

《就业政策如何影响微观企业用工行为？》附录

附录 1 变量含义及描述性统计

附表 1 主要变量含义和描述性统计

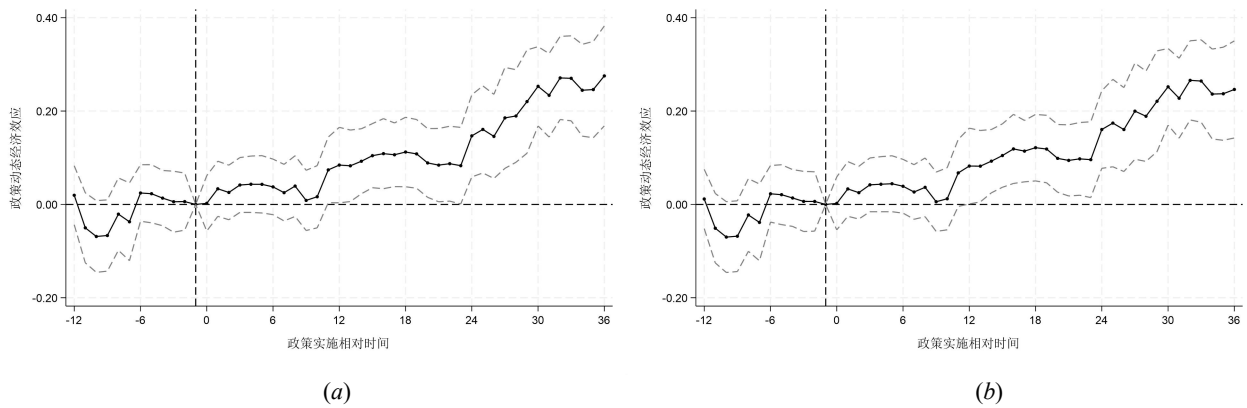
变量名	变量定义和说明	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Recruit</i>	企业在公司所在地当月的人员招聘数乘 1000 加 1 取对数	0.5823	2.0933	0.0000	16.8379
<i>PromoPolicy</i>	当月公司所在城市已经实施就业促进政策为 1，否则为 0。	0.6218	0.4849	0.0000	1.0000
<i>Size</i>	年总资产的自然对数	9.9168	2.2828	3.9318	16.3942
<i>Lev</i>	年末总负债 / 年末总资产	0.5410	0.2939	0.0000	0.9912
<i>Cashflow</i>	经营活动产生的现金流量净额 / 总资产	0.0202	0.1256	-0.4399	0.6816
<i>FIXED</i>	固定资产净额 / 总资产	0.1311	0.1928	0.0000	1.0000
<i>FirmAge</i>	$\ln(\text{当年年份}-\text{公司成立年份}+1)$	2.4692	0.4766	0.0000	4.7958
<i>Auto</i>	$(\text{预算支出}-\text{预算收入})/\text{预算收入}$	0.7026	0.8567	-0.1852	5.0729
<i>gdpPc</i>	当年人均 GDP 取对数	11.3323	0.5066	9.4152	11.9698
<i>Tech</i>	当年科学技术支出取对数	11.6231	1.8255	6.3526	13.6845
<i>Edu</i>	当年教育支出取对数	13.4784	1.0886	10.8221	14.8013

注：对所有连续变量均在 1%和 99%水平上进行了缩尾（winsorize）。

附录 2 稳健性检验

（一）事前趋势检验

参照 Jacobson et al. (1993)的事件研究设计，我们在模型中控制了企业和年-月固定效应，并纳入了政策实施前 12 个月和后 36 个月的虚拟变量（以实施前 1 个月为基准期）。若政策实施前的系数估计值在统计上不显著，则无法拒绝事前趋势平行的原假设。附图 1 显示了平行趋势与动态效果分析的结果（a、b 两图分别为不加入和加入基准控制变量的结果），这表明在政策落地前，处理组与对照组的招聘趋势高度重合；政策生效约 15 个月后，处理组招聘数量才开始显著上升，且效应随时间持续扩大，这表明政策效应存在明显的时滞性。整体而言，图 1 的结果为平行趋势提供了提示性证据（suggestive evidence）。



附图 1 平行趋势与动态效果分析

（二）异质性稳健估计

多期 DID (TWFE) 本质是对若干 2×2 处理效应加权，当各组入场时点不同且效应存在异质性时，早受处理组在后期充当对照组会带来偏误 (Goodman-Bacon, 2021; 刘冲等, 2022; 张子尧和黄炜, 2023)。对基准结果做 Goodman-Bacon 分解后¹，权重最大的一类“始终处理组 vs 处理组”占 62.4%，表明“坏对照”影响有限。随后本文引入异质性稳健估计：（1）本文采用 Callaway and Sant Anna (2021) 的方法，以“从未受处理组”为对照，平均处理效应仍显著为正；（2）使用 Borusyak et al. (2021) 提出的基于 TWFE 的校正估计，系数仍保持正且显著，结论稳健。

