

DOI:10.19361/j.er.2021.04.06

工业企业自生能力 与存活时间:基于新结构经济学视角

吴清扬 姜磊*

摘要: 本文基于新结构经济学视角,放松企业自生能力这一新古典主义的经典假设,构建了一个将企业技术选择纳入目标函数的随机规划模型,发现企业自生能力理论可以解释企业存活的差异。利用1998—2013年中国工业企业数据库,本文详细描述了企业存活特征、分布以及动态演进趋势,并进行了生存分析。实证结果表明,缺乏自生能力的企业存活时间更短。该结论通过了离散时间模型的稳健性检验,分地区、所有制、出口和补贴情况的异质性分析以及经倾向得分匹配后的生存时间模型的回归。这一研究为进一步推进市场化改革的政策讨论提供了理论和经验支持。

关键词: 工业企业;自生能力;存活时间;新结构经济学;生存分析

一、引言与文献综述

企业作为市场经济运行的基本单元,在经济社会的发展方面扮演着重要角色。研究表明,除因市场的优胜劣汰所带来的“毁灭式创新”外(Schumpeter, 1942),新企业的成长也是经济转型和高质量发展的重要推动力,这在众多的跨国经验中得到印证(Bartelsman and Doms, 2000)。此外,企业个体的长久生存也是中观产业结构转型升级以及宏观中长期经济政策目标得以实现的必要前提。

然而,伴随着我国由计划经济向市场经济转型的不断深入,我国企业如今面临着严峻的生存困境,尤其是中小企业的倒闭状况备受关注。根据本文的测算,在1998—2013年间,我国企业的平均存活时间约为4年,与样本近15年的考察期相比,半数企业的存活时间不到5年,只有25.49%的企业存续在10年以上,这与中国经济体量排名相对接近的日本(52年)、美国(23年)相比,差距可见一斑。^①

中小企业的生存与经济结构调整、经济转型升级以及居民工作保障、稳定增收有着重要

* 吴清扬,清华大学经济学研究所,邮政编码:100084,电子信箱:qingyang_w@sina.com;姜磊,南开大学经济学院、新结构经济学研究中心,邮政编码:300071,电子信箱:nkthreestone@126.com。

本文得到国家自然科学基金面上项目“新时代下地方政府债务风险的理论审视、量化评估及监管战略体系研究”(项目编号:71973069)、天津社科规划项目“二元经济条件下的要素收入分配、经济增长与对外贸易失衡研究”(项目编号:TJLJ16-001)、教育部人文社科项目“二元经济条件下的要素收入分配、经济增长与对外贸易失衡研究”(项目编号:17YJA790034)的资助。本文曾在第二届新结构经济学学术研讨会宣讲,作者感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

① 援引自后藤俊夫,2019:《继承者:日本长寿企业基因》,中译本,上海交通大学出版社。

关联,诸如“何种因素制约着企业的成长?如何才能延长企业的生存时间?”等研究话题得到了国内外学术界的密切关注。这些文献研究的着眼点可归纳为“内环境”与“外环境”,前者强调个体的异质特点,后者较为关注企业所处地区以及进入行业区段的情况。早期的学者大多从企业规模的角度对企业生存加以分析,发现企业存续时间一般会随企业规模的扩大而延长(Acs and Audretsch, 1989),但也有不少经验研究表明企业存在着“最适规模”(张维迎等,2003),对企业年龄的探讨也有相类似的结论(Aga and Francis, 2017)。随后大量的研究转向了对于企业一系列财务绩效指标的关注,如利润率(张维迎等,2003)、负债率(Rajan and Zingales, 1998)、补贴情况(许家云、毛其淋,2016)以及出口情况(逮宇铎等,2014)等。

研究企业存活的另一支文献关注企业所处的“外环境”,其考察的影响因素主要包括行业和宏观层面。就行业而言,行业的景气与否显著地影响不同区段行业企业的存活情况(朱松等,2013),与之类似的是对行业集中程度的讨论(Audretsch and Mahmood, 1995)。就宏观层面而言,Wang(2013)认为FDI加剧了行业内竞争,进而使得内资企业生存面临更大的退出风险。此外,不少学者认为企业之所以出现退出转换问题正是由于产业结构的持续演化(干春晖等,2011)或由此伴随的城市化进程(逮宇铎等,2013)。当然,地区人力资本存量(Simón et al., 1997)、交通便利程度(刘冲等,2020)、金融发展水平(Tsoukas, 2011)、财政支出及赤字情况(贾俊雪、应世为,2016)、贸易开放度(黄漓江,2020)、市场化程度(臧成伟,2017)也常被作为影响企业存活的系统性因素而被广泛研究。

不可否认,企业的利润率、负债率等是导致存活时间差异的直接原因,而地区经济发展水平、市场化程度等同样会通过区分企业对外部环境的敏感度而使存活时间存在差异。总结已有研究的特点,总归是用现象解释现象,并未触及到企业存活时间差异的深层次原因。这无疑引起了我们的好奇:企业退出前夕的一系列绩效指标为何反常?所处环境相仿的企业存活时间又为何存在显著差异?本文尝试从新结构经济学的视角去分析企业的存活问题。首先,面临生存风险的企业往往是缺乏自生能力的(Viability)。换言之,企业作为追逐利润的市场主体,之所以寻求停止生产,正是因为无法取得预期的正常利润,而这又是因为企业进入的产业区段或进行的要素配置不符合由地区禀赋结构所决定的比较优势,由此即便在一个“自由、开放、竞争”的市场,正常管理的企业也无法维持生存。其次,市场中存在因违背自身比较优势而不具备自生能力的企业。这些企业因违背由经济要素禀赋所决定的比较优势,难以维持最低的经济成本,因而不具备良好的经济绩效,最终影响到存活时间。

与本文研究相关的另一支文献是企业的比较优势理论。传统的比较优势理论认为生产成本的相对差别源于生产技术的相对差别,在绝对贸易理论的基础上解释了贸易产生和贸易利得,是古典国际贸易理论的基石,而不少学者考虑到我国的特殊国情,也有将比较优势理论应用于对我国地区之间的分析。这是因为,一方面,我国各地要素禀赋结构独特,地区之间差异巨大;另一方面,与许多发达国家在其工业化进程中采取的措施类似,中国政府在经济发展中扮演的角色较为活跃,曾确立以赶超战略这一不平衡增长理论为基础的发展模式(林毅夫、刘培林,2001)。关于比较优势的测度问题,林毅夫及其研究团队使用技术选择系数 TCI 对潜在的最优 TCI^* 的偏离来衡量相对比较优势程度,利用跨国面板数据或省份样本数据,研究城乡收入差距(陈斌开、林毅夫,2013)、国有企业效率改革(林毅夫、刘明兴,2003)以及发展中国家经济收敛(林毅夫,2002)等一系列宏观问题。与之相伴的微观层面上的企业比较优势与企业自生能力,现有研究仅着眼于基层治理情况(杨文欢,2019)、环境污染领域(郑洁、

