

最低工资标准能否抑制僵尸企业的形成

蒋灵多, 陆毅

[摘要] 在深化供给侧结构性改革及妥善处置僵尸企业过程中,谨防僵尸企业形成与处置现有僵尸企业同等重要。本文基于 1998—2007 年中国工业企业数据、城市统计年鉴数据与城市最低工资数据,利用 2004 年中国《最低工资规定》颁布这一准自然实验,构建双重差分模型探讨最低工资标准对僵尸企业形成的影响。研究表明,样本期内僵尸企业平均占比为 13.92%;不同行业及不同所有制样本的僵尸企业占比存在明显差异;最低工资标准显著抑制了僵尸企业的形成,且结果十分稳健。最低工资标准促使企业精简雇佣人员实现内部结构调整,提高企业生产率、利润率并降低企业负债率,从而抑制僵尸企业的形成;最低工资标准对异质企业僵尸企业的形成具有不同影响,更大程度作用于劳动密集型行业企业及国有企业与民营企业;此外,最低工资标准还有利于对现有僵尸企业的妥善处置。政府应更多运用市场机制处置僵尸企业并进一步深化国有企业改革,促进社会资源的优化配置,推动中国经济的健康稳定发展。

[关键词] 最低工资标准; 僵尸企业处置; 内部结构调整; 双重差分模型

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)11-0118-19

一、引言

供给侧结构性改革是当前经济改革和宏观调控的重要战略。2015 年底的中央经济工作会议将“三去一降一补”^①确定为五大结构性改革重点任务,“去产能”位居首位。2017 年 7 月召开的中央政治局会议再次着重强调“要坚定不移深化供给侧结构性改革,深入推进‘三去一降一补’,紧紧抓住处置‘僵尸企业’这个牛鼻子……”。因此,妥善处置僵尸企业成为供给侧结构性改革的主要抓手。全国政协委员傅成玉在 2017 年全国政协经济界别小组讨论会后接受记者采访时表示,在积极稳妥处置现有僵尸企业的同时,应提防僵尸企业形成,企业应加快内部改革,谨防好的资产变坏继而成

[收稿日期] 2017-09-27

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“异质企业框架下贸易自由化的福利效应评估与福利增进型贸易政策研究”(批准号 71573278);国家自然科学基金青年项目“垄断竞争框架下进口贸易利得的测算及其在中国贸易实践中的应用研究”(批准号 71203239)。

[作者简介] 蒋灵多(1989—),女,江西上饶人,中国人民大学商学院博士研究生;陆毅(1978—),男,上海人,清华大学经济管理学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:陆毅,电子邮箱:luyi@sem.tsinghua.edu.cn。本文为中国人民大学 2015 年度拔尖创新人才培养资助计划成果。感谢中国人民大学谷克鉴教授、厦门大学陈勇兵教授、江西财经大学许统生教授及前期给予本文建设性意见的各位老师,感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

^① “三去一降一补”具体是指去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板。

为新的僵尸企业。

自中国经济步入“新常态”以来,在“三期叠加”^①效应的影响下,部分行业产能过剩严重,僵尸企业问题凸显。已有文献表明,僵尸企业的普遍存在会掣肘一国经济的发展(Caballero et al.,2008;Kwon et al.,2015;McGowan et al.,2017;李旭超和申广军,2017)。诚然,妥善处置僵尸企业已成为推动中国经济良性发展的重要执本之举。一方面,应重点关注并妥善处置现有僵尸企业,降低现有僵尸企业对经济发展的侵蚀作用;另一方面,应尽力抑制新僵尸企业的形成,以期提高行业资源的配置效率。本文拟从僵尸企业形成角度出发,探讨如何有效抑制“僵尸企业”的形成这一议题,旨在为减少经济发展中僵尸企业成分提供有益思路,从而优化社会资源的配置效率,促进中国经济的健康稳定发展。

国内外现有关于僵尸企业的研究主要从以下三个角度展开:第一类文献主要关注僵尸企业测度与识别、特征事实分析以及僵尸企业的成因分析(Caballero et al.,2008;Fukuda and Nakamura,2011;Kwon et al.,2015;何帆和朱鹤,2016;聂辉华等,2016;申广军,2016;朱鹤和何帆,2016;黄少卿和陈彦,2017)。上述文献对僵尸企业的识别标准不尽相同,特征事实表明僵尸企业在各国普遍存在,僵尸企业成因主要源于政府财政补贴、银行信贷歧视、过高破产成本以及针对中国国情提出的经济刺激政策后遗症及外部需求冲击。第二类文献主要关注僵尸企业对一国资源配置及经济发展的影响(Ahearne and Shinada,2005;Caballero et al.,2008;Kwon et al.,2015;Imai,2016;McGowan et al.,2017;谭语嫣等,2017;李旭超和申广军,2017)。归纳上述文献研究得知,僵尸企业会挤占市场空间,对正常企业与成长型企业的投资具有挤出效应,僵尸企业主要通过阻碍技术进步和降低资源配置效率遏制全要素生产率的增长。第三类文献主要研究现有僵尸企业复活问题(Fukuda and Nakamura,2011;Nakamura,2017)。采用日本数据研究表明,精简雇员或固定资产的结构调整可以促进僵尸企业复活,但失去创新能力的结构重组可能会引起宏观经济长期的通货紧缩;更透明的会计准则和更严格的银行监管政策可以促进僵尸企业的复活。

以上文献为深入理解僵尸企业的内涵、形成机制、影响效应及僵尸企业的复活提供了丰富而深刻的见解,但遗憾的是,国内外关于如何从根源上减少僵尸企业形成的研究尚付阙如。本文选取最低工资标准的政策视角探讨降低僵尸企业形成概率的可能路径,原因主要包括两个方面,一方面,完善最低工资制度与稳妥处置僵尸企业是当前至关重要的两项政策研究课题,通过构建较为科学严谨的计量方法厘清二者关系,既拓展了最低工资制度的评估视角^②,又为妥善处置僵尸企业的供给侧结构性改革战略提供有益思路。另一方面,Fukuda and Nakamura(2011)研究表明精简雇员或固定资产的结构调整可以促进僵尸企业复活,因此,有理由相信企业内部的结构调整同样可以降低企业成为僵尸企业的概率,而最低工资标准政策则为企业内部结构调整提供了一个准自然实验,为模型的无偏估计奠定了基础。

区别于现有相关文献,本文的可能拓展之处在于:①本文率先从预防新僵尸企业形成的视角考察僵尸企业问题,为减少经济发展中的僵尸企业成分提供有益思路,为政府深化供给侧结构性改革及优化资源配置效率的政策制定提供参考价值;②本文首次将僵尸企业议题与最低工资制度联系

① “三期叠加”是指经济增长的换挡期、结构调整的阵痛期与前期刺激性政策的消化期在同一时间重合出现产生叠加效应,对中国经济增长造成明显的下行压力。

② 国内外有大量的文献探讨了最低工资制度对就业、平均工资、员工培训、价格、出口行为等方面的影响(Lemos,2008;马双等,2012;孙楚仁等,2013a;Neumark et al.,2014;Haep and Lin,2016;Gan et al.,2016;马双和邱光前,2016;许和连和王海成,2016),但尚未有文献涉猎最低工资制度对僵尸企业的影响。

起来,不仅为处置僵尸企业提供了政策思路,而且丰富了最低工资制度的评估视角;③区别于国内现有关于最低工资制度的研究方法^①,本文借鉴 Draca et al.(2011),以 2004 年中国《最低工资规定》的颁布为准自然实验构建双重差分模型研究最低工资制度对僵尸企业形成的影响,可以有效缓解样本选择等可能引起的内生性问题,使得本文的估计无偏。

本文余下结构安排如下:第二部分是最低工资制度阐述与数据说明;第三部分是僵尸企业识别与特征事实分析;第四部分是模型设定与计量结果分析;第五部分是进一步分析;最后是结论及政策含义。

二、最低工资制度与数据说明

1. 最低工资制度

中国虽为国际劳工组织的创始成员国兼常任理事国,但中国最低工资制度相较于国外发展较晚,国际劳工组织于 1928 年即通过了《制订最低工资确定办法公约》(以下简称《公约》),中国于 1984 年才批准承认该《公约》,并于 1993 年由劳动部以行政规章的形式颁布了《企业最低工资规定》。随着 1994 年《中华人民共和国劳动法》的颁布,中国确立了最低工资保障制度的法律地位。但直至 2004 年劳动和社会保障部颁布并实施《最低工资规定》,最低工资保障制度才得以在中国所有省、自治区与直辖市全面推广。

《最低工资规定》将最低工资标准定义为,劳动者在法定工作时间或依法签订的劳动合同约定的工作时间内提供了正常劳动的前提下,用人单位依法应支付的最低劳动报酬,包括月最低工资标准和小时最低工资标准^②。《最低工资规定》指出,月最低工资标准的确定与调整应参考当地就业者及其赡养人口的最低生活费用、城镇居民消费价格指数、职工个人缴纳的社会保险费和住房公积金、职工平均工资、经济发展水平、就业状况等因素;且最低工资标准每两年至少调整一次;不同省、自治区、直辖市乃至不同行政区域均可以有不同的最低工资标准^③。

