

国家社会科学基金资助期刊

经济学动态

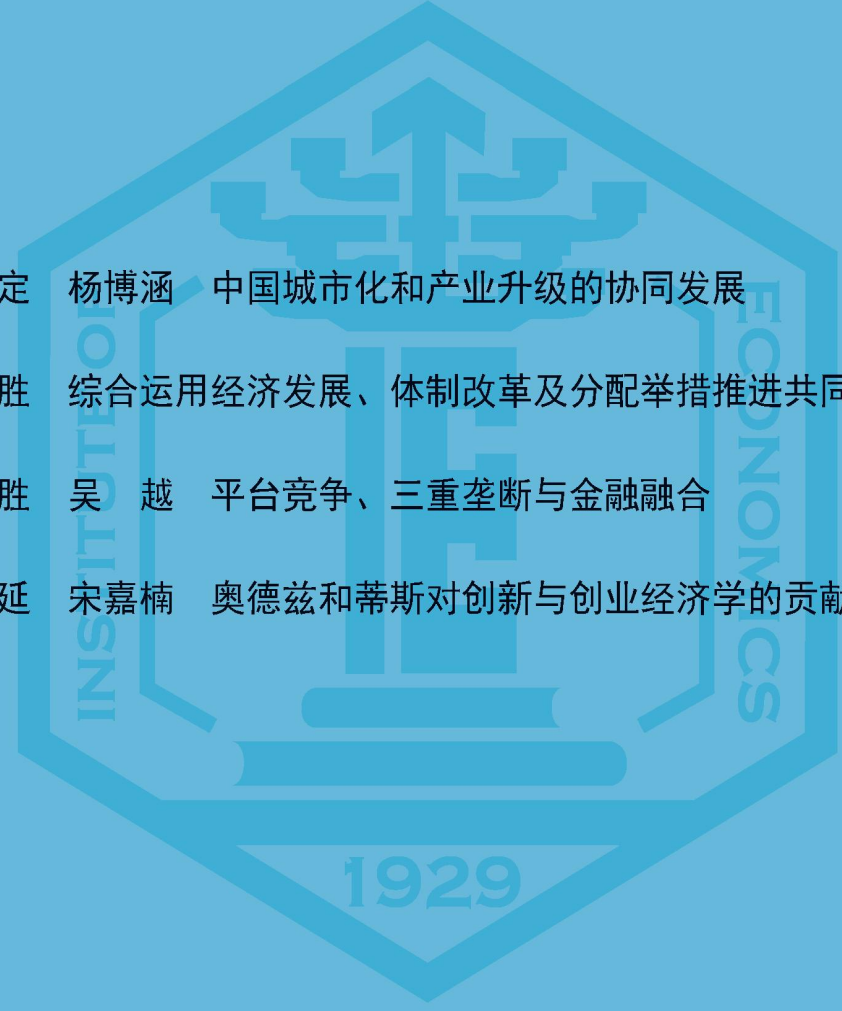
ECONOMIC PERSPECTIVES

二〇二一年第十期

(总第728期)

经济学动态

ECONOMIC PERSPECTIVES

- 
- 余永定 杨博涵 中国城市化和产业升级的协同发展
陈宗胜 综合运用经济发展、体制改革及分配举措推进共同富裕
谢富胜 吴越 平台竞争、三重垄断与金融融合
张延 宋嘉楠 奥德兹和蒂斯对创新与创业经济学的贡献

2021年第

10

期

经济学动态

(月刊)

2021 年第 10 期
10 月 18 日出版

总第 728 期

创刊时间:1960 年
刊名题字:许涤新

主管单位:中国社会科学院

主办单位:中国社会科学院
经济研究所

主编:黄群慧

编辑:经济学动态编辑部

出版:经济学动态杂志社

国内总发行:社会科学文献出版社

国外发行:中国国际图书贸易集团
有限公司

地址:北京市阜外月坛北小街 2 号

邮编:100836

电话:010-68051607

电子邮箱:jjxdt-jjs@cass.org.cn

网址:www.jjxdt.org

目 录

中国城市化和产业升级的协同发展 余永定 杨博涵 3

综合运用经济发展、体制改革及分配举措推进共同富裕
..... 陈宗胜 19

平台竞争、三重垄断与金融融合 谢富胜 吴 越 34

长期护理保险、居民照护选择与代际支持
——基于长护险首批试点城市的政策评估
..... 蔡伟贤 吕函桦 沈小源 48

电力价格政策对企业全要素生产率的影响
..... 赵 琳 林立国 64

数字金融发展与企业全要素生产率 陈中飞 江康奇 82

固定资产加速折旧政策的就业效应 ... 谢申祥 王 晖 100

非正式渠道与青年工作稳定性
..... 刘 华 胡文馨 116

慢性贫困问题研究新进展 罗良文 杨起城 131

奥德兹和蒂斯对创新与创业经济学的贡献
——科睿唯安“引文桂冠”经济学奖得主学术贡献评介
..... 张 延 宋嘉楠 145

编辑委员会

顾问:刘国光 张卓元

高培勇

主编:黄群慧

副主编:胡家勇(常务)

委员(按姓氏笔画排序):

丁任重 王 珺 平新乔

齐 兰 刘 伟 刘秉镰

吕 炜 任保平 朱恒鹏

张 军 张晖明 杨灿明

杨春学 杨瑞龙 沈坤荣

沈 越 李 晓 李稻葵

宋 敏 罗卫东 林 岗

陆 铭 胡乐明 洪银兴

逢锦聚 顾海良 郭熙保

黄少安 黄桂田 黄泰岩

戚聿东 谢 地 程 霖

赖德胜 蔡继明 樊丽明

编辑部主任:杨新铭

副主任:李仁贵

杂志社社长:谭 易

本期值班编辑:陈建青

Main Contents

The Synergy of Urbanization and Structural Upgrading in China	YU Yongding & YANG Bohan
Comprehensive Application of Economic Development, System Reform and Distribution Measures to Promote Common Prosperity	CHEN Zongsheng
Platform Competition, Three Levels of Monopoly and Financial Convergence	XIE Fusheng & WU Yue
Long-Term Care Insurance, Residents' Care Choices and Intergenerational Support: Policy Evaluation Based on Pilot Cities in China	CAI Weixian et al
The Impact of Electricity Pricing Policy on Total Factor Productivity	ZHAO Lin & LIN Liguo
Development of Digital Finance and Firms' Total Factor Productivity	CHEN Zhongfei & JIANG Kangqi
The Effects of the Accelerated Depreciation Policy of Fixed Assets on Employment	XIE Shenxiang & WANG Hui
Informal Search Methods and Youth Employment Stability	LIU Hua & HU Wenxin
New Research Progress on Chronic Poverty	LUO Liangwen & YANG Qicheng
Contributions of D. B. Audretsch and D. J. Teece to the Economics of Innovation and Entrepreneurship	ZHANG Yan & SONG Jianan

固定资产加速折旧政策的就业效应^{*}

谢申祥 王 晖

摘要:评估固定资产加速折旧政策的就业效应,有助于全面理解固定资产加速折旧政策的影响,又有助于探寻有效促进“稳就业”的政策措施。基于此,本文采用2011—2018年A股上市公司数据,将2014年和2015年固定资产加速折旧政策作为准自然实验,采用双重差分法考察了固定资产加速折旧政策对企业就业的影响。研究发现,固定资产加速折旧政策显著增加了企业雇佣劳动者的数量;进一步分析表明,相比资本对劳动的替代效应,固定资产加速折旧政策发挥了更强的产出效应,可通过促进企业扩大产量从而增加就业规模。异质性分析结果显示,固定资产加速折旧政策对资本密集型企业、中小企业、融资约束高的企业以及东部地区的企业影响显著;从人员结构看,就业的增加主要表现为对中等技能劳动者需求的增加。本文研究对于全面认识固定资产加速折旧政策的就业效应具有重要的理论和现实意义。

