进了就业扩容备受关注,对于京津冀协同发展政策效果的研究颇具现实意义。

二、文献综述

随着区域一体化发展成为热点话题,学术界对区域一体化政策的研究也层出不穷。学者们发现,区域一体化政策的实施能促进城市创新发展、城市群绿色发展和经济高质量发展^[1-3],还能增进民生福祉^[4]。也有不少学者对区域一体化政策产生影响的作用途径进行了研究,认为区域一体化政策的作用途径主要是提高城市人力资本水平^[5]、促进科技人才流动^[6]、优化要素配置^[7]等渠道。对文献进行梳理后可以发现,虽然京津冀协同发展战略也属于区域一体化政策,但有关京津冀协同发展的政策效果研究的文献相对较少。部分学者对京津冀协同发展战略的实施效果给予了较高的评价,如董晓宏等(2022)认为京津冀协同发展能推动创新型人才集聚与高技术产业集聚,有利于实现经济的高质量发展^[8]。与此同时,京津冀协同发展还能推动当地市场一体化^[9],提高企业运营效率,进而促进经济增长。也有一部分学者比较中性地评价了京津冀协同发展战略的实施效果,如任爱华等(2022)的研究结果表明,京津冀协同发展能有效促进地区产业发

展和开放共享,但在交通运输、生态治理、技术创新这三个方面具有虹吸效应^[10]。还有学者对京津冀协同发展战略效果提出了不同看法,如安树伟和李瑞鹏(2022)发现,相较于长三角城市群,京津冀协同发展战略的实施对外围地区的经济增长没有明显的带动作用,而造成这种现象的原因可能是由于城市群中的核心城市与其余城市本身存在较大的经济差异,弱化了核心城市的带动作用^[11]。

既有文献也对就业进行了大量研究,并提出了诸多实现就业高质量增长的可靠路径。这些文献从研究角度可划分为非政策因素和政策因素两个方面。一是非政策因素对就业的影响。丁述磊和刘翠花(2022)基于中国家庭追踪调查数据研究互联网使用对就业质量的影响,认为互联网的使用有助于提高劳动者工作匹配度,进而有助于提高就业质量^[12];吕越等(2023)将样本限定在制造业进行研究,发现制造业服务化有助于扩大就业规模^[13];毛日昇(2024)从替代的视角研究工业机器人引入对就业的冲击,认为工业机器人引入维护了现有企业地位,降低了新企业的进入速度,进而放缓了就业水平的增长速度^[14]。二是政策因素对就业造成的冲击。周亚虹等(2023)探究了约束性碳减排对就业的影响,结果表明约束性碳减排政策虽会降低污染企业的就业水平,但并不会降低污染企业员工的工资水平^[15];徐舒等(2024)基于《降低社会保险费率综合方案》的改革背景,量化分析了企业社保减负的正外部性,认为较低的社保缴费能促进企业雇佣劳动力,进而提高就业水平^[16];夏海波等(2024)利用中国智慧城市试点政策探讨智慧城市对就业的影响,认为智慧城市有助于推动劳动力市场信息匹配和企业高质量发展,进而提高就业的数量和质量^[17]。综上所述,较多学者关注了京津冀协同发展战略的多种政策效果和影响就业的诸多因素,少有学者将京津冀协同发展战略实施与就业相联系进行研究。

近年来,政府对就业的高度重视引起学术界的广泛关注,学者们开始在京津冀协同发展政策的背景下对就业展开研究。丛屹和闫苗苗(2023)以京津冀地区作为研究样本,借助京津冀协同发展政策讨论了该地区产业结构与就业结构的协调匹配发展情况^[18];马赛等(2023)借助京津冀协同发展政策带来的环境规制变化对就业规模进行研究,结果表明环境规制在京津冀地区对就业规模具有U型影响^[19]。总的来说,已有学者讨论了京津冀协同发展带来的改变对就业水平产生的影响,但并未关注京津冀协同发展政策对就业水平造成的直接效应。此外,尽管多数研究京津冀协同发展战略效果的文献在定性分析的基础上进行了定量分析,但采用双重差分法对京津冀协同发展战略的实施效果进行更为准确估计的文献还较为匮乏。通过双重差分法能有效识别京津冀协同发展战略是否对就业扩容起到了作用,即就业水平的提升是否源于京津冀协同发展战略的实施。因此,采用双重差分法研究京津冀协同发展战略的政策效果更为科学和合理。

相比于以往文献,本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,本文采用双重差分法对京津冀协同发展战略影响就业扩容的政策效果进行准确评估,丰富了区域一体化政策效果的相关研究;第二,相比现有文献,本文揭示了京津冀协同发展战略对就业扩容的影响机制;第三,本文的异质性分析为完善相关政策提供了理论支撑和经验证据,有利于为进一步推动就业扩容提供可能的思路。

三、理论分析与研究假设

京津冀协同发展战略的实施能直接影响企业的雇佣行为,这主要表现为两个方面:一方面,企业能预料到该政策的实施存在信号传递的作用^[20-21],即处在该地区的企业将会面临更小的融资约束,这激励了企业的投资增产意愿,从而提高对劳动力的需求;另一方面,根据政策内容,企业能预料到该政策的实施有利于形成上下游供应链,即处在该地区的企业将会在政府的推动下互相帮扶,这给企业提供了快速发展的机遇。因此,企业为抓住这一机遇,可能会提前规划布局,即雇佣更多的人力资本,这有利于推动企

业就业扩容。

据此,本文提出研究假设1:京津冀协同发展战略的实施有利于促进就业扩容。

京津冀协同发展战略还能通过加速企业成长、促进人口流动和推动数字经济建设,促进企业就业扩容。稳就业是稳民生的先决条件,然而,现实中较为分散的地区发展模式总体上并不利于稳就业。根据《京津冀协同发展战略规划纲要》,可以提炼出三个实现京津冀协同发展的核心任务:第一,促进人口、经济、社会、资源等要素在地区之间的高效流动与协同化发展;第二,建设国家一流城市群,提高京津冀地区核心竞争力和影响力;第三,构建现代化、智能化、绿色低碳的社会和生态环境等。对此,本文着重探讨的影响机制也围绕京津冀协同发展战略这三大任务进行选取,认为京津冀协同发展战略的实施能够加速企业成长、促进人口流动和推动数字经济建设,从而促进企业就业扩容。

(一) 京津冀协同发展战略与企业成长

一方面,京津冀协同发展战略的实施能够为市场主体创造良好的生产环境。企业的发展离不开资源要素的支撑。若异地建厂受限较多,那么企业只能以运输成本较高的方式获取异地资源,并在本地进行生产,这不利于企业成长,而京津冀协同发展战略的实施能有效缓解这类企业在生产方面的成本负担。具体地,京津冀协同发展战略的实施能有效帮助企业打破区域壁垒,这主要表现为企业能迅速地在不同的城市之间建立分支机构和生产基地,实现分工合作,从而提高企业经济效益,推动企业生产规模的扩张。企业的劳动力需求与生产规模之间又存在正相关性,尤其是在劳动密集型产业。因此,企业生产规模的扩大将会引致大量的劳动力需求,这有利于企业就业扩容。