诚然,最低工资调整会作用于且反作用于当地市场环境(Gan et al.,2016)。由于最低工资调整主要受当地经济发展与就业等因素影响,因此,最低工资变动可以一定程度反映当地的市场信息,企业可以根据当地的市场信息做出决策调整。为了尽量使得最低工资政策外生,在后文分析中需加入可能影响最低工资调整的地区特征变量。本文根据《最低工资规定》中月最低工资标准确定与调整的参考内容,提取可能影响月最低工资标准的地区信息包括:当地就业者及其赡养人口的最低生活费用、消费价格指数、缴纳社会保险费和住房公积金、职工平均工资、经济发展水平、就业状况及其他。

鉴于本文的最低工资标准为城市层面数据,具体地,考察如下城市特征变量对城市月最低工资

① 国内目前关于最低工资制度的研究方法,主要选择将最低工资标准的对数作为模型自变量纳入计量模型,再采用几个城市的两年数据为例构建双重差分(DID)模型进行稳健性检验(马双等,2012;马双和邱光前,2016)。采用上述方法的可能缺陷在于:模型中直接采用最低工资标准的对数作为自变量不能较好地缓解模型潜在的内生性问题;采用几个城市的两年数据构建 DID 模型进行稳健性检验时,一方面,由于选择的样本量十分有限,所得结论是否完全适用于全样本的分析还有待商榷;另一方面,只选取两年数据进行 DID 模型的分析,使得样本不能进行较好地平行趋势检验,而满足平行趋势检验是构建 DID 模型进行计量分析的前提。

② 小时最低工资标准是在颁布的月最低工资标准的基础上进行计算调整得到。

③ 《最低工资规定》的内容资料来源于中国政府网 http://www.gov.cn/banshi/2005-08/05/content_20677.htm。

标准的影响^①：城市人均 GDP (*pergdp*)、从业人员人均赡养人数 (*empop*)、城市平均工资水平 (*awage*)、城市失业率 (*unemrate*)、城市消费价格指数 (*cpi*)、城市人口增长率 (*popgrowth*)；因变量为城市的月最低工资 (*minwage*)，由于最低工资调整主要是参照当地上一年度的经济与就业信息，因此，参照 Gan et al.(2016)，在模型中采用滞后一期的城市特征变量得到 OLS 回归的估计结果^②。

在控制了城市与年份固定效应之后的回归结果显示，城市的月最低工资标准受城市人均 GDP (*pergdp*)、从业人员人均赡养人数 (*empop*)、城市平均工资水平 (*awage*) 及城市消费价格指数 (*cpi*) 的显著影响。且从回归系数符号看出，城市人均 GDP 越高、从业人员人均赡养人数越多、城市平均工资越高、城市消费价格指数越高，城市的月最低工资标准就越高。因此，在后文分析中，模型应加入上述四个显著影响城市月最低工资标准的滞后一期变量，以控制各城市月最低工资标准存在的内生差异变动。

2. 数据来源与说明

本文数据主要来源于 1998—2007 年中国工业企业数据库制造业企业数据、历年《中国城市统计年鉴》数据与各省人力和社会保障部门网站。一是中国工业企业数据库涵盖了所有国有企业与规模以上 (年销售额高于 500 万元) 非国有企业，数据库中包含详细的企业基本信息如企业代码、名称、所在地等与企业经营信息如企业销售额、雇佣人数、固定资产、利润等，为本文的研究提供了详尽的微观数据^③。二是《中国城市统计年鉴》包含了各年份 287 个城市层面总人口、出生率、生产总值、就业及财政收支等相关变量信息，便于后文模型中控制影响最低工资调整的城市特征变量，使得各城市的最低工资调整尽量外生。三是各省人力和社会保障部门 (简称人社部) 网站为本文提供了各省地级市的月最低工资数据，鉴于目前尚未有现成的省份地级市月最低工资数据库，本文主要通过浏览各省地级市人社部网站的通知公告获取月最低工资数据，并通过查阅相关政府公开发布的含最低工资信息的政府公报及政府工作网站进行最低工资数据的完善，由此得到 285 个城市的最低工资数据。

在识别僵尸企业之前，须对中国工业企业数据进行调整，本文主要研究对象为 29 个制造业行业的企业数据，因此剔除非制造业行业的企业样本。此外，文中还对工业企业数据做如下处理：①参照 Brandt et al.(2012)，根据不同变量信息对工业企业数据库进行依次跨期匹配；②遵循常规剔除程序，剔除工业企业数据库中非正常经营和数据统计错误企业样本 (聂辉华等，2012)；总资产小于流动资产、总资产小于固定资产的企业样本；总资产、固定资产、中间投入品与工业增加值等主要变

① 各城市特征变量的衡量方法为：城市人均 GDP (*pergdp*)，采用城市国内生产总值与总人口比值的对数来表示；从业人员人均赡养人数 (*empop*)，采用城市总人口与从业人口比值的对数来表示；城市平均工资水平 (*awage*)，采用城市职工平均工资的对数来表示；城市失业率 (*unemrate*)，结合历年《中国城市统计年鉴》的数据信息，1998—1999 年直接采用 (1-就业率) 来表示，2000—2007 年因缺乏就业率信息，故先采用城市登记失业人数与从业人数的比值计算得到城市就业率，再采用 (1-就业率) 来表示；城市消费价格指数 (*cpi*)，由于城市层面的年度消费价格指数不可获得，故采用城市对应省份的年度消费价格指数来表示；城市人口增长率 (*popgrowth*)，采用城市人口自然增长率来表示。因变量城市月最低工资 (*minwage*)，采用城市月最低工资标准的对数来表示。

② 受篇幅所限，具体估计结果请参见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejjournal.org>) 公开附件。

③ 值得注意的是，由于中国工业企业数据库收录的是年销售额 500 万元及以上的大中型企业，而根据后文的分析可知，最低工资标准政策更大程度作用于低工资企业，且企业工资水平与企业工业销售产值存在正相关关系，即未纳入到工业企业数据库中的企业可能具有更低的平均工资水平。因此，数据的局限性使得本文估计结果可能低估了最低工资政策实际的政策效应。

量缺失或者小于 0 的企业样本;企业雇员人数小于 8 人的企业样本。③由于中国在 2002 年重新调整了行业代码标准(GB/T 4754—2002),为了使企业在研究样本期间保持一致的行业代码,文中采用 Brandt et al.(2014)提供的 2002 年前后行业代码调整对应表对行业代码进行调整。④为了得到经济学而非会计意义的企业变量实际值,对后文分析涉及到的各变量进行价格指数平减。参照 Upward et al.(2013)与 Brandt et al.(2014),采用《中国统计年鉴》中省际层面的消费价格指数与投资价格指数分别对工资与资本等变量进行平减^①,采用 Brandt et al.(2014)提供的四位行业层面的产出和中间品价格指数分别对企业产出与中间投入品进行平减,由此得到以 1998 年为基期的各变量实际值。

三、僵尸企业识别与特征事实分析

1. 僵尸企业识别

现有对僵尸企业识别较为主流且盛行的方法主要有如下三种:CHK 方法(Caballero et al., 2008)、FN-CHK 方法(Fukuda and Nakamura, 2011)、FN-CHK 修正方法(聂辉华等, 2016)。具体识别方法为:

(1)CHK 方法。CHK 方法是由 Caballero、Hoshi 和 Kashyap 三位学者就 20 世纪 90 年代日本经济发展现象提出的识别僵尸企业的方法(Caballero et al., 2008),核心思想为:如果一个企业为其债务所支付的利息低于采用市场最低利率计算得到的支付利息,则该企业就很有可能获得银行提供的优惠信贷,这种企业与银行间的非正常市场化借贷关系可作为判定一个企业是否为僵尸企业的依据。银行对企业利息费用的减免是银行向企业“输血”的最直观体现。识别步骤为:①计算最低应付利息(Minimum Required Interest Payment) $R_{i,t}^*$,即为采用市场最低利率计算得到的企业应为其债务所需支付的利息。②根据企业财务报表,获取企业在 t 年实际支付利息 $R_{i,t}$ 。③将银行对企业的利息补贴进行标准化,得到利率差 $x_{i,t}$ (Interest Rate Gap)。CHK 方法将利率差小于 0 的企业定义为僵尸企业,且该方法在后续的僵尸企业文献研究中频频出现(Giannetti and Simonov, 2013; Lin et al., 2014)。

(2)FN-CHK 方法。Fukuda and Nakamura(2011)指出,根据 CHK 方法将企业是否存在银行利息减免作为僵尸企业唯一的判定标准,一是容易将非僵尸企业误判为僵尸企业,二是可能会遗漏一些真正的僵尸企业。前者在于银行倾向于向资质较好、违约风险较低的企业提供优惠贷款,同时政府为了扶持重要或新兴产业,倾向于向一些成长型企业发放低息贷款(聂辉华等, 2016)。根据 CHK 方法,以上两类企业会被误认为僵尸企业;后者在于僵尸企业可通过到期贷款展期的方式实现“借新贷还旧债”,该部分僵尸企业无法被 CHK 方法识别。鉴于此, Fukuda and Nakamura(2011)在 CHK 方法基础上增加了“盈利标准”(Profitability Criterion)与“常青借贷标准”(Evergreen Lending Criterion),“盈利标准”可将 t 年息税前收入($EBIT$)高于 CHK 方法中最低应付利息的企业识别为正常企业,旨在降低 CHK 方法中将非僵尸企业误判为僵尸企业的可能性。“常青借贷标准”可将 $t-1$ 年负债资产比超过 50%,且在 t 年借贷仍增加的企业识别为僵尸企业,从而降低将僵尸企业误判为正常企业的可能性。综上, FN-CHK 方法将利率差小于 0、息税前收入低于最低应付利息、 $t-1$ 年负债资产比超过 50%且在 t 年借贷仍增加的企业识别为僵尸企业。