附表 2 “异质性稳健”估计量估计结果

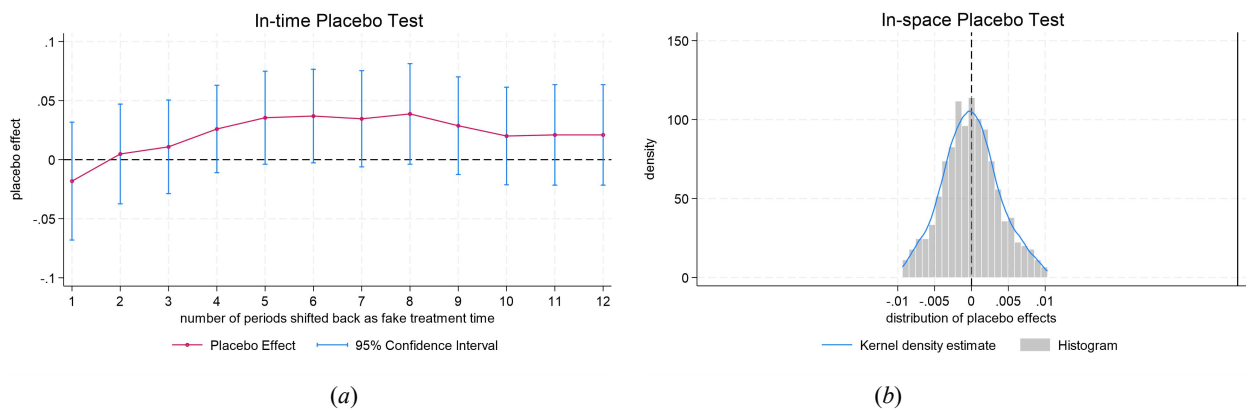
	(1)	(2)
	<i>Recruit</i>	<i>Recruit</i>
<i>PromoPolicy</i>	0.0969***	0.0797***
	(12.6707)	(11.8077)

注：***，**，* 分别表示在 1%，5% 和 10% 水平上显著；括号内为 z 值。

（三）安慰剂检验（预期效应检验）

混杂性事件可能导致内生性问题与估计偏误。为确保企业招聘数量的变化就业政策的推出而非其他因素，本研究通过构造虚拟处理变量，分别开展时间安慰剂、空间安慰剂检验。图 6 展示了安慰剂检验结果，当采用虚构实施时间时，就业政策对企业招聘的影响并不显著；当采用虚构处理组时，就业政策对企业招聘的影响亦不显著。

¹ Goodman-Bacon 分解命令 `bacondecomp` 需使用强平衡面板数据。



附图 2 安慰剂检验结果

（四）加入固定效应

为了缓解潜在的遗漏变量导致的内生性问题，本文在基准回归中进一步加入了固定效应。结果如表 4 的第（1）列至第（3）列所示，第（1）列和第（2）列分别进一步控制了行业固定效应和城市固定效应，第（3）列控制了省份×时间固定效应。结果显示，就业政策的系数依然显著，即就业政策可以显著的提高企业的招聘水平。

附表 3 加入固定效应和更换估计方法的结果

	加入固定效应			更换估计方法
	(1) <i>Recruit</i>	(2) <i>Recruit</i>	(3) <i>Recruit</i>	(4) <i>Hiring_count</i>
<i>PromoPolicy</i>	0.0424*** (23.3009)	0.0424*** (23.3007)	0.0063*** (2.8288)	0.0332*** (6.8205)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	11971325	11971325	11971325	4425786
调整的 R^2	0.4014	0.4014	0.4079	/
<i>Pseudo R</i> ²	/	/	/	0.4519
年月固定效应	Yes	Yes	No	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	No	Yes	No	No
行业固定效应	Yes	No	No	No
省份 × 年月固定效应	No	No	Yes	No

（五）估计方法的稳健性

由于本文被解释变量为计数的非负变量取对数得来，且在 0 处有大量的值，Cohn 等（2022）、Chen 等（2024）提出使用 $\log(1 + y)$ 可能会使得残差有偏，OLS 估计不能得到正确的经济意义，甚至可能使结果相反。我们采用泊松最大似然法（PPML）重新估计，使得即使在 0 值大量存在的情况下也能进行有效的估计。如表 4 第（4）列所示，可以发现，经过模型调整后，我们的主要结论依然成立。

