

政府补贴对企业就业波动的影响研究

蒋银娟

(湖南农业大学 经济学院, 湖南 长沙 410128)

摘要: 企业就业波动反映企业就业增长的稳定性。面对外部冲击如何“减震”保障就业稳定成为政府就业工作的重点, 而政府补贴能否促进企业就业规模的稳定增长仍然有待深入探究。文章利用工业企业数据实证分析了政府补贴对企业就业波动的影响以及其作用机制。研究发现: 政府补贴对企业就业波动存在显著负向作用, 政府补贴强度增加有利于降低企业就业波动。政府补贴强度与企业就业波动之间存在“U”形的非线性关系, 面板门槛模型回归结果表明, 当政府补贴强度低于门槛值 0.0368 时, 具有抑制波动作用; 而高于门槛值 0.0368 时, 具有增加波动的作用。进一步分析表明, 其抑制波动的作用渠道是通过缓解短期的资金压力和强化企业储备员工的能力以应对冲击, 但技术进步和技术种类多样化的作用渠道效果不太明显。增大波动的作用渠道是因为新产品创新带来产品业务线和就业岗位调整导致了企业就业波动更大。

关键词: 政府补贴; 就业波动; 企业波动; 企业全要素生产率; 研发创新

中图分类号: F276 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)04-0108-16

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20210119.302

一、引言

一直以来, 作为产业政策手段的政府补贴对企业经营表现的影响是学术界关注的焦点, 其中, 政府补贴能够促进企业就业规模这一结论得到大多数研究的印证(Cerqua 和 Pellegrini, 2014; 张伯伟和沈得芳, 2015; Criscuolo 等, 2019)。近年来, 由于国内外复杂多变的经济形势和短期疫情冲击影响, 为了保障企业就业稳定, 中央和地方政府制定出台了各种减免税负、优惠贷款以及稳岗补贴等措施。那么, 政府补贴是否会影响企业劳动力就业增长的稳定性, 能否降低企业就业波动呢? 这一问题仍有待实证研究检验。

以往文献关注政府补贴对企业员工就业或地区就业规模是否具有促进作用, 关注点在就业规模的净增长趋势上, 而对就业净增长的波动幅度涉及较少。本文试图分析政府补贴能否使得企业就业增长过程中保持较为稳定的增长趋势而非呈现出剧烈波动。以往研究就业变动和就业调整的相关文献大多从企业就业创造和就业毁灭的角度分解就业变动的结构(Davis 等, 1998; Ma 等, 2015; Kuhn 等, 2016)。事实上, 企业就业波动性与企业层面就业创造和就业毁灭等反映企业就业变动的概念有明显差异, 前者更侧重于企业就业净增长的波动幅度和劳动力调整的灵活性, 而后者更侧重于企业内部不同产品线 and 不同技能层次就业岗位的调整。当前背景下, 制造业自动化生产趋势逐渐明显、“机器人”的就业隐忧重重, 甚至就业净增长的稳定性问题显得更

收稿日期: 2020-08-13

基金项目: 湖南省自然科学基金项目(2020JJ5263); 湖南省教育厅科学研究项目(20B305)

作者简介: 蒋银娟(1988-), 女, 湖南衡阳人, 湖南农业大学经济学院讲师。

为关键。因此,对于中国这种劳动力人口规模巨大、亟需保障就业稳定增长的国家,研究政府补贴影响企业就业波动性具有重要的现实意义。

根据现有文献检索可知,政府补贴对企业就业波动性影响的相关研究较少。目前少量学者关注企业就业波动,且大多是从进出口贸易带来供给和需求冲击的角度分析对就业波动的影响(Kurz 和 Senses, 2016; 罗明津和靳玉英, 2019; 李磊等, 2020)。随着我国经济逐渐建设形成以国内循环为主、国际国内互促的双循环发展的格局,外贸冲击对中国经济和制造业企业生产的影响逐渐减弱,企业就业稳定将更依赖国内大循环的通畅。那么,政府所主导的产业补贴政策是否还有促进企业就业稳定增长的效果呢?本文利用工业企业数据实证分析政府补贴对企业就业波动的影响以及其作用机制。

本文可能的边际贡献是:其一,以往研究关于政府补贴对企业就业影响更多侧重其对就业规模的促进效果,本文从企业就业净增长稳定性这个角度分析政府补贴对就业波动的影响,关注政府补贴在微观层面不仅起到“促就业”的效果,而且还具有“促就业稳定地增长”的效果。本文的研究丰富了关于政府补贴对就业影响的研究,研究结论表明其可以促进就业增长的稳定性。其二,揭示政府补贴影响企业就业波动的作用机制,分别从缓解短期资金压力和促进研发创新活动的角度进行分析,前者通过改善企业内部利润状况,强化企业雇佣储备员工的能力从而减轻外部冲击对企业生产、雇佣活动的扰动;后者通过技术进步提供新技术工艺、多样化技术组合或新产品创新从而对就业波动产生影响。本文对两种渠道机制的影响都进行了实证检验。

二、文献综述和理论假说

本文的研究主要与以下两类文献相关:首先,政府补贴对就业影响作用的研究文献。早期学者们探讨了政府补贴具有促进就业的作用(Wren 和 Waterson, 1991; Shleifer 和 Vishny, 1994)。部分学者对中国企业和上市企业的数据研究发现,政府补贴会显著地促进企业就业水平,获得政府补贴越多的企业,雇佣的员工数量增加越明显,政府补贴有利于推动企业吸纳更多劳动力就业(张伯伟和沈得芳, 2015; 曾建光等, 2017; 柳学信和张宇霖, 2020)。Cerqua 和 Pellegrini(2014)利用意大利企业数据研究发现,政府对投资的公共补贴有利于促进就业。也有学者将欧盟对英国企业受补贴政策标准变化这一准自然实验作为外生冲击,研究发现政府补贴具有促进英国就业规模和降低失业率的作用(Criscuolo 等, 2019)。上述文献侧重分析政府补贴对企业就业规模的促进作用,而本文研究侧重对就业规模净增长率波动的作用。

其次,政府补贴对企业的经营活动和绩效影响的研究文献,主要包括对企业生产率、研发创新活动、缓解财务困难和融资约束等方面影响的研究。其中大部分关于其对研发创新和生产率影响的研究结论都表明政府补贴应保持在适宜的程度(邵敏和包群, 2012; 毛其淋和许家云, 2015)。姚东旻和朱泳奕(2019)研究发现,财政补贴对企业后续创新投入具有显著促进作用而非“挤出效应”,验证了政府补贴对企业研发投入的带动作用 and 激励机制。