付才辉,2020)等,而对企业存活时间研究甚少。

本文研究虽建立在上述文献基础之上,但区别于已有文献的思路和方法。其一,本文从新结构经济学的视角出发,以是否具备自生能力作为企业存续时间差异的深层次原因,所提出的假说不但在理论上可以得到证明,在实证中也发现了较为有利的证据,这在新结构经济学自生能力理论提供经验研究的同时,也丰富了我国关于企业生存的研究文献。其二,构建了一个将企业技术选择纳入目标函数的随机规划模型,用以寻求企业停止生产的最佳时机,在此基础上,发现比较优势与企业生存时间之间存在倒U型关系,而在最优处的两侧,企业的生存时间随偏离程度的增强而缩短,这为自生能力理论和企业生存时间的数理模型均提供了较新的视角。其三,在研究方法上,为了克服可能出现的内生性问题,本文先使用最短受威胁距离作为企业技术选择扭曲的工具变量进行回归,再使用基于PSM方法匹配样本后的log-normal生存分析模型验证假说,这增强了结论的稳健性。其四,本文除分析自生能力对企业生存时间的平均影响效应以外,还考察了不同程度偏离自生能力的企业的存活差异,从而深化了我们对于自生能力与企业存活时间的了解。这对于如何解决我国企业“生存难、存活短”问题有重要的启示意义。

本文余下部分内容安排如下:第二部分进行数学模型并提出假说;第三部分介绍了实证设计,包括数据来源、指标构建、特征事实以及计量模型设定;第四部分报告了自生能力对企业生存的影响;最后给出政策启示。

二、数学模型与理论分析

作为新结构经济学微观分析的基础,企业自生能力是指在一个自由竞争开放的市场环境下,正常管理水平企业能够无需外界输血就能获得社会预期正常利润的能力(Lin, 2009),它要求企业所处的产业区段和所用的技术选择遵循由经济要素禀赋结构所决定的比较优势,这明显有别于现代微观经济学论及的市场失灵现象。

我们假定资源错配问题仅存在于要素市场,产品市场上不存在错配问题,考虑一个禀赋结构仅包括资本和劳动力的经济体j,代表性企业i的投入产出Y满足如下不变规模报酬的Cobb-Douglas型生产函数:

$$Y_{ij}=AK_{ij}^{\alpha}L_{ij}^{(1-\alpha)} \tag{1}$$

将其进一步表示为单位劳动产出的形式:

$$\frac{Y_{ij}}{L_{ij}}=A\left(\frac{K_{ij}}{L_{ij}}\right)^{\alpha} \tag{2}$$

(2)式中:A、K、L分别表示企业的全要素生产率、资本投入、劳动投入,与林毅夫(2002)的做法类似,我们采用某企业i的人均资本与所在经济体j的劳均资本存量之比构造技术选择指数以衡量企业相对于经济体的技术选择。

$$tci=\frac{K_{ij}/L_{ij}}{K_j/L_j} \tag{3}$$

企业的技术选择指数tci相对于最优技术选择tci*的偏离就是企业违背由所在地区要素禀赋结构所决定的比较优势的偏离程度DS,由于最优技术选择tci*在实际中无法观测,而且在短期内无法改变,也可作为常数处理(陈斌开、林毅夫,2013):

$$DS=tci/tci^*=tci/w \tag{4}$$

假定企业面临的成本 TC 全部来自生产要素:

$$TC_{ij} = rK_{ij} + \omega L_{ij} \quad (5)$$

(5)式中: r 和 ω 分别表示要素市场资本和劳动力的实际价格。

另一方面,假定该经济体中存在许多竞争者以致于每个企业只是价格接受者,这使得企业面临的产品价格 P_i 服从连续时间随机过程 (Fischer, 1975):

$$\frac{dP}{P} = \alpha_P dt + \sigma_P dz_P \quad (6)$$

(6)式中: α_P 是价格的预期变动速度, σ_P 是单位时间预期变动速度波动的标准差, dz_P 是维纳过程 (Weiner process) z_P 的随机独立增量, $dz_P = \sqrt{t} \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, 1)$ 。

企业 i 在 t 时期的产出 Y_t , 是市场价格 P_t 的函数, $\gamma < 1$ 且 $\gamma \neq 0$, 由伊藤引理 (Ito's Lemma) 可以证明, 该过程仍具有连续时间上的随机性^②:

$$\frac{dY}{Y} = \left(\alpha_P \gamma + \frac{1}{2} \sigma_P^2 \gamma (\gamma - 1) dz_P \right) dt + \gamma \sigma_P dz_P \equiv \alpha_Y dt + \sigma_Y dz_P \quad (7)$$

由微分方程的性质可将 (7) 式进一步整合为:

$$\frac{Y_t}{Y_0} = \exp \left[\left(\alpha_s - \frac{1}{2} \sigma_s^2 \right) t + \sigma_s \int_0^t dz_s \right] \Rightarrow \ln(Y_t) = \left(\alpha_s - \frac{1}{2} \sigma_s^2 \right) t + \sigma_s \int_0^t dz_s + \ln(Y_0) \quad (8)$$

(8)式中: $dz_s \sim N(0, 1)$, 简化起见, $\mu = \left(\alpha_s - \frac{1}{2} \sigma_s^2 \right) t + \ln(Y_0)$, $s^2 = \sigma_s^2 t$, dz_s 是维纳过程 z_s 的随机独立增量。

根据对数正态分布的函数特征, 我们在此直接得出 Y_t 的期望与概率密度函数:

$$E_0[Y_t] = Y_0 e^{\alpha_Y t}, G(Y_t) = (Y_t s \sqrt{2\pi})^{-1} \exp \left[-\frac{(\ln Y_t - \mu)^2}{2s^2} \right], Y_t > 0 \quad (9)$$

企业 i 在 t 期伴随产出 Y_t 的生存成本为 TC_t , 企业是否继续运营取决于该期净利润 π_t :

$$\pi_t = \max[Y_t - TC_t, 0] \quad (10)$$

进一步, 企业 i 在存活时间内的期望净利润为:

$$E_0[\max(Y_t - TC_t, 0)] = \int_{TC} (Y_t - TC_t) G(Y_t) dY_t \quad (11)$$

利用换元法, (11) 式可转化为形式如下的无穷积分:

$$\int_{\frac{\ln Y - \mu}{s}} (e^{ys + \mu} - TC) (e^{ys + \mu} s \sqrt{2\pi})^{-1} e^{-\frac{1}{2}y^2} s e^{ys + \mu} dy, y = \frac{\ln Y - \mu}{s} \quad (12)$$

经过推导, 我们得到 (13) 式的结果:

$$E_0[\max(Y_t - TC_t, 0)] = Y_0 e^{\alpha_Y t} \lambda(r_1) - TC_t \times \lambda(r_2) \quad (13)$$

①这意味着除起始状态外, 我们不知道该过程随后的增长路径。

②伊藤引理 (Ito's Lemma): 若 $Y = Y(P, t)$, 而 P 遵循式 (6), 则 Y 的随机差分方程为: $dY = \frac{\partial Y}{\partial t} dt + \frac{\partial Y}{\partial P} dP +$

$\frac{1}{2} \sigma_P^2 P^2 \frac{\partial^2 Y}{\partial P^2} dt$ 。

(13)式中: $\lambda(x) = \int \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{1}{2}z^2} dz$ 是在推导过程中使用的中间函数, r_1 和 r_2 是(13)式特征方程的两个解。