（六）排除同期其他政策干扰

为排除并行政策对企业招聘的潜在干扰，本研究在基准模型中依次控制以下七项政策变量。第一，增值税留抵退税：留抵税额提前返还可缓解融资约束并提高用工需求(吴怡俐等，

2021; 刘长庚等, 2022)。如果企业 2018 年以后“本年留抵退税额”大于 0 的企业, 变量 *ld* 取值为 1。第二, 环保费改税: 依据“双重红利”假说(Carraro et al., 1996), 环境税既减排又促就业, 参考金友良等(2020), 若重污染企业在环保税实施后税费负担上升, 则 *hbs* 取 1。第三, 新冠疫情冲击: 鉴于 2020 年大量稳岗救助政策和 2019 年样本的影响, 仅保留 2017—2018 年样本以剔除疫情影响。第四, 社保费率调整: 按照崔小勇等(2023)与尹恒等(2021), 利用上一年度“社会保险费/应付职工薪酬”构造企业综合社保费率 *Lsi*。第五, 劳动保护强度: 参照唐珏等(2023), 以省级劳动者胜诉案件占比衡量并记为 *LaborProtection*。其六, 最低工资规制: 引入最低小时工资 *CMinhowage*。其七, 城市人才政策: 参考孙鲲鹏等(2021), 在回归模型中加入了人才政策变量以及其与时间的交互项 (*Talent*), 以控制人才政策可能带来的影响。在将上述变量依序纳入回归(表 5 第 (1) – (7) 列)后, 就业政策核心系数始终在 1%显著性水平为正, 说明研究结论对并行政策控制具有稳健性。

附表 4 排除同期其他政策干扰

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Recruit</i>	<i>Recruit</i>	<i>Recruit</i>	<i>Recruit</i>	<i>Recruit</i>	<i>Recruit</i>	<i>Recruit</i>
<i>PromoPolicy</i>	0.0423*** (23.2470)	0.0411*** (22.5737)	0.1183*** (26.7675)	0.0451*** (21.2291)	0.0362*** (19.7897)	0.0436*** (23.9957)	0.0427*** (23.4681)
<i>ld</i>	控制						
<i>hbs</i>		控制					
<i>COVID19</i>			控制				
<i>Lsi</i>				控制			
<i>LaborProtection</i>					控制		
<i>CMinhowage</i>						控制	
<i>Talent</i>							控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	11971325	11971325	6028459	10306373	11971325	11950433	11971325
调整的 R^2	0.4015	0.4015	0.4350	0.4032	0.4015	0.4016	0.4015
年月固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

附录 3 分组分析

(一) 企业和地区层面

表 12 第 (1) – (3) 列报告了企业层面的分组检验结果。核心交互变量包括: *HighTech* (依据国家统计局《高技术产业(制造业)分类》(2017)与《高技术产业(服务业)分类》(2018)将样本企业标记为高新技术企业, 取 1; 否则为 0)、*SOE* (最终控制人为国有资本则取 1) 以及 *SA* 指数 (Hadlock & Pierce, 2010, 根据企业规模与成立年限衡量融资约束, 数值越大表示越宽松)。估计结果显示: 非高新技术企业、国有企业和融资约束较紧的企业在就业政策出台后招聘增幅更大。表 13 第 (1) – (5) 列则揭示城市层面的梯度边际效应, 所用变量依次为: *HHY* (位于胡焕庸线东侧取 1, 西侧取 0)、*HighSpeedRail* (截至样本期末已通高铁取 1)、*hPrice* (城市商品房均价的自然对数)、*Patengran* (万人发明专利授权数) 与行政等级虚拟变量 (省会 (*ProvCap*)、副省级 (*SubProv*)、直辖市 (*Municipalities*))。结果表明, 政策在西部、未通高铁、房价较低、创新密度较低以及普通地级市内对企业招聘的促进作用最为显著, 而在东部、交通便利、房价高、技术密集和高行政级别城市中边际收益递减。综合来看, 技术密集度低、行政层级低或要素流动性弱的企业与地区更能吸收就业政策