关键词:固定资产加速折旧 所得税优惠 劳动者就业 双重差分

一、引言与文献综述

就业是民生之本,是关系我国改革、发展与稳定的重中之重。改革开放四十多年以来,我国的经济增长与就业规模同步攀升,取得了举世瞩目的成绩。1978—2019年间,我国GDP年均增长率达9.4%,城乡就业总人口由40152万增加到77471万,增长率约为93%。然而,自进入新常态,特别是2018年以来,国内经济面临的下行压力空前加大,国外经济增速放缓,来自外部的不确定性风险逐渐上升,我国面临的就业压力与日俱增。在此背景下,中央相继提出“六稳”工作方针和“六保”工作任务,并将增加就业工作作为“六稳”和“六保”工作之首。值得一提的是,2020年10月召开的十九届五中全会,进一步把增进民生福祉、实现更加充分更高质量就业作为“十四五”时期经济社会发展的主要目标。因此,探寻增加劳动者就业的政策措施就显得尤为必要和迫切。

考虑到企业在生产过程中会面临固定资产的损耗,根据《中华人民共和国企业所得税法》规定,企业的资本性支出通过折旧等方法逐渐转化为各期费用,可在计算应纳税所得额时予以扣除,除另有规定外,固定资产应按照“直线法”进行折旧。2014年起,我国开始部署实施固定资产加速折旧政策,允许部分行业内的企业对新购置的固定资产实行加速折旧,这意味着这些行业内的企业可以在前期增加折旧额,降低了折旧总额的时间成本,间接减少了企业应纳税所得额。因此,调整企业固定资产折旧方式,既可以调节企业固定资产投资,又可以调节企业面临的实际税负,从而起到调节经济运行的作用。由于固定资产加速折旧政策不仅具有降低税收的政策属性,同时还具备促进固定资产投资的政策职能,这就引出一个十分重要的问题,即固定资产加速折旧政策虽然有助于增加企业的竞争能力,但是由于资本对劳动的替代,可能引致企业吸纳劳动力的能力降低。因此,进一步评估

^{*} 谢申祥,山东财经大学经济学院,邮政编码:250014,电子邮箱:xieshx@sdufe.edu.cn;王晖,山东财经大学财税学院,邮政编码:250014,电子邮箱:huiwongchn@163.com。基金项目:国家社会科学基金重大项目“逆全球化动向与国际经贸规则重构的中国方案研究”(17ZDA097)、国家自然科学基金项目“全球价值链视角下中国增加出口贸易的就业效应研究”(71703066)和泰山学者工程专项经费。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

固定资产加速折旧政策的就业效应,对于全面理解和把握固定资产加速折旧政策的作用就显得更为必要。

美国、英国、日本等发达国家早在 20 世纪便已对企业实行了固定资产加速折旧政策,在此背景下,出现了不少基于发达国家加速折旧政策的研究。这些研究发现,相比直线折旧法,使用加速折旧法有助于企业做出更多的投资决策,其对企业的投资促进作用也通过实证检验得到了证实(House & Shapiro,2008;Zwick & Mahon,2017;Ohrn,2019)。对就业而言,加速折旧政策发挥了温和的就业增加效应(House & Shapiro,2008;Garrett et al,2020),员工工资水平得到小幅度提升(Ohrn,2019)。自 2014 年开始,我国固定资产加速折旧政策开始分行业逐步施行,这也引发了一系列以此为背景的研究。学者们普遍发现固定资产加速折旧政策在企业固定资产投资(刘行等,2019;刘啟仁等,2019)、缓解融资约束(童锦治等,2020)、研发创新(曹越、陈文瑞,2017;李昊洋等,2017;伍红等,2019)、全要素生产率(刘伟江、吕镠,2018;张克中等,2021)等方面发挥了显著的积极作用。而就企业人力资本和就业的研究中,李昊洋等(2017)认为固定资产加速折旧政策增加了企业开展研发的人力资源投入,而伍红等(2019)却发现该政策对于创新人力资本投入的激励效果并不明显。刘啟仁和赵灿(2020)从人力资本结构角度开展的研究表明,由于资本—技能的互补性,该政策在增加企业固定资产投资的同时也促进了技能劳动力的增加,对企业人力资本升级具有很好的带动作用。李建强和赵西亮(2021)在研究中提出,固定资产加速折旧政策降低了企业对低技能劳动力的需求,企业资本劳动比得到提升。张克中等(2021)进一步考察了固定资产加速折旧政策对企业内部收入分配的影响,发现该政策显著提升了公司管理层平均工资,而普通员工工资并未有显著变化,加大了企业内部的收入不平等。

考虑到固定资产加速折旧政策通过提前折旧降低了企业应纳税所得总额的现值,本质上属于所得税优惠政策,我们也对所得税政策的就业效应研究进行了梳理。以发达国家为研究背景的一部分学者认为,对企业征收所得税降低了资本的边际效率,企业的投资减少,劳动力需求降低(Devereux & Griffith,1998),所得税率与就业率之间存在负相关关系(Harden & Hoyt,2003)。而另有一部分学者则认为,企业所得税提高了资本成本,企业净利润降低,从而抑制了劳动力需求的增加(Leibfritz et al,1997;Wasylenko & McGuire,1985),企业所得税率变动没有引起就业的增加(Goss & Phillips,1994),一定程度的减税甚至会引起失业率的上升,这种结果可以归因于劳动力市场的不完全(Pissarides,1998)。在我国的财政税收体制背景下,马海涛和向飞丹晴(2009)梳理了我国促进就业的财税举措,发现税收政策是国家实施积极就业政策的有力工具,对企业实施所得税优惠减免有助于创造就业机会,扩大就业。曹书军等(2009)以制造业上市公司为样本开展的微观实证研究表明,企业就业规模以及就业增量与实际税负呈负相关。王跃堂等(2012)研究发现,企业所得税率降低对于劳动力需求的增加具有显著的促进效应,其中非国有企业税收敏感性更强。陈永伟和徐冬林(2011)实证考察了税收优惠影响就业的动态效应后认为,税收并不是造成就业波动的主要原因,税收优惠没有对企业就业产生促进效应。

毫无疑问,已有文献为本文的研究奠定了坚实的基础,也为本文的研究提供了较为深刻的洞见,然而,已有研究仍有进一步拓展的空间。一方面,在现有研究中,所得税优惠对企业就业的影响,从结论来看存在较大分歧,不可照搬已有的经验结论;另一方面,已有关于固定资产加速折旧政策的研究主要聚焦于投资、创新、生产率等视角,对人力资本更多的是关注其构成情况,鲜有文献从就业规模的视角开展深入而细致的专门研究。与已有研究相比,本文具有如下的边际贡献。第一,通过定性分析发现固定资产加速折旧政策对就业存在两个相互抵消的影响效应,既存在企业扩大再生产的产出效应,又存在资本代替劳动的替代效应,两个效应的相对大小决定了该政策对就业究竟是促进还是抑制,进一步构建计量经济学模型得出该政策对就业的最终影响。通过定性分析与定量分析相结合,有助于我们把握两个效应的相对大小,揭示了固定资产加速折旧政策影响就业的重要途径。第二,固定资产加速折旧政策兼具投资政策属性和税收政策属性,从我国的经济背景出发,分析该项

政策的就业效应,有助于我们深化对固定资产加速折旧政策的理解。第三,分析固定资产加速折旧政策的就业效应,有助于深入把握影响就业的因素,为当前的“稳就业”寻找可行的政策提供经验证据。第四,在固定资产加速折旧政策背景下探讨税收优惠对就业的影响,丰富了所得税政策影响就业的研究。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

根据《中华人民共和国企业所得税法》规定,企业为取得收入而发生的资本性支出可在计算应纳税所得额时予以扣除。具体而言,资本性支出则是指为了取得当期和以后各期经济收益而产生的支出,由于经济效益发生的时间超过了一个营业周期,在计算应纳税所得额时不可一次性扣除,应通过转移、折旧和摊销等方法逐渐转化为各期费用。企业购置固定资产的支出作为资本性支出的重要组成部分,根据收益原则和耗费比例计提折旧,继而在当年享受税收优惠。其中折旧年限和折旧方法是影响企业在当年享受税收优惠大小的主要因素。我国税法中根据固定资产的类型对折旧年限做出了相应规定,对于产生经济效益较为持久、生产能力较强的固定资产,其折旧年限较长;对于产生经济效益时间较短、磨损较为严重的固定资产,其折旧年限较短。对于折旧方法而言,除另有规定外,固定资产应按照“直线法”进行折旧扣除。