(13)式表明,企业 i 在位时净利润 ψ 的变化情况遵循维纳过程(McDonald and Siegel, 1985),这意味着即由(2)—(5)式联立得到净利润是一个关于存活时间 t 的对数正态分布函数:

$$\psi = 1 - \frac{rtciK_j/L_j + \omega}{PAtci^\alpha} \cong Y_0 e^{[(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2)t + \sigma\sqrt{t}\varepsilon]}, \varepsilon \sim N(0, 1) \quad (14)$$

(14)式中: Y_0 表示企业的期初产出。通过对(14)式取对数及期望,我们得到如下关于企业期望存续时间 $E[t]$ 的表达式:

$$E[t] \cong \frac{2}{2\mu - \sigma^2} \times \left[\ln \left(\frac{PAtci^\alpha - (rtciK_j/L_j + \omega)}{PAtci^\alpha Y_0} \right) \right] \quad (15)$$

正如前文的分析,企业的技术选择指数 tci 和 $E[t]$ 的关系并非线性,而是存在一个最优水平。下面我们验证这一结论,求出关于 $E[t]$ 的一阶最优条件:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E[t]}{\partial tci} &\cong \frac{2}{2\mu - \sigma^2} \times \frac{PAtci^\alpha Y_0}{PAtci^\alpha - (rtciK_j/L_j + \omega)} \times \frac{[(\alpha - 1)(rtciK_j/L_j + \omega)]}{PAtci^{\alpha+1} Y_0} \\ &= \frac{2}{2\mu - \sigma^2} \times \frac{r(\alpha - 1)K_j/L_j + \alpha\omega/tci}{PAtci^\alpha - (rtciK_j/L_j + \omega)} \end{aligned} \quad (16)$$

由(15)式得 $\sigma < \sqrt{2\mu}$, 再令(16)式等于0,我们可以得到关于该方程的唯一驻点 tci^* , 并且最优技术选择指数(tci^*)取决于资本和劳动的产出弹性、要素相对价格以及所在经济禀赋结构:

$$tci^* = \frac{\alpha\omega}{(1-\alpha)rK_j/L_j} \quad (17)$$

为进一步判定二者关系,我们对(15)式求关于 tci 的二阶导数:

$$\begin{aligned} \left. \frac{\partial^2 E(t)}{\partial tci^2} \right|_{tci=tci^*} &= \frac{2}{2\mu - \sigma^2} \times \\ &\left\{ - \left[\frac{-(\alpha - 1)(rtciK_j/L_j)^2 + \alpha PAtci^\alpha ((\alpha - 1)rtciK_j/L_j + (\alpha + 1)\omega) - 2\alpha\omega rtciK_j/L_j - \alpha\omega^2}{tci^2 (PAtci^\alpha - rtciK_j/L_j - \omega)^2} \right] \right\} < 0 \end{aligned} \quad (18)$$

研究发现当 $tci = tci^*$ 时,企业 i 的存续时间 $E[t]$ 关于 tci 的二阶偏导数为负,表明 tci^* 是一个极大值点,换言之,比较优势与企业生存时间呈倒 U 关系,企业在最优技术选择 tci^* 处实现了期望存活时间 $E[t]$ 的最大值 $E[t]^*$, 向上(劳动相对密集)或者向下(资本相对密集)技术偏离(相对于最优 tci^*)的企业都将缺乏自生能力,具有理想水平下更为短暂的生存时间。基于以上分析,本文提出如下假说:

假说 H: 缺乏自生能力的企业生存时间往往较短。

三、实证设计

(一)数据来源处理

本文使用 1998—2013 年国家统计局的中国工业企业数据库,并进行数据的清洗与整

理,参考 Brandt 等(2012)的做法,根据公司法人信息、地址、邮编指标识别合并不同年份企业,根据《国民经济行业分类(GB/T4754-2002)》统一 1998—2002 年的四位数行业分类。

针对异常指标、口径不一等问题,本文剔除与一般公认会计准则(GAAP)不一致,如企业利润率大于 99%、实收资本小于 0、累计折旧小于当期折旧等的企业;剔除开工年份早于 1949 年及晚于 2014 年的企业,职工人数小于 8 人的企业;为了尽量保留信息,本文采用规模以上企业,剔除了 2011 年以前主营业务收入少于 500 万元,2011 年以后少于 2 000 万元的部分数据。

对于数据指标缺失,我们依照会计准则“工业增加值=产品销售额-期初存货+期末存货-工业中间投入+增值税”,和公式“工业增加值=工业总产值-工业中间投入+增值税”分别估算 2004 年和 2011 年、2012 年企业的工业增加值。

此外,本文数据均做了 CPI 或 PPI 的平减处理,并折算到基期(1998 年)的价格水平。

(二) 核心指标构建

本文研究企业自生能力对企业存活时长的影响,被解释变量为企业存活时长,用 T 表示。本文将连续 t 年和 $t-1$ 年都存在的企业视为存活,赋值为 1;而对于 $t-1$ 年存在, t 年消失的企业,赋值为 0。我们将因规模波动而“跳跃性出现”的企业,或称样本存活期存在间断的企业,进行剔除,保留的都是在数据库中能够不间断地识别为存活的企业。

此外,考虑到数据两端企业的特征,我们将 2013 年情况不明的数据进行截尾处理解决“右删失”问题,并在模型中加入企业初创年龄指标用以缓解可能出现的“左删失”问题。

本文的核心解释变量是企业的自生能力,用技术选择系数 TCI 和 TCI^2 共同代表,反映了企业要素配置对地区禀赋情况的相对偏离(Lin and Liu, 2004)。我们选取该指标,是考虑到了各个地区禀赋相异,理论上企业要素配置只有符合地区禀赋情况,才能最大程度节约运行成本,而 GDP 作为土地、资本、劳动、数据等要素综合贡献的结果,通过计算企业劳均工业增加值与所在地区劳均 GDP 之比,再结合二次项能够用于定义企业偏离地区禀赋的情况,进而得到企业自生能力的度量指标。

$$TCI_{it} = \frac{IAV_{it}/L_{it}}{GDP_{ikt}/N_{ikt}} \quad (19)$$

(19)式中: GDP_{ikt} 是企业 i 所在地区 k 在第 t 年的生产总值, N_{ikt} 是企业 i 所在地区 k 在第 t 年的就业人口; IAV 是企业工业增加值, L 是企业就业人数。

从理论模型得知,我们预期 T 是 TCI 的倒 U 型函数,也就是说,存在着一个最优的技术选择,使得企业在此具备自生能力,而其他技术配置都将削弱企业的存活时间。换言之,企业劳均工业增加值与所在地区劳均 GDP 之比,能够尽可能地接近由全样本测算出的 TCI^* 的最优值,那么这个企业应当有更长的存活时间。 TCI 和 TCI^2 共同描述了企业是否具备自生能力。

(三) 特征分布事实

在生存分析中,生存函数和风险函数常用来描述生存时间的分布特征(Prentice and Zhao, 2016),在正式回归之前,我们先绘制了全样本的生存函数与风险函数(见图 1),从中可以看到:(1)我国工业企业生存期较短,超过 1/4 的企业存活不到一年,将近 4 成企业存活不到 3 年,存活到第 15 年的工业企业占比仅为 17.06%;(2)企业的生存数凸向原点;(3)风险函数是生存时间的非线性函数。