研发投入和生产率增长也会对企业就业变动调整产生影响。由于不同类型的研发创新可能带来不同的效果,有学者区分了研发创新的类型,并分析其对就业创造和就业毁灭的影响。研发新产品以及扩大生产规模需要雇佣更多的新员工,从而导致就业创造;而新生产工艺的使用或许将减少部分冗余岗位,从而导致就业毁灭(Harrison 等, 2014)。Van Roy 等(2018)的研究也得到类似结论,并且在高技术行业中技术创新带来的就业创造效应尤其显著。也有部分学者从生产供给的角度分析研发创新以及技术进步对产出波动的影响,基于种类扩展型技术进步的理论模型分析和实证研究发现技术进步和生产率提升有利于降低产出波动(Koren 和 Tenreyro, 2013;

李卓和蒋银娟,2016)。而企业产出波动和就业波动往往具有联动性,由此可见,政府补贴可能通过研发投入创新出新产品以及生产率提升渠道间接地影响企业就业波动。

而关于财务纾困和缓解融资约束的渠道,政府给予企业的补贴缓解了企业短期资金压力,改善了其现金流状况,并且作为营业外收入可以增加利润。政府补贴可以缓解部分企业的融资约束(任曙明和吕镒,2014;魏志华等,2015;宋建波等,2019)。无论从提高利润率拓展内源性资金渠道还是提高外部融资拓展外部资金渠道来看,政府补贴均能在一定程度上缓解企业经营的财务压力和资金约束。并且,企业资金状况和财务状况会影响企业的雇佣决策。早期,Bernanke和Parkinson(1991)认为,处于良好的财务状况的企业将会比那些处于不利的财务状况的企业更倾向在经济低谷期储备员工。资金约束会影响企业的劳动力储备人才能力,受到融资约束越严重的企业就业波动越会展现出更明显顺周期性波动的特点(Baurle等,2018)。因此,政府补贴也可能通过资金约束的渠道影响到企业就业波动。

因此,政府补贴对企业就业波动的影响主要体现在,一方面政府补贴可能通过促进企业研发投入创新出新产品和企业生产率提高来影响就业波动,企业创新新产品既可能导致就业创造也可能导致就业毁灭,从而可能使得企业就业调整更频繁,就业波动性更大;也可能通过技术进步和工艺技术种类多样化使得企业产出波动更小从而导致就业波动更小。另一方面,政府补贴通过缓解企业经营资金紧张的压力和改善企业利润状况,增强企业的员工储备能力以减少其顺宏观经济波动周期或外部冲击而导致的就业波动。政府补贴导致的创新效应可能会加剧企业就业波动;而政府补贴导致的短期缓解资金约束效应可能降低企业就业波动。

政府补贴对企业就业波动依赖于长期的研发创新效应和短期的资金约束效应两种作用力的强弱程度。当资金约束渠道效应的作用力更明显时,政府补贴将具有抑制企业就业波动的作用。由于政府补贴对就业波动的影响通过更直接的资金约束渠道作用发挥效果,而其通过研发创新渠道的作用相对间接,因此,整体上看,政府补贴对就业波动影响以抑制作用为主。^①由此得到本文第一个待检验的命题1:相比研发创新渠道的影响作用,资金约束渠道的影响更直接、作用更明显,因此,政府补贴强度增加将会抑制企业就业波动。

另外,当研发创新效应发挥作用时,政府补贴对就业波动的作用根据研发创新类型不同有所差异,新产品研发将会导致就业波动更大,而工艺改进生产率提升则会导致企业就业波动更小。因此,政府补贴对企业就业波动可能具有非线性的影响。由此得到本文第二个待检验的命题2:当政府补贴强度逐渐增加时,政府补贴对企业就业波动的影响作用可能存在非线性关系。当政府补贴低于某一补贴强度时,有利于降低企业就业波动;而当政府补贴高于某一强度时,则阻碍降低企业就业波动。

三、数据处理和实证模型

根据前文的理论假说,本文接下来将采用工业企业数据实证检验政府补贴对企业就业波动的影响。选取国家统计局统计的1999—2008年中国工业企业为样本。之所以选择这一时期是由于工业企业数据库中补贴收入的指标只统计到2007年。由于工业企业数据库中部分企业信息存在统计错误,在进行整理之前,参考聂辉华等(2012)的处理办法删除部分不符合会计核算准则和员工低于8人的企业。

(一)实证模型。首先分析政府补贴对企业就业波动的影响,因此,设立如下的实证模型:

^①影响渠道的逻辑框架图参见工作论文。

$$Vol_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Subsidy_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + v_i + \mu_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, Vol_{ijt} 代表企业就业波动,通常测算企业就业波动的办法有两种。

其一,参考 Kurz 和 Senses(2016)的办法,以就业增长率的回归残差来构建企业就业波动。

$$\gamma_{it} = \ln(Em_{it}) - \ln(Em_{it-1}) = \phi_i + \mu_{jt} + \sum_d^D v_{idt} + v_{it} \quad (2)$$

其中, γ_{it} 代表了 i 企业 t 期的就业增长率, Em_{it} 代表了 i 企业 t 期的就业总人数。

ϕ_i 代表企业固定效应,用于刻画企业不随时间变化的未观察特征。 μ_{jt} 代表了行业一年份固定效应,用于刻画同一行业内随时间变化会影响企业生产经营的因素(行业内需求、供给或者冲击); v_{idt} 刻画了随时间变化的地区层面的因素,采用地区、年份虚拟变量,该变量也刻画了目的地的价格指数水平。估计残差反映了 t 年企业就业增长率偏离企业、行业平均水平的程度,时间窗口 w 为 5 年,由此就可以得到就业波动。

$$Vol_{ijt} = \sqrt{\frac{1}{w-1} \sum \hat{\gamma}_{it}^2} \quad (3)$$

其二,参考 Vannoorenberghe 等(2016)的处理办法,以企业就业增长率的五年标准差来衡量。^①这种计算就业波动的方法要求企业样本在研究期间是持续存在的。

首先采用第一种方法测算企业就业波动,第二种方法用在稳健性检验部分,因为这种方法需要选取 1999—2008 年持续存在的企业样本进行分析,持续存在的企业样本可能存在样本选择偏误的问题,因此采用这种方法来作为参考。第一种计算波动的方法被广泛采用,因此首先采取第一种方法进行测算企业就业波动。

$Subsidy_{ijt}$ 代表 j 行业 i 企业受到政府补贴强度,是本文关键解释变量。因此,以补贴收入除以销售收入来衡量补贴强度指标 1,同时,还选取补贴收入除以产品产值来构建政府补贴强度指标 2,构建两个指标进行稳健性分析。

X_{ijt} 代表了影响企业就业波动的其他控制变量,例如,企业年龄、企业规模、资本密集度、出口强度、企业劳动生产率、资产负债率、市场竞争度、行业虚拟变量和年份虚拟变量等。