红利，印证了政策效应随经济与制度环境呈“梯度递减”的规律。

附表 5 企业层面差异

	(1) <i>Recruit</i>	(2) <i>Recruit</i>	(3) <i>Recruit</i>	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>PromoPolicy</i> × <i>HighTech</i>	-0.2166*** (-33.7030)							
<i>PromoPolicy</i> × <i>SOE</i>		0.2321*** (25.8077)						
<i>PromoPolicy</i> × <i>SA</i>			-0.0868*** (-76.2920)					
<i>PromoPolicy</i> × <i>HHY</i>				-0.1167*** (-28.2597)				
<i>PromoPolicy</i> × <i>HighSpeedRail</i>					-0.0848*** (-20.1646)			
<i>PromoPolicy</i> × <i>hPrice</i>						-0.0000*** (-36.7816)		
<i>PromoPolicy</i> × <i>Patengran</i>							-0.0537*** (-58.1218)	
<i>PromoPolicy</i> × <i>Municipalities</i>								-0.1965*** (-46.2844)
<i>PromoPolicy</i> × <i>SubProv</i>								-0.2228*** (-50.8264)
<i>PromoPolicy</i> × <i>ProvCap</i>								-0.1418*** (-28.1177)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	11971325	11971325	11971325	11971325	11971325	11824163	11971325	11971325
调整的 R^2	0.4015	0.4015	0.4019	0.4015	0.4015	0.4023	0.4017	0.4016
年月固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

（二）政策支持力度的差异

为更精确地刻画政策支持力度的差异和动态变化，本文在基准回归的框架下用两个连续强度指标替代原有的 0–1 虚拟处理变量并重新估计。其一是 *Supporttypes*，即每份政策文件中提及的支持措施种类数（如财政补贴、税费减免、信贷支持、社保优惠、培训补助、创业扶持、岗位奖励等），用于衡量政策工具的覆盖广度；其二是 *Intensity*，将政策文本中的措辞强度（从原则性表述到“大力支持”等强化语）经大语言模型初评分并人工复核后，按 0–10 标准化，用以量化支持力度。表 6 的第（5）和（6）列显示，两者在 1% 水平上均显著为正，表明政策工具越多样、措辞越强硬，企业新增招聘人数的增幅就越大。

附表 6 政策支持力度的影响

	(1)	(2)
	<i>Recruit</i>	<i>Recruit</i>
<i>Supporttypes</i>	0.0030*** (10.4125)	
<i>Intensity</i>		0.0208*** (8.8962)
控制变量	控制	控制
样本数	11971325	11971325
调整的 R^2	0.4014	0.4014
年月固定效应	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes

附录参考文献

- [1] 崔小勇、蔡昀珊和卢国军, 2023,《增值税留抵退税能否促进企业吸纳就业? ——来自 2019 年试行留抵退税制度的证据》,《管理世界》第 9 期,第 15~38 页。
- [2] 刘长庚、谷阳、张磊和吴雄, 2022,《增值税留抵退税政策的就业促进效应》,《财政研究》第 9 期,第 44~57 页。
- [3] 刘冲、沙学康和张妍, 2022,《交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择》,《数量经济技术经济研究》第 9 期,第 177~204 页。
- [4] 刘长庚、谷阳、张磊和吴雄, 2022,《增值税留抵退税政策的就业促进效应》,《财政研究》第 9 期,第 44~57 页。
- [5] 孙鲲鹏、罗婷和肖星, 2021,《人才政策、研发人员招聘与企业创新》,《经济研究》第 8 期,第 143~159 页。
- [6] 唐珏、谢强、赵仁杰和王佳媛, 2023,《基于失业保险的稳就业政策效果研究》,《管理世界》第 10 期,第 109~131 页。
- [7] 吴怡俐、吕长江和倪晨凯, 2021,《增值税的税收中性、企业投资和企业价值——基于“留抵退税”改革的研究》,《管理世界》第 8 期,第 180~194 页。
- [8] 尹恒、张子尧和曹斯蔚, 2021,《社会保险降费的就业促进效应——基于服务业的政策模拟》,《中国工业经济》第 5 期,第 57~75 页。
- [9] 张子尧和黄炜, 2023,《事件研究法的实现、问题和拓展》,《数量经济技术经济研究》第 9 期,第 71~92 页。
- [10] Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess. 2024. “Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation,” *Review of Economic Studies*, 91(6): pp.3253~3285.
- [11] Callaway, B. and P.H.C. Sant’Anna. 2021. “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods,” *Journal of Econometrics*, 225(2): pp.200~230.
- [12] Chen, J. and J. Roth. 2024. “Logs with Zeros? Some Problems and Solutions,” *The Quarterly Journal of Economics*, 139(2): pp.891~936.
- [13] Cohn, J.B., Z. Liu, and M.I. Wardlaw. 2022. “Count (and Count-like) Data in Finance,” *Journal of Financial Economics*, 146(2): pp.529~551.
- [14] Goodman-Bacon, A. 2021. “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing,” *Journal of Econometrics*, 225(2): pp.254~277.

[15] Jacobson, L.S., R.J. LaLonde, and D.G. Sullivan. 1993. "Earnings Losses of Displaced Workers," *The American Economic Review*, 83(4): pp.685~709.

[16] Hadlock, C.J. and J.R. Pierce. 2010. "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index," *The Review of Financial Studies*, 23(5): pp.1909~1940.