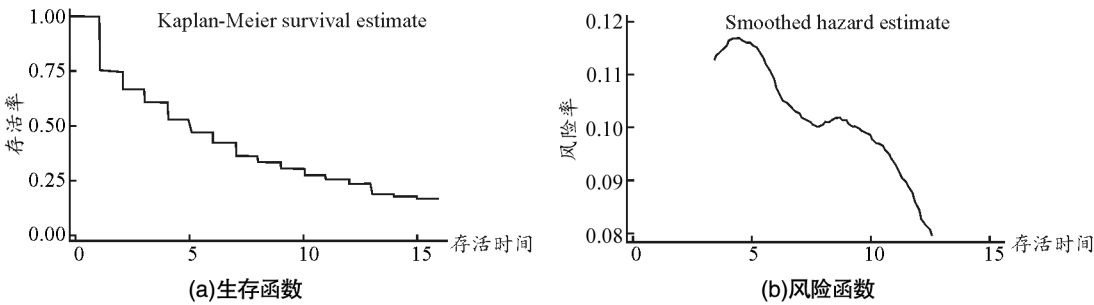


图 1 全样本的生存函数与风险函数

此外,我们还考察了不同行业工业企业的生存情况,发现:行业间企业平均存活时间呈现明显分化。能源供应、机械制造等重工业部门企业存活比例较高,食品加工、纺织制品等轻工业部门企业存活比例较低。^①

进一步,我们构造了相对技术偏离度 rel_dev_{it} 指标:

$$rel_dev_{it} = \frac{|TCI_{it} - TCI_{ikt}|}{|TCI_{ikt}|} \tag{20}$$

同时以偏离程度 5 分位数为临界点,划分成 5 个组别,将它们的生存函数和风险函数绘制在图 2 中。^② 可以直观地看到,企业越缺乏自生能力,面临的风险水平越高,存活曲线的位置相对较低,而且到后期,不同组别存活曲线距离逐渐拉大,说明随着时间的延长不具备自生能力越发不利于企业自身的存活。图 2 只是较为初步地描述企业自生能力与企业存活时间的可能关系,因为还有其他因素如城市、省份变量也会影响企业存活时间,下面我们进一步转向更为严谨的实证分析。^③

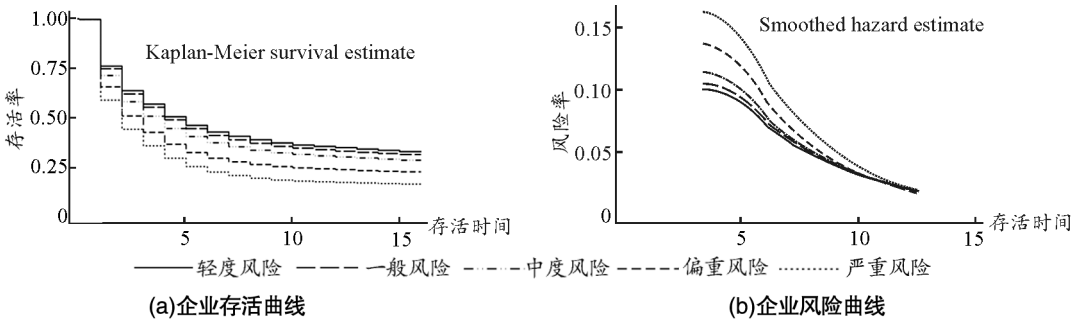


图 2 不同偏离比较优势程度下企业在市场上的存活曲线与风险曲线簇

(四) 计量模型设定

企业相对于地区的要素配置大多数情况下是不一样的,但就样本总体来看必然存在一个相对最优的比例。如果某个企业要素配置偏离最优比例,那么作为自生能力水平低的结果,就是导致企业存活时间较短。与 Görg 和 Strobl (2003) 的做法类似,本文建立连续时间的

①限于篇幅未报告,有兴趣的读者可以向作者索取。
②以上曲线拒绝了 log-rank test 和 Wilcoxon test 的无效假设,得到样本之间生存时间、风险概率相差显著的结论。
③本文对不同地区、不同性质的企业生存函数曲线进行估计描绘,同样发现样本间存在显著差异,这为后文的异质性检验提供了依据。

生存分析模型进行估计：

lnT_{it}=β₀+β₁TCI_{it}+β₂TCI_{it}²+X'β_{ihkt}+r₀+ν_t+ν_h+ν_k+ε_{ihkt} (21)

(21)式中:T_{it}是企业*i*在*t*时点的存活时间,TCI_{it}的一、二次项是本文的核心解释变量,共同表示企业的自生能力,ν_t、ν_h、ν_k表示年份、行业、地区固定效应;ε_{ihkt}为随机扰动项;r₀为基准风险率。此外,本文还构建了被解释变量为存活风险的回归模型:

lnr_{it}(T|x)=lnr₀+β₁TCI_{it}+β₂TCI_{it}²+X'β_{ihkt}+ν_t+ν_h+ν_k+ε_{ihkt} (22)

(22)式中:r_{it}为某企业*i*在*t*时点的存活风险率,其余同上。控制变量*X'*包含企业层面、行业层面和地区层面三个维度,其中,企业层面控制变量包括用企业资产(千元)衡量的规模变量对数值的一、二次项(SIZE,SIZE²)、企业年龄对数值(AGE)、企业总利润与总资产的比值(ROS)、企业总负债与资产总额的比值(ROD)、是否接受补贴(SUB)、企业劳均资产的对数值(KINT)以及出口情况虚拟变量(EXPO),①用以排除企业规模、生命周期、盈利能力、负债程度、补贴情况、资本密集度、企业出口情况的影响。行业层面控制变量包括行业年销售额增长率(GRIS)和赫芬达尔指数(HHi)②用以排除行业周期、产业集中度带来的效应。省份层面控制变量包括非农人口占总人口比例、人均GDP、平均受教育年限、交通便利程度、第一、二产业所占比重、金融增加值/GDP、财政支出/GDP、财政赤字率、外商直接投资/GDP、贸易总额/GDP以及市场化指数,用以分离城市化水平、经济发展程度、受教育程度、交通便利程度、产业结构、金融发展程度、政府财政情况、外商投资程度、贸易开放度以及市场化程度对企业生存的影响。

表1是主要变量的描述性统计。③

表 1 主要变量描述性统计					
变量	含义	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>T</i>	存活时间	4.443	3.456	1	16
<i>TCI</i>	一阶技术选择系数	0.582	0.987	0	11.349
<i>TCI</i> ²	二阶技术选择系数	1.313	6.136	0	128.791
<i>SIZE</i>	一阶企业规模(对数)	9.860	1.428	6.853	14.062
<i>SIZE</i> ²	二阶企业规模(对数)	99.252	29.457	46.957	197.735
<i>AGE</i>	企业年龄(对数)	2.002	0.831	0	3.932
<i>ROS</i>	资产利润率	0.122	0.264	-0.210	1.755
<i>ROD</i>	资产负债率	0.641	0.554	0.009	4.682
<i>KINT</i>	资本密集度(对数)	3.531	1.359	-0.297	6.994
<i>SUB</i>	政府补贴情况	0.433	0.495	0	1
<i>EXPO</i>	企业出口情况	0.310	0.462	0	1
<i>GRIS</i>	行业年销售额增长率	0.130	0.762	-1	2.634
<i>HHi</i>	赫芬达尔指数	0.286	0.113	0.200	0.996