另一方面,京津冀协同发展战略的实施推动了社会资金对产业趋势发展的关注,能够改善企业成长的外部融资环境。在内容上,京津冀协同发展战略还对各区域产业如何协调发展提出了明确要求:河北主要以扶持钢铁、煤炭、电力、轻工产业等第二产业为主;北京主要围绕自身的教育、文化、科技这些核心资源来发展壮大高端服务业、高新技术、文化创意等产业;天津依靠天津港,在先进制造业、科技研发和成果转化的加工环节上具有天然优势。随着各地区的优势产业明确,向金融机构传递了这类企业获得政府外部支持的信号^[20-21],这将有利于缓解企业的融资约束,从而推动企业成长^[22]。

金融资源配置等外部条件推动的企业成长,还会使企业对岗位的需求发生变化,有利于当地劳动力市场的有效匹配。现有研究表明金融资源配置将会影响企业生产性投资与创新性投资之间的分配^[23],这就意味着企业融资约束得到缓解后,会增加创新性投资的占比。即企业对人力资本的需求可能会从对技术工人的高需求转向对研发工人的高需求,进而有助于缓解由于高技能岗位不足带来的失业。

据此,本文提出研究假设2:京津冀协同发展战略的实施能够加速企业成长,进而促进就业扩容。

(二) 京津冀协同发展战略与人口流动

当地市场劳动力供给与企业劳动力需求的匹配状况是影响就业扩容的重要因素^[24]。企业对劳动力的需求存在差异,高技术岗位需要高学历人才,而低技术岗位的要求较低。即使企业对高技术岗位的人才需求较少,但通常次发达地区缺少这类人力资本,另外发达地区企业低技术岗位对人力资本具有较大的需求,所以推动人口在区域间的快速流动具有重要意义。

根据区域规模可以将区域间的快速流动分为两个类型:一是从城市内部视角出发,京津冀协同发展战略的实施对京津冀城市群基础交通建设,如高速公路、轨道交通^[25]等基础设施的建设具有重要的促进作用,能有效建立城市内交通一体化,从而推动城市内的劳动力市场有序匹配,解决企业部分雇佣需求;二是从城

市外部视角出发,京津冀协同发展战略的实施改善了不同城市之间的交通网络,推动了人口在京津冀城市群内部流动。为促进京津冀协同发展战略的有效实施,《国家发展改革委关于京津冀地区城际铁路网规划的批复》(发改基础[2016]2446号)明确提出,“到2020年以前,京津冀地区将形成以‘京津、京保石、京唐秦’三大通道为主轴,与既有路网共同连接区域内所有地级及以上城市,基本实现京津石中心城区与周边城镇0.5到1小时通勤圈,京津保0.5到1小时交通圈。”这就意味着京津冀协同发展战略的实施能有效推动京津冀城市之间人口的快速流动。

人口的快速流动有利于企业就业扩容。一方面,已有研究指出,由交通基础设施改善带来的人口快速流动有利于推动家庭的旅游消费^[26],这种消费的增加又进一步有利于形成消费的就业效应^[27],从而推动企业就业扩容。另一方面,还有学者认为基于高铁开通带来的人口快速流动能够为京津冀地区劳动力跨地区工作提供有利条件^[28],能有效解决剩余劳动力由于地理位置的限制不能迅速流动而引发的结构性失业问题。

据此,本文提出研究假设3:京津冀协同发展战略的实施能够促进人口流动,进而促进就业扩容。

(三) 京津冀协同发展战略与数字经济建设

京津冀协同发展战略明确指出以现代化和智能化为主要目标,但现代化与智能化不是一蹴而就的,需要以数字经济的建设为基础。实践上,该政策在规划中提出要推动重点领域的率先突破,而数字技术、数字经济是世界科技革命和产业变革的先机,是新一轮国际竞争重点领域。因此,加速数字经济的建设也是京津冀协同发展战略目标之一。

多数学者认为,数字经济的建设对就业的创造效应要大于替代效应^[29-30]。一方面,数字经济的迅速发展能直接推动企业就业扩容,主要存在两个途径:一是数字化与互联网有着十分密切的关系,企业为跟上数字化时代的节奏会选择设置互联网职位,所以有利于直接促进企业就业扩容;二是数字化能带动如电子商务这类新兴产业的迅速发展^[31],随着电子商务公司数量的增加,对劳动力的需求也会增加,进而推动企业就业扩容。另一方面,数字经济的迅速发展能有利于大数据平台的构建,通过搭建大数据平台还能对就业扩容产生两方面影响:一是通过将大数据平台融入企业生产过程,赋能企业高速发展,进而提高企业对劳动力的需求^[32];二是通过推动劳动力供给与企业劳动力需求有效匹配^[33],进而缓解摩擦性失业。

据此,本文提出研究假设4:京津冀协同发展战略的实施能够推动数字经济建设,进而促进就业扩容。

四、研究设计

(一) 模型设定

本文以京津冀协同发展战略的实施为准自然实验,研究区域一体化政策的实施对就业扩容的作用效果。本文将政策实施时间点设定在2014年,因为《京津冀协同发展规划纲要》这个文件在2014年已经形成。具体地,采用企业层面的样本数据进行实证回归;将京津冀(包括安阳市^①)地区的上市企业作为处理组,其他地区的所有上市企业作为控制组。同时,为保证结果有效性,后文还进行一系列的稳健性

① 中共中央政治局2015年4月30日召开会议,审议通过的《京津冀协同发展规划纲要》中具体名录包括安阳市。

检验。

$$Labor_{i,t} = \alpha + \beta Citydid_{i,t} + \sum \theta Control_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Labor_{i,t}$ 表示 t 年 i 企业的就业扩容水平; $Citydid_{i,t}$ 表示京津冀协同发展战略政策虚拟变量, 其系数 β 衡量的是该政策的作用效果, 这是本文的核心关注点; $Control_{i,t}$ 表示包含上市企业层面和地级市宏观层面的一系列控制变量; γ_i 为个体固定效应, δ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。同时, 由于同地级市的各企业可能具有相同的发展趋势, 本文的回归结果聚类到地区层面。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为就业扩容 ($Labor$), 本文以就业的绝对量对就业扩容进行衡量, 这是因为就业的绝对量变动更能反映政策带来的就业扩容变化。借鉴张明志和岳帅(2022)^[34]的研究, 采用上市公司的现有员工人数作为代理变量, 并将该变量单位转换为万人, 即用企业员工人数与 10 000 的比值表示。