2014年10月20日国家税务总局发布通知,允许生物药品制造业,专用设备制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业,仪器仪表制造业,信息传输、软件和信息技术服务业等六个行业对2014年1月1日后新购进的固定资产实行加速折旧,最低折旧年限不得低于企业所得税法实施条例第六十条规定折旧年限的60%,加速折旧的方法可采用双倍余额递减法或年数总和法。随着固定资产加速折旧政策试点的不断推进,2015年轻工、纺织、机械、汽车四个领域重点行业被纳入加速折旧试点,2019年行业范围进一步由六大行业、四大领域扩大到全部制造业。表1列出了固定资产加速折旧政策的试点进程,具体包括政策文件、政策颁布时间、试点行业及政策主要内容。

表1 固定资产加速折旧政策试点进程

颁布时间	试点行业	政策主要内容	政策文件
2014.10.20	六大行业	2014年1月1日后新购进的固定资产,可缩短折旧年限或采取加速折旧的方法。	《财政部国家税务总局关于完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知》(财税[2014]75号)
2015.9.17	四个领域重点行业	2015年1月1日后新购进的固定资产,可由企业选择缩短折旧年限或采取加速折旧的方法。	《财政部国家税务总局关于进一步完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知》(财税[2015]106号)
2019.4.23	全部制造业	2019年1月1日起新购进固定资产的企业可享受固定资产加速折旧优惠。	《财政部国家税务总局关于扩大固定资产加速折旧优惠政策适用范围的公告》(财税[2019]66号)

资料来源:由作者整理而得。

(二)理论分析

参考刘行等(2019)的研究思路,若企业新购置一项固定资产,企业所享受的税收优惠总额现值 M 可表示为:

$$M = \sum_{t=1}^T \frac{D_t \cdot \omega}{(1+r)^{t-1}} \quad (1)$$

其中, D_t 表示该项固定资产在第 t 年的折旧额, ω 为所得税税率, $D_t \cdot \omega$ 则表示该项固定资产在第 t 年的税收优惠额, r 为贴现率, T 表示预计使用年限。 M 越大,则意味着固定资产折旧额的税收优惠现值越高。根据式(1)可以看出,固定资产折旧额的税收优惠现值受折旧方法和折旧年限的共同影响。折旧方法不同,固定资产在第 t 年的折旧额 D_t 相应的存在差异,在折旧时间相同的情况

下,相比直线折旧的计算方法,加速折旧法在前期的折旧额更多,折旧额的税收优惠现值也就更大;当折旧年限缩短时,相比直线折旧的年均当期折旧额,加速折旧法计算的当期折旧额较大,折旧额的税收优惠现值也进一步增大。

根据《财政部国家税务总局关于完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知》(财税〔2014〕75号)和《财政部国家税务总局关于进一步完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知》(财税〔2015〕106号),固定资产加速折旧的方法包括双倍余额递减法、年数总和法和缩短折旧年限法。为了更好地理解固定资产加速折旧政策带来的税收优惠,在该部分中,我们分别计算了双倍余额递减法、年数总和法和缩短折旧年限法三种固定资产加速折旧方式的税收优惠,同时以直线法(年限平均法)作为参考,对加速折旧与普通折旧方法进行比较。假设企业2014年1月1日后购进了一台价值为10000元的固定资产,该固定资产预计使用年限为10年,预计净残值为0,企业所得税率为25%。参考Zwick & Mahon(2017)的做法,将贴现率设定为7%。在缩短折旧年限法中,将折旧年限设置为6年。折旧具体情况列举在表2当中。根据表2可以看出,在不考虑货币时间价值的情况下,由直线法计提折旧的税收优惠总额与加速折旧方式下的税收优惠总额相同。在考虑货币的时间价值后,直线法计提折旧的税收优惠总额现值约为1714元,三种加速折旧方式计算得到的税收优惠总额现值分别为1857元、1899元和1954元,与直线法的最高差额达240元,约占购置固定资产总额的2.4%。说明相比直线法,加速折旧的方法会增加企业税收优惠总额现值,对企业更为有利。

表2 各折旧方法下的年折旧及税收优惠(单位:元)

折旧年数		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	合计
直线法	折旧额	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	10000
	税收优惠	250	250	250	250	250	250	250	250	250	250	2500
	现值	233	216	201	187	174	162	150	140	130	121	1714
双倍余额递减法	折旧额	2000	1600	1280	1024	819	655	524	419	339	289	10000
	税收优惠	500	400	320	256	205	164	131	105	85	72	2500
	现值	465	346	257	192	143	106	79	59	45	36	1857
年数总和法	折旧额	1818	1636	1455	1272	1091	909	727	545	364	182	10000
	税收优惠	455	409	364	318	273	227	182	136	91	45	2500
	现值	423	354	292	238	190	147	109	76	47	22	1899
缩短折旧年限法	折旧额	1667	1667	1667	1667	1667	1667	—	—	—	—	10000
	税收优惠	417	417	417	417	417	417	—	—	—	—	2500
	现值	388	360	335	312	290	270	—	—	—	—	1954

从上述分析中,不难发现,固定资产加速折旧政策减少了企业应缴纳税收,实质降低了资本的使用成本。Hall & Jorgenson(1967)也从理论上证明了固定资产加速折旧政策的实施使得企业固定资产折旧的抵税收益现值增加,降低了企业资本使用成本。参考聂辉华等(2009)的研究,假定代表性企业的生产函数和成本函数分别为:

$$q = q(L, K) \tag{2}$$

$$c(L, K) = wL + rK \tag{3}$$

其中, q 表示产量, L 和 K 分别代表企业投入的劳动力和资本, w 和 r 分别表示工资率和利息率。以 p 表示价格,得到形如公式(4)的企业利润函数表达式:

$$\pi = pq - wL - rK \tag{4}$$

首先,分析固定资产加速折旧政策对企业吸纳劳动力的影响。当企业实现利润最大化时,要素投入的无条件需求函数和条件需求函数相等,即:

$$L(p, r, w) = L^c(r, w, q) \quad (5)$$

在该等式两边同时对 r 求导,得到资本价格变化对劳动力需求的影响:

$$\frac{\partial L(p, r, w)}{\partial r} = \frac{\partial L^c(r, w, q)}{\partial r} + \frac{\partial L^c(r, w, q)}{\partial q} \frac{\partial q}{\partial r} \quad (6)$$

公式(6)体现了资本对劳动力需求的交叉价格效应。具体而言,公式(6)等号右边的第一项 $\frac{\partial L^c(r, w, q)}{\partial r}$ 为替代效应,指的是资本价格变动对劳动力需求的影响。当实施固定资产加速折旧政策时,将引致资本的实际价格下降,即 r 降低。资本价格越低,劳动力作为资本要素的替代品,企业对劳动力的需求就会越少,因此该替代效应符号为正,即 $\frac{\partial L^c(r, w, q)}{\partial r} > 0$ 。等号右边第二项 $\frac{\partial L^c(r, w, q)}{\partial q} \frac{\partial q}{\partial r}$ 为产出效应,指产量变动对劳动力需求的影响。当资本价格降低时,意味着生产边际成本降低,企业的最优产量有所提高,因而 $\frac{\partial q}{\partial r} < 0$; 产量提高会促使企业增加劳动力需求,所以 $\frac{\partial L^c(r, w, q)}{\partial q} > 0$ 。综合来看,等号后第一项 $\frac{\partial L^c(r, w, q)}{\partial r}$ 符号为正,即固定资产加速折旧政策产生的替代效应会降低劳动力需求,第二项 $\frac{\partial L^c(r, w, q)}{\partial q} \frac{\partial q}{\partial r}$ 符号为负,即固定资产加速折旧政策产生的产出效应会增加劳动力需求。可见 $\frac{\partial L(p, r, w)}{\partial r}$ 的符号无法确定,即固定资产加速折旧政策对企业劳动力需求的影响不确定,替代效应会减少企业对劳动力的需求,产出效应会增加企业对劳动力的需求,最终的影响效果需要通过经验分析加以检验。