四、实证回归结果

(一)基准回归结果

表2是基于全样本的数据估计得到的回归结果。模型(1)、(2)是基于Weibull分布(形

①2004年企业的出口情况由中国海关进出口数据库匹配获得,此部分感谢匿名审稿人的建议。
②赫芬达尔指数由某一地区行业中排名前5位的最大企业在市场上占有份额的平方和计算得出。
③由于省份层面变量较多,此处从简汇报。

状参数 $p<1$) 的参数回归,模型(3)、(4)是基于 log-normal 分布的参数回归,模型(5)、(6)使用了半参数扩展的 Cox 模型。第(2)、(4)、(6)列控制了行业、地域层面的控制变量。所有模型均加入了年份、行业和省份的固定效应,以避免由遗漏变量所造成的结果偏差。以第(1)列回归结果为例,变量 TCI 和 TCI^2 的在 1%的水平上显著,并且 TCI^2 的符号为负,这说明 TCI 与企业存活时间之间呈倒 U 型关系。换言之,具有自生能力的企业有着更大的生存概率,而不具有自生能力的企业则易遭受生存风险。根据二次函数性质得出了方程的最优技术选择系数 $TCI^* = 2.889$,这意味着从长期来看,企业在进行技术选择时,应采取劳均产出约为当地劳均 GDP 2.89 倍的要素投入组合。此外,在其他条件不变的情况下,从最优技术选择点 TCI^* 向上或者向下偏离 1 个单位时,第(1)列中企业存活时间将平均缩短 2.971%,在偏离 2 个单位的情况下,存活时间将平均下降 11.89%。第(2)—(6)列在加入控制变量以及改变模型假定后,各回归系数依然在 1%的水平上显著,最优技术选择系数在 2.222 至 2.823 之间,这说明我们的回归结果具有一般性:具有自生能力的企业更易在市场中存活,不具有自生能力的企业被淘汰的可能性更高。

表 2 工业企业自生能力与存活时间:基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TCI	0.1716 *** (0.0118)	0.1671 *** (0.0125)	0.1105 *** (0.0125)	0.1063 *** (0.0072)	0.1056 *** (0.0110)	0.0960 *** (0.0114)
TCI^2	-0.0297 *** (0.0018)	-0.0296 *** (0.0020)	-0.0204 *** (0.0010)	-0.0201 *** (0.0011)	-0.0221 *** (0.0017)	-0.0216 *** (0.0017)
$SIZE$	1.2075 *** (0.0352)	1.1937 *** (0.0365)	0.7117 *** (0.0228)	0.7038 *** (0.0236)	0.8587 *** (0.0304)	0.8414 *** (0.0315)
$SIZE^2$	-0.0383 *** (0.0017)	-0.0375 *** (0.0018)	-0.0226 *** (0.0011)	-0.0221 *** (0.0012)	-0.0257 *** (0.0015)	-0.0247 *** (0.0016)
AGE	0.1887 *** (0.0053)	0.1877 *** (0.0056)	0.0973 *** (0.0030)	0.0957 *** (0.0032)	0.1136 *** (0.0049)	0.1192 *** (0.0051)
ROS	0.2363 *** (0.0139)	0.2528 *** (0.0139)	0.1907 *** (0.0101)	0.1994 *** (0.0102)	0.1312 *** (0.0134)	0.1430 *** (0.0136)
ROD	-0.3355 *** (0.0121)	-0.3374 *** (0.0125)	-0.1891 *** (0.0079)	-0.1914 *** (0.0081)	-0.3120 *** (0.0114)	-0.3084 *** (0.0118)
$KINT$	-0.1329 *** (0.0042)	-0.1299 *** (0.0043)	-0.0633 *** (0.0024)	-0.0615 *** (0.0025)	-0.1060 *** (0.0038)	-0.1035 *** (0.0039)
SUB	0.1794 *** (0.0097)	0.1735 *** (0.0101)	0.1186 *** (0.0069)	0.1142 *** (0.0073)	0.1570 *** (0.0093)	0.1501 *** (0.0096)
$EXPO$	0.2652 *** (0.0116)	0.2559 *** (0.0118)	0.1957 *** (0.0080)	0.1923 *** (0.0081)	0.2037 *** (0.0110)	0.1962 *** (0.0112)
其他控制变量	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
LPL	-440896.97	-419936.23	-432886.19	-412339.69	-2513449.8	-2384599.4
Obs.	2 200 403	2 113 148	2 200 403	2 113 148	2 200 403	2 113 148

注:圆括号内的数值为以行业-城市聚类的稳健标准误;*表示 $p<0.10$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$ 。下同。

控制变量的回归系数也比较符合预期。企业存活时间与企业规模呈倒 U 型关系。一方面,熊彼特假说认为大型企业有规模经济、垄断定价等优势,具备更强的生存能力;另一方面,小企业管理层级扁平,可以根据贝叶斯学习过程学习以往历史经验,也有很强生命力

(Arrow, 2015),两种力量方向相反,促成了非线性关系。此外,企业存活时间还与年龄、资产利润率、补贴、出口呈正比,而与企业负债率、资本密集度呈反比,这与国内外的经验研究相一致。

对于生存分析模型而言,Cox 比例模型通过了基于 Schoenfeld 残差的 PH 检验,Weibull 回归和 log-normal 回归的分布参数均拒绝了原假设 H_0 ,所绘制的实际风险曲线也能够得到类似的结论,这表明回归结果具有良好的解释力。另外,我们将样本规模限定为主营业务收入 2 000 万元重复回归,发现结果仍符合预期。^①

(二) 稳健性检验

中国工业企业数据库以年为单位,每一时点企业的生存或退出状态可用虚拟变量予以表示。因此,参考 Esteve-Pérez 等(2013)的做法,本文建立年度离散的概率模型用于对生存效果的稳健性检验,以 cloglog 模型为例:

$$cloglog(Survive_{it}) = \beta_0 + \beta_1 TCI_{it} + \beta_2 TCI_{it}^2 + X'_{iht} \beta_{iht} + \nu_t + \nu_h + \nu_k + \varepsilon_{iht} \tag{23}$$

(23)式中:被解释变量为企业存活虚拟变量 $Survive_{it}$,企业 i 在 t 时点存活记为 1,反之记为 0;其他变量选取与前文相同。此外,我们还报告了年份、企业特定效应面板模型。

表 3 报告了该回归结果。明显看出,三类概率模型的估计系数及边际效应高度一致:核心解释变量 TCI^2 显著为负, TCI 显著为正,说明 t 期企业的技术配置偏离程度,显著决定了企业当期的存活状态。离散时间模型和连续生存模型的实证结果互相印证,证明了缺乏自生能力的确是影响企业存活的重要原因。

此外,为减少模型设定对回归结果的影响,我们还使用了 Poisson 回归、Zip 回归以及 Tobit 模型,基本结论也都符合预期。^②

表 3 工业企业自生能力与存活时间:稳健性检验

变量	Logit model		Probit model		cloglog model	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TCI	0.1135 *** (0.0126)	0.1042 *** (0.0077)	0.0492 *** (0.0058)	0.0452 *** (0.0039)	0.0304 *** (0.0041)	0.0286 *** (0.0029)
TCI^2	-0.0246 *** (0.0018)	-0.0256 *** (0.0012)	-0.0111 *** (0.0008)	-0.0117 *** (0.0006)	-0.0073 *** (0.0006)	-0.0080 *** (0.0005)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	否	是	否	是	否
行业固定效应	是	否	是	否	是	否
企业特定效应	否	是	否	是	否	是
LPL	-601044.82	-603621.79	-601254.71	-603840.23	-601709.67	-604231.95
Obs.	2 113 159	2 113 159	2 113 159	2 113 159	2 113 159	2 113 159