① 由于国家统计局提供的西藏自治区消费价格指数和投资价格指数在诸多年份均为缺失值,因此,本文的样本数据剔除了西藏自治区的企业样本。

(3)FN-CHK 修正方法。Nakamura and Fukuda(2013)指出,根据已有识别方法得到的僵尸企业样本中有一部分企业属于“一次性僵尸企业”(One-shot Zombie Firm),即在研究样本期间,该部分企业只在某一年份被识别为僵尸企业,并建议在研究过程中将这些企业从僵尸企业中剔除。聂辉华等(2016)表示,“一次性僵尸企业”很可能只是在当年经营管理遇到短暂问题或受到短期外部冲击的正常企业,因此,在 FN-CHK 方法的基础上对其进行修正,具体识别方法为:若一企业在 $t-1$ 年和 t 年都被 FN-CHK 方法识别为僵尸企业,则该企业在 t 年被识别为僵尸企业。

中国作为一个转型经济体,企业发展和资源分配都无法摆脱政治体制带来的影响(聂辉华等,2016)。朱鹤和何帆(2016)也指出,企业的账面利润不能反映企业的真实盈利水平,企业可能通过获取财政补贴、税收返还或其他非正常性损益等方法增加企业的利润水平。鉴于此,本文在聂辉华等(2016)提出的 FN-CHK 修正方法的基础上进行完善,在“盈利标准”中考虑政府补贴因素,由此得到本文僵尸企业认定标准应同时满足:①企业在 t 期的利率差为负;②企业在 t 期扣除补贴收入之后的息税前收入(*EBIT*)低于 CHK 方法中最低应付利息;③企业在 $t-1$ 期的负债资产比高于 50%,且企业在 t 期的负债较 $t-1$ 期有所增加;④企业在 $t-1$ 期与 t 期均被认定为僵尸企业。只有当企业同时满足上述四个条件时,则认定该企业在 t 期为僵尸企业。便于行文简洁,下文中采用 FN-CHK(S)表示“盈利标准”中考虑政府补贴之后的 FN-CHK 方法,FN-CHK 修正(S)表示“盈利标准”中考虑政府补贴之后的 FN-CHK 修正方法,FN-CHK 修正(S)为本文识别僵尸企业的核心方法。^①

2. 特征事实分析

(1)僵尸企业特征事实。基于上述僵尸企业识别方法,表 1 第(1)列呈现了采用 FN-CHK 修正(S)方法识别的不同年份僵尸企业占比。在进行僵尸企业特征事实分析之前,通过与现有文献的僵尸企业测算结果进行比较,检验本文的数据处理与识别过程是否准确。表 1 第(2)列是采用聂辉华等(2016)提出的 FN-CHK 修正方法得到的不同年份僵尸企业占比结果。聂辉华等(2016)同样基于中国工业企业数据库得到的测算结果显示,2000—2004 年规模以上企业僵尸企业占比均值为 17.09%,2000 年僵尸企业占比约为 27%;从表 1 第(2)列的结果可知,2000 年僵尸企业占比为 26.68%,根据数据得知 2000—2004 年的僵尸企业占比为 17.40%,由此可知,本文僵尸企业的测算结果具有较高的可信度。

从表 1 的第(1)列测算结果可知,在研究样本期间,僵尸企业平均占比为 13.92%。僵尸企业占比基本呈逐年递减趋势,2004 年之前僵尸企业的占比普遍较高,而 2004 年及之后各年份的僵尸企业占比较低,均在 10%左右。根据数据整理得知,2000—2003 年的僵尸企业平均占比为 21.24%,而 2004—2007 年的僵尸企业平均占比为 9.79%。比较第(1)列与第(2)列的测算结果可知,考虑了政府补贴因素的 FN-CHK 修正(S)方法得到的各年份僵尸企业占比均有略微提高,总体上比采用 FN-CHK 修正方法得到的僵尸企业占比高 0.5 个百分点,但并未改变僵尸企业占比随年份的变动趋势。

表 1 第(3)、(4)列分别报告了基于不同行业得到的劳动密集型行业与非劳动密集型行业的僵尸企业占比^②。比较两列数据结果可得,非劳动密集型行业几乎在各年份的僵尸企业占比均相对较

① 对上文梳理的僵尸企业识别方法的归纳总结参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

② 参考现有关于劳动密集型行业(马双等,2012)与低技术和低技能密集型产品的界定(Lall,2000),本文将农副食品加工业(13),食品制造业(14),纺织业(17),纺织服装、鞋帽制造业(18),皮革、皮毛、羽毛(绒)及其制品业(19),家具制造业(21),文教体育用品制造业(24)和塑料制品业(30)定义为劳动密集型行业;将其他行业定义为非劳动密集型行业。

表 1 僵尸企业的特征事实 单位: %

年份	总体样本		不同行业		不同所有制		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	FN-CHK 修正(S)	FN-CHK 修正	劳动密集型	非劳动密集型	国有企业	外资企业	民营企业
2000	27.17	26.68	24.79	28.23	53.57	16.41	20.65
2001	22.02	21.52	19.18	23.29	49.43	14.39	16.68
2002	19.56	19.04	16.84	20.81	46.71	13.65	15.54
2003	17.59	17.01	15.59	18.53	45.95	12.46	14.87
2004	9.73	9.29	9.00	10.06	30.46	7.08	8.55
2005	9.41	8.93	8.89	9.65	30.47	6.64	8.70
2006	10.80	10.25	10.30	11.03	31.60	7.86	10.47
2007	9.26	8.79	9.26	9.26	28.56	6.96	9.16
总体	13.92	13.42	12.73	14.46	42.91	9.60	11.65

注:数据源于对中国工业企业数据库的整理。由于 FN-CHK 修正(S)方法与 FN-CHK 修正方法均采用了滞后两期的数据信息,因此,1998 年与 1999 年无法识别出僵尸企业信息,表中只呈现了 2000—2007 年的僵尸企业占比信息。

资料来源:作者计算。

高,但两者差异在逐渐缩小;总体而言,非劳动密集型行业僵尸企业占比高于劳动密集型行业僵尸企业占比 1.73 个百分点,且 t 检验在 1% 的统计水平上显著。第(5)—(7)列则分别是基于不同所有制得到的国有企业、外资企业与民营企业^①的僵尸企业占比。总体而言,国有企业的僵尸企业占比(42.91%)远远高于外资企业和民营企业的僵尸企业占比(分别为 9.60%和 11.65%),民营企业的僵尸企业占比略高于外资企业的僵尸企业占比,外资企业的僵尸企业占比最低。此外,上述各样本的僵尸企业占比存在与总体样本相同的变动趋势,即各样本的僵尸企业占比随年份不断下降,在 2004 年之前僵尸企业占比较高,2004 年及之后有较大幅度的降低。

为了更为直观地比较不同样本的僵尸企业占比及其差异变动,并观察不同样本僵尸企业占比随年份的变动趋势,可绘制基于不同行业分类与不同所有制分类的各年份僵尸企业占比图示^②,并可得到与表 1 一致的结论。

(2)最低工资标准与企业平均工资的特征事实^③。在样本期内,平均月最低工资标准约为 350 元;平均月最低工资标准由 1998 年的 213.81 元提高至 2007 年的 540.19 元,提高了 152.65%,即 1998—2007 年,平均月最低工资标准增长了 1.5 倍,平均年增长率为 16.96%。从月最低工资标准各年份的年增长率来看,2004 年及之后最低工资标准均以较高的速率在增长;从月最低工资标准的最大值和最小值可知,不同城市最低工资标准存在较大差异,随着年份的推移,不同城市最低工资标准的相对差异在减小。

根据各年份企业平均工资及企业平均工资年增长率结果,在样本期内,企业月平均工资为

① 不同所有制企业的识别方法:国有企业包括登记注册类型为 110 国有企业、141 国有联营企业、143 国有与集体联营企业、151 国有独资企业,另外,对于登记注册类型为 130 股份合作企业、150 其他有限责任公司、160 股份有限公司的三类企业,根据企业实收资本判定其是否为国有企业,国有资本金占实收资本比重高于 50%的企业为国有企业;将外商和港澳台资本金与实收资本的占比不低于 25%的企业定义为外资企业(聂辉华等,2012);将其余企业定义为民营企业。

② 受篇幅所限,具体图示请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

③ 受篇幅所限,各年份的月最低工资标准与企业月平均工资特征详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

1095 元;企业月平均工资由 1998 年的 805 元提高至 2007 年的 1570 元,提高了 95%,即 1998—2007 年,企业月平均工资几乎翻了一番,但增长幅度仍低于月最低工资标准的增长幅度(152.65%)。从企业月平均工资的年增长率看,1999 年工资呈现负增长,原因可能在于 1997 年亚洲金融危机及其扩散带来的“后遗症”;之后平均工资开始逐步恢复并缓慢增长,自 2004 年起,企业月平均工资开始以较快且稳定的速率增长,2003—2007 年企业月平均工资增长了约 70%,平均年增长率为 17.41%,远远高于企业月平均工资整体平均年增长率(10.56%)。