三、模型、方法与数据

为定量验证固定资产加速折旧政策的劳动力就业效应,本文通过设定计量经济模型,结合上市公司数据,展开进一步分析。

(一)模型与方法

为了准确地考察固定资产加速折旧政策对企业就业的影响,本文以 2014 年和 2015 年实行的固定资产加速折旧政策作为外生冲击,在准自然实验的框架下,通过双重差分法(difference-in-differences)对政策的影响效果进行识别。根据《财政部国家税务总局关于完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知》(财税[2014]75号),在生物药品制造业,专用设备制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业,仪器仪表制造业,信息传输、软件和信息技术服务业等六个行业的领域内,自 2014 年 1 月 1 日后企业新购进的固定资产可实行加速折旧方法;根据《财政部国家税务总局关于进一步完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知》(财税[2015]106号),在轻工、纺织、机械、汽车等四个领域重点行业内,自 2015 年 1 月 1 日后新购进的固定资产允许实行加速折旧方法。基于此,本研究将六大行业和四个领域重点行业内的企业作为实验组,将其余行业的企业作为对照组,构建如下的计量经济模型:

$$\ln employment_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

其中,下标 i 表示企业, t 表示年份。被解释变量 $\ln employment_{it}$ 表示企业雇佣的劳动力就业; DID_{it} 为虚拟变量,代表了政策与时间的交互项,即企业 i 在年份 t 是否已被纳入固定资产加速折旧政策的试点范围; X_{it} 表示企业层面的控制变量; μ_i 表示企业固定效应, ν_t 表示时间固定效应, ϵ_{it} 为随机误差项。

(二) 变量说明

1. 被解释变量。模型(7)的被解释变量为企业雇佣的劳动力就业($\ln employment_{it}$)。企业员工是企业开展生产经营的重要组成部分,企业员工人数毫无疑问衡量了企业的就业情况,据此,本文参考戴觅等(2013)采用企业员工人数的对数来刻画企业雇佣的劳动力就业指标。

2. 核心解释变量。 DID_{it} 是本文重点关注的核心解释变量,当企业已被纳入固定资产加速折旧政策试点范围时, DID_{it} 取1,否则取0。它的估计系数 α_1 意味着,适用固定资产加速折旧政策的企业与不适用该政策的企业相比,政策实施前后的平均就业差异。如果核心解释变量(DID_{it})系数大于0,则表明与对照组企业相比,实验组中的企业就业人数有显著增长,也就是说,固定资产加速折旧政策的实施有利于企业扩大就业规模。政策中涉及的六大制造业行业和四个领域重点行业按照国家统计局《国民经济行业分类与代码(GB/4754—2011)》进行确认^①,其中,可以纳入试点行业的企业应以上述行业的业务作为主营业务,具体表现为固定资产投资使用的主营业务收入占企业收入总额的一半以上。

3. 其他控制变量。为尽可能识别准确,我们还将可能影响企业雇佣劳动力的其他因素纳入模型中予以控制。具体而言,资产负债率($debt$)、盈利能力($profit$)、资产回报率($return$)作为企业重要财务指标,反映了企业的经营能力和经营状况,企业会根据经营状况调整生产规模,从而对企业雇佣劳动力产生影响;企业股权集中度(top)影响着企业治理机制和经营决策,就业员工作为企业经营治理的重要组成部分,一定程度上受到股权集中度(top)影响。上述控制变量的具体计算方法参见表3。

(三) 数据

本文选取了2011—2018年A股上市公司作为研究样本,在此基础上,对数据进行了如下的筛选和处理:(1)剔除样本期间内ST和ST*状态的企业,仅保留非ST企业。(2)考虑到金融行业会计准则与一般企业不同,为了保持相关指标的可比性,从样本中剔除金融行业。(3)剔除上市时间晚于2014年的企业样本。(4)对所有连续型变量均进行1%的缩尾(winsorize)处理,以规避异常值带来的影响。(5)考虑到连续亏损的企业内部管理恶化,会对本文的政策识别产生干扰,因此,剔除2011—2018年内净利润非连续大于0的企业,保证样本期内企业均为持续盈利状态。(6)为了振兴东北工业老基地,2004年在东北三省就已实行了固定资产加速折旧,实施范围为全部工业企业,考虑到2004年在东北三省的类似政策可能存在长期影响(刘啟仁等,2019),干扰本文的识别效果,于是此处将东北三省的上市公司进行了剔除。最终,我们获得1477家企业的11641个样本。在后文的实证研究中,由于部分变量数据存在不同程度缺失,样本数量会视情况发生变化。本文所用上市公司数据主要来源于万得(Wind)数据库和国泰安(CSMAR)数据库。

表3报告了主要变量的计算方法及描述性统计,具体包括企业劳动力雇佣规模($employment$)、资产负债率($debt$)、盈利能力($profit$)、资产回报率($return$)和股权集中度(top)。从中可以看出,企业员工总数最大值和最小值分别为0.09和5528.1,说明企业间员工规模存在巨大差距,员工规模也反映了企业规模,政策对不同规模企业的就业影响程度可能有所差别,后文将细分企业规模进行进一步检验。资产负债率($debt$)、盈利能力($profit$)、资产回报率($return$)这些企业财务变量的最小值与最大值相差较大,说明存在部分企业的财务状况和生产经营状况欠佳,而有的企业则具备良好的生产经营水平;股权集中度(top)最低为0.01,最高达1,股权集中度为衡量企业治理状况的变量,企业间差异较大。

①六大行业的代码分别为:生物药品制造业C276,专用设备制造业C35,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业C37,计算机、通信和其他电子设备制造业C39,仪器仪表制造业C40,信息传输、软件和信息技术服务业I。四个领域重点行业代码为:日用化学产品制造C268,医药制造业C27,农副食品加工业C13,食品制造业C14,纺织业C17,纺织服装、服饰业C18,皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业C19,木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业C20,家具制造业C21,造纸和纸制品业C22,印刷和记录媒介复制业C23,文教、工美、体育和娱乐用品制造业C24,化学纤维制造业C28,塑料制品业C292,金属制品业C33,通用设备制造业C34,汽车制造业C36,电气机械和器材制造业C38。

表 3 主要变量的描述性统计

变量名称	计算方法	样本	均值	标准差	最小值	最大值
<i>employment</i>	企业员工总数(百人)	11641	70.25	251.61	0.09	5528.10
<i>debt</i>	负债总额/资产总额	11641	0.43	0.28	0.01	0.99
<i>profit</i>	营业利润/营业总收入	11641	0.08	0.66	0.00	0.38
<i>return</i>	净利润/资产总额	11641	0.04	0.09	0.00	0.48
<i>top</i>	前十大股东持股比例	11641	0.58	0.15	0.01	1.00

表 4 进一步列出了对企业分组后的描述性统计。从被解释变量来看,试点行业内的企业与非试点行业的企业相比拥有更高的就业水平。从控制变量来看,试点行业内的企业具有更高的资产回报率,资产负债率也相对降低,然而试点行业内企业的盈利能力稍显落后,股权集中度也较低。

表 4 试点行业和非试点行业主要变量的差异

变量	试点行业的企业		非试点行业的企业		组间差异
	均值	标准差	均值	标准差	T 检验
<i>lnemployment</i>	7.785	1.151	7.702	1.553	0.083*** (3.32)
<i>debt</i>	0.388	0.202	0.475	0.354	-0.087*** (-16.69)
<i>profit</i>	0.072	0.272	0.092	0.950	-0.020* (-1.65)
<i>return</i>	0.043	0.068	0.037	0.112	0.005*** (3.26)
<i>top</i>	0.57	0.146	0.591	0.160	-1.846*** (-6.50)

注:***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内为 t 值。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