2. 解释变量

核心解释变量为京津冀协同发展战略政策虚拟变量 ($Citydid$), 该变量由 $Treated$ 与 $Imyear$ 进行交乘构成。其中, $Treated$ 的取值为 0 或者 1, 若取值为 1, 表明该城市为处理组, 否则为对照组; $Imyear$ 的取值为 0 或者 1, 在该政策开始实施后的年份均取值为 1, 否则为 0。将它们相乘得到的交互变量使用 $Citydid$ 表示, 若该变量取值为 1, 表明该城市即是处理组且政策开始生效, 否则为 0。

3. 控制变量

为保证结果的可靠性, 需要控制公司层面相关变量和宏观经济变量。借鉴邱国庆等(2023)^[35]、袁一杰等(2023)^[36]的研究, 本文确定的控制变量具体包括: 企业成长能力 ($TobinQ$), 采用股票市场价值与企业资产总计的比值度量; 企业平均职工薪酬 ($Awage$), 采用应付职工薪酬与员工人数的比值度量; 企业总资产 ($Asset$), 采用企业资产总计取自然对数度量; 企业总资产净利率 (Roa), 采用企业净利润与企业资产总计的比值度量; 企业所得税费用 ($Incomtax$), 采用企业所得税费用取自然对数度量; 企业成立时长 (Age), 采用当年减去企业成立年份后再取自然对数度量; 地区第二产业占比 ($Industry$), 采用第二产业增加值与地区生产总值的比值度量; 地区生产总值 (Gdp), 采用地区生产总值(万元)取自然对数度量; 地区人均工资水平 ($Citywage$), 采用地区职工平均工资取自然对数度量; 地区人口规模 (Pop), 采用地区户籍人口数(万人)取自然对数度量。

(三) 数据来源

本文选取 2010—2022 年沪深 A 股上市公司作为研究样本。公司层面的数据主要来源于深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融研究数据库。为保证本文的回归结果更具有稳健性, 借鉴陈志勇和王希瑞(2023)^[37]的研究, 对数据进行如下处理: (1) 剔除 ST 或曾经被 ST 过的上市公司; (2) 剔除属于金融行业类的上市公司; (3) 剔除相关变量数据缺失较为严重的上市公司。地级市层面的数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》, 其中个别缺失值采用插值法进行处理。最终, 本文得到 2 068 家上市公司的样本, 共计 22 652 个观测值, 其中有 254 家上市公司位于京津冀地区。由于非平衡面板数据包含更多的信息, 本文进行实证时分析采用的是非平衡面板数据。表 1 为主要变量的描述性统计结果。

表 1 描述性统计结果

类别	变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Labor</i>	22 652	0.659 8	2.358 6	0.001 7	55.281 0
解释变量	<i>Citydid</i>	22 652	0.114 3	0.318 2	0	1
公司层面控制变量	<i>TobinQ</i>	22 652	2.743 4	2.215 5	0.219 1	33.374 0
	<i>Anwage</i>	22 652	2.366 7	5.946 8	0.004 9	485.713 0
	<i>Asset</i>	22 652	23.186 7	0.913 9	19.928 8	26.388 4
	<i>Roa</i>	22 652	0.048 0	0.064 2	-1.702 6	0.541 5
	<i>Incomtax</i>	22 652	17.243 1	1.767 9	0.000 0	24.479 6
	<i>Age</i>	22 652	2.913 8	0.338 8	0.000 0	4.219 5
	地区层面控制变量	<i>Industry</i>	22 652	0.398 9	0.114 0	0.150 5
<i>Gdp</i>		22 652	18.245 7	1.058 9	14.177 3	19.774 0
<i>Citywage</i>		22 652	11.310 5	0.421 9	9.231 7	12.128 3
<i>Pop</i>		22 652	6.481 0	0.669 5	2.970 4	8.136 2
机制变量		<i>TFP-LP</i>	19 688	8.458 1	1.058 5	4.612 3
	<i>TFP-FE</i>	19 688	11.519 5	1.343 3	6.629 9	15.606 6
	<i>WAGE</i>	22 472	0.303 6	0.352 6	0.000 8	1.320 9
	<i>FIXASSET</i>	15 668	0.365 2	0.262 4	0.000 9	1.199 4
	<i>TRMOB</i>	14 202	2.529 5	3.604 5	0.022 6	20.172 2
	<i>TEMOB</i>	18 786	7.867 7	5.181 8	0.202 0	34.100 0
	<i>DIG-PRI</i>	15 612	0.684 6	0.092 1	0.553 9	0.953 9
	<i>DIG-ENT</i>	15 611	0.305 1	0.200 3	0.018 9	0.887 7

五、实证分析

(一) 基准回归

表 2 报告了京津冀协同发展战略的实施对就业扩容影响的基准回归结果。列(1)为引入企业层面和地区层面所有控制变量的回归结果,列(2)为进一步引入个体和年份固定效应的回归结果。回归结果显示,核心解释变量 *Citydid* 的回归系数均在 5% 的统计水平下显著为正,表明京津冀协同发展战略的实施促进了就业扩容,假设 1 成立。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>Citydid</i>	0.3076** (2.2010)	0.0908** (2.4660)
<i>TobinQ</i>	0.0274* (1.8995)	0.0169*** (2.9139)
<i>Awage</i>	-0.0210 (-1.4252)	-0.0123 (-1.5058)
<i>Asset</i>	0.2368*** (2.9229)	0.1383*** (3.3806)
<i>Roa</i>	-3.2410* (-1.8461)	-0.0981 (-1.4129)
<i>Incomtax</i>	0.5312** (2.5457)	0.0736*** (4.1954)
<i>Age</i>	0.7085 (1.4736)	0.4033* (1.8162)
<i>Industry</i>	0.7885 (1.3657)	0.0274 (0.1330)
<i>Gdp</i>	0.0088 (0.1594)	0.0573 (1.2343)
<i>Citywage</i>	-0.2053* (-1.6799)	-0.1462*** (-3.0501)
<i>Pop</i>	0.0543 (0.8927)	0.3916*** (3.8423)
地区固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
观测值	22 652	22 624
R^2	0.1859	0.9540

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平，括号内为 t 值，后表同。

区间依旧远离零点。

2. 倾向得分匹配检验

为缓解政策实施后的效果受到不可观测因素的影响造成的偏差,本部分采用倾向得分匹配(PSM)法寻找政策实施前与实验组不存在显著差异的对照组。同时,为避免匹配方式对结果造成有偏估计的影响,本文分别采用 K 近邻 1:1、1:2 和 1:3 匹配的方法,并使用频数加权回归。由表 3 可以发现,所有再回归结果都在 1% 的统计水平下显著为正,这表明本文结果具有稳健性。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