综合而言,月最低工资标准的提高幅度大于企业月平均工资的提高幅度,2004 年《最低工资规定》颁布之后,月最低工资标准与企业月平均工资均以较高的速率在增长。从各年份均值看,企业月平均工资均远远高于月最低工资标准。

根据统计结果可知,各年份企业月平均工资均远远高于月最低工资标准,那么,最低工资标准是否会影响企业的平均工资水平?图 1 为不同年份企业平均工资与当地最低工资标准比值的分布图,图中各虚线表示企业平均工资与当地最低工资标准比值为 1。从图 1 不同年份的比值分布图可得如下结论:①每年都有部分企业的平均工资低于当地最低工资标准,即企业平均工资与当地最低工资标准比值位于虚线左侧。可能的原因在于,一方面,企业对员工提供了不显示在工资支出的非现金福利使得企业的应付工资总额偏低(Gan et al., 2016);另一方面,企业对最低工资政策不完全遵从执行。②平均工资低于当地最低工资标准的企业占比在 2004 年及以后各年明显减少,且通过比较 2003 年与 2004 年的占比分布图可知,平均工资与当地最低工资标准比值小于 1 的企业占比在 2004 年骤降。从具体数据得知,2003 年平均工资低于当地最低工资标准的企业占比为 11.23%,而 2004 年相应的企业占比仅为 5.10%;1998—2003 年平均工资低于当地最低工资标准的企业平均占比为 13.33%,而 2004—2007 年相应的企业平均占比降至 5.70%^①。可能的原因在于,一方面,尽管最

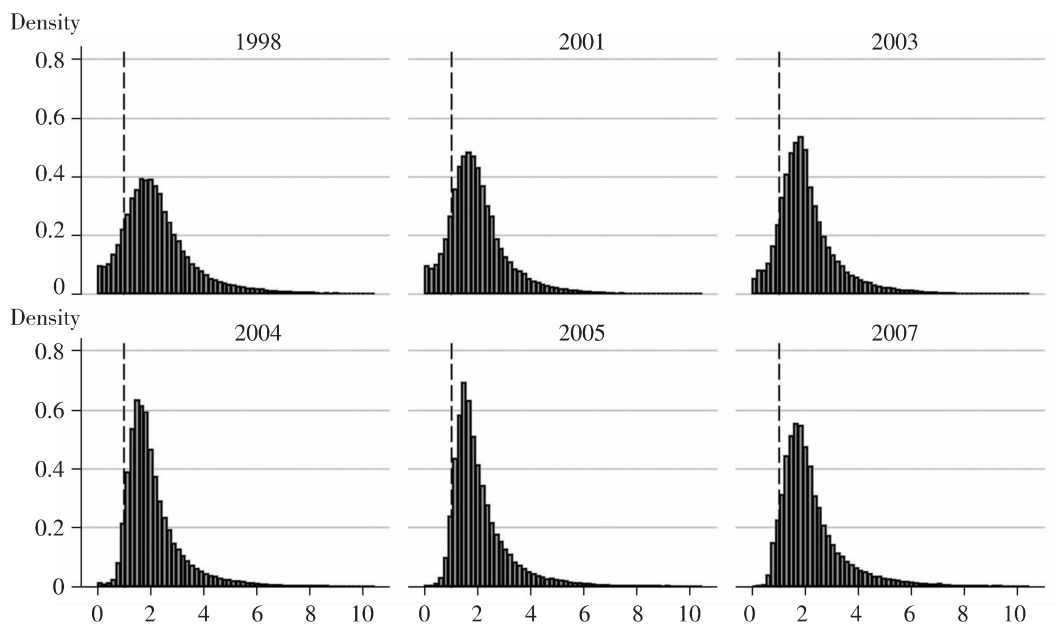


图 1 不同年份企业平均工资与当地最低工资标准的比值分布

资料来源:作者绘制。

① Fang and Lin(2015)采用中国年度城镇家庭调查数据发现,2004—2009 年期间有 5.6%的工人月工资低于月最低工资标准。

低工资标准每年都在提高, 2004 年《最低工资规定》颁布使得最低工资政策效力增大, 企业更好地贯彻执行了最低工资政策; 另一方面, 随着企业生产率的提高, 企业的工资增长幅度高于最低工资标准的提高幅度, 从而使得平均工资低于当地最低工资标准的企业占比降低。

最低工资标准对不同企业平均工资的影响是否一致, 即最低工资标准是否促进了所有企业平均工资的同等幅度提

升? 图 2 刻画了 2004 年最低工资政策变动前后各企业的平均工资变动情况。图 2 横轴为根据政策前企业平均工资分布划分的每一个百分位数上的企业样本, 纵轴为每一百分位数上的企业平均工资对数变动额的均值。从图 2 可得如下结论: ①仅从 2002—2003 年或是 2003—2004 年企业平均工资的变动看, 多数的企业平均工资得以提高, 且平均工资越低的企业其工资提高的幅度越大, 平均工资较高的企业甚至出现了平均工资下降的趋势。②从比较两条企业平均工资变动曲线看, 2003—2004 年的变动曲线位于 2002—2003 年变动曲线的上方, 即最低工资政策出台之后, 使得几乎所有的企业平均工资均有一个更高幅度的提升; 同时从纵横向看, 随着企业平均工资的百分位数增大, 两条曲线不断趋近, 最低工资政策带来的企业平均工资提高幅度在减小。即最低工资政策会更大幅度提高低工资企业的平均工资水平 (Draca et al., 2011)。这一结论为后文构建双重差分模型奠定了较好的基础。

综上, 僵尸企业特征事实表明, 在研究样本期间, 僵尸企业平均占比为 13.92%; 2004 年及之后各年份的僵尸企业占比较低; 不同行业与不同所有制的僵尸企业占比存在显著差异, 非劳动密集型行业的僵尸企业占比相对较高, 国有企业的僵尸企业占比远远高于民营企业与外资企业; 最低工资与企业平均工资事实表明, 最低工资标准的提高幅度大于企业平均工资的提高幅度; 尽管各年份企业平均工资均远远高于最低工资标准, 每年都有部分企业的平均工资低于当地最低工资标准, 但该部分企业占比在 2004 年及以后各年明显降低; 最低工资政策会更大幅度提高低工资企业的平均工资水平。

四、模型设定与计量分析

1. 模型设定

为了较为严谨地探究最低工资标准政策是否有效抑制了僵尸企业的形成, 本文借鉴 Draca et al. (2011) 的方法, 以 2004 年《最低工资规定》的颁布为准自然实验, 构建双重差分 (DID, Difference-in-Difference) 模型探讨最低工资标准的出台是否显著降低了企业成为僵尸企业的概率, 具体模型构建如下:

$$zfdum_{ijt} = \alpha + \beta_1 treat_i \times post04_t + \gamma F_{ijt} + \lambda C_{jt} + \mu_i + \mu_t + \delta_{ijt} \quad (1)$$

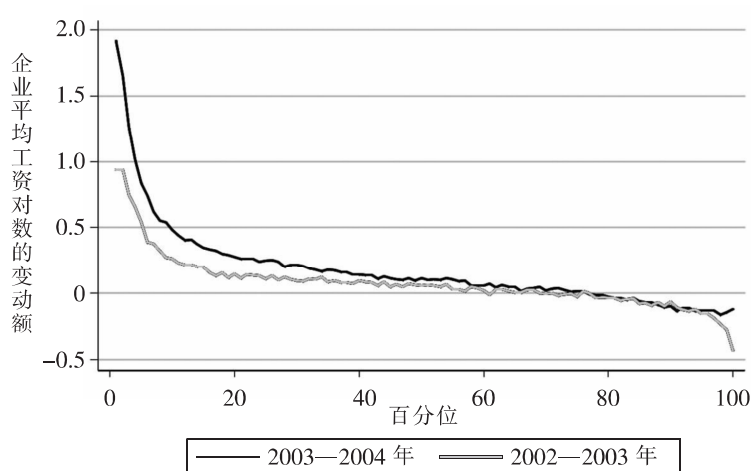


图 2 政策前后不同百分数上企业平均工资对数的变动额

资料来源: 作者绘制。

其中, i 表示企业, j 表示城市, t 表示年份。 $zfdum_{ijt}$ 为二值变量, 表示 j 城市 i 企业在 t 年是否为僵尸企业, 若为僵尸企业取值为 1, 否则为 0; $treat_i$ 用以识别受最低工资政策影响较大的企业, 参照 Draca et al. (2011) 的方法, 本文将《最低工资规定》实施之前企业年平均工资低于政策调整后企业所在当地年最低工资标准的企业定义为受最低工资政策影响较大的企业, 并将该部分企业设定为处理组企业^①。具体地, 若企业在 2004 年前一期^②的平均工资低于 2004 年企业所在当地制定的最低工资水平, 则定义该企业为处理组企业, $treat_i$ 变量取值为 1, 否则为对照组企业, $treat_i$ 变量取值为 0; $post04_t$ 用以识别最低工资政策冲击时间, 由于 2004 年颁布的《最低工资规定》自 2004 年 3 月 1 日开始施行^③, 借鉴 Lu et al. (2017) 的处理方法, 将 2004 年以后各年份赋值为 1, 将 2004 年以前各年份赋值为 0, 将 2004 年赋值为 5/6; β_2 为本文关注的核心系数。