固定资产加速折旧政策影响企业雇佣劳动力数量的基准回归结果报告在表 5。其中,第(1)列仅加入了核心解释变量(*DID*),同时控制了时间固定效应和个体固定效应,以此作为后续回归结果对比的基础。结果显示,核心解释变量(*DID*)系数在 10%的水平上显著大于 0,这表明固定资产加速折旧政策实施之后,企业雇佣劳动力数量明显增长,对就业产生了促进作用。第(2)列在第(1)列基础上加入了包括资产负债率(*debt*)、盈利能力(*profit*)和资产回报率(*return*)在内的企业层面控制变量,核心解释变量(*DID*)系数依然在 10%的水平上显著为正,表明固定资产加速折旧政策带来的税收激励显著扩大了企业就业人数规模。企业治理第三方因素可能影响劳动需求和招聘决策,因此,在第(3)列进一步控制了股权集中度(*top*),即前十大股东持股比例,以降低遗漏变量可能对本文估计结果造成的干扰。根据结果所示,核心解释变量(*DID*)系数在 5%的水平上显著为正。考虑到可能存在的行业及地域差异,我们在回归中进一步控制了企业所在行业和地区效应,结果如第(4)列所示。其中,行业固定效应参考刘行等(2019)的行业划分方式,将制造业按照二级代码分类,其他行业按照一级代码分类,地区效应则根据省份进行划分。在第(4)列结果中,核心解释变量(*DID*)系数有小幅增加,显著性未发生变化,依旧在 5%的水平上显著为正。综合来看,在第(1)~(4)列的多维度分析下,核心解释变量(*DID*)系数均显著大于 0,在控制了所有可能的影响因素后,系数值约为 0.066,这反映出固定资产加速折旧政策带来的税收优惠促使企业增加了约 6.6%的劳动力就业。

根据式(6)的推导可以得知,该政策对劳动力的影响受替代效应和产出效应交叉作用,其中替代效应使企业劳动力需求降低,产出效应使企业劳动力需求增加。经过基准回归的检验,我们得知固定资产加速折旧政策对企业就业人数存在正向影响,由此可以初步推断,在固定资产加速折旧政策对企业就业规模的影响效应中,产出效应较替代效应更大。

表 5 固定资产加速折旧政策影响企业劳动力雇佣数量的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.053* (0.029)	0.057* (0.029)	0.065** (0.030)	0.066** (0.030)
<i>debt</i>		-0.051 (0.235)	-0.026 (0.244)	-0.014 (0.261)
<i>profit</i>		0.007 (0.018)	0.007 (0.017)	0.007 (0.017)
<i>return</i>		-0.178 (0.168)	-0.196 (0.165)	-0.178 (0.169)
<i>top</i>			0.003* (0.002)	0.003* (0.002)
<i>cons</i>	7.466*** (0.021)	7.500*** (0.096)	7.295*** (0.172)	6.807*** (0.644)
行业固定效应	否	否	否	是
地区固定效应	否	否	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	11641	11641	11641	11641
adj-R ²	0.129	0.130	0.132	0.139

注:***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内为聚类到行业层面的稳健标准误。下同。

(二) 稳健性检验

1. 平行性趋势检验。面板双重差分的有效性在于固定资产加速折旧政策实施前,实验组和对照组劳动力雇佣人数能否在趋势上保持一致。为了检验上文基准回归结果的可靠性,参考 Beck et al(2010)的思路,本文将模型扩展为式(8)的形式进行平行性趋势检验。如果在固定资产加速折旧政策实施之前,实验组和对照组在劳动力雇佣规模上的差异每年都不发生显著变化,则可证明平行性趋势假设成立,两组企业之间不存在显著的事前趋势差异。

$$\ln employment_{it} = \lambda_0 + \sum_{t=-2}^3 \xi_t DID_{it} + \lambda_1 X_{it} + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中,系数 ξ_t 反映了政策实施第 t 年实验组与对照组之间劳动力雇佣规模差异, ξ_t 中的 t 表示政策实施的第 t 年, t 小于 0 时表示政策实施前第 t 年。为了更详细的了解实验组和对照组劳动力雇佣规模差异的动态效应,我们将模型(8)的具体回归结果列在表 6 的第(2)(3)列中。根据结果可知,无论加入其他控制变量与否,在政策实施之前的年份中,核心解释变量(*DID*)系数均不显著,再一次验证了平行性趋势假设成立。在政策实施当年,核心解释变量(*DID*)系数同样不显著,政策实施后的第一年,核心解释变量(*DID*)系数在 10%的水平上显著为正,政策实施后的第二、三年,估计系数都在 1%的水平上显著,数值呈逐年增大的趋势,并且在政策后第二年,系数数值出现大幅度提升。这说明固定资产加速折旧政策对就业的影响存在时间滞后性,从政策实施后第一年开始,固定资产加速折旧政策的效果开始凸显,在后期对就业规模的作用效果逐渐增强。

表 6 固定资产加速折旧政策影响企业劳动力雇佣数量的平行趋势检验

变量	基准回归	<i>employment</i>	
	(1)	(2)	(3)
<i>DID</i>	0.066** (0.030)		
前二期		-0.009 (0.032)	0.006 (0.033)
前一期		0.005 (0.042)	0.009 (0.074)

续表 6

变量	基准回归	<i>employment</i>	
	(1)	(2)	(3)
当期		0.028 (0.049)	0.039 (0.079)
后一期		0.063* (0.036)	0.083* (0.046)
后二期		0.152*** (0.054)	0.188*** (0.053)
后三期		0.197*** (0.060)	0.215*** (0.061)
其他控制变量	是	否	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
N	11641	11641	11641
adj-R ²	0.139	0.131	0.140

2. 安慰剂检验。在上文实证结果中,固定资产加速折旧政策对企业雇佣劳动力数量具有显著的正向影响,这种影响可能来源于实验组和对照组随时间变化的差异。为了验证企业就业变动真的是固定资产加速折旧政策所影响,此处对 2014 年和 2015 年的政策实施时间进行了提前和延后假设。即假设两次政策实施时间为 2012 年和 2013 年、2016 年和 2017 年,回归结果如表 7 所示。表中第(2)(3)列是以 2012 年和 2013 年作为政策实施年份的回归结果,其中第(3)列与第(2)列相比加入了其他控制变量。根据结果可以看出,在加入控制变量前后,核心解释变量(*DID*)的系数均不显著。第(4)(5)列是以 2016 年和 2017 年作为政策实施年份的回归结果,第(5)列同样在第(4)列的基础上加入了其他控制变量,两列结果中核心解释变量(*DID*)系数也都不显著。基于上述结果可以判断,企业雇佣劳动力数量的提升确实来源于固定资产加速折旧政策的实施。

表 7 假设调整政策试点时间的安慰剂检验

变量	基准回归	2012 年和 2013 年		2016 年和 2017 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>DID</i>	0.066** (0.030)	-0.028 (0.024)	-0.013 (0.022)	0.012 (0.018)	-0.006 (0.016)
其他控制变量	是	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
N	11641	4261	4259	4430	4430
adj-R ²	0.139	0.091	0.200	0.028	0.179

3. 考虑“营改增”。2012 年 1 月 1 日起,我国率先在上海的交通运输业和部分现代服务业实行“营改增”试点,随后,“营改增”逐渐扩大到全国范围内其他服务业部门。该政策的开展与固定资产加速折旧政策在时间上有重合,可能对固定资产加速折旧政策的效应评估产生影响(刘行等,2019)。因此,我们将双重差分模型由式(7)改进为式(9),以控制“营改增”给本文识别带来的干扰。

$$lnemployment_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 VAT + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中,*VAT* 为表示“营改增”的虚拟变量,当上市公司在当年被纳入“营改增”试点范围时,*VAT* 取值为 1,否则取值为 0。加入 *VAT* 后的回归结果列于表 8 第(2)(3)列。根据结果可以看出,在控

制了所有可能的影响因素后,进一步控制“营改增”并没有改变核心解释变量(*DID*)的显著性,系数在数值上也没有大幅度变动,验证了基准回归结果的稳健性。

表 8 考虑“营改增”和预期效应的稳健性检验

变量	基准回归	排除“营改增”		预期效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>DID</i>	0.066** (0.030)	0.056* (0.029)	0.069** (0.030)	0.072* (0.037)	0.091** (0.040)
<i>VAT</i>		0.160** (0.063)	0.156** (0.072)		
其他控制变量	是	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	11641	11641	11641	8723	8721
adj-R ²	0.139	0.131	0.141	0.147	0.159

4. 预期效应。考虑到企业可能会预期固定资产加速折旧政策的实施,从而预先改变投资行为,破坏平行性趋势假设(刘啟仁、赵灿,2020),在此将政策实施前一年的数据进行了剔除,回归结果如表 8 第(4)(5)列所示。根据回归结果,无论是否控制其他影响因素,核心解释变量(*DID*)系数都显著为正,说明并不存在预期效应,共同趋势假设未受影响。证明了基准回归结果的稳健性,即固定资产加速折旧政策促进了企业对劳动者就业的吸纳。