上述控制变量具体处理办法如下:企业年龄,以样本年份时间与企业开业年份之差来衡量。由于企业成立时间越久,企业发展壮大后也就越平稳,也越不容易出现大幅波动(Comin 和 Mulani, 2006)。因此,预期企业年龄的估计系数为负值。企业规模,以企业当期工业销售额的对数来衡量。企业规模越大,生产经营也越稳定(Vannoorenberghe, 2012)。因此,预期企业规模的估计系数也为负值。企业资本密集度,以企业固定资本总额除以就业人数来衡量。通常资本密集度较高的企业,也是生产技术水平较高的企业。因此,预期企业资本密集度的估计系数可能为正。企业出口强度,以企业出口额除以工业销售额来衡量。通常而言,企业出口强度越大,说明企业越依赖于外国市场,需求严重依赖于外部市场订单的企业更容易遭受外部冲击,因而就业波动也越大(Buch 等, 2009)。因此,预期企业出口强度的估计系数可能为正。企业劳动生产率,采用工业增加值除以就业人数之比的对数来衡量。企业劳动生产率越高,说明企业员工的素质越高,可能会降低企业就业波动。因此,预期劳动生产率的作用系数可能为负。企业资产负债率,以企业负债总额除以资产总额来衡量。通常企业资产负债率越高,说明企业债务风险越高,企业生产经营越不稳定,就业波动可能越大,因此,预期企业资产负债率的估计系数可能为正。

^① $\sigma_{it} = \sqrt{\left[\frac{1}{5} \sum_{s=-2}^{s=2} [g_{t+s} - \bar{g}]^2 \right]}$, 其中, g_{t+s} 代表不同年度企业就业人数增长率,其中, \bar{g} 代表年度的企业就业增长率的均值。

市场集中度,以赫芬达尔—赫希曼指数(*HHI*指数)来衡量来反映行业内的市场竞争激烈程度。 $HHI = \sum_{i=1}^N (X_i/X)^2$,其中, X_i 代表行业内第*i*个企业的产品销售总额, X 代表行业内全部企业的产品销售总额。*HHI*的取值越大,表示市场集中度越高,市场的垄断程度越高,反之亦然。

(二)各变量的描述性统计。根据上述处理,删除各变量上下两端5%的异常值,得到各个变量的描述性统计结果。由表1可知,有政府补贴企业的就业波动的均值低于没有政府补贴企业的就业波动的均值。^①并且,有政府补贴企业的资本密集度、出口强度、资产负债率、劳动生产率、企业年龄、企业规模和企业年龄等变量的均值高于没有政府补贴企业的这些指标。

表1 变量描述性统计

变量	有政府补贴企业样本			无政府补贴企业样本		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
Ln(就业波动)	50 164	-2.417	1.241	236 372	-2.3087	1.263
资本密集度	50 164	310.228	311.748	236 372	235.064	268.076
出口强度	50 164	0.283	0.386	236 372	0.235	0.382
企业规模	50 164	10.798	1.384	236 372	10.113	1.272
资产负债率	50 164	0.579	0.227	236 372	0.579	0.255
劳动生产率	50 164	4.017	0.951	236 372	3.908	0.999
是否是国有企业	50 164	0.164	0.370	236 372	0.170	0.376
市场集中度	50 164	0.014	0.028	236 372	0.013	0.028
企业年龄	50 164	12.538	10.495	236 372	12.379	10.298

四、实证分析

(一)基准回归结果。表2反映了基准回归分析的估计结果。首先,对面板数据的企业样本进行个体效应检验,研究发现存在个体效应,进行Hausman检验后发现,应当选择固定效应模型进行回归分析。因此,表2中均采用固定效应模型进行回归分析得到的结果。列(1)至列(3)的关键解释变量是以补贴收入除以销售收入衡量的政府补贴强度。表2列(4)至列(5)则是以产品产值为补贴强度的标准化指标。列(1)只考虑了政府补贴对企业就业波动的影响,政府补贴的估计系数在10%的显著性水平上为负;列(2)考虑了资本密集度等其他控制变量,但未考虑年份和行业虚拟变量;列(3)则同时考虑了其他控制变量和年份、行业虚拟变量。

由表2可知,政府补贴对企业就业波动产生了显著的抑制作用。具体由表2的列(2)和列(3)可知,政府补贴的估计系数在5%显著性水平上为负,说明政府补贴强度越大将越有利于降低企业就业波动。出口强度、企业规模和劳动生产率的估计系数显著为负数,这说明当出口强度越大、企业规模越大、企业劳动生产率越高时,企业就业波动程度越小。企业规模越大,也会使得企业波动性变得越小,这和Vannoorenberghe(2012)的研究结论相符。另外,资本密集度和劳动生产率的估计系数显著为正,这说明资本密集度越高、企业劳动生产率越高,则企业就业波动程度越大。市场集中度的估计系数并不显著。列(4)至列(6)的结果也与列(1)至列(3)的结果较为类似,采用产品产值作为衡量企业补贴强度规模化的指标有类似结果,这说明结果较为稳健。

并且,企业年龄的估计系数为负,然而并不显著,一般来说企业存活时间越长,那么企业经营越稳定。这说明在我国制造业企业所处的市场竞争环境较为激烈,成立时间长久的企业

^① 就业波动的核密度图参见工作论文。

也可能有较大波动。资本密集度的估计系数在 1% 水平上显著为正, 并且绝对值较低。资产负债率的估计系数显著为正, 这说明资产负债率高, 企业本身的债务风险较高, 经营稳定性较差, 因此就业波动性也较大。

表 2 基准模型回归结果 (1)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
补贴强度(以销售收入)	-0.396*(0.203)	-0.457**(0.203)	-0.410**(0.201)			
补贴强度(以产品产值)				-0.339*(0.205)	-0.403**(0.205)	-0.349*(0.204)
资本密集度		0.0002*** (1.20e-05)	0.0002*** (1.19e-05)		0.0002*** (1.20e-05)	0.0002*** (1.19e-05)
出口密集度		-0.041*** (0.009)	-0.038*** (0.009)		-0.041*** (0.009)	-0.038*** (0.009)
企业规模		-0.108*** (0.004)	-0.060*** (0.005)		-0.108*** (0.004)	-0.060*** (0.005)
负债率		0.026** (0.010)	0.022** (0.010)		0.025** (0.010)	0.022** (0.010)
劳动生产率		-0.018*** (0.002)	-0.004* (0.002)		-0.018*** (0.002)	-0.004* (0.002)
是否国有企业		0.065*** (0.008)	0.003 (0.008)		0.065*** (0.008)	0.003 (0.008)
市场集中度		0.609*** (0.064)	0.052 (0.069)		0.609*** (0.064)	0.052 (0.069)
企业年龄		-0.003*** (0.0003)	-0.0002 (0.0003)		-0.003*** (0.0003)	-0.0001 (0.0003)
常数项	-2.327*** (0.001)	-1.193*** (0.043)	-1.900*** (0.088)	-2.327*** (0.001)	-1.193*** (0.043)	-1.901*** (0.088)
年份虚拟变量	否	否	是	否	否	是
行业虚拟变量	否	否	是	否	否	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	286 536	286 536	286 536	286 515	286 515	286 515
R ²	0.000	0.006	0.018	0.000	0.006	0.018