此外, F_{ijt} 表示可能影响企业是否成为僵尸企业的特征变量向量^④, 具体包括: 企业全要素生产率 (tfp)、企业规模 ($scale$)、企业年龄 (age)、企业资本密集度 ($capdes$)、企业负债率 ($debt$)、企业利润率 ($profit$)、企业是否出口 ($export$)、企业出口密集度 ($expdes$)、企业是否为国有企业 (soe); C_{jt} 表示城市特征变量向量, 主要用以控制影响城市最低工资制定的特征因素以尽量确保最低工资调整的外生性, 具体包括: 城市人均 GDP ($pergdp$)、从业人员人均赡养人数 ($empop$)、城市平均工资水平 ($awwage$) 及城市消费价格指数 (cpi)^⑤; μ_i 和 μ_t 分别控制了企业固定效应和年份固定效应; δ_{ijt} 为随机扰动项。模型涉及的企业特征变量与城市特征变量均采用一阶滞后项, 所有估计结果的标准误差均在城市层面进行聚类调整。

2. 识别条件检验

采用 DID 模型进行估计之前, 需对处理组样本 (受最低工资政策影响较大的企业) 与对照组样本 (受最低工资政策影响较小的企业) 成为僵尸企业的概率进行平行趋势检验, 即检验政策效应是否由处理组与对照组样本在政策实施之前存在的差异变动所导致。假定处理组与对照组在政策实施之前具有不同的变动趋势, 构建如下模型进行平行趋势检验:

$$zfdum_{ijt} = \alpha + \beta_1 year_t \times treat_i + \gamma F_{ijt} + \lambda C_{jt} + \mu_i + \mu_t + \xi_{ijt} \quad (2)$$

其中, $year_t$ 为年份虚拟变量, ξ_{ijt} 为随机扰动项, 其他变量与参数说明同模型 (1), 模型 (2) 只保留最低工资政策实施之前即 2004 年之前的样本,^⑥ 鉴于 FN-CHK 修正 (S) 方法考虑了“一次性僵尸

① 值得注意的是, 文中不能排除对照组的部分企业也受到最低工资标准政策的影响。Draca et al. (2011) 一文针对该问题进行了较详细的阐述, 但文中仍无法排除对照组企业可能受最低工资政策的影响。由于本文无法获取企业各从业人员工资水平的具体数据, 因此, 本文也主要是借鉴 Draca et al. (2011) 的识别方法并通过诸多稳健性检验以尽力缓解上述问题。

② 文中此处表达的 2004 年前一期并不一定是 2003 年, 由于样本数据为非平衡面板数据, 若一个企业的 2003 年数据缺失, 则该企业的 2004 年前一期即为 2002 年。

③ 早在 1993 年, 劳动和社会保障部就以行政规章的形式颁布了《企业最低工资规定》, 但对企业是否遵循《企业最低工资规定》没有强制要求。而 2004 年颁布的《最低工资规定》则具有较强的执法力度, 且制定了企业违反《最低工资规定》的惩罚措施。因此, 本文采用 2004 年的《最低工资规定》实施作为政策冲击, 实际上估计的是最低工资制度的强制性引致的政策效应。

④ 受篇幅所限, 企业各特征变量的说明详见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejournal.org>) 公开附件。

⑤ 城市特征变量的衡量详见第二部分“最低工资制度”部分的脚注。

⑥ 受篇幅所限, 识别条件检验 (平行趋势与预期效应) 的估计结果详见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejournal.org>) 公开附件。

企业”问题,因此 1998 年与 1999 年的僵尸企业数据缺失,故而得到以 2000 年为基期的 2001 年、2002 年及 2003 年 $year_i \times treat_i$ 变量的估计系数。估计结果表明,处理组与对照组在 2004 年最低工资政策调整之前不存在随年份的差异变动。

同时,为了确保 2004 年最低工资政策调整的随机性,本文对企业在 2004 年之前是否对最低工资规定的颁布具有预期效应进行检验。事实上,劳动部虽于 1993 年以行政规章的形式颁布了《企业最低工资规定》,以及随着 1994 年《中华人民共和国劳动法》的颁布,中国以国家法律形式确立了最低工资保障制度,但对企业是否遵守最低工资标准并没有强制要求,从而使得 2004 年出台的更具强制性的《最低工资规定》政策具有一定的不可预期性。本文借鉴 Draca et al.(2011)与 Lu et al.(2017)对 2004 年最低工资政策前的样本进行安慰剂检验(Placebo Test),分别将 2001 年、2002 年与 2003 年^①作为最低工资政策调整年份对模型进行估计,若估计系数显著,则说明在政策调整前存在预期效益。2001—2003 年的预期效应检验结果均表明,最低工资政策调整前并不存在显著的预期效应。

3. 计量结果分析

表 2 的第(1)—(3)列为模型(1)的估计结果。第(1)列为基准回归估计结果,从估计系数可知,《最低工资规定》的实施显著降低了企业成为僵尸企业的概率。第(2)—(3)列分别为依次加入企业特征变量与城市特征变量之后的回归结果,具体从第(3)列的估计系数大小看,2004 年最低工资政策的调整使得处理组企业成为僵尸企业的概率相较于对照组企业成为僵尸企业的概率而言,降低了 1.78 个百分点,相对于总体样本僵尸企业占比均值 13.92%(表 1)而言,下降了 12.79%(1.78/13.92)。因此,最低工资标准较大程度抑制了新疆尸企业的形成。

为了检验主回归的估计结果是否稳健,本文分别就不同计量方法、不同变量定义、不同识别标准及不同样本作如下系列检验:一是采用非线性概率模型 xtlogit 固定效应模型估计模型(1)并通过计算得到边际效应,估计结果如表 2 第(4)列所示^②。表中数据显示,其边际效应与主回归结果十分接近。二是将模型核心变量 $treat_i \times post04_i$ 中的 $treat_i$ 由识别处理组企业的虚拟变量替换为连续变量 $treat2_i$,参照 Draca et al.(2011),将 $treat2_i$ 定义为企业在 2004 年前一期其平均工资对数的相反数^③,从而使得企业的平均工资水平越低, $treat2_i$ 变量值越大。从第(5)列的回归结果可知,企业平均工资越低,最低工资标准对企业成为僵尸企业的抑制作用就越大。三是从图 2 可知,最低工资标准明显提高了平均工资位于前 25%的企业平均工资水平的提升,因此,第(6)列是将 $treat_i \times post04_i$ 中 $treat_i$ 的处理组企业替换为政策调整前平均工资位于前 25%的企业样本得到的估计结果。四是借鉴现有研究最低工资议题的普遍方法(马双等,2012;Gan et al.,2016),第(7)列是将交乘项 $treat_i \times post04_i$ 替换为连续变量最低工资标准($mwage_{jt}$)得到的估计结果,其中, $mwage_{jt}$ 表示 j 城市在 t 年的最低工资标准对数。五是表 2 第(8)列是将 2004 年的 $post04_i$ 变量值由 5/6 替换为 1 之后得到的估

① 由于 DID 模型至少要求政策冲击前后均有一年数据,鉴于 FN-CHK 修正(S)方法考虑了“一次性僵尸企业”问题,使得 1998 年和 1999 年的僵尸企业数据缺失,因此文中只能得到 2001—2003 年的安慰剂检验结果。

② 采用 xtlogit 固定效应模型得到的估计系数表示“几率比”(Odd Ratio)或“相对风险”(Relative Risk),得到的估计系数为-0.158,且在 1%的统计水平上显著,为了便于与线性概率模型得到的系数进行比较,文中报告其边际效应。

③ 对企业平均工资对数再取相反数是为了使平均工资越低的企业,企业的 $treat2_i$ 变量值越大,从而使得变量定义方向同 $treat_i$ 的定义方向一致。

计结果。六是第(9)—(10)列为分别采用 FN-CHK 与 FN-CHK 修正方法识别僵尸企业得到的估计结果。七是由于《最低工资规定》要求各地区最低工资标准每两年至少调整一次,为排除后续最低工资调整对结果可能造成影响,表 2 第(11)列采用 1998—2004 年数据考察了 2004 年政策调整对僵尸企业形成的影响^①。上述各项检验均得到与主回归结果一致的结论,本文的估计结果稳健。由此得出,最低工资标准显著降低了企业成为僵尸企业的概率,抑制了新僵尸企业的形成。

表 2 最低工资制度与僵尸企业形成

	(1) 基准	(2) 加入 F_{jt}	(3) 加入 C_{jt}	(4) xtlogit_FE	(5) 连续变量	(6) 新处理组	(7) 非 DID
$treat_i \times post04_i$	-0.0229*** (-4.02)	-0.0188*** (-3.28)	-0.0178*** (-3.17)	-0.0176** (-2.28)		-0.0124** (-2.57)	
$treat2_i \times post04_i$					-0.0072*** (-2.94)		
$mwage_{jt}$							-0.0449*** (-4.04)
企业特征变量		Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市特征变量			Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1644849	1236355	1229748	362035	805556	1229748	1229750
adj.R ² #	0.407	0.444	0.444	0.104	0.455	0.444	0.444
	(8) $post04=1$	(9) FN-CHK	(10) FN-CHK 修正	(11) 1998—2004	(12) 75%分位	(13) 50%分位	(14) 25%分位
$treat_i \times post04_i$	-0.0174*** (-3.35)	-0.0278*** (-3.79)	-0.0172*** (-2.96)	-0.0172*** (-2.61)	-0.0177*** (-2.96)	-0.0151** (-2.51)	-0.0103 (-1.48)
N	1229748	1318224	1229748	572161	1006475	794921	594317
adj.R ²	0.444	0.448	0.443	0.516	0.445	0.456	0.468