5. 考虑非持续盈利企业。本文的样本剔除了非持续盈利企业,考虑到固定资产加速折旧政策的实施可能会对非持续盈利企业产生就业影响,干扰基准回归结论,我们在此将非持续盈利企业加入现有样本中进行回归检验,回归结果列于表 9 第(2)(3)列。根据结果可以看出,在考虑了非持续盈利的企业样本之后,核心解释变量系数仍然显著大于 0。在控制了其他可能的影响因素后,第(3)列估计系数与第(1)列基准回归结果相比并未有明显变化,说明固定资产加速折旧政策具有显著的就业促进效应,基准回归结论仍然成立。

6. 缩短样本年限。本文选取的样本时间区间为 2011—2018 年,较长时间区间可以增加样本量,但是也可能出现更多影响劳动力就业的因素,进而将使得识别结果可能由于遗漏部分因素而变得不够准确。基于此,将样本区间缩短到 2011—2016 年,回归结果如表 9 中第(4)(5)列所示。结果中核心解释变量(*DID*)系数在未加入其他控制变量和加入其他控制变量的情况下均显著为正,验证了固定资产加速折旧政策对企业就业规模正向作用的稳健性。

表 9 考虑非持续盈利企业和缩短样本时间的稳健性检验

变量	基准回归	考虑非持续盈利企业		缩短样本时间	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>DID</i>	0.066** (0.030)	0.041* (0.023)	0.062** (0.026)	0.076** (0.030)	0.091*** (0.033)
其他控制变量	是	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
<i>N</i>	11641	13743	13743	8689	8687
adj-R ²	0.139	0.120	0.130	0.117	0.133

(三)进一步分析

在理论分析中我们发现固定资产加速折旧政策对就业的影响是由其替代效应和产出效应共同决定的,政策对就业是促进还是抑制取决于替代效应和产出效应的相对大小。通过实证检验可以看

出,固定资产加速折旧政策增加了企业雇佣劳动力的规模,进而我们可以初步推断,政策变动带来的产出效应大于替代效应。为了进一步探究替代效应和产出效应的存在,我们尝试分别以企业产出(*output*)和资本劳动比(*K_L*)作为被解释变量进行了回归分析。

表 10 报告了企业产出(*output*)和资本劳动比(*K_L*)对固定资产加速折旧政策进行回归的结果,其中,企业产出(*output*)和资本劳动比(*K_L*)均做了取对数处理。第(1)(2)列是以产出(*output*)作为被解释变量的回归结果,可以看出两列结果的系数都至少在 10% 的水平上显著,意味着固定资产加速折旧政策对企业产生了扩大再生产的激励,企业产出增加。第(3)(4)列是以资本劳动比(*K_L*)作为被解释变量的回归结果,交互项(*DID*)系数也都至少在 10% 的水平上显著,说明固定资产加速折旧政策促进了企业资本劳动比的提高,资本一定程度上对劳动力产生了替代。该结论与李建强和赵西亮(2021)的研究较为一致,综上所述,固定资产加速折旧政策引发了企业生产规模的扩大和资本劳动比的提升,产出效应和替代效应同时存在。结合上文中基准回归以及平行趋势检验结果,可以看出政策带来的产出效应增加幅度大于替代效应增加幅度,进一步说明,虽然固定资产加速折旧政策引发了资本对劳动力的替代,但政策带来的产出效应影响更大,在较强的产出效应下,固定资产加速折旧政策会促进企业固定资产投资增加,进而显著带动劳动者就业规模的扩大。

表 10 固定资产加速折旧政策对产出和资本劳动比的影响

变量	<i>output</i>	<i>output</i>	<i>K_L</i>	<i>K_L</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.078* (0.040)	0.092** (0.040)	0.061* (0.033)	0.063** (0.029)
其他控制变量	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	11641	11641	11641	11641
adj-R ²	0.275	0.304	0.085	0.1498

由此,我们不难推断,固定资产加速折旧政策对企业劳动力就业影响的主要机理为,固定资产加速折旧政策的实施促使企业加速固定资产折旧。一方面,企业会加快固定资产的更新,逐步增加固定资产的数量;另一方面,更为重要的是,由加速折旧政策导致的生产边际成本下降,会促使企业充分利用现有固定资产,加大固定资产的利用效率,提高企业产量,从而导致企业不得不雇佣更多的劳动力,劳动者的就业数量得以增加。

五、异质性分析

上文聚焦于从整体层面探讨固定资产加速折旧政策的劳动就业影响,发现固定资产加速折旧政策具有较强的产出效应,可以促进企业扩大劳动雇佣规模,提高就业水平。然而在现实中,企业之间往往存在特征差异,企业差异的存在可能影响固定资产加速折旧政策的实施效果,使企业出现不同程度的劳动雇佣需求。为了进一步明晰政策对不同类型企业的影响差异,我们尝试从要素密集度、企业规模、融资约束、劳动力技能和企业所在区域的视角进行深入考察。

(一)要素密集度

固定资产加速折旧政策锚定于企业固定资产,意在加快固定资产升级换代、推动企业转型升级。对于固定资产比重而言,不同要素密集度的行业存在一定差异,资本密集型行业相比劳动密集型行业固定资产比重更大,在面临固定资产加速折旧政策的税收优惠时,资本密集型行业对政策的敏感性可能更高。基于此,本文借鉴谢申祥等(2019)的做法,根据企业人均资本将样本划分为资本密集型行业和劳动密集型行业,进而对两个子样本进行分类回归,结果列于表 11 第(1)(2)列所示。可以看出,在资本密集型行业的子样本中,核心解释变量(*DID*)系数为 0.092,并且在 5% 的水平上显著;

劳动密集型行业的子样本中,核心解释变量(*DID*)系数为 0.043,虽然数值大于 0,但并不显著。说明在区分了行业要素密集度后,固定资产加速折旧政策在资本密集型行业中发挥了较强的就业促进效应,劳动密集型行业的就业水平并未因政策的实施而发生显著变化。

上述现象的产生可能是因为资本密集型行业对固定资产具有更大的需求和生产依赖性,在税收优惠实施后,基于固定资产加速折旧政策的抵税形式,固定资产比重越大的企业,享受到的税收优惠力度也相应更大。企业因此受到设备更新换代的激励,会加快当前固定资产的折旧速度,最大化的提高固定资产的运行程度,充分发挥设备生产效率,增加设备工作时长,继而会对劳动力产生更多需求。

(二) 企业规模

对于不同规模的企业而言,在面临税收优惠时,企业规模越小,根据政策优惠调整自身经营决策的难度越小,企业生产要素投入则越容易发生变动。参考谢申祥和范鹏飞(2020)的思路,以行业内企业规模的中位数为标准,将样本划分为大规模企业和中小规模企业。具体的回归结果如表 11 中第(3)(4)列所示。根据结果可以看出,大规模企业样本的核心解释变量(*DID*)系数大于 0 但并不显著,中小规模企业样本的核心解释变量(*DID*)系数在 5%的水平上显著大于 0。说明在固定资产加速折旧政策实施后,中小规模企业的劳动要素投入显著增加,大规模企业的劳动要素需求并没有发生明显变化。

相比大规模企业,中小企业普遍存在融资难、融资贵的问题,固定资产加速折旧政策一定程度上减少了企业应纳所得税的现值,由此带来的税收优惠有助于改善中小企业的融资困境,激励企业更新设备。同时,相比大规模企业,中小规模企业的固定资产数量较少,固定资产更新调整相对容易。因此,在政策实施后,资本实力薄弱的中小企业边际生产成本大幅度降低,利润率得到明显提升,企业更替设备的意愿增强。为了尽快实现新固定资产的引进,企业会更加充分利用当前生产设备,尽可能提高现有设备的开工率,对劳动力数量的需求也明显增加。

表 11 区分要素密集度、企业规模、融资约束的异质性分析

变量	资本密集型	劳动密集型	大规模	中小规模	高融资约束	低融资约束
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.092** (0.042)	0.043 (0.045)	0.049 (0.126)	0.084** (0.040)	0.071*** (0.027)	0.061 (0.082)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
N	5561	6080	5944	5697	5757	5884
adj-R ²	0.140	0.171	0.095	0.154	0.150	0.216