注: 括号中为标准误差, *, **, *** 分别代表 10%、5%、1% 的显著水平, 下表统同。

(二) 政府补贴的非线性影响作用。理论假说认为政府补贴可能对企业就业波动产生非线性的作用效果。接下来, 本文通过考虑增加政府补贴强度的平方项, 分析政府补贴是否对企业就业波动具有非线性的影响作用。估计结果在表 3 中, 表 3 列(1)至列(2)仍然是以销售收入来构建的政府补贴强度的指标, 而列(3)—列(5)则仍然是以企业产品产值来构建的政府补贴强度的指标。

表 3 基准模型回归结果 (2)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
补贴强度(以销售收入)	-1.799*** (0.514)	-1.273** (0.510)			
补贴强度平方项	23.710*** (7.985)	14.590* (7.921)			
补贴强度(以产品产值)			-1.644*** (0.467)	-1.498*** (0.466)	-1.248*** (0.463)
补贴强度平方项			21.450*** (6.898)	18.010*** (6.878)	14.770** (6.842)
观测值	286 536	286 536	286 515	286 515	286 515
R ²	0.000	0.018	0.000	0.006	0.018
样本值	105 389	105 389	105 383	105 383	105 383

注: 表中省略了其他控制变量和固定效应的结果, 下表统同。

由表 3 可知, 政府补贴强度的估计系数显著为负, 而且二次项的估计系数显著为正数, 这说明政府补贴强度对企业就业波动的影响确实存在非线性的关系, 即存在先降后升的 U 形关系。当政府补贴强度低于某特定水平时, 企业获得政府补贴强度越大, 则越有利于降低企业就业波动性; 而当政府补贴强度高于某特定水平时, 企业获得政府补贴强度越大, 则越不利于降低企业

就业波动性。这也验证了政府补贴需要保持适度,补贴强度过高或者过低都将不利于抑制企业就业波动。

接着考虑补贴强度的异质性程度对企业就业波动的影响。具体地,本文在政府补贴强度为正的企业样本中根据企业获得政府补贴强度由高到低的四分位数作为临界值,然后将企业区分为四个不同的类型($SIdummyT, T = 1, 2, 3, 4$), $Subsidy \times SIdummy1$ 代表最低补贴强度样本组虚拟变量与补贴强度的交互项(表中交互项1), $Subsidy \times SIdummy4$ 代表最高补贴强度样本组虚拟变量与补贴强度的交互项(表中交互项4),其余两组为中等补贴强度企业的交互项, $Post_{it}$ 为受补贴企业在补贴前后年份的虚拟变量,之前年份等于0,之后年份等于1,具体估计的公式如下:

$$Vol_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Subsidy_{ijt} + \sum_{T=1}^4 \delta_T Subsidy_{ijt} \times SIdummyT + \beta_2 X_{ijt} + v_i + \mu_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$$Vol_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Subsidy_{ijt} + \beta_2 Post_{it} + \sum_{T=1}^4 \delta_T Subsidy_{ijt} \times Post_{it} \times SIdummyT + \beta_3 X_{ijt} + v_i + \mu_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

估计结果见表4,由表4列(1)可知,交互项1和交互项2的估计系数并不显著,^①这可能是由于当政府补贴强度较低时,政府补贴对企业就业波动的作用并不明显;在列(1)中交互项3系数显著为负数,说明当政府补贴强度适度的时候,具有抑制企业就业波动的效果。列(2)的结果表明,交互项4的估计系数显著为正,这表明政府补贴强度越高,反而会导致企业就业波动越大。列(3)至列(4)则是按照公式(5)估计的结果,其结果大致与前面类似。

表4 政府补贴强度的异质性对就业波动的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
补贴强度	-0.374*(0.204)	-1.871*** (0.700)	-0.439** (0.212)	-5.987** (2.956)
Post			0.008(0.007)	0.008(0.007)
交互项1	-16.560(12.920)	-15.060(12.88)	-21.320(13.580)	-15.770(13.190)
交互项2	-4.453(2.768)	-2.956(2.746)	-5.547*(2.929)	
交互项3	-1.497** (0.689)		-1.704** (0.712)	3.844(2.854)
交互项4		1.497** (0.689)		5.547*(2.929)
观测值	280 799	280 799	280 799	280 799
R ²	0.018	0.018	0.018	0.018
样本值	103 986	103 986	103 986	103 986

由上文的结果可知,当补贴强度非常高时政府补贴可能反而导致企业就业波动更大,其抑制波动的作用不明显反而会增加企业就业波动。为了更加详细地探究不同的政府补贴强度导致的后果,接下来参考 Hansen(1999)的方法构建面板门槛回归模型进行分析。门槛效应模型是根据数据特征依据估计得到的门槛值将样本划分为多个区间,然后在各个区间内分析政府补贴强度对企业就业波动的影响。本文首先考虑单一门槛回归模型,门槛变量为政府补贴强度。^②在进行面板门槛回归之前,先对门槛值的存在性进行检验,先考虑单个门槛值的情形,然后再考虑多个门槛值存在的情形。由于不同所有制类型企业的补贴有所差异,于是分别对全样本、民营企业、国有企业以及外资企业样本进行检验,然后进行回归估计。下表5为各个类型企业样本的门槛效应检验结果。

① 列(1)和列(2)的交互项来自公式4,列(3)和列(4)的交互项来自公式5。

② 面板门槛模型的公式参见工作论文。

表 5 面板门槛效应检验

	国有企业		民营企业		外资企业		全部企业	
	F 值	P 值	F 值	P 值	F 值	P 值	F 值	P 值
单一门槛	7.56	0.6533	13.010	0.2067	21.000***	0.0067	17.870*	0.0600
双重门槛	2.96	0.7533	-	-	12.690	0.3333	9.140	0.4267
三重门槛	-	-	-	-	-	-	8.490	0.6267

注: 符号和表 2 中符号一致, 下表统同, 其中, *Bootstrap* 次数是 150 次。

表 5 反映了单一门槛、双重门槛和三重门槛效应模型检验的 *F* 统计量和采用 *Bootstrap* 法得到的 *P* 值, 由表 5 可知, 以政府补贴强度为门槛变量时, 外资企业样本单一门槛存在的假设检验在 1% 的显著性水平上通过检验, 双重门槛不显著; 国有企业和民营企业样本单一门槛和双重门槛均不显著; 全部企业样本也只是单一门槛存在的假设检验在 10% 的显著性水平上通过检验, 双重门槛并不显著。