注: # 采用 xtlogit 固定效应模型时,报告的是准 R² (Pseudo R²)。观测值为企业层面,***、**、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著,括号内数值为 t 统计值;“Y”表示模型控制了该固定效应,模型中涉及到企业特征变量与城市特征变量均采用一阶滞后项,表中所有回归结果的标准误差均经城市层面聚类调整。第(8)—(14)列回归均控制了企业、城市特征变量及企业、年份固定效应。

资料来源:作者计算整理。

此外,由于最低工资标准政策对初始平均工资较高企业的平均工资提高影响并不明显(如图 2 所示),表 2 第(12)—(14)列分别为剔除了企业平均工资高于 75%分位企业平均工资的企业样本、剔除了高于 50%分位企业平均工资的企业样本与剔除了高于 25%分位企业平均工资的企业样本的估计结果。可以预期,若对照组企业样本与处理组企业样本的平均工资水平越接近,最低工资标准政策对两组企业样本成为僵尸企业平均影响的差异越小,从而得到 $treat_i \times post04_i$ 系数的绝对值越小且显著性越弱。观察比较第(12)—(14)列的回归系数可知,系数符号一直为负,随着对照组与处理组的企业样本平均工资逐步接近,最低工资标准政策对两组企业是否成为僵尸企业的影响差异逐渐变小且显著性减弱,进一步佐证了本文的研究结论。

① 样本剔除了 2004 年以后的年份数据,故只有 2004 年企业的 $post04_i=1$ 。

五、进一步分析

1. 内在机制分析

从前文研究可知,最低工资标准政策显著抑制了僵尸企业的形成,为了进一步探讨最低工资标准影响僵尸企业形成的可能渠道,本文采用 Baron and Kenny(1986)提出的依次检验法(Causal Steps)进行中介效应分析,构建计量模型如下:

$$firmvar_{ijt} = \alpha + \beta treat_i \times post04_t + \gamma F_{ijt} + \lambda C_{jt} + \mu_i + \mu_t + \psi_{ijt} \quad (3)$$

其中,因变量 $firmvar_{ijt}$ 为一系列企业当期的特征变量,具体包括:企业平均工资($wage$)、企业资本密集度($capdes$)、企业劳动投入($labor$)、企业固定资本投入($fixasset$)、企业全要素生产率(tfp)、企业负债率($debt$)与企业利润率($profit$)。^① ψ_{ijt} 为随机扰动项,模型其他变量与参数说明同模型(1)。模型估计结果如表 3a 所示,模型涉及的企业特征变量与城市特征变量均采用一阶滞后项,所有估计结果的标准误差均在城市层面进行聚类调整。

最低工资标准政策的出台会增加企业的绝对劳动力成本,提高企业的平均工资水平(Draca et al., 2011; 孙楚仁等, 2013b)。表 3a 第(1)列的估计结果证实了这一结论,相较于对照组企业样本,最低工资标准使处理组企业平均工资的对数平均提高了 0.582 个单位,相对于总样本平均工资对数的均值 9.222 而言,提高了 6.31%(0.582/9.222)。从表 3a 第(2)—(4)列可知,最低工资标准政策会显著提高企业的资本密集度,具体来看,最低工资标准显著降低了企业的雇佣人数,对企业固定资产投资则没有显著的影响,这一发现与 Haegg and Lin(2016)得到的结论一致。由此得知,企业主要通过减少企业雇佣人数来调整企业的内部结构以应对最低工资标准政策带来用工成本的上升。

此外,结合效率工资理论,在劳动力市场未充分就业的情况下,最低工资标准政策会增大从业人员不努力工作的机会成本,激发劳动者的生产积极性(孙楚仁等, 2013b),同时,最低工资标准政策会激励员工积极接受教育和参与培训,使企业的人力资本含量得以提高(Cubitt and Heap, 1999),继而促进企业生产率的提高。从表 3a 第(5)列估计结果可知,相较于对照组企业,最低工资标准使处理组企业全要素生产率对数平均提高了 0.0438 个单位,相对于总样本平均全要素生产率对数的均值 6.188 而言,提高了 0.71%(0.0438/6.188)。

由于僵尸企业的识别标准包含企业负债率与企业利润率信息,因此,表 3a 第(6)列与第(7)列分别采用企业负债率与企业利润率对政策调整进行双重差分估计,估计结果表明,最低工资标准政策显著降低了企业的负债率,并显著提高了企业的利润率^②。

综上所述,最低工资标准显著抑制僵尸企业形成的机制可以归纳如下:最低工资标准提高了企业的平均工资水平,促进企业生产效率的提升^③,从而抑制了僵尸企业的形成。同时,最低工资标准

① 企业特征变量的衡量:企业平均工资($wage$)采用企业当年应付工资总额与年平均就业人数比值的对数来表示,企业劳动投入($labor$)采用企业当年平均就业人数的对数来表示,企业固定资本投入($fixasset$)采用企业当年固定资产合计的对数来表示;企业资本密集度($capdes$)、企业全要素生产率(tfp)、企业负债率($debt$)与企业利润率($profit$)的衡量方法详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件中的变量说明。

② Metcalf(2008)与 Draca et al.(2011)基于英国数据研究表明最低工资标准会显著降低企业利润率;Cuong(2013)采用越南数据研究表明,最低工资标准对企业利润无显著影响。

③ 具体表现为:一方面,企业通过精简雇佣人数进行企业内部结构调整从而提高企业生产效率;另一方面,根据效率工资理论,平均工资的提高会激发劳动者生产积极性,进而促进企业生产效率的提高。

表 3 内在机制分析：中介效应检验

表 3a	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>wage</i>	<i>capdes</i>	<i>labor</i>	<i>fixasset</i>	<i>tfp</i>	<i>debt</i>	<i>profit</i>
<i>treat_i × post04_i</i>	0.5820*** (27.79)	0.1620*** (8.21)	-0.1400*** (-8.84)	0.0219 (1.33)	0.0438*** (2.63)	-0.0227** (-2.13)	0.0071*** (3.28)
N	1316120	1318224	1318224	1318224	1299651	1314564	1312619
adj.R ²	0.654	0.795	0.897	0.892	0.704	0.652	0.407
表 3b	<i>zfdum</i>		<i>zfdum</i>		<i>zfdum</i>		<i>zfdum</i>
<i>treat_i × post04_i</i>	-0.0156*** (-2.80)		-0.0169*** (-3.04)		-0.0152*** (-2.77)		
<i>tfp</i>	-0.0305*** (-10.73)						
<i>debt</i>			0.0295*** (14.61)				
<i>profit</i>					-0.2000*** (-14.88)		
N	1213255		1226362		1225135		
adj.R ²	0.446		0.445		0.446		

注：观测值为企业层面，***、**、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著，括号内数值为 t 统计值；各模型均控制了企业、城市特征变量及企业、年份固定效应，模型中涉及的企业特征变量与城市特征变量均采用一阶滞后项，表中所有回归结果的标准误差均经城市层面聚类调整。

资料来源：作者计算整理。

还会降低企业负债率并提高企业利润率，从而显著降低了企业成为僵尸企业的概率。故而进一步构建模型如下：

$$zfdum_{ijt} = \alpha + \beta_2' treat_i \times post04_i + \rho firmv_{ijt} + \gamma F_{ijt} + \lambda C_{jt} + \mu_i + \mu_t + \vartheta_{ijt} \quad (4)$$

其中， $firmv_{ijt}$ 分别为当期的企业全要素生产率 (tfp)、企业负债率 ($debt$) 与企业利润率 ($profit$)， ϑ_{ijt} 为随机扰动项，模型其他变量与参数说明同模型 (1)，模型估计结果如表 3b 所示。从表 3b 的回归结果可知， $firmv_{ijt}$ 的估计系数均在 1% 的统计水平上显著。结合模型 (1)、(3)、(4) 和表 2 第 (3) 列及表 3 的回归结果可知， β_2' 、 β 与 ρ 的估计系数均显著，说明模型存在中介效应；同时 β_2' 显著且 $\beta \times \rho$ 与 β_2' 的符号相同，即存在部分中介效应。据计算，企业全要素生产率中介效应占总效应的比例为 7.50% ($\beta \times \rho / \beta_2 = 0.0438 \times 0.0305 / 0.0178$)，同理可知，企业负债率中介效应占总效应的比例为 3.76%，企业利润率的中介效应占总效应的比例为 8.02%。

2. 企业异质性分析

最低工资标准对异质企业的影响存在显著差异 (Draca et al., 2011; 马双等, 2012; 孙楚仁等, 2013b; Gan et al., 2016)，由于劳动密集型行业的劳动投入占企业要素总投入的比重较大，因此，最低工资标准政策的实施可能更大程度提高了劳动密集型行业企业的生产成本。鉴于此，本文分别对劳动密集型行业与非劳动密集型行业僵尸企业的形成进行单独考察并比较最低工资标准对两者是否存在差异影响。此外，鉴于国有企业僵尸企业占比远远高于民营企业与外资企业的僵尸企业占比。为了分析最低工资标准对不同所有制企业僵尸企业的形成是否存在不同影响，本文分别对国有企业、外资企业与民营企业样本进行模型估计。