(三) 融资约束

上一节异质性分析探讨了固定资产加速折旧政策对企业规模的影响差异,其中我们提到,政策可能改善了中小企业融资困境,进而对此类企业发挥了更显著的就业促进效应。信用市场发展不完备导致企业从外部获取经济资源的成本过高,企业普遍面临融资约束问题,这就意味着在固定资产加速折旧政策带来税收优惠后,融资约束程度不同的企业可能呈现出差异化的就业需求。基于此,我们进一步从融资约束视角出发,讨论在不同的融资约束水平下,固定资产加速折旧政策会产生怎样的就业影响差异。本文参考张杰(2015)的做法,以企业运营资本投资敏感性指标衡量融资约束,该指标的计算如式(10)所示。

$$fin_{it} = \sum_{i=1}^n \left[\frac{(CF/K)_{it}}{\sum_{i=1}^n (CF/K)_{it}} \cdot \theta_{it} \right] - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \theta_{it} \quad (10)$$

在式(10)中, CF 为企业现金流, K 为期初固定资产净额, θ 则是企业运营资本投资对其他影响因素的回归残差^①。企业运营资本投资现金流敏感性指标包含了企业运营状况和财务状况等重要信息,能够更加全面的描绘企业自身融资约束程度。该指标在数值上越大,则代表企业融资约束越大。根据式(10)获得的企业运营资本投资现金流敏感性指标,将样本企业划分为高融资约束企业和低融资约束企业,两类子样本回归结果如表11第(5)(6)列所示。从回归结果可以看出,高融资约束企业的核心解释变量(DID)系数在1%的水平上显著为正,低融资约束企业的核心解释变量(DID)系数并不显著,在数值上,前者核心解释变量(DID)系数也远大于后者。该结果说明在融资约束较高的企业内,固定资产加速折旧政策发挥了较大的产出效应,带动了企业劳动力需求的显著扩张。

究其原因,固定资产加速折旧政策减少了企业应纳所得税总现值,企业节省了折旧的时间成本,相当于获得一笔无息贷款,对于融资约束较高的企业而言,政策的实施在很大程度上缓解了企业现金流压力,有助于激励企业加大固定资产投资。鉴于资本与劳动之间存在互补性,固定资产需要配备相应劳动力与之协同运行,因此会增加劳动力雇佣,保证生产规模的有效扩张。

(四)劳动力技能

根据已有研究,固定资产加速折旧政策对于企业投资的促进主要体现在固定资产投资(刘行等,2019;刘啟仁等,2019)和研发投入(曹越、陈文瑞,2017;李昊洋等,2017)两个方面。从企业劳动力构成的视角来看,固定资产投资规模的增加以及生产技术的升级使得企业对劳动偏好发生了显著调整(宋锦、李曦晨,2019)。高技能劳动力专业水准较高,知识技能储备丰富,能够满足企业开展研发创新的需求,企业因此会不断增加对高技能劳动力的需求量;新增固定资产投资中往往蕴含着设备技术水平和信息资本的升级(刘啟仁、赵灿,2020),根据资本—技能互补性假说,为了实现生产水平的最优化,固定资产的增加会对高技能劳动力提出更高需求。当今经济发展目标已由高速发展转向高质量发展,社会整体技术水平不断提升,企业面临提升核心竞争力的巨大挑战,在这样的背景下,固定资产加速折旧政策是否增加了企业对高技能劳动力的雇佣?为了回答该问题,我们进一步分析了固定资产加速折旧政策对不同技能劳动力就业的影响。

参考李磊等(2021)的思路,把员工学历作为划分劳动力技能水平的依据。具体地,将本科、研究生及以上学历的员工归类为高等技能劳动力,将专科学历的员工归类为中等技能劳动力,将高中及以下学历的员工归类为低等技能劳动力。把三类劳动技能水平的员工人数取对数后作为被解释变量带入模型(7)进行估计,回归结果列于表12中第(1)~(3)列。根据估计结果可以看出,在控制了可能的影响因素后,高等技能劳动力和中等技能劳动力两个分组的核心解释变量(DID)系数都至少保持在5%的水平上显著大于0,系数分别为0.184和0.114,说明固定资产加速折旧政策促使企业对中高等技能劳动力的雇佣水平显著提升,其中对高等技能劳动力的需求增加了18.4%,对中等技能劳动力的需求增加了11.4%;低等技能劳动力分组的核心解释变量(DID)系数并不显著,意味着固定资产加速折旧政策没有对低等技能劳动力产生显著影响。综上结果说明,固定资产加速折旧政策对就业的促进主要表现为中高等技能劳动力就业水平的提升,其中企业对高等技能劳动力的需求程度更大,企业整体就业质量趋于提升。

表12 区分劳动技能水平和地域分布的异质性分析

变量	高等技能	中等技能	低等技能	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DID	0.184** (0.073)	0.114*** (0.029)	-0.232 (0.238)	0.070** (0.031)	0.051 (0.048)
其他控制变量	是	是	是	是	是

①回归残差的详细计算过程参考张杰(2015)的研究。

续表 12

变量	高等技能	中等技能	低等技能	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
N	11641	11641	11641	8258	3383
adj-R ²	0.156	0.127	0.053	0.171	0.136

(五) 企业所在区域

我国经济社会长期以来存在发展不平衡不充分的问题,考虑政策在不同区域内可能发挥不同程度的就业效果,本研究进一步从区域视角探讨固定资产加速折旧政策的就业影响差异。根据国家统计局的地区分类标准,将本文的样本企业划分为东部地区企业和中西部地区企业^①,对分类后的子样本分别进行回归,结果如表 12 第(4)(5)列所示。可以看出,在本文选取的上市公司样本中,大约有 71%的企业位于东部地区的省份,仅有 29%的企业分布于中西部地区省份,企业分布在地域上更多地倾斜于东部地区。从回归结果来看,东部地区子样本的核心解释变量(DID)系数在 5%的水平上显著大于 0,政策带动东部地区企业增加了约 7%的劳动力雇佣需求,西部地区子样本的核心解释变量(DID)系数虽大于 0,但并未通过显著性检验。由此看来,固定资产加速折旧政策的实施并没有促进区域间就业规模的同步增加,政策仅在东部地区发挥了显著的就业促进作用。

政策对就业水平的影响差异与区域间经济发展水平的不均衡息息相关。多年以来,相比中西部地区,东部地区经济发展总体领先,优越的地理位置充分发挥了其处于改革开放前沿的优势,完善的基础设施建设和便利的交通网络带动了区域内部经济联系活跃,产业分工日趋合理,市场化水平不断提高。因此,对于东部地区而言,较高的市场化水平有助于税收政策更好地发挥自动稳定器功能(骆永民、张越,2019),从而形成以市场需求为导向、实现资源充分合理配置的市场经济体制。固定资产加速折旧政策在东部地区有效发挥了税收杠杆作用,不仅缓解了企业融资约束,鼓励设备更新换代,更是降低了企业边际生产成本,激发生产积极性,固定资产的生产潜能得以挖掘并充分发挥,企业最大限度利用固定资产开展产品生产。固定资产工作时长的增加需要必要的劳动力与之协调配合,这就带动了企业劳动力需求的显著增长。

六、结论性评述

本文基于 2011—2018 年 A 股上市公司数据,以 2014 年和 2015 年实施的固定资产加速折旧政策作为准自然实验,采用多期双重差分法实证分析了固定资产加速折旧政策对劳动者就业规模的影响效应和作用机制。我们的研究表明,固定资产加速折旧政策显著促进了劳动者就业规模的扩大,动态分析表明,就业的增长表现为一定的持续性,并呈现逐年增加的特征。进一步分析表明,固定资产加速折旧政策对企业就业规模同时产生了替代效应和产出效应,既发生了资本对劳动的替代,也发生了产出规模扩大带动劳动就业水平,相比替代效应,产出效应对就业的正向影响更强。从企业异质性视角来看,当面临固定资产加速折旧这一税收优惠时,资本密集型企业、中小规模企业、高融资约束企业对劳动力的需求程度更大。从地区异质性视角来看,政策在东部地区发挥了更好的激励作用,区域内企业的劳动需求增长十分明显。从企业雇佣的人力资本结构来看,虽然政策促进了总体就业规模的增长,但增长的劳动力雇佣对象以中高等技能劳动力为主,就业出现较为显著的偏