由于民营企业和国有企业并没有门槛效应, 所以表 6 仅仅汇报了外资企业和全部企业样本的门槛值的置信区间。由表 6 可知, 外资企业的单一门槛值为 0.0037, 而全部企业样本的单一门槛值为 0.0368。通常, 外资企业获得补贴的比例较低, 因此外资企业的门槛值也是较低的。表 7 则反映了面板门槛回归的估计结果, 由表 7 列(4)可知, 对于全部企业样本而言, 当政府补贴强度低于单一门槛值 0.0368 时, 政府补贴强度的估计系数显著为负; 当政府补贴强度高于单一门槛值 0.0368 时, 政府补贴强度的估计系数显著为正。整体而言, 大部分企业补贴强度值较小, 没有达到门槛值。

表 6 门槛值的置信区间估计

	外资企业		全部企业	
	门槛值	区间	门槛值	区间
单个门槛	0.0037***	[0.0034, 0.0065]	0.0368*	[0.0368, 0.0368]
双重门槛	-	-	-	-

表 7 政府补贴对就业波动影响面板门槛回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	民营企业	外资企业	全部企业
补贴强度低于门槛值	11.78(7.682)	6.119(11.42)	34.77*** (9.606)	-1.460*(0.832)
补贴强度高于门槛值	-2.395*(1.424)	0.726(0.825)	0.216(1.610)	1.869*(0.957)
观测值	3 687	12 801	13 341	35 448
R^2	0.009	0.003	0.002	0.002
样本值	1 229	4 267	4 447	11 816

(三)内生性问题处理。由于政府补贴对象可能有偏向性, 政府可能选择经营稳健和业绩稳定的企业进行补贴。因而, 企业就业波动也可能是影响政府补贴的因素, 使得本文估计存在内生性的问题。为了克服内生性问题对估计系数产生偏误, 接下来将采用倾向得分匹配法(*PSM*)方法和工具变量法进行处理。

1. 采用 *PSM* 方法进行分析。将研究样本期内未受过政府补贴作为对照组, 将样本期受过补贴的企业作为处理组。样本期初初始年至 t 年至少获得过一次政府补贴作为处理组企业。^①根据倾

① 采用倾向得分匹配法进行估计的公式参见工作论文。

向得分匹配方法的处理思路则可以通过构建 *Logit* 模型估计出企业接受政府补贴的概率, 然后采用匹配方法为处理组企业选取对照组企业, 从而观察未受补贴企业就业波动的情形。

将处理组进行近邻匹配后, 其中匹配变量是影响企业获得补贴的因素, 包括资本密度和出口强度等变量, 并进行了匹配的平衡性检验。

表 8 汇报了处理组和对照组企业就业波动的差异。匹配后处理组企业就业波动的均值为 -2.3876, 而对照组企业就业波动的均值为 -2.3254, 处理组和对照组的差异为 -0.0621。这说明获得政府补贴企业的就业波动比未获得政府补贴的企业就业波动更低, 并且 *T* 统计量的结果也表明该结果是显著成立的。

表 8 受补贴和未受补贴的企业的就业波动的差异

变量	处理组	对照组	差异	SE	<i>T</i> 统计量
匹配前	-2.387	-2.319	-0.069	0.008	-8.250
<i>ATT</i>	-2.387	-2.325	-0.062	0.011	-5.430
<i>ATU</i>	-2.319	-2.373	-0.055		

2. 工具变量法分析。也可能存在同时既影响企业就业波动也影响政府补贴不可观测的因素, 本文采用工具变量法来克服内生性问题, 选择的工具变量是企业政府补贴强度的滞后一期, 详见表 9。列(1)和列(4)是没有考虑年份、行业虚拟变量的估计结果。列(2)是采用工具变量法进行面板数据固定效应模型估计的结果。结果表明, 政府补贴强度的估计系数为负数, 且第一阶段的估计结果显示工具变量的估计系数显著为正。列(3)则是采用工具变量法利用混合回归模型估计得到的分析结果。政府补贴强度的估计系数显著为负, 而且工具变量的估计系数也是显著为正。列(4)至列(6)是采用工业产品产值构建的政府补贴强度指标进行分析的结果。

表 9 采用工具变量法的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	固定效应	固定效应	混合效应	固定效应	固定效应	混合效应
补贴强度 1(以销售收入)	-11.890*** (2.257)	-11.840*** (2.297)	-5.197*** (0.482)			
补贴强度 2(以产品产值)				-12.830*** (2.453)	-12.750*** (2.498)	-5.401*** (0.494)
		第一阶段回归结果			第一阶段回归结果	
工具变量		0.099*** (0.002)	0.634*** (0.006)		0.092*** (0.002)	0.631*** (0.006)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份行业虚拟变量	否	是	是	否	是	是
观测值	176 029	176 029	176 011	176 011	176 029	176 011
<i>R</i> ²			0.017			0.017

(四)区分企业所有制、分地区以及分行业的样本的估计结果。不同所有制的企业在获得政府补贴收入上可能存在明显的差异。一般认为, 国有企业承担了保障社会就业稳定的社会性职能, 政企联系更紧密, 因此, 国有企业整体上会比民营企业获得更高的政府补贴(孔东民等, 2013)。本文将继续区分企业所有制来进行分样本研究。并且, 由于各地区经济发展水平和财政收入的规模存在差异, 对辖区内企业的补贴政策 and 补贴范围也可能存在差异, 因此, 本文还将区分东、中、西部地区的企业样本来进行分析。

由表 10 可知,政府补贴对于国有企业的就业波动具有显著的负向影响,而对外资和民营企业的影响并不明显。这是由于政府补贴对国有企业的补贴程度更高,缓解了国有企业的融资约束,改善其现金流和企业利润,所以政府补贴对降低国有企业就业波动的效果更明显。另外,国有企业在一定程度上承担着保障就业的政策目标,也可能使得员工流失率较低,企业就业波动较少。

表 10 区分企业所有制类型和分地区的样本估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	区分不同所有制企业			区分不同地区		
	国有企业	外资企业	私营企业	东部地区	中部地区	西边地区
补贴强度(以销售收入)	-16.350*** (3.286)	-3.616 (4.225)	4.404 (20.060)	-13.140*** (2.257)	-10.080 (13.420)	0.007 (4.652)
补贴强度(以产品产值)	-17.230*** (3.551)	-4.310 (4.963)	5.867 (20.890)	-13.980*** (2.413)	-12.280 (14.270)	0.699 (5.652)
观察值	27 619	72 263	57 183	142 942	21 193	11 894
样本数	12 291	32 868	20 400	54 938	8 886	4 445

表 10 还汇报了区分地区样本的分析结果,在东部地区政府补贴对企业就业波动具有显著负向影响,中、西部地区企业样本的估计系数并不显著。这可能是由于长期以来我国政府为了发展外向型经济在东部沿海地区优先发展,经济发达的东部地区地方政府对企业给予更多补贴和各种政策优惠,东部地区企业的研发创新活动更活跃,因而政府补贴抑制企业就业波动的作用更为明显。