值得一提的是，由于最低工资标准主要作用于平均工资较低的企业，因此，在进行分样本估计

之前,本文报告了不同行业与不同所有制企业月平均工资的特征事实^①。数据显示,劳动密集型行业的企业平均工资低于非劳动密集型行业的企业平均工资,且 t 检验在 1% 的统计水平上显著。而外资企业的平均工资远远高于国有企业与民营企业的平均工资,且远远高于全样本企业的平均工资水平(1094.56 元),民营企业平均工资高于国有企业平均工资,国有企业的平均工资最低。

表 4 呈现了最低工资标准对异质企业成为僵尸企业概率的影响估计结果。从第(1)、(2)列结果可知,无论从统计意义还是从经济意义^②看,最低工资标准对劳动密集型行业僵尸企业形成的影响大于对非劳动密集型行业僵尸企业形成的影响,可能的原因有两个方面,一方面,劳动密集型行业企业的劳动投入比重较高,最低工资标准使得企业的生产成本较大幅度提升,企业会通过更大程度的精简雇佣人员进行内部结构调整,从而促进企业生产率的更大提升;另一方面,由于非劳动密集型行业企业的平均工资高于劳动密集型行业企业的平均工资,整体而言,非劳动密集型行业企业受到最低工资标准的影响相对较小。

表 4	企业异质性分析				
	不同行业		不同所有制		
	(1) 劳动密集型	(2) 非劳动密集型	(3) 国有企业	(4) 外资企业	(5) 民营企业
$treat_i \times post04_i$	-0.0265*** (-2.82)	-0.0171*** (-2.72)	-0.0299* (-1.71)	-0.0125 (-1.18)	-0.0116* (-1.86)
N	387987	841761	110373	265440	853935
adj.R ²	0.425	0.454	0.527	0.369	0.405

注:同表 3 注释。
资料来源:作者计算整理。

表 4 第(3)—(5)列分别为国有企业、外资企业与民营企业样本僵尸企业形成受最低工资标准的影响效应。观察并比较估计结果可知,最低工资标准显著降低了国有企业与民营企业成为僵尸企业的概率,对外资企业样本僵尸企业形成的影响不显著。从统计意义看,最低工资标准对异质企业僵尸企业形成的影响程度与企业平均工资水平呈反向关系;从经济学含义看,相较于各自对照组企业样本,最低工资标准使国有企业处理组企业成为僵尸企业的概率降低 2.99 个百分点,相对于其平均概率 42.91%而言降低了 6.97%(2.99/42.91);最低工资标准使民营企业处理组企业成为僵尸企业的概率降低 1.16 个百分点,相对于其平均概率 11.65%而言降低了 9.96%(1.16/11.65)。综上所述可知,最低工资标准对民营企业成为僵尸企业的抑制作用大于对国有企业成为僵尸企业的抑制作用,可能的原因在于,国有企业往往享有政府财政补贴与银行优惠信贷,一定程度降低了国有企业进行内部结构调整的动力。

3. 最低工资标准与现有僵尸企业处置

稳妥推进僵尸企业处置应同时注重对现有僵尸企业的妥善处置及对新僵尸企业形成的谨慎防范。针对现有僵尸企业的妥善处置,早在 2015 年 11 月的国务院常务会议就明确提出要加快推进僵

① 受篇幅所限,分样本的企业月平均工资的特征事实详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。
② 从经济意义来看,相较于各自对照组企业样本,最低工资标准使劳动密集型行业处理组企业成为僵尸企业的概率降低 2.65 个百分点,相对于其平均概率 12.73%而言降低了 20.82%(2.65/12.73);最低工资标准使民营企业处理组企业成为僵尸企业的概率降低 1.71 个百分点,相对于其平均概率 14.46%而言降低了 11.83%(1.71/14.46)。

尸企业重组整合或退出市场。为此,本文进一步构建计量模型考察最低工资标准是否利于对现有僵尸企业的处置,模型构建如下:

$$ZF_{ijt} = \alpha + \beta_3 treat_i \times post04_t + \gamma F_{ijt} + \lambda C_{jt} + \mu_i + \mu_t + \zeta_{ijt} \quad (5)$$

其中,因变量 ZF_{ijt} 分别为识别僵尸企业是否复活(*Revive*)及僵尸企业是否退出市场(*Exit*)的二值变量。该模型样本只保留了僵尸企业样本,即在研究样本期间至少有一年被识别为僵尸企业的企业样本。基于 FN-CHK 修正(S)的僵尸企业识别方法,借鉴 Nakamura(2017)的定义方法,若某一企业在 $t-1$ 期为僵尸企业,在 t 期为非僵尸企业,则定义该僵尸企业在 t 期复活;若某一企业一直为僵尸企业,直至在 t 期退出市场,则定义该僵尸企业在 t 期退出。与企业生存分析类似,鉴于样本数据截至 2007 年,因此,在识别僵尸企业是否退出时,2007 年存在数据右删失问题(陈勇兵等,2012),故而在考察僵尸企业是否退出时不考虑 2007 年。 ζ_{ijt} 为随机扰动项,其他变量与参数说明同模型(1)。

表 5 报告了模型(5)的估计结果。第(1)列和第(4)列分别为现有僵尸企业复活与现有僵尸企业退出的主回归结果。从估计系数可知,最低工资标准同时显著促进了现有僵尸企业的复活与退出。诚然,无论是僵尸企业复活还是僵尸企业退出市场都可以提高行业资源的配置效率,促进了行业生产率的提高。根据前文分析,最低工资标准会促使企业精简其从业人员,因此,本文结论证实了精简雇员或固定资产的结构调整可以促进僵尸企业的复活(Fukuda and Nakamura, 2011)。为了检验上述结论是否稳健,第(2)列和第(5)列是将变量 $treat_i \times post04_t$ 中的 $treat_i$ 由识别处理组企业的虚拟变量替换为连续变量 $treat2_i$ 得到的估计结果^①;第(3)列和第(6)列是将 $treat_i \times post04_t$ 中的 $treat_i$ 处理组企业替换为政策调整前平均工资位于前 25%的企业样本得到的估计结果,各项检验结果同主回归结论一致,本文估计结果稳健。因此,最低工资标准显著推动了现有僵尸企业的复活与退出,最低工资标准利于对现有僵尸企业的妥善处置。

表 5 现有僵尸企业复活与退出

	僵尸企业复活			僵尸企业退出		
	(1) <i>Revive</i>	(2) <i>Revive</i>	(3) <i>Revive</i>	(4) <i>Exit</i>	(5) <i>Exit</i>	(6) <i>Exit</i>
$treat_i \times post04_t$	0.0202*** (3.38)		0.0215*** (5.40)	0.0676*** (10.56)		0.0494*** (9.97)
$treat2_i \times post04_t$		0.0187*** (7.17)			0.0373*** (11.17)	
N	377756	310828	377756	369360	297227	369360
adj. R ²	-0.102	-0.098	-0.102	0.303	0.117	0.303

注:同表 3。

资料来源:作者计算整理。

六、结论与政策含义

在加快推进供给侧结构性改革及积极稳妥处置僵尸企业过程中,谨慎防范新僵尸企业形成与妥善处置现有僵尸企业同等重要。本文主要从谨防新僵尸企业形成角度出发,探讨最低工资标准是否抑制了僵尸企业的形成,旨在为减少经济发展中僵尸企业成分提供有益思路,从而带动产业结构升级并优化社会资源的配置效率,促进中国经济的持续稳定发展。

① 与模型(1)的第二个稳健性检验处理相同,将 $treat2_i$ 定义为企业在 2004 年前一期其平均工资对数的相反数。

本文基于 1998—2007 年中国工业企业数据库制造业企业数据、历年《中国城市统计年鉴》数据与各城市最低工资标准数据,利用 2004 年中国《最低工资规定》颁布这一准自然实验,考察最低工资标准对僵尸企业形成的影响。特征事实分析表明,样本期内僵尸企业平均占比为 13.92%;不同行业与不同所有制样本的僵尸企业占比存在显著差异;最低工资标准的提高幅度大于企业平均工资的提高幅度;每年都有部分企业的平均工资低于当地最低工资标准,但该部分企业比例在 2004 年之后明显降低;最低工资政策会更大幅度提高低工资企业的平均工资水平。

通过构建双重差分模型研究发现,最低工资标准显著降低了企业成为僵尸企业的概率,抑制了新疆尸企业的形成,且这一结果十分稳健。最低工资标准会促使企业通过精简雇佣人员实现内部结构调整,提高了企业全要素生产率与企业利润率并降低了企业负债率,从而降低了企业成为僵尸企业的概率。最低工资标准同时抑制了劳动密集型行业与非劳动密集型行业僵尸企业的形成,且劳动密集型行业受到的影响较大;最低工资标准显著抑制了国有企业与民营企业僵尸企业的形成,对外资企业样本僵尸企业形成的影响不显著。就经济含义而言,最低工资标准对民营企业成为僵尸企业的抑制作用大于对国有企业成为僵尸企业的抑制作用;此外,最低工资标准可同时推动现有僵尸企业的复活与退出,利于对现有僵尸企业的妥善处置。