^①国家统计局将我国经济区域划分为东部地区、中部地区、西部地区、东北地区,在前文的数据处理中,为了满足双重差分模型的平行趋势假设,我们已剔除了东北三省的企业,因此在本部分的异质性分析中,我们的样本分类只有东部地区企业和中西部地区企业。企业所在省份以国泰安数据库提供的办公地址为准,即每一家企业在每一年列示了唯一的地址,本文的企业地址在样本期内均未发生省份变更。

向性。

毫无疑问,本文的研究也具有重要的政策内涵。首先,固定资产加速折旧所引致的税收优惠增加了企业的劳动力需求,发挥了固定资产加速折旧政策对“稳就业”的积极作用,为国家创造了更多的就业岗位。因此,固定资产加速折旧政策无疑可以作为一种“稳就业”的政策手段。其次,相比中小企业,大型企业受政策的影响较弱。因此,从促进就业的角度来看,我们仍需拓展政策手段,以充分利用大型企业吸纳劳动力就业的能力。同时,中西部地区由于其较低的市场化水平使得固定资产加速折旧政策难以发挥有效的税收杠杆作用,然而中西部地区存在大量劳动力,应通过与其他政策协调配合的方式,带动中西部地区就业增长,促进区域间协同发展。另外,固定资产加速折旧政策的就业促进作用在资本密集型行业更为突出,而企业对劳动力类型的需求也更多表现为中高等技能劳动力,这说明先进的技术和设备需要与较高水平的劳动力相匹配。为了更加全面的带动就业,政府应加强劳动技能教育和培训,改善部分劳动力技能水平过低的问题,为日益先进的生产设备提供丰富的人力资源,减少技术进步导致的摩擦性失业,在推动经济高质量发展的同时带动社会整体就业水平和质量的同步提升。一个值得注意的问题是,固定资产加速折旧政策的实施无疑会暂时减少企业所得税,给政府的税收带来一定压力。因此,政府在预算中要考虑到这种政策带来的影响,平衡好可能的税收收入降低与政策持续力之间的关系。

参考文献:

- 曹书军 刘星 傅蕴英,2009:《劳动雇佣与公司税负:就业鼓励抑或预算软约束》,《中国工业经济》第5期。
- 曹越 陈文瑞,2017:《固定资产加速折旧的政策效应:来自财税[2014]75号的经验证据》,《中央财经大学学报》第11期。
- 陈永伟 徐冬林,2011:《税收优惠能够促进就业吗?——基于企业所得税的分析》,《中南财经政法大学学报》第2期。
- 戴觅 徐建炜 施炳展,2013:《人民币汇率冲击与制造业就业——来自企业数据的经验证据》,《管理世界》第11期。
- 李昊洋 程小可 高升好,2017:《税收激励影响企业研发投入吗?——基于固定资产加速折旧政策的检验》,《科学学研究》第11期。
- 李建强 赵西亮,2021:《固定资产加速折旧政策与企业资本劳动比》,《财贸经济》第4期。
- 李磊 王小霞 包群,2021:《机器人的就业效应:机制与中国经验》,《管理世界》第9期。
- 刘启仁 赵灿 黄建忠,2019:《税收优惠、供给侧改革与企业投资》,《管理世界》第1期。
- 刘启仁 赵灿,2020:《税收政策激励与企业人力资本升级》,《经济研究》第4期。
- 刘伟江 吕镭,2018:《固定资产加速折旧新政对制造业企业全要素生产率的影响——基于双重差分模型的实证研究》,《中南大学学报(社会科学版)》第3期。
- 刘行 叶康涛 陆正飞,2019:《加速折旧政策与企业投资——基于“准自然实验”的经验证据》,《经济学(季刊)》第1期。
- 骆永民 张越,2019:《市场化水平是否影响税收发挥自动稳定器功能?》,《经济体制改革》第6期。
- 马海涛 向飞丹晴,2009:《促进就业的财税政策探讨》,《税务研究》第5期。
- 聂辉华 方明月 李涛,2009:《增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例》,《管理世界》第5期。
- 宋锦 李曦晨,2019:《产业转型与就业结构调整的趋势分析》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 童锦治 冷志鹏 黄浚铭 苏国灿,2020:《固定资产加速折旧政策对企业融资约束的影响》,《财政研究》第6期。
- 王跃堂 王国俊 彭洋,2012:《控制权性质影响税收敏感性吗?——基于企业劳动力需求的检验》,《经济研究》第4期。
- 伍红 郑家兴 王乔,2019:《固定资产加速折旧、厂商特征与企业创新投入——基于高端制造业A股上市公司的实证研究》,《税务研究》第11期。
- 谢申祥 范鹏飞,2020:《增值税全面转型对企业出口产品质量的影响与机理》,《财政研究》第12期。
- 谢申祥 陆毅 蔡熙乾,2019:《开放经济体系中劳动者的工资议价能力》,《中国社会科学》第5期。
- 张杰,2015:《金融抑制、融资约束与出口产品质量》,《金融研究》第6期。
- 张克中 何凡 黄永颖 崔小勇,2021:《税收优惠、租金分享与公司内部收入不平等》,《经济研究》第6期。
- Beck, T. et al(2010), “Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States”, *Journal of Finance* 65(5):1637—1667.
- Devereux, M. P. & R. Griffith(1998), “Taxes and the location of production: Evidence from a panel of US multinationals”, *Journal of Public Economics* 68(3):335—367.

- Garrett, D. G. et al(2020), "Tax policy and local labor market behavior", *American Economic Review: Insights* 2(1):83—100.
- Goss, E. P. & J. M. Phillips(1994), "State employment growth: The impact of taxes and economic development agency spending", *Growth and Change* 25(3):287—300.
- Hall, R. & D. Jorgenson(1967), "Tax policy and investment behavior", *American Economic Review* 57(3):391—414.
- Harden, J. W. & W. H. Hoyt(2003), "Do states choose their mix of taxes to minimize employment losses?", *National Tax Journal* 56(1):7—26.
- House, C. L. & M. D. Shapiro(2008), "Temporary investment tax incentives: Theory with evidence from bonus depreciation", *American Economic Review* 98(3):737—768.
- Leibfritz, W. et al(1997), "Taxation and economic performance", OECD Working Paper, No. 176.
- Ohrn, E. (2019), "The effect of tax incentives on US manufacturing: Evidence from state accelerated depreciation policies", *Journal of Public Economics* 180:104084.
- Pissarides, C. A. (1998), "The impact of employment tax cuts on unemployment and wages: The role of unemployment benefits and tax structure", *European Economic Review* 42(1):155—183.
- Wasylenko, M. & T. McGuire(1985), "Jobs and taxes: The effect of business climate on states' employment growth rates", *National Tax Journal* 38(4):407—511.
- Zwick, E. & J. Mahon(2017), "Tax policy and heterogeneous investment behavior", *American Economic Review* 107(1):217—248.

The Effects of the Accelerated Depreciation Policy of Fixed Assets on Employment

XIE Shenxiang WANG Hui

(Shandong University of Finance and Economics, Jinan, China)

Abstract : Evaluating the employment effect of the policy of accelerated depreciation of fixed assets helps to fully understand the impact of the policy of accelerated depreciation of fixed assets and better design policies and measures to effectively ensure stability in employment. In order to examine how the policy of accelerated depreciation of fixed assets affects the enterprises' employment, we take the listed companies in the A-share market from 2011 to 2018 as research samples and employ the method of difference-in-difference. We find that this policy has significantly increased the number of employees. Further analysis shows that the policy exerts a stronger output effect relative to the substitution effect of capital on labor and increases employment by promoting enterprises to expand production. Heterogeneity analysis shows that this policy affects some types of enterprises more significantly, such as capital-intensive enterprises, small and medium-sized enterprises, enterprises with high financing constraints, and enterprises in the eastern region. Regarding the composition of employment, the increase in employment is mainly for middle and high-skilled workers. This research has important theoretical and practical significance for comprehensively understanding the employment effect of the accelerated depreciation policy of fixed assets.

Keywords : Accelerated Depreciation of Fixed Assets; Income Tax Incentive; Employment; Difference-in-Difference

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:刘新波)