我国政府对不同行业的企业补贴也存在差异,政府对高新技术行业的企业可能提供更多的补贴。因此,接下来将根据《中国高技术产业统计年鉴》中所包含的产业类别将所有样本分为高技术产业的企业样本和非高技术产业的企业样本,然后分别进行估计。其估计结果呈现在表 11 列(1)和列(2)中。

表 11 区分行业类别和资本密集程度的企业样本估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	区分行业是否为高新技术产业		区分资本劳动要素密集度	
	高新技术	非高新技术	高资本密集度	低资本密集度
补贴强度 1	-1.365** (0.564)	-0.918*** (0.194)	-0.660** (0.297)	0.294 (0.404)
补贴强度 2	-1.299** (0.573)	-0.880*** (0.197)	-0.638** (0.305)	0.432 (0.408)
观察值	27 931	252 867	140 392	140 395
样本数	11 211	95 617	58 815	60 806
R^2	0.016	0.016	0.018	0.017

估计结果表明,无论是高技术产业还是非高技术产业的企业样本,政府补贴强度均具有抑制企业就业波动的效果,而且在高技术产业企业中其作用效果更大。另外,由于不同的资本劳动要素密集程度的企业可能存在就业波动性的差异,为了区分这种效果,本文根据企业资本密集度的中位数将全部企业样本分为高资本密集度企业和低资本密集度企业,然后再分别估计政府补贴强度的系数。估计结果表明,高资本密集度企业样本的估计系数显著为负,而低资本密集

度企业的估计系数并不显著。这有可能是由于高资本密集度的企业通常也往往是设备和技术更先进的企业,这类企业中政府补贴抑制就业波动的效果更好。

(五)稳健性分析。采用第二种测算企业就业波动的办法来进行稳健性分析,由于采用企业年度就业增长率的标准差来衡量就业波动时其计算标准差的时间窗口是5年,样本期间并不持续存在有间隔年份的企业样本被删除。因此,样本数量变得比前面更少一些。其中,列(1)至列(2)是采用面板数据固定效应模型估计得到的结果,而列(3)是采用面板数据固定效应模型并使用工具变量法进行估计得到的结果,工具变量依旧是选择政府补贴强度的滞后一期。列(4)至列(6)则是采用另一种方法构建的政府补贴强度指标的估计结果。

由表12可知,以就业人数年增长率的标准差来衡量企业就业波动时,政府补贴强度对企业就业波动的作用系数仍然显著为负。无论以哪种指标来构建政府补贴强度的指标,该结论都十分稳健,并且采用工具变量法进行分析时,结论也和前文结论一致。

表12 以就业人数增长率标准差衡量就业波动的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	固定效应		工具变量法	固定效应		工具变量法
补贴强度(以销售收入)	-1.044** (0.455)	-0.958** (0.454)	-19.050*** (2.521)			
补贴强度(以产品产值)				-1.028** (0.475)	-0.931** (0.474)	-19.610*** (2.597)
观测值	291 918	291 918	178 163	291 918	291 918	178 163
R ²	0.003	0.008	0.0313	0.003	0.008	0.0315
样本数	107 448	107 448	69 416	107 448	107 448	69 416

五、影响渠道分析

接下来将对政府补贴对企业就业波动的影响作用机制渠道进行进一步分析。前文理论分析得出政府补贴既可能通过影响激励企业进行研发创新投入、促使新产品创新以及提高企业全要素生产率进而影响企业就业波动性;同时,也可能通过缓解企业的资金约束、增加企业经营利润等来影响企业就业波动。因此,接下来将分别从政府补贴对研发创新的作用渠道和企业资金约束作用渠道这两个角度进行检验分析。

首先,考察研发创新渠道作用时,按影响逻辑链分别从研发投入、新产品产出、企业全要素生产率的角度进行分析。其中,表13列(1)可知,补贴强度越大,研发投入强度也越大。这里用研发投入和销售收入之比来衡量研发投入强度,并且由于工业企业数据库中研发投入的数据和新产品产值的数据只有部分年份有统计信息,所以观测样本数比前文少。由列(2)和列(3)可知,政府补贴强度和研发投入强度均对就业波动有明显抑制效果。研发创新活动周期长,政府补贴对研发创新的促进作用可能存在滞后性,因此,本文以滞后一期的新产品产值来衡量产品创新型技术进步,由列(6)可知,政府补贴会促进产品创新型技术进步从而抑制企业就业波动。

表13 政府补贴通过研发创新渠道影响就业波动的估计结果(1)

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	研发投入	就业波动	就业波动	新产品产出	就业波动	就业波动
补贴强度(以销售收入)	0.029*** (0.010)		-0.924*** (0.269)	0.217*** (0.075)		-1.394*** (0.403)

续表 13 政府补贴通过研发创新渠道影响就业波动的估计结果 (1)

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	研发投入	就业波动	就业波动	新产品产出	就业波动	就业波动
研发投入		-0.005** (0.003)	-0.005** (0.003)			
新产品产出(滞后一期)					0.048* (0.029)	0.049* (0.029)
观测值	126 519	126 519	126 519	52 736	52 736	52 736
样本数	78 714	78 714	78 714	31 506	31 506	31 506

注: 列(1)和列(2)是采用 2005—2006 年分样本的估计结果, 并且采用的是随机效应模型估计的。其中, 新产品产值也只有部分年份有数据, 因此, 列(3)和列(4)则是 2001—2003 年分样本数据的估计结果。

接着考虑另一种类型技术进步对就业波动的影响, 研发创新导致工艺改进、增加技术种类组合。参考 Harrison 等(2014)的处理方法, 以企业全要素生产率水平来反映工艺改进的研发创新, 企业全要素生产率是采用 *OP* 法估计得到的。表 14 中列(1)是采用了工具变量法估计的政府补贴强度对企业全要素生产率影响的估计结果。政府补贴强度的估计系数为正, 但是并不显著。以往研究估计政府补贴对全要素生产率的影响未能形成定论, 本文结论与之相符, 这可能由于补贴促进企业全要素生产率增长往往需要依赖一定前提条件才能发挥作用。列(2)和列(3)则考察企业全要素生产率和政府补贴强度对企业就业波动的影响。列(4)和列(5)则是将被解释变量替换为产出波动, 可以发现其具有类似的效果。列(6)则表明, 产出波动和就业波动之间有明显的正向相关性。

表 14 政府补贴通过研发创新渠道影响就业波动的估计结果 (2)

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全要素生产率	就业波动	就业波动	产出波动	产出波动	就业波动
补贴强度(以销售收入)	1.288 (0.948)		-0.471** (0.204)	-0.227* (0.133)	-0.246* (0.132)	
全要素生产率		-0.089*** (0.009)	-0.089*** (0.009)		-0.080*** (0.006)	
产出波动						0.116*** (0.004)
观测值	172 892	280 799	280 799	279 668	279 668	279 668
R^2		0.009	0.009	0.0064	0.0073	0.0235
观测值	67 500	103 986	103 986	103 341	103 341	103 341