平行趋势检验是双重差分法有效识别因果效应的重要前提条件,即在政策实施前试点地区和非试点地区的就业水平应当具有相同的变化趋势。借鉴高跃光等(2023)^[38]的研究,本文设定以下事件研究方程进行检验。具体公式设定为:

$$Labor_{i,t} = \alpha + \beta_t \sum_{t=-4}^4 Post_{i,t} + \sum \theta Control_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $post_{i,t}$ 为距离开展京津冀协同发展战略的相对时间, $t = 0$ 为改革当期。本文以改革前一期作为基期,基期的政策效应为 0。如果京津冀地区与其他地区的就业水平在政策实施前几年的变化趋势与基期年份相比具有一致性,即实施前几年的政策效应显著接近 0,则表明通过了平行趋势检验。根据图 1 可以发现,与基准年份相比,京津冀地区前几年的回归系数均在 90% 以上的置信区间显著接近于 0。这表明,在政策实施前,京津冀地区和其他地区的就业水平具有相同的变化趋势,平行趋势假设成立。同时,从图 1 还可以发现,京津冀协同发展战略对地区内就业水平的促进作用具有一定的时滞,从试点后的第 1 期(即第 2 年)才开始显现。这是因为从政策落实到影响企业行为需要一定的时间。此外,该政策的效果具有一定的持续性,通过图 1 可以看出在政策实施后的第 5—8 期(即第 6—9 年),置信

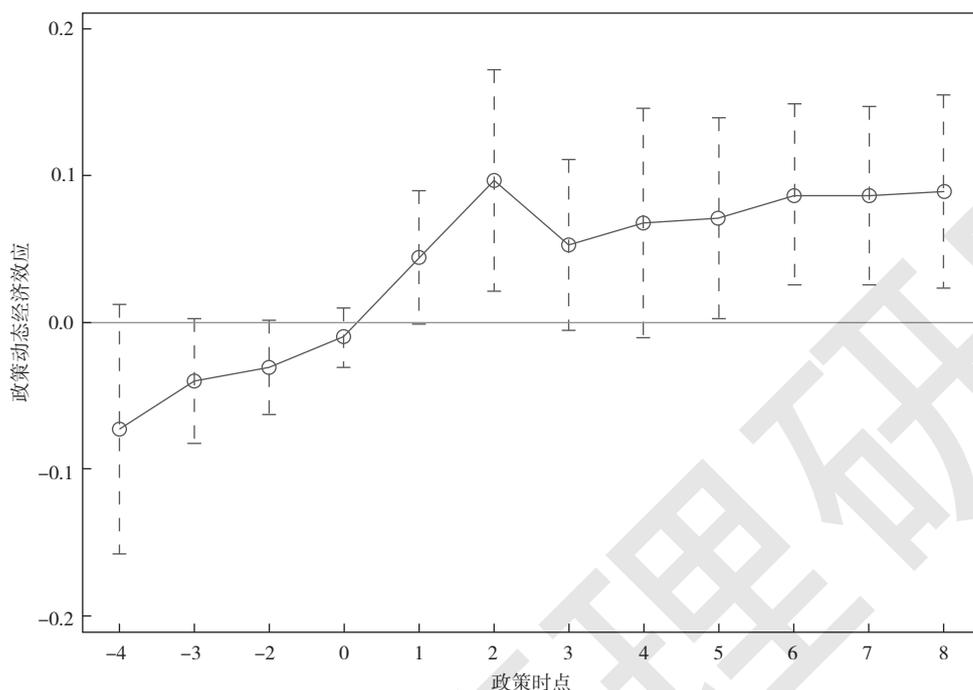


图1 平行趋势检验结果

表3 PSM 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Citydid</i>	0.7801*** (3.8030)	0.6963*** (3.4942)	0.5687*** (2.9417)
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	3482	6581	9829
R^2	0.8824	0.8663	0.8551

注:列(1)—列(3)分别采用K近邻1:1、1:2和1:3匹配的方法。

3. 截断缩尾检验

本文采用1%的截断缩尾法生成新的被解释变量,再利用新的被解释变量进行回归分析。回归结果如表4列(1)所示,京津冀协同发展战略的实施对就业扩容的影响依然为正向,与基准回归保持一致,这表明本文的核心结论比较稳健。

表4 多种稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Citydid</i>	0.0878** (2.2320)	0.0668* (1.6751)	0.0715** (2.0539)	0.0886** (2.3092)

表4(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	22 393	22 624	15 314	4 639
R^2	0.956 2	0.919 0	0.959 4	0.980 7

注:列(1)—列(4)分别采用截断缩尾、替换被解释变量、更换样本区间和更换对照组的方法。

4. 替换被解释变量

将衡量方法由以员工人数的绝对值转变为取员工人数的自然对数,回归结果如表 4 列(2)所示,京津冀协同发展战略的实施对就业扩容的影响依然为正向,与基准回归保持一致,这表明本文的核心结论的确是比较稳健。

5. 更换样本区间

受疫情冲击带来的影响,可能会造成企业大面积倒闭的问题,这会使实证结果失真。为缓解这一问题,本文直接剔除 2020 年及以后的三年样本进行回归分析,回归结果如表 4 列(3)所示,核心解释变量的回归系数依然显著为正,与基准回归保持一致,这表明本文的结果较为稳健。

6. 更换对照组

京津冀协同发展战略的批复单位不同于其余国家级城市群,为避免批复等级相同带来的样本选择偏差,本文剔除国务院批复的 10 个国家级城市群的所有城市上市企业样本后进行回归分析,回归结果如表 4 列(4)所示,均与基准回归保持一致,这表明本文的结果较为稳健。

7. 安慰剂检验

为排除非政策因素对研究结果造成的影响,本文采用安慰剂检验的方法来缓解这一问题。具体地,通过随机在样本中抽取与原政策相同数量的试点城市(该过程共随机抽取 14 个伪试点城市)作为处理组,剩下的城市作为对照组样本,同时也随机抽取试点时间(该时间数量保持与原政策一致,即抽取一个相同的伪试点时间),用得到的“新政策”进行回归分析,再将这个过程重复 500 次。如果得出的结果均不显著或接近零并离基准回归系数较远,那么证明本文的核心结果真实有效。结果如图 2 所示,这些随机试点政策对就业扩容影响的回归系数基本上靠近 0,明显远离基准回归结果值 0.091,且大部分结果未通过显著性检验,这表明本文结果比较稳健。

8. 排除其他政策的竞争性

由于同一期间实施的政策有很多,因此政策效果会受到大量干扰。本部分通过将其他政策作为控制组来尝试排除这一干扰,如果在引入其他政策变量后,该政策变量回归系数依旧显著为正,那么证明本文的结果比较稳健。本文选取了以下五个试点政策:(1)长三角城市群一体化发展规划。该政策中处理组为上海、南京、无锡、常州、苏州、南通、盐城、扬州、镇江、泰州、杭州、宁波、温州、嘉兴、湖州、绍兴、金华、舟山、台州、合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城。该政策颁布时间为 2016 年,故将政策启动时间定为 2016 年。(2)长江经济带发展战略。该政策处理组为上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州 11 个省份。该政策颁布时间为 2014 年,故将政策启动时间定为 2014 年。(3)成渝都市圈发展规划。