注:各变量前的系数为由几率比转化的回归系数。由于数据中包含非时变变量,面板回归采用随机效应模型。若无特殊说明,模型均控制了其他变量和相应的固定效应。下同。

(三) 异质性分析

我们在前面得出结论:具有自生能力的企业更容易生存,而不具有自生能力的企业更易

①此处调整了 PH 模型与 AFT 模型的回归系数符号。

②限于篇幅,没有报告回归结果。

面临生存风险。但前文的分析是基于全样本回归,忽视了不同企业之间的异质性,我们以 log-normal 生存分析模型为基础,从东中西部地区、企业所有制、出口情况以及补贴情况四个方面进行了异质性分析,结果报告于表 4。

首先,考察分地区的异质性情况。核心解释变量均在 1%的水平上显著,但具体数值明显不同,反映了我国区域要素禀赋结构存在差异的事实。具体来看,对于东、中、西部地区企业,当不能根据自身比较优势制定正确的技术配置,也就是要素禀赋偏离最优 TCI^* 一个单位时,其存活时间分别减少 2.13%、1.68%、1.79%,这一结果可能与东部地区市场发育水平高、同时市场竞争较中西部地区更加激烈、企业生产决策容错余地缩窄有关(申广军,2016)。

其次,考察企业所有制分组情况。当要素禀赋偏离最优 TCI^* 一个单位时,国有企业存活寿命减少 2.97%,远高于民营企业的 1.22%和外资企业的 1.7%。这是因为,国有企业多集中于垄断资源行业,有更大概率缺乏自生能力,与此同时,在考察期内,国有企业经历了“抓大放小”、股权分置改革以及鼓励兼并、规范破产等几轮“大换血”,特别是缺乏自生能力的国有企业因政策推动转制或直接退出市场。

最后,在针对是否出口情况和是否补贴的分组中,核心解释变量符合预期,当实际技术选择偏离最优 TCI^* 一个单位时,出口企业受到的影响(2.48%)高于非出口企业(1.90%),说明出口企业对于市场环境的公平、透明与否更为敏感。而技术选择要素禀赋偏离最优 TCI^* 一个单位时,补贴企业受到的影响(2.88%)高于非补贴企业(1.96%),说明被补贴企业的自身抗风险能力相对较低,尽管在短期企业需要获得政府的补贴和政策支持,但决定企业存活时间的还是自生能力。

表 4 工业企业自生能力与存活时间:异质性检验 I

变量	所处地区			企业所有制		
	东部地区	中部地区	西部地区	国有企业	民营企业	外资企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TCI	0.0998 *** (0.0091)	0.1111 *** (0.0128)	0.1180 *** (0.0190)	0.1560 *** (0.0222)	0.0480 *** (0.0094)	0.1019 *** (0.0248)
TCI^2	-0.0213 *** (0.0013)	-0.0168 *** (0.0020)	-0.0179 *** (0.0031)	-0.0297 *** (0.0036)	-0.0122 *** (0.0015)	-0.0170 *** (0.0039)
LPL	-311383.54	-66263.59	-32496.795	-23330.829	-208274.6	-23081.014
Obs.	1 618 144	328 556	166 448	118 228	1 093 831	160 510
变量	出口情况		补贴情况			
	出口	非出口	补贴	非补贴		
	(7)	(8)	(9)	(10)		
TCI	0.1481 *** (0.0163)	0.0986 *** (0.0076)	0.1592 *** (0.0214)	0.1043 *** (0.0070)		
TCI^2	-0.0248 *** (0.0023)	-0.0190 *** (0.0011)	-0.0288 *** (0.0035)	-0.0196 *** (0.0010)		
LPL	-77177.449	-333785.91	-42259.684	-388218.43		
Obs.	524 076	1 589 072	271 635	1 928 450		

此外,我们将基准模型中的技术选择系数 TCI 替换为相对技术偏离度 rel_dev ,这一改动将二次关系线性化,在理论上并不影响估计结果,同时借鉴 Wright(1976)的思路,构造如下模型进行检验:

$$\ln T_{it} = \beta_0 + \beta_{1,m} rel_dev \times \sum_{m=1}^M group_dummy_m + \beta_{2,m} \sum_{m=1}^{M-1} group_dummy_m + X' \beta_{ihkt} + \nu_i + \nu_h + \nu_k + \varepsilon_{ihkt} \quad (24)$$

(24) 式中： $\beta_{1,m}$ 是我们感兴趣的系数向量， $group_dummy_m$ 是第 m 组的区分变量， M 代表分组个数，其他变量不变。利用式 (24) 除重做以上回归加以检验外，还发现区分市场集中程度和地区生产效率的组间差异同样显著。

表 5 工业企业自生能力与存活时间：异质性检验 II

系数	市场集中程度			地区生产效率情况		
	高	中	低	较高	一般	较低
β_1	-0.0030 *** (0.0002)	-0.0046 *** (0.0003)	-0.0047 *** (0.0004)	-0.0036 *** (0.0002)	-0.0087 *** (0.0010)	-0.0020 *** (0.0007)

(四) 内生性处理

1. 工具变量回归

企业生存时间应该是企业绩效和行业情况以及所处宏观环境的综合结果。首先，对于遗漏变量偏误，本文参考已有文献，在模型中纳入较多的控制变量，以降低由遗漏变量所造成的内生性偏误，但技术选择也许和第三方因素相关。同时，当企业意识到自身绩效出现问题时，也大概率会通过债务融资、政策补贴等方式调整资本结构，意味着 TCI 并非随机而是自我选择的结果。

针对以上内生性问题，本文寻找有效的工具变量。在新中国成立初期，中国选择重工业优先发展战略，但建立的这些企业由于不具备地区要素禀赋优势，在当时不具有自生能力，而考虑到来自边界国家的威胁，我国把这些重工业部门的企业逐步搬到了内陆，形成了“三线建设”的格局（陈斌开、林毅夫，2013；郑洁、付才辉，2020）。本文利用谷歌地图测算出各省省会最短受威胁距离 $Distance$ ，回归结果表明，最短受威胁距离对数值与企业的技术选择在 1% 水平上显著相关，满足工具变量的相关性要求。与此同时，历史上“三线建设”不会直接影响当前企业的存活时间，满足工具变量的外生性要求。

表 6 是两阶段最小二乘法的估计结果。

表 6 工业企业自生能力与存活时间：工具变量回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TCI	5.0440 *** (0.6727)	4.1306 *** (0.4994)	0.0993 *** (0.0378)	0.0817 ** (0.0363)	0.4568 *** (0.0052)
TCI^2	-1.4886 *** (0.1718)	-1.1695 *** (0.1371)	-0.029 *** (0.003)	-0.0199 *** (0.0022)	-0.0513 *** (0.0010)
$\ln Distance$					-0.0119 (0.0082)
$(\ln Distance)^2$					-0.0010 (0.0007)
控制变量	否	是	否	是	是
Obs.	2 171 257	2 133 513	2 171 269	2 133 524	2 133 513