表 14 说明企业全要素生产率水平越高, 则企业就业波动性越低。这一结果与李卓和蒋银娟(2016)发现企业研发投入可以通过提升企业全要素生产率从而降低企业层面产出波动的结论类似。表 14 列(3)同时考察企业全要素生产率和政府补贴的影响时, 估计系数都显著为负数。值得注意的是, 这个估计系数和表 2 列(3)的估计系数相比, 政府补贴的估计系数的绝对值变得更大, 这说明政府补贴通过企业全要素生产率的渠道效果并不明显。

接下来将从企业资金约束和财务压力作用渠道的角度来考虑对企业就业波动的影响。根据前文的假说, 政府补贴可以缓解企业资金紧张的状况、增加企业利润从而增强企业储备员工的能力, 员工储备能力越强的企业越不容易受到外部市场冲击或者宏观经济环境变化冲击, 从而就业波动性更小。参考 Baurle 等(2018)的处理, 本文将企业利润率作为企业内源性资金约束

的衡量指标,并且通常企业平均工资越高,则企业储备员工的能力和实力也越强,因此,本文选择企业平均工资作为企业员工储备能力的代理指标。估计结果见表15。

表15 政府补贴通过资金约束渠道影响就业波动的估计结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	利润率	就业波动	就业波动	平均工资	就业波动	就业波动
补贴强度(以销售收入)	0.325*** (0.055)	-0.399** (0.203)	-0.387* (0.203)			-0.453* (0.232)
企业利润率			-0.037*** (0.009)	0.235*** (0.015)		
企业平均工资					-0.007* (0.004)	-0.007* (0.004)
观测值	280 799	280 799	280 799	274 637	274 637	274 637
R ²	0.012	0.018	0.018	0.342	0.017	0.017
样本数	103 986	103 986	103 986	102 783	102 783	102 783

表15列(1)反映了政府补贴对企业利润率的影响,政府补贴强度的估计系数显著为正。这说明政府补贴强度越大,则企业利润率越高。列(2)至列(3)则反映了同时考虑政府补贴和企业利润率的情形。估计结果表明,企业利润率的估计系数显著为负数,政府补贴的估计系数为负,且仅在10%的显著性水平上成立。这表明政府补贴主要是通过企业利润率的渠道影响了企业就业波动。列(4)则表明,企业利润率越高,企业平均工资水平也越高,这也反映企业储备员工的能力越强。列(6)估计系数的绝对值变得更大了,而平均工资的估计系数不变,企业平均工资的估计系数在10%的显著性水平上为负,说明企业平均工资越高,员工储备能力越强,则越有利于降低波动。政府对企业进行补贴可以缓解企业的资金紧张、改善企业的利润状况,通过提高企业利润率、增强企业储备员工的能力从而降低企业就业波动。

六、结论和政策启示

近年来,宏观经济形势使得就业稳定问题成为政府工作的重点,企业就业的稳定增长也成为高质量地促进就业工作的重要抓手。政府补贴能否稳定地促进企业净就业增长是具有理论意义和现实意义的重要问题。因此,本文利用工业企业数据库数据实证分析政府补贴对企业就业波动的影响,并区分企业研发创新渠道和企业资金约束渠道来分析其影响企业就业波动的作用。研究表明:其一,政府补贴强度对企业就业波动具有显著的负向影响,这说明企业获得政府补贴有助于降低企业就业波动。采用倾向得分匹配法和工具变量法缓解内生性问题之后,该结论仍然十分稳健。异质性分析发现,在国有企业样本、东部地区样本以及高技术产业企业和高资本密集度的企业样本中,政府补贴的抑制效果更为明显。当采用其他办法来衡量企业就业波动进行稳健性检验时,上述结论依然存在,政府补贴有助于降低企业就业波动性。其二,政府补贴对企业就业波动的影响作用具有先降后升的“U”形关系,采用面板门槛效应回归模型进行估计时,发现全部企业样本中政府补贴强度单一门槛效应显著,其门槛值为0.0368。当政府补贴强度低于0.0368,政府补贴强度增加将具有抑制企业就业波动幅度的效果,而当政府补贴强度高于0.0368时,政府补贴强度增加也会导致企业就业波动性增加。其三,影响机制检验的结果表明,政府补贴对企业就业波动的影响主要是通过改善企业经营利润状况,提高企业利润率和增强企业员工储备能力从而降低企业就业波动。政府补贴通过企业全要素生产率的渠道影响就业波动效果并不明显。另外,政府补贴通过影响企业研发创新出新产品会导致企业就业波动变得更大。

本文得到以下政策启示:一是政府对企业进行补贴能够起到降低企业就业波动的作用。为了稳定企业就业政府可以适当地对企业进行补贴来减缓疫情对就业负面冲击影响。二是由于企业获得政府补贴强度高或者过低都不利于抑制企业就业波动。因此,政府应谨慎使用补贴作为干预工具,即使对企业进行补贴也应该保持适度规模和强度。三是政府补贴的作用更主要地体现在短期内改善企业利润状况,因此,为了应对疫情冲击短期内出台的各项刺激补贴政策也要审慎考虑退出时机,不宜作为长期刺激和促进就业的工具来使用。

参考文献:

- [1]孔东民,刘莎莎,王亚男. 市场竞争、产权与政府补贴[J]. 经济研究,2013,(2): 55-67.
- [2]李磊,盛斌,王小洁. 进出口能否“稳就业”——来自中国工业企业的微观证据[J]. 国际贸易问题,2020,(8): 1-18.
- [3]李卓,蒋银娟. 研发创新抑制波动机制分析——基于企业生产供给波动视角[J]. 经济理论与经济管理,2016,(6): 72-87.
- [4]柳学信,张宇霖. 政府就业补贴、劳动保护政策的就业促进效应——基于沪深A股上市企业数据的分析[J]. 商业研究,2020,(3): 122-129.
- [5]罗明津,靳玉英. 企业出口行为的就业波动效应研究:基于中国工业企业的经验[J]. 世界经济研究,2019,(5): 27-40,134.
- [6]毛其淋,许家云. 政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角[J]. 中国工业经济,2015,(6): 94-107.
- [7]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济,2012,(5): 142-158.
- [8]任曙明,吕镛. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界,2014,(11): 10-23,187.
- [9]邵敏,包群. 政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J]. 中国工业经济,2012,(7): 71-82.
- [10]宋建波,苏子豪,王德宏. 政府补助、投融资约束与企业僵尸化[J]. 财贸经济,2019,(4): 5-19.
- [11]魏志华,赵悦如,吴育辉. 财政补贴:“馅饼”还是“陷阱”?——基于融资约束VS. 过度投资视角的实证研究[J]. 财政研究,2015,(12): 18-29.
- [12]姚东旻,朱泳奕. 指引促进还是“锦上添花”?——我国财政补贴对企业创新投入的因果关系的再检验[J]. 管理评论,2019,(6): 77-90.
- [13]曾建光,步丹璐,饶品贵. 无偿划转、政府补贴与社会福利[J]. 世界经济,2017,(7): 147-168.
- [14]张伯伟,沈得芳. 政府补贴与企业员工就业——基于配对倍差法的实证分析[J]. 经济学动态,2015,(10): 31-38.
- [15]Bäurle G, Lein S M, Steiner E. Employment adjustment and financial constraints: Evidence from firm-level data[R]. WWZ Working Paper, 2018.
- [16]Bernanke B S, Parkinson M L. Procyclical labor productivity and competing theories of the business cycle: Some evidence from interwar U.S. manufacturing industries[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 439-459.
- [17]Buch C M, Döpke J, Strotmann H. Does export openness increase firm - level output volatility? [J]. *The World Economy*, 2009, 32(4): 531-551.
- [18]Caggese A, Cuñat V, Metzger D. Firing the wrong workers: Financing constraints and labor misallocation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 133(3): 589-607.
- [19]Cerqua A, Pellegrini G. Do subsidies to private capital boost firms' growth? A multiple regression discontinuity design approach[J]. *Journal of Public Economics*, 2014, 109: 114-126.
- [20]Comin D, Mulani S. Diverging trends in aggregate and firm volatility[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(2): 374-383.