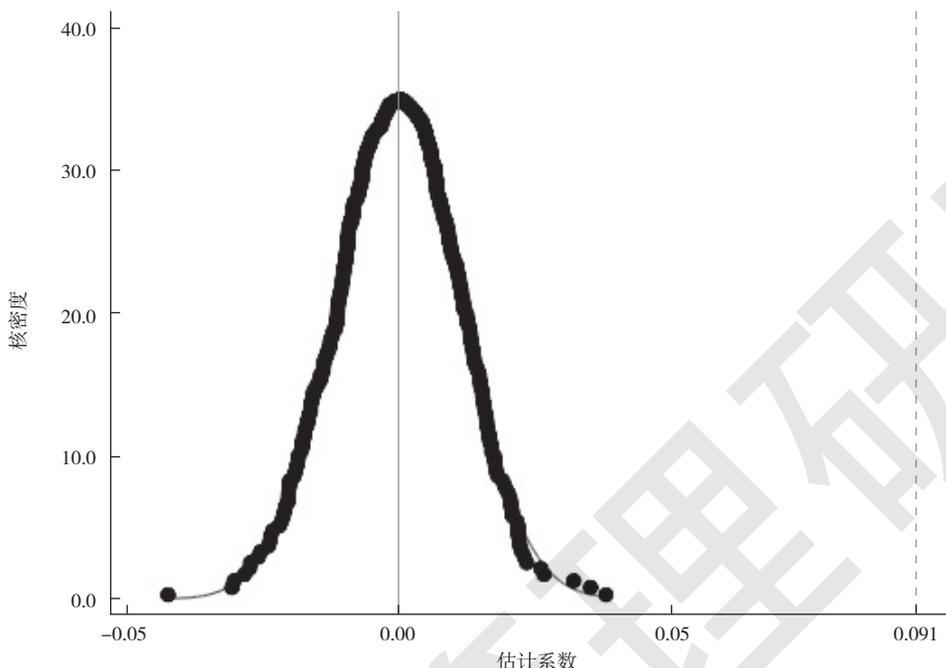


图2 安慰剂检验

该政策中处理组为成都、自贡、泸州、德阳、绵阳、遂宁、内江、乐山、南充、眉山、宜宾、广安、达州、雅安、资阳、重庆。该政策颁布时间为2018年,故将政策启动时间定为2018年。(4)低碳城市试点政策。该试点政策以探索低碳发展模式为目标,注重通过技术创新等途径推进低碳发展。国家发展改革委分别于2010年和2012年组织开展了两批低碳省份和城市试点,在2017年进一步扩大试点范围。(5)国家数字经济创新发展试验区。数字经济已成为经济增长的影响要素之一,这意味着企业对人力资本这一要素的需求也会发生变化。该政策的处理组为雄安新区、浙江、福建、广东、重庆、四川。该政策颁布时间为2019年,故将政策启动时间也定为2019年。(6)雄安新区的设立。雄安新区的大规模建设可能会创造新的岗位需求,因此可能会影响核心政策效果。雄安新区设立的处理组为北京,设立时间为2017年4月1日,故将政策启动时间定为2017年。

在确定试点政策启动时间与处理组后,本文将政策变量纳入模型进行回归分析,赋值方法是依据该上市公司当年及之后是否受到了政策冲击,若是为1,否则为0。回归结果如表5所示,在引入一系列相关的试点政策后,京津冀协同发展战略的实施仍然能够促进就业扩容,这表明本文的结果较为稳健。在控制的竞争性政策中,多数政策的回归系数不显著,表明他们的就业扩容效应趋近于0。其中,成渝都市圈政策的就业扩容效应表现为负向,造成这一现象的原因可能是成渝地区间的劳动力市场一体化还处于不完善阶段^[39]。

表5 排除其他政策的竞争性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Citydid</i>	0.090 8**	0.088 7**	0.089 9**	0.087 8**	0.091 9**	0.080 2**
	(2.421 5)	(2.010 0)	(2.437 5)	(2.486 7)	(2.467 6)	(2.074 2)

表5(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
长三角城市群	-0.000 1 (-0.004 6)					
长江经济带		-0.003 7 (-0.097 8)				
成渝都市圈			-0.058 5*** (-2.826 5)			
低碳城市试点				0.021 6 (0.902 5)		
数字经济创新发展试验区					0.019 9 (1.047 5)	
雄安新区						0.058 3 (1.334 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	22 624	22 624	22 624	22 624	22 624	22 624
R ²	0.954 0	0.954 0	0.954 0	0.954 0	0.954 0	0.954 0

(三) 机制检验

根据理论分析,京津冀协同发展战略的实施能够加速企业成长、促进人口流动和推动数字经济建设,进而促进就业扩容。根据江艇(2022)^[40]的观点,机制检验模型设定如下:

$$Mech_{i,t} = \alpha + \beta Citydid_{i,t} + \sum \theta Control_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Mech$ 表示机制变量,分别为企业成长、人口流动以及数字经济建设; $Citydid_{i,t}$ 表示政策虚拟变量,其系数 β 衡量的是该试点政策的作用效果; $Control_{i,t}$ 表示包含上市企业层面和地级市宏观层面的一系列控制变量; γ_i 为个体固定效应, δ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

1. 加速企业成长

本文主要从两个视角选取企业成长的衡量指标。一是从产出的视角,选取全要素生产率作为衡量企业成长的指标。借鉴鲁晓东和连玉君(2012)^[41]的研究对全要素生产率进行计算,并采用固定效应估计技术和莱文索恩-彼得林法(LP法)两种方法对计算出的全要素生产率进行修正,两种方法对应的变量分别记为 TFP_{FE} 和 TFP_{LP} 。该指标的值越大,说明企业拥有更高水平的生产效率,意味着企业成长良好。二是从投入的视角出发,选取与劳动投入和资本投入相关的指标,二者分别记为 $WAGE$ 和 $FIXASSET$,它们均对企业成长起重要的推动作用。其中,劳动投入采用在岗员工薪酬总和进行衡量,资本投入采用固定资产总投资额进行衡量。劳动和资本这两大要素投入的增多意味着企业拥有更大的生产规模和生产效率^[42],这表明企业获得了较好的成长。回归结果如表6所示,核心解释变量 $Citydid$ 的回归系数在10%的统计水平下均显著为正,这表明京津冀协同发展战略的实施对企业成长有推动作用。据此,假设2成立。

表 6 机制检验回归结果 I

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Citydid</i>	0.048 2 [*] (1.948 9)	0.052 6 [*] (1.848 3)	0.227 8 ^{***} (3.251 1)	0.060 3 ^{***} (4.256 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19 649	19 649	22 472	15 382
R^2	0.914 1	0.937 2	0.926 9	0.955 8