基于本文研究结论,主要从僵尸企业处置角度提出政策含义:妥善处置僵尸企业是目前中国经济保持中高速稳定健康发展的重要抓手,在对现有僵尸企业妥善处置的同时,要谨防新疆尸企业的形成:①从企业发展角度,企业可以根据自身的发展需要进行合理的内部结构调整,通过精简雇员等方式优化企业内部的要素配置效率,以实现其全要素生产率的提升,从而有效降低企业成为僵尸企业的概率。②从政府管理角度,一方面,应更多运用市场机制处置僵尸企业。由于最低工资标准对民营企业僵尸企业形成的抑制作用大于对国有企业的作用,可能原因在于国有企业享有更多政府财政补贴与银行优惠信贷,减小了国有企业进行内部结构调整的动力。鉴于此,政府在积极稳妥处置僵尸企业过程中,应处理好政府与市场关系,减少对微观企业层面的干预,让市场在资源配置中发挥决定性作用,逐步将国有企业与国有金融机构改造成为真正自主经营、自负盈亏的市场主体,同时为企业营造公平开放的市场竞争环境。另一方面,应继续深化国有企业改革。无论政府出于对保障就业的考虑抑或是银行出于掩盖不良贷款降低金融风险的考虑,都会掣肘对国有企业僵尸企业的妥善处置,而僵尸企业又主要滋生于国有企业。因此,政府应加快推进国有企业混合制改革,鼓励非国有资本投资主体参与国有企业改制重组或国有控股上市公司增资扩股以及参与国有企业经营管理,促进国有企业的内部结构调整,提高国有企业全要素生产率与利润率水平,进而降低国有企业中的僵尸企业成分,改善社会资源的有效配置。

此外,结合本文的研究,从最低工资制度角度提出政策含义:在最低工资制度完善方面,鉴于最低工资标准引致的用工成本上升会促使企业精简从业人员进行内部结构调整,最低工资标准对就业产生负向影响的同时提高了企业的全要素生产率,优化了企业内部的资源配置效率;且最低工资标准在抑制新“僵尸企业”形成与促进现有“僵尸企业”复活与退出方面都具有显著成效,改善了社会资源的整体配置效率。因此,最低工资制度为僵尸企业的妥善处置提供了政策思路,政府在进一步完善最低工资制度时,需权衡其对就业、收入分配及其对供给侧结构性改革带来的不同影响。

[参考文献]

- [1]陈勇兵,李燕,周世民. 中国企业出口持续时间及其决定因素[J]. 经济研究, 2012, (7):48-61.
- [2]何帆,朱鹤. 僵尸企业的识别与应对[J]. 中国金融, 2016, (5):20-22.
- [3]黄少卿,陈彦. 中国僵尸企业的分布特征与分类处置[J]. 中国工业经济, 2017, (3):24-43.

- [4]李旭超,申广军.僵尸企业与中国全要素生产率的动态演化[R].经济研究,2017.
- [5]马双,邱光前.最低工资对中国劳动密集型出口产品价格的影响[J].世界经济,2016,(11):80-103.
- [6]马双,张劼,朱熹.最低工资对中国就业和工资水平的影响:来自制造业企业的证据[J].经济研究,2012,(5):132-146.
- [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]聂辉华,江艇,张雨潇,方明月.我国僵尸企业的现状、原因与对策[J].宏观经济管理,2016,(9):63-68.
- [9]申广军.比较优势与僵尸企业:基于新结构经济学视角的研究[J].管理世界,2016,(12):13-24.
- [10]孙楚仁,田国强,章韬.最低工资标准与中国企业出口行为[J].经济研究,2013a,(2):42-54.
- [11]孙楚仁,张卡,章韬.最低工资一定会减少企业的出口吗——来自世行中国企业调查数据的实证研究[J].世界经济,2013b,(8):100-124.
- [12]谭语嫣,谭之博,黄益平,胡永泰.僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据[J].经济研究,2017,(5):175-188.
- [13]许和连,王海成.最低工资标准对企业出口产品质量的影响研究[J].世界经济,2016,(7):73-96.
- [14]朱鹤,何帆.中国僵尸企业的数量测度及特征分析[J].北京工商大学学报(社会科学版),2016,(4):116-126.
- [15]Ahearne, A. G., and N. Shinada. Zombie Firms and Economic Stagnation in Japan [J]. International Economics and Economic Policy, 2005,2(4):363-381.
- [16]Baron, R. M., and D. A. Kenny. The Moderator -mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986,51(6),1173-1182.
- [17]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [18]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-level Data[J]. China Economic Review, 2014,(30):339-352.
- [19]Caballero, R. J., T. Hoshi, and A. K. Kashyap. Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan[J]. American Economic Review, 2008,98(5):1943-1977.
- [20]Cubitt, R. P., and S. P. H. Heap. Minimum Wage Legislation, Investment and Human Capital [J]. Scottish Journal of Political Economy, 1999,46(2):135-157.
- [21]Cuong, N. V. Do Minimum Wage Increases Matter to Firm Profitability? The Case of Vietnam: Impact of Minimum Wages on Firms[J]. Journal of International Development, 2013,29(6):790-804.
- [22]Draca, M., S. Machin, and J. Van Reenen. Minimum Wages and Firm Profitability [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2011,3(1):129-151.
- [23]Fang, T., and C. Lin. Minimum Wages and Employment in China [J]. IZA Journal of Labor Policy, 2015, 4(1):1-30.
- [24]Fukuda, S., and J. Nakamura. Why Did 'Zombie' Firms Recover in Japan [J]. The World Economy, 2011, 34(7):1124-1137.
- [25]Gan, L., M. A. Hernandez, and S. Ma. The Higher Costs of Doing Business in China: Minimum Wages and Firms'Export Behavior[J]. Journal of International Economics, 2016,(100):81-94.
- [26]Giannetti, M., and A. Simonov. On the Real Effects of Bank Bailouts: Micro Evidence from Japan[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2013,5(1):135-167.
- [27]Haep, T., and C. Lin. How Does the Minimum Wage Affect Firm Investments in Fixed and Human Capital? Evidence from China[J]. Review of Development Economics, 2016,DOI:10.1111/rode.12296.
- [28]Imai, K. A Panel Study of Zombie SMEs in Japan: Identification, Borrowing and Investment Behavior[J]. Journal of the Japanese and International Economics, 2016,(39):91-107.
- [29]Kwon, H. U., F. Narita, and M. Narita. Resource Reallocation and Zombie Lending in Japan in the 1990s[J].

- Review of Economic Dynamics, 2015,18(4):709–732.
- [30]Lall, S. The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985–1998[J]. Oxford Development Studies, 2000,28(3):337–369.
- [31]Lemos, S. A Survey of the Effects of the Minimum Wage On Prices [J]. Journal of Economic Surveys, Wiley Blackwell, 2008,22(1):187–212.
- [32]Lin, Y. P., A. Srinivasan, and T. Yamada. The Effect of Government Bank Lending: Evidence from the Financial Crisis in Japan[R]. Working Paper, 2014.
- [33]Lu, Y., Z. Tao, and L. Zhu. Identifying FDI Spillovers[J]. Journal of International Economics, 2017,(107):75–90.
- [34]McGowan, M. A., D. Andrews, and V. Millot. The Walking Dead? Zombie Firms and Productivity Performance in OECD Countries[R]. OECD Economics Department Working Papers, 2017.
- [35]Metcalf, D. Why Has the British National Minimum Wage Had Little or No Impact on Employment[J]. Journal of Industrial Relations, 2008,50(3):489–512.
- [36]Nakamura, J. Evolution and Recovery of Zombie Firms: Japan’s Experience. In: Japanese Firms during the Lost Two Decades[M]. Springer Briefs in Economics, 2017.
- [37]Nakamura, J., and S. Fukuda. What Happened to ‘Zombie’ Firms in Japan? Reexamination for the Lost Two Decades[J]. Global Journal of Economics, 2013,2(2):1–18.
- [38]Neumark, D., Jm. I. Salas, and W. William. More on Recent Evidence on the Effects of Minimum Wages in the United States[J]. IZA Journal of Labor Policy, 2014,3(1):1–26.
- [39]Upward, R., Z. Wang, and J. Zheng. Weighing China’s Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports[J]. Journal of Comparative Economics, 2013,41(2):527–543.

Does Minimum Wage Standard Inhibit the Formation of New Zombie Firms

JIANG Ling-duo¹, LU Yi²

(1. Business School of Renmin University of China,

Beijing 100872, China;

2. School of Economics and Management of Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: In the process of deepening the supply-side structural reform and properly disposing zombie firms, to reduce the formation of new zombie firms and to dispose the existing zombie firms are of equal importance. We take the minimum wage regulation promulgated in 2004 as a quasi-natural experiment and adopt a DID model with Chinese firm-level panel data, city-level data and city minimum wage data over the period 1998–2007 to investigate the impact of minimum wage standard on the formation of new zombie firms. Results reveal that the average proportion of zombie firms during the period is 13.92%; the proportions are different in different industries and different systems of ownership. Minimum wage standard inhibits the formation of new zombie firms significantly, and the result is robust. The path to the minimum wage standard effect is internal structure adjustment by downsizing employees which will improve the firms’ productivity and profitability and lower the firms’ liability ratio. Minimum wage standard has different effects on heterogeneous firms. It has greater impacts on labor-intensive industry firms and on state-owned and private firms. Besides, it is also conducive to the disposal of the existing zombie firms. The government should make better use of market mechanisms to dispose zombie firms and further deepen the reform of state-owned firms to optimize the allocation of social resources, so as to promote the healthy and stable development of Chinese economy.

Key Words: minimum wage standard; zombie firms disposal; internal structure adjustment; difference-in-difference model

JEL Classification: C23 D21 E61

[责任编辑:许明]