- [21] Criscuolo C, Martin R, Overman H G, et al. Some causal effects of an industrial policy[J]. *American Economic Review*, 2019, 109(1): 48–85.
- [22] Davis S J, Haltiwanger J C, Schuh S. Job creation and destruction[M]. Cambridge: The MIT Press, 1998.
- [23] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345–368.
- [24] Harrison R, Jaumandreu J, Mairesse J, et al. Does innovation stimulate employment? A firm-level analysis using comparable micro-data from four European countries[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 2014, 35: 29–43.
- [25] Koren M, Tenreyro S. Technological diversification[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(1): 378–414.
- [26] Kuhn J M, Malchow-Møller N, Sørensen A. Job creation and job types—new evidence from Danish entrepreneurs[J]. *European Economic Review*, 2016, 86: 161–187.
- [27] Kurz C, Senses M Z. Importing, exporting, and firm-level employment volatility[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 98: 160–175.
- [28] Ma H, Qiao X, Xu Y. Job creation and job destruction in China during 1998-2007[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2015, 43(4): 1085–1100.
- [29] Shleifer A, Vishny R W. Politicians and firms[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(4): 995–1025.
- [30] Vannoorenberghe G. Firm-level volatility and exports[J]. *Journal of International Economics*, 2012, 86(1): 57–67.
- [31] Vannoorenberghe G, Wang Z, Yu Z H. Volatility and diversification of exports: Firm-level theory and evidence[J]. *European Economic Review*, 2016, 89: 216–247.
- [32] Van Roy V, Vértesy D, Vivarelli M. Technology and employment: Mass unemployment or job creation? Empirical evidence from European patenting firms[J]. *Research Policy*, 2018, 47(9): 1762–1776.
- [33] Wren C, Waterson M. The direct employment effects of financial assistance to industry[J]. *Oxford Economic Papers*, 1991, 43(1): 116–138.

The Impact of Government Subsidies on Firm-level Employment Volatility

Jiang Yinjuan

(Economic College, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Summary: The employment volatility of enterprises reflects the stability of enterprise employment growth. How to maintain employment stability in the face of external shocks has become the priority tasks of government policymakers, and whether government subsidies can promote the stable growth of enterprise employment remains to be further explored. This paper empirically analyzes the impact of government subsidies on employment volatility and their mechanism of action using Chinese industrial enterprise data. It is found that there is a significant negative effect of government subsidies on employment volatility, and an increase in the intensity of government subsidies is conducive to reducing the employment volatility of enterprises. The results of the threshold regression model indicate that government subsidies have a significant single threshold effect on employment volatility, and the threshold value of subsidy intensity is 0.0368. Therefore, it is demonstrated that nonlinear relationship exists between them. Its role channel of suppressing volatility is through alleviating short-term financial pressure and strengthening the ability of enterprises to reserve employees to cope

with shocks, and the role channel of technological progress and diversification of technological types is less effective; its role channel of increasing volatility is due to new product innovations that bring product business lines and job adjustments leading to greater volatility in enterprise employment.

The possible marginal contributions of this paper are that: Firstly, previous studies on the impact of government subsidies on enterprise employment focus more on the effect of its employment scale promotion. This paper analyzes the impact of government subsidies on employment volatility from the perspective of the stability of enterprise net employment growth, and pays attention to the effect that government subsidies not only promote employment, but also promote stable employment growth. Secondly, this paper reveals the mechanism of government subsidies affecting employment volatility, which is analyzed from the perspectives of alleviating short-term capital pressure and promoting R&D and innovation activities. The former can resist the disturbance of external shocks on production and employment by improving the internal profit situation and strengthening the ability to employ reserve employees; the latter exerts an impact on employment volatility by providing new technology through technological progress, diversified technology combination or new product innovation. In addition, this paper empirically tests the impact of the two channel mechanisms.

Key words: government subsidies; employment volatility; enterprise volatility; TFP; R&D and innovation

(责任编辑 石头)

(上接第 107 页)

Based on the data of non-financial listed companies from 2008 to 2017 and the hand-collected data on the implicit debt of local governments, this paper studies the impact of implicit debt levels of local governments on micro-enterprises' R&D investment and patent applications. The empirical results show that the level of implicit debt in cities has a significant "inhibitory effect" on the patent applications of local companies, and leads to the reduction of internal R&D expenses. This shows that implicit debt is "squeezing" in both R&D input and output dimensions. Next, we perform the mechanism analysis and find that the reduction of government R&D subsidies and long-term external borrowing are the potential mechanisms. Finally, this paper also conducts a heterogeneity analysis and a robustness test on the main empirical results, and finds that the "crowding-out effect" of implicit debt is mainly reflected in the samples of high-budget constrained companies, state-owned companies and listed companies in non-first-tier cities.

This paper demonstrates that the expansion of local government implicit debt may weaken the long-term economic growth momentum of China. To deal with this problem, this paper suggests that: Firstly, a well-functioned municipal bond market with Chinese characteristics should be established as soon as possible, and its risk to the level of return, thus avoiding the "squeeze-out" effect. Secondly, local governments should gradually strip off the debt financing function of LGFVs, and try to transform them into an institution focusing on long-term strategic investment (referring to the Temasek company in Singapore) to help the long-term development of the local economy. Finally, local governments need to establish institutional R&D funds to support the long-term fundamental R&D activities of companies.

Key words: local government implicit debt; R&D; patents; crowding-out effect; subsidy

(责任编辑 石头)