注:列(1)—列(4)机制变量分别为 *TFP_LP*、*TFP_FE*、*WAGE* 和 *FIXASSET*。

2. 促进人口流动

本文采取两种方法对人口流动进行衡量。一是从交通运输工具的视角,选取交通运输客运量作为衡量人口流动(*TRMOB*)的指标,计算方式为铁路、公路、水运和民用航空客运量加总,单位为万人。交通运输工具是产生人口流动的前提条件,所以人口流动强度与交通运输客运量具有极强的正相关性。二是借鉴杨晓军(2017)^[43]的做法,选取暂住人口来刻画人口流动指标(*TEMOB*)。暂住人口是指常住户口不在其生活所在地的外来经商办企业、探亲、旅游、从事劳务和生产经营,所以暂住人口数量的变化能直接体现出人口流动强度,若一个地区的暂住人口较多,那么该地区通常具有人口大规模流入流出。两次回归结果如表 7 列(1)和列(2)所示,核心解释变量 *Citydid* 的回归系数在 10% 的统计水平下显著为正,这表明京津冀协同发展战略的实施能推动地区人口流动,为促进就业扩容提供了人力支持。据此,假设 3 成立。

3. 推动数字经济建设

本文结合数据可获得性,从互联网发展和数字金融普惠两个视角构建数字经济指数。借鉴黄群慧等(2019)^[44]的方法,选取互联网普及率、相关从业人员情况、相关产出情况和移动电话普及率四个指标,分别采用主成分分析法和熵值法构造数字经济综合发展指标,两种方法对应的变量分别记为 *DIG-PRI* 和 *DIG-ENT*。回归结果如表 7 列(3)和列(4)所示,核心解释变量 *Citydid* 的回归系数在 1% 的统计水平下显著为正,这表明京津冀协同发展战略的实施能推动地区数字经济发展,从而促进就业扩容。据此,假设 4 成立。

表 7 人口流动机制检验回归结果 II

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Citydid</i>	1.970 9 [*] (1.831 9)	0.304 9 ^{***} (4.403 2)	0.026 6 ^{***} (4.137 8)	0.071 1 ^{***} (4.379 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	14 182	17 113	15 384	15 384
R^2	0.695 2	0.999 0	0.958 7	0.946 2

注:列(1)—列(4)机制变量分别为 *TRMOB*、*TEMOB*、*DIG-PRI* 和 *DIG-ENT*。

六、异质性分析

(一) 产权异质性

企业的产权性质会影响京津冀协同发展战略实施对企业稳就业的效果。本文通过平均效应考察企业产权性质对该政策效果的影响,平均效应反映了样本期间内企业产权性质对政策效果影响的均值,有助于多维度地考察政策平均效果。

本部分的数据来源于 CSMAR 中国经济金融研究数据库。根据数据详细情况,将产权性质等于 1 的划分为国有企业样本;产权性质等于 0 的划分为非国有企业样本。回归结果如表 8 所示,可以发现,该政策对国有企业就业扩容具有在 10%统计水平下的正向影响,对非国有企业的回归系数接近于 0,且十分不显著。这表明该政策更有利于促进国有企业就业扩容,且至少没有对非国有企业稳就业造成不利影响。这是因为为了追求晋升,国有企业高管往往会主动承担更多的社会责任。因此,国有企业通常具有更好的抗风险体系,当面临各类政策冲击时,受到的负向影响相对较小^[16]。

表 8 产权异质性回归结果

变量	(1)	(2)
<i>Citydid</i>	0.150 6*	-0.004 1
	(1.835 6)	(-0.133 6)
控制变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	7 645	14 917
R^2	0.968 4	0.862 3

注:列(1)和列(2)样本分别为国有企业和非国有企业。

(二) 地区人力资本水平异质性

当地的就业水平取决于劳动力市场的供给与需求的相互匹配程度,随着技术进步与产业变革,劳动力需求发生了转变,这就对劳动力供给提出了新要求^[45],所以当地人力资本的水平可能会对政策的就业效应产生影响。本文通过平均效应考察地区人力资本水平对该政策效果的影响,平均效应反映了样本期间内地区人力资本水平对政策效果影响的均值,有助于多维度地考察政策平均效果。地区人力资本水平采用平均

受教育年限作为代理变量,计算方法参考甘行琼等(2022)^[46]的做法,具体计算公式为:平均受教育年限=(小学在校生×6+中学在校生×10.5+大学在校生×16)/总在校人数。

本文采用人力资本水平的中位数区分人力资本水平较高和较低地区的上市公司,划分完成后再分别进行实证检验^①。将低于中位数的划为人力资本水平较低地区的上市公司,标识为 0;将高于中位数的划为人力资本水平较高地区的上市公司,标识为 1。结果如表 9 所示,人力资本水平较高组的核心解释变量回归系数在 1%统计水平下显著为正,人力资本水平较低组的核心解释变量回归系数为负且不显著,这表明在人力资本水平较高的地区,更有利于该政策发挥稳就业的作用效果。

(三) 地区自然资源禀赋异质性

企业竞争力是影响企业雇佣需求的核心因素之一,而企业竞争力又受到地区自然资源禀赋的影响。具体来讲,根据资源诅咒理论,位于自然资源较为富裕地区的企业,可能会因为过度依赖当地资源继而造成缺乏竞争力,从而影响政策的就业效应。为检验这一假设是否成立,本文通过平均效应考察地区自然资源

① 具体地,先计算出各省份的年度地区人力资本平均值,然后再统计出中位数,低于该中位数的为人力资本水平较低的省份,高于该中位数的为人力资本水平较高的省份,再按企业所属省份进行划分。

表9 地区人力资本水平异质性回归结果

变量	(1)	(2)
<i>Citydid</i>	0.124 2*** (3.116 5)	-0.058 4 (-0.631 9)
控制变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	16 731	5 855
R^2	0.964 4	0.889 2

注:列(1)和列(2)样本分别为人力资本水平较高和较低地区的上市公司。

样本,标识为1^①。结果如表10所示,自然资源禀赋较低组核心解释变量的回归系数在1%的统计水平下显著为正,自然资源禀赋较高组核心解释变量的回归系数为负且不显著,这表明在自然资源禀赋较低的地区,更有利于发挥该政策发挥稳就业的作用效果。

表10 地区自然资源禀赋异质性回归结果

变量	(1)	(2)
<i>Citydid</i>	-0.051 8 (-0.857 3)	0.142 5*** (2.718 8)
控制变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	9 112	13 512
R^2	0.904 0	0.957 8

注:列(1)和列(2)样本分别为自然资源禀赋较高和较低地区的上市公司。

数字经济建设,从而促进企业就业扩容。第三,从企业内部异质性来看,不同的产权性质会影响京津冀协同发展的政策效果,其中国有企业受到该政策的冲击较大,是地区企业稳就业的主要力量。第四,从企业外部异质性来看,该政策在地区人力资本水平较高的地区能促进企业就业扩容;在自然资源禀赋较低的地方越有利于发挥该政策的效果。

基于上述结论,本文提出以下政策建议:

第一,优化相关政策举措。具体地,一是应在实施区域一体化政策的同时再配套一些财政支持政策,通过政府支出工具引导和帮助企业快速成长,更有利于发挥区域一体化的政策效果;二是应加速交通的建设,促进人口在区域中的快速流动,为异地办公者提供便利,还能推动区域间消费的就业效应;三是应着重支持数字经济的发展,数字经济的发展不仅有利于发挥政策的作用效果,作为新时代的经济增长新要素,还能赋

禀赋对该政策效果的影响,平均效应反映了样本期间内地区自然资源禀赋对政策效果影响的均值,有助于多维度地考察政策平均效果。地区自然资源禀赋的计算借鉴张峰(2016)^[47]的做法,采用各省份的石油、天然气、煤炭等17种矿物资源加总进行衡量。

本文采用中位数的方式区分自然资源禀赋较高和较低地区的上市公司,划分完成后再分别进行实证检验。将自然资源禀赋低于中位数地区的上市公司划为一组样本,标识为0;将自然资源禀赋高于中位数地区的上市公司划为一组

七、研究结论与政策建议

本文以2010—2022年的中国沪深A股上市公司为研究样本,基于京津冀协同发展战略实施这一准自然实验,采用双重差分法实证检验了京津冀协同发展战略的实施对就业扩容的影响及路径。主要结论如下:第一,京津冀协同发展战略的实施促进了就业扩容,且经过平行趋势检验、PSM检验、被解释变量截断缩尾等稳健性检验,结果依旧成立。第二,京津冀协同发展战略的实施能够加速企业成长、促进人口流动和推动

① 基于政策试点选取特征,本文采用省份层面的自然资源储备数据。具体地,先计算出各省份的年自然资源储备平均值,然后再统计出中位数,低于该中位数的为自然资源储备较低的省份,高于该中位数的为自然资源储备较高的省份,再按地级市所属省份进行划分。

能各行各业,有助于中国经济高质量发展^[48]。

第二,非国有企业在市场经济中发挥着重要作用,应重点激发这类企业活力。具体而言,当地政府应多采用财政补贴、税收优惠等手段引导非国有企业朝优势产业方向集聚抱团发展本地特色经济,有助于非国有企业持续高质量发展,从而推动非国有企业就业扩容。此外,还要重视国有企业在稳就业中充当的重要作用,政府应保持利用财政支出工具支持国有企业发展,保障国有企业持续为稳就业作出重要贡献。

第三,充实地区人力资本质量,推动区域协同发展战略的高效实施。提高地区人力资本质量主要通过两个途径:一是需要中央政府的大力支持,持续深化教育一体化。目前,京津冀的教育依旧存在较大的地区差异。对此,建议在京高校与津冀合办分校区,有利于缓解因地区教育资源分配不均导致地区间人力资本质量存在差异的这一问题;二是需要地方政府有所作为,应通过提高城市基础建设水平、改善环境污染等方法增加城市居民幸福度,吸引外地人才在本地落户,改善地区人力资本质量。

第四,应针对地区自然资源禀赋的不同,实施有差异的财政支持政策^[49]。京津冀协同发展战略的实施明确了发展地区优势产业,但较小的生产成本与竞争使自然资源禀赋较高地区的企业缺乏创新发展动力,从而不利于该政策的推进。为有效避免这一问题的产生,自然资源富裕地区的政策制定应集中于引导和推动企业研发,使企业拥有核心竞争力。此外,需要优化外地企业来本地办厂的限制条件,在保护本地优势产业链企业的同时,通过引入上下游产业为当地企业提供便利;地区自然资源匮乏地区的政策制定应集中于引导和推动当地企业在异地办厂,推动企业有益成长,促进当地就业,还有助于办厂地区的稳就业,进而达到双赢的局面。

参考文献:

- [1] 闫东升,孙伟,李平星,等.长三角一体化区域扩容的城市创新发展效应研究[J].地理研究,2022,41(9):2568-2586.
- [2] 李格,高达,吕世公.区域一体化与城市群绿色发展——基于长三角扩容的准自然实验[J].经济经纬,2022,39(4):22-31.
- [3] 李雯,原志昕.京津冀一体化促进了高质量发展吗?——基于回归控制法的政策评估[J].技术经济,2023,42(7):77-93.
- [4] 彭迪云,冯怡,李伊力.区域一体化政策实施的民生福祉增进效应——基于“长江经济带发展战略”的研究[J].学术月刊,2023,55(7):61-73.
- [5] 许泽宁,陈子韬,甄茂成.区域一体化政策对城市高学历人才分布的影响与作用机制——以长三角地区为例[J].地理研究,2022,41(6):1540-1553.
- [6] 柳美君,李伟平,杨斯杰,等.长三角区域一体化政策对科技人才流动的影响研究[J].科学学研究,2024,42(4):733-745.
- [7] JIANG N N, JIANG W, ZHANG J N, et al. Can national urban agglomeration construction reduce PM_{2.5} pollution? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Urban Climate, 2022, 46: 101302.
- [8] 董晓宏,孙拥军,武星.创新型人才与高技术产业共轭驱动高质量发展——以京津冀为例[J].经济与管理,2022,36(4):29-35.
- [9] 朱俊丰.京津冀市场一体化、城市空间结构对经济增长的影响效应[J].首都经济贸易大学学报,2021,23(4):51-64.
- [10] 任爱华,刘玲,刘洁.协同发展还是虹吸效应?——来自京津冀地区的“动态”多维评估[J].经济体制改革,2022(1):59-66.
- [11] 安树伟,李瑞鹏.城市群核心城市带动外围地区经济增长了吗?——以京津冀和长三角城市群为例[J].中国软科学,2022(9):85-96.
- [12] 丁述磊,刘翠花.数字经济时代互联网使用对就业质量的影响研究——基于社会网络的视角[J].经济与管理研究,2022,43(7):97-114.
- [13] 吕越,于喆宁,陈泳昌,等.制造业服务化的就业效应:空间关联、影响机制与异质性[J].经济与管理研究,2023,44(1):93-110.
- [14] 毛日昇.工业机器人应用与就业再配置[J].管理世界,2024,40(9):98-122.
- [15] 周亚虹,杨岚,姜帅帅.约束性碳减排与就业——基于企业和地区劳动力变化的考察[J].经济研究,2023,58(7):104-120.
- [16] 徐舒,魏文博,王茹.企业社保减负的就业结构优化与居民消费提振效应[J].管理世界,2024,40(7):121-144.

- [17]夏海波,刘耀彬,邵汉华. 智慧城市建设如何影响劳动力就业? [J]. 经济与管理研究,2024,45(8):103-124.
- [18]丛屹,闫苗苗. 京津冀产业结构与就业结构匹配度研究[J]. 工程管理科技前沿,2023,42(3):75-81.
- [19]马赛,薛勇,黄钊坤. 京津冀城市群环境规制对就业规模影响[J]. 中国软科学,2023(9):171-181.
- [20]FELDMAN M P, KELLEY M R. The *ex ante* assessment of knowledge spillovers: government R&D policy, economic incentives and private firm behavior[J]. Research Policy, 2006, 35(10): 1509-1521.
- [21]KLEER R. Government R&D subsidies as a signal for private investors[J]. Research Policy, 2010, 39(10): 1361-1374.
- [22]顾雷雷,李建军,彭俞超. 内外融资条件、融资约束与企业绩效——来自京津冀地区企业调查的新证据[J]. 经济理论与经济管理,2018(7):88-99.
- [23]杨伟中,余剑,李康. 金融资源配置、技术进步与经济高质量发展[J]. 金融研究,2020(12):75-94.
- [24]魏义方. 积极应对就业结构性失衡[J]. 宏观经济管理,2021(4):26-33.
- [25]徐瑛,郭瑞军,虞明远,等. 国家首都圈下的京津冀快速交通网一体化建设和管理政策研究[J]. 人口与发展,2015,21(5):11-23.
- [26]谢凯,秦志龙,张荣杰,等. 交通基础设施改善与家庭旅游消费——来自“高铁县”的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(12):90-110.
- [27]王亚菲,王瑞,徐丽笑. 流动人口消费的就业效应——基于多区域投入产出视角[J]. 中国人口科学,2020(2):56-68.
- [28]张治国,欧国立. 高铁开通促进创业了吗? ——基于京津冀等七大城市群的研究[J]. 东岳论丛,2021,42(12):164-173.
- [29]李辉,邓琪钰. 数字经济发展的就业效应研究[J]. 人口学刊,2023,45(4):41-56.
- [30]宋建,王怡静. 企业数字化转型是就业机遇还是替代危机:来自中国上市公司文本分析的证据[J]. 中国软科学,2024(4):131-143.
- [31]欧阳日辉. 数字基础设施促进电子商务创新发展的机理与路径[J]. 广西社会科学,2024(1):1-11.
- [32]AUTOR D H. Why are there still so many jobs? The history and future of workplace automation[J]. Journal of Economic Perspectives, 2015, 29(3): 3-30.
- [33]王春凯,许珍珠. 互联网发展对区域劳动力就业匹配的影响研究——基于人力资本—产业结构视角[J]. 当代经济科学,2023,45(4):127-138.
- [34]张明志,岳帅. 外部关税变动对中国区域劳动力就业的影响[J]. 中国工业经济,2022(1):113-131.
- [35]邱国庆,李星如,马妍妮. 税收征管数字化何以赋能实体经济投资效率提升? [J]. 江南大学学报(人文社会科学版),2023,22(5):25-39.
- [36]袁一杰,许启凡,甘行琼. 如何利用市场机制促进制造业低碳转型与稳增长协同发展——基于碳排放权交易政策的研究[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2023,44(12):97-109.
- [37]陈志勇,王希瑞. 养老保险费率下调对企业高质量发展的影响[J]. 北京社会科学,2023(5):53-65.
- [38]高跃光,范子英,冯晨. 义务教育专项融资与教育投入:基于开征地方教育附加的研究[J]. 管理世界,2023,39(2):72-82.
- [39]陆远权,陈莉,张源. 成渝地区双城经济圈劳动力市场一体化测度及影响因素研究[J]. 中国软科学,2023(10):88-97.
- [40]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [41]鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊),2012,11(2):541-558.
- [42]陈梦根,侯园园. 中国行业劳动投入和劳动生产率:2000—2018[J]. 经济研究,2021,56(5):109-126.
- [43]杨晓军. 城市公共服务质量对人口流动的影响[J]. 中国人口科学,2017(2):104-114.
- [44]黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019(8):5-23.
- [45]AUTOR D H, DORN D. The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market[J]. American Economic Review, 2013, 103(5): 1553-1597.
- [46]甘行琼,许启凡,袁一杰. 区域工业绿色转型试点、财政压力与制造业低碳发展[J]. 财政研究,2022(9):104-119.
- [47]张峰. 资源禀赋会转化为制造业竞争力吗? ——来自空间面板杜宾模型的经验证据[J]. 北京社会科学,2016(7):55-64.
- [48]周闯,郑旭刚,张抗私. 数字经济赋能服务业就业:行业异质性与空间效应[J]. 技术经济,2023,42(3):167-178.
- [49]赵秋运,蒋美,朱欢. 资源型城市产业转型升级路径研究——从“资源诅咒”到“资源祝福”[J]. 江南大学学报(人文社会科学版),2024,23(1):89-101.

Does Coordinated Regional Development Promote Employment Expansion?

—A Quasi-natural Experiment Based on Implementation of Beijing-Tianjin-Hebei

Coordinated Development Strategy

XIN Chongchong¹, XI Penghui², TANG Shifang³

(1. Beijing Academy of Social Sciences, Beijing 100101;

2. Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006;

3. Guangxi University of Finance and Economics, Nanning 530003)

Abstract: Employment is the foundation of people's livelihoods. Stabilizing employment becomes a top priority when facing complicated external environments, such as China-US trade friction and the COVID-19 pandemic. The paper adopts the sample data of A-share listed firms in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2022 to explore whether the Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development (BTHCD) strategy can promote employment expansion of enterprises and its mechanism.

This paper obtains several key findings. First, the BTHCD strategy is conducive to promoting corporate employment expansion. This finding remains valid after a series of robustness tests. Second, this promoting effect is achieved mainly by accelerating enterprise growth, facilitating population mobility, and promoting the digital economy development. Third, the heterogeneity analysis shows that implementing this type of policy has a more prominent influence in state-owned enterprises and areas with high human capital levels and low natural resource endowments.

Based on the research results, this paper puts forward the following suggestions. First, the policy effect of the BTHCD strategy should be fully utilized to promote corporate employment expansion. Second, emphasis should be placed on stimulating the vitality of non-state-owned enterprises, playing an important role in the implementation of the BTHCD strategy. Third, the government should emphasize the education and introduction of human capital to promote the efficient implementation of the BTHCD strategy. Fourth, the policy experience of BTHCD should be promoted according to local conditions, and financial support policies should be implemented according to differences in natural resource endowments.

The marginal contributions are mainly reflected in the following aspects. First, this paper adopts the difference-in-differences method to accurately assess the policy effects of the BTHCD strategy in affecting corporate employment expansion, which enriches the related research on the policy effects of regional integration. Second, this paper reveals the mechanism through which the BTHCD strategy affects employment expansion. Third, this paper also conducts various heterogeneity tests of practical significance, providing theoretical support and empirical evidence for the improvement of relevant policies, as well as possible ideas for further promoting corporate employment expansion.

Keywords: Beijing-Tianjin-Hebei coordinated development strategy; regional integration; stabilizing employment; enterprise growth; population mobility; digital economy development

责任编辑:宛恬伊;周 斌