表 6 列(1)、(2)被解释变量是企业存活时间,列(3)、(4)被解释变量是企业存活状态,从第二阶段回归结果来看,企业存活时间与 TCI 呈现倒 U 型关系,通过了 1% 的显著性检验,说明即便是考虑内生性问题,本文的结论依旧是稳健的。此外,列(5)是对工具变量进行的外生性检验,孙圣民和陈强(2017)认为,若工具变量与原方程的误差项独立,那么理论上回归将其引入模型,工具变量回归系数应该不显著。从列(5)的结论看到, $\ln Distance$ 一、二次项回归系数均不显著,进一步确定了工具变量的外生性。与此同时,第一阶段工具变量与核心解释变量显著相关,回归的 F 值均大于 10, Hausman test 的检验结果($p < 0.01$),表明模型存在内生性,受威胁地最短距离不是弱工具变量,限于篇幅留存被索。

2. 基于 PSM 方法的生存分析模型

PSM 在减少数据偏差和混杂变量影响方面发挥着重要的作用。本文首先基于 PSM 方法进行样本配对,在此基础上构造生存分析模型再次回归。通过(25)式,本文先计算出单个企业的相对技术偏离度 rel_dev ,再将数值由小到大排列生成二分位数,中位数以前标记为技术选择违背比较优势($Dummy_tci = 1$),反之记为 0。

$$rel_dev_{it} = \frac{|TCI_{it} - TCI_{hkt}|}{|TCI_{hkt}|}$$

(25)

与许家云和毛其淋(2016)的做法类似,我们将首次出现 $Dummy_tci = 1$ 的企业视为处理组,对照组为从未出现过 $Dummy_tci = 1$ 的企业,这样做可以在面板的状态下避免错误匹配①(包群等,2011)。表 7 展示了直接利用 PSM 方法回归的结果。

表 7 工业企业自生能力与存活时间:PSM 方法回归结果

匹配方法	最近邻匹配			卡尺匹配		
	处理组	对照组	差值	处理组	对照组	差值
实验组平均处理效应	1.0000	3.0576	-2.0576 *** (0.0026)	1.0000	3.0565	-2.0565 *** (0.0030)
对照组平均处理效应	4.2660	1.0000	-3.2660 *** (0.0019)	4.2660	1.0000	-3.2660 *** (0.0019)
平均处理效应			-3.1335 *** (0.0019)			-3.1334 *** (0.0019)

在 PSM 构造样本的基础上,我们使用 log-normal 分布的生存分析模型考察工业企业自生能力与存活时间,为了确保结果的可靠性,我们对各年度样本依次进行得分匹配。以 2003 年为例,一方面,表 8 是处理组与对照组 1:5 最近邻匹配的平衡性检验结果,发现匹配后的大多数变量的标准化偏差均不到 3%,且 t 检验结果说明 $Dummy_tci \perp X_k | P(X_k)$,可以认为本文匹配是恰当的(Rosenbaum and Rubin, 1985)。另一方面,从图 4 可以看到匹配后,两组样本的重合度得到加强,表明匹配结果较为理想,即本文的匹配同样也满足 PSM 方法所需的共同支撑假设。

①PSM 匹配由于将整体作为截面考虑,不同时期的同一企业可能被视为不同的个体,从而出现自己匹配自己的问题。按年度进行匹配可以规避 PSM 将不同时期的同一企业视为不同个体从而出现自己匹配自己的问题。

表 8 处理组、对照组匹配变量的平衡性检验结果

变量	处理	均值		标准偏差 (%)	标准偏差减少幅度 (%)	t 统计量	t 检验相伴 概率
		处理组	对照组				
SIZE	匹配前	9.226	9.872	-47.8	96.6	-45.690	0.000
	匹配后	9.228	9.206	1.6		1.250	0.213
SIZE ²	匹配前	86.764	99.477	-46.7	96.9	-43.570	0.000
	匹配后	86.790	86.393	1.5		1.160	0.245
AGE	匹配前	1.251	2.083	-98.6	99.5	-98.510	0.000
	匹配后	1.252	1.256	-0.5		-0.380	0.701
ROS	匹配前	0.079	0.076	2.1	92.2	2.350	0.019
	匹配后	0.079	0.079	-0.2		-0.120	0.902
ROD	匹配前	0.553	0.576	-8.2	89.4	-8.380	0.000
	匹配后	0.553	0.550	0.9		0.630	0.527
KINT	匹配前	3.077	3.496	-28.2	99.2	-31.640	0.000
	匹配后	3.079	3.082	-0.2		-0.170	0.867
SUB	匹配前	0.097	0.145	-14.8	97.2	-13.770	0.000
	匹配后	0.097	0.095	0.4		0.330	0.742
EXPO	匹配前	0.238	0.308	-15.8	96.8	-15.220	0.000
	匹配后	0.238	0.236	0.5		0.380	0.703

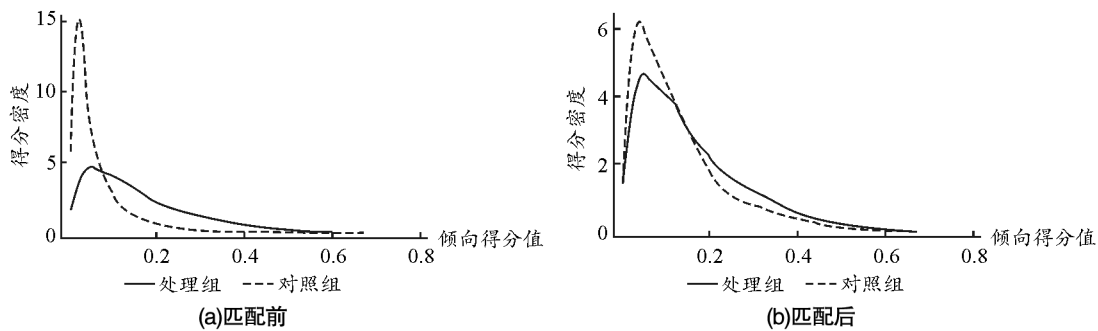


图 4 匹配前后的处理组和对照组样本得分分布核密度曲线

进一步,我们将标记为 $Dummy_tci=1$ 的企业按其偏离地区要素禀赋程度的四分位数为临界,细化为四种类型 ($Dummy_rel_g, g=1, 2, 3, 4$)。其中, $Dummy_tci \times Dummy_rel_1$ 是相对具有自生能力的企业,借助下述扩展模型,通过比较系数 β_g 的大小来识别不同自生能力程度对企业存活的差异影响:

$$\ln T_{it} = \beta_0 + \sum_{g=1}^4 \beta_g \times Dummy_{tci_{it}} \times Dummy_{rel_{gi}} + X'_{iht} \beta_{ihkt} + v_t + v_h + v_k + \varepsilon_{ihkt} \quad (26)$$

表 9 报告了以上结果,列(1)、(2)、(3)是基于 PSM 方法的生存分析模型的基础回归,回归系数显著符合预期。列(4)、(5)、(6)是扩展回归,交叉项 $Dummy_tci \times Dummy_rel_g$ 的估计系数均显著为负,但它们的系数绝对值存在显著差异,观察到 $g=4$ 的系数绝对值最小,这意味着在前三组的基础上,若企业采取相对违背比较优势的技术选择,反而倾向于增加企业的生存时间。结合前文分析,我们判断可能原因在于:

第一,国有企业的战略性负担。由于国有企业多处于关系国家安全、经济命脉的重要行

业、领域,国家会给予优惠措施和政策补贴,使得其即使缺乏自生能力也能存活较长时间。

第二,“僵尸企业”出清困难。由于种种原因,我国有大量丧失自生能力,无望恢复生气,但又无法退出市场的问题企业。据相关统计,在年龄超过 30 年的企业中,僵尸企业约占 23%,而成立 1-5 年的大多数企业中僵尸企业占比不到 3%。基于上述问题,我们利用“FN-CHK 识别方法”剔除僵尸企业后再次进行回归,^①发现正如预期, $Dummy_tci \times Dummy_rel_4$ 的系数绝对值显著提高(第(7)列)。以上分析表明,缺乏自生能力的工业企业存活时间较短。

最后,本文还采用 4 种方法对 PSM 配对后的生存分析模型予以检验。一是更换匹配方法,采用卡尺为 0.005 的半径匹配、带宽为 0.06 的核匹配以及马氏匹配等方法寻找对照组;二是改变配对比例,将匹配比例调整为 1:1、1:3 和 1:10;三是替换核心变量,我们使用“八五”(1991—1995 年)期间各地方开工的重大工业项目情况作为 PSM 处理变量和交互项;四是采取安慰剂检验(Placebo Test),将核心解释变量时间提早(滞后)1 至 2 年得到 $false_D$,再将交互项 $false_D_1 \times Dummy_tci$ 加入模型重新回归,发现交互项系数并不显著。以上结果支持了缺乏自生能力的企业往往存活时间较短的结论。

表 9 工业企业自生能力与存活时间:基于 PSM 的生存分析回归							
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TCI	0.0970 *** (0.0123)	0.0999 *** (0.0123)	0.1006 *** (0.0125)				
TCI^2	-0.0203 *** (0.0023)	-0.0207 *** (0.0023)	-0.0208 *** (0.0023)				
$Dummy_tci \times Dummy_rel_1$				-0.1325 *** (0.0018)	-0.1330 *** (0.0019)	-0.1332 *** (0.0018)	-0.1617 *** (0.0014)
$Dummy_tci \times Dummy_rel_2$				-0.1278 *** (0.0019)	-0.1288 *** (0.0020)	-0.1286 *** (0.0020)	-0.1591 *** (0.0015)
$Dummy_tci \times Dummy_rel_3$				-0.1288 *** (0.0017)	-0.1291 *** (0.0018)	-0.1290 *** (0.0017)	-0.1675 *** (0.0013)
$Dummy_tci \times Dummy_rel_4$				-0.0308 *** (0.0029)	-0.0308 *** (0.0031)	-0.0302 *** (0.0030)	-0.9280 *** (0.0077)
行业控制变量	否	是	是	否	是	是	是
地区控制变量	否	否	是	否	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
LPL	-620150.38	-619569.76	-583349.01	-558610.55	-527380.45	-525894.89	-395626.66
Obs.	1 555 701	1 496 647	1 496 634	1 555 701	1 496 647	1 496 634	1 229 200

五、结论和建议

企业的生存始终是发展的前提,但伴随着我国产业结构转型、要素禀赋结构升级,由历

^①聂辉华、江艇、张雨潇、方明月,2016:《中国僵尸企业研究报告:现状、原因和对策》,中国社会科学出版社,第 75 页。

史上诸多因素导致的企业“生存难,存活短”的问题日益凸显。本文试图从新结构经济学的视角,通过放松新古典的潜在假设,研究企业自生能力对企业存活时间差异的影响。

首先,本文构建了一个将企业的技术选择纳入目标函数的随机规划模型,用以研究企业自生能力与企业存活时间之间的关系。在理论模型的基础上提出本文的假说,缺乏自生能力企业的生存时间往往较短。其次,本文利用1998—2013年中国工业企业数据库,以企业生存时间和离散生存状态作为被解释变量和以技术选择一、二次项作为企业自生能力的主要度量指标,对理论假说进行实证检验。研究结果表明,具有自生能力的企业更易在市场中存活,不具有自生能力的企业被淘汰的可能性更高,这通过了基于Weibull分布和log-normal分布的参数回归以及Cox比例回归的稳健性检验,分东中西部地区、企业所有制、出口情况以及补贴情况的异质性分析,以及使用“最短受威胁距离”作为工具变量的内生性检验。最后,本文在匹配样本的基础上,采用cloglog生存模型进行估计,考察企业自生能力对企业存活时间的影响,在识别并剔除僵尸企业的基础上,同样验证了不当的技术选择是企业存活时间较短的原因。

本文政策建议如下。一方面,要想方设法优化中小企业的生存状态。本文研究表明,企业的技术选择偏离地区的禀赋条件,是生存时间短的重要原因,而企业的要素投入不当或进入错误的行业,又是因为市场信号没有起到引导作用,导致企业无法获得市场预期的平均利润率。因此,要进一步提升市场资源配置效率,而本文的实证是以GDP衡量全部要素贡献,故除资本、劳动要素以外,还要推动土地、管理、技术、数据等多种要素的市场化配置。同时,我国企业存活时间短,不是短期内就能够改变的,但通过优化中小企业的生存状态,能够促进资源配置市场化。所以,应在综合评估企业盈利情况、项目风险整体状况之上,通过设立“中小企业生存基金”“中小企业发展银行”等,借助公开和透明的评审机制,向真正需要补助的中小企业输血。除此之外,政府要通过因势利导的产业政策,帮助新进入的企业准确定位合理区段。

另一方面,要帮助“大而不倒”的僵尸企业有序退出市场。要处理好僵尸企业处置之后的资金流向问题,优化资产处置盘活机制,鼓励一些地方探索破产经费多渠道筹集。关于僵尸企业处置之后的人员安置问题,要及时做好内部转岗、劳务输出和自主创业,维护好原公司职工利益,等等。

参考文献:

- 1.包群、邵敏、侯维忠,2011:《出口改善了员工收入吗?》,《经济研究》第9期。
- 2.陈斌开、林毅夫,2013:《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》第4期。
- 3.干春晖、郑若谷、余典范,2011:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》第5期。
- 4.黄漓江,2020:《进口竞争、企业退出和进入与全要素生产率》,《世界经济研究》第2期。
- 5.贾俊雪、应世为,2016:《财政分权与企业税收激励——基于地方政府竞争视角的分析》,《中国工业经济》第10期。
- 6.林毅夫,2002:《发展战略、自生能力和经济收敛》,《经济学(季刊)》第1卷第2期。
- 7.林毅夫、刘明兴,2003:《中国的经济增长收敛与收入分配》,《世界经济》第8期。
- 8.林毅夫、刘培林,2001:《自生能力和国企改革》,《经济研究》第9期。

- 9.刘冲、吴群锋、刘青,2020:《交通基础设施、市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角》,《经济研究》第7期。
- 10.逮宇铎、戴美虹、刘海洋,2014:《延长企业生存时间:单向贸易还是“双向国际化”》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 11.逮宇铎、于娇、刘海洋,2013:《集聚经济是否影响了企业生命周期——基于企业退出行为视角》,《财经科学》第10期。
- 12.申广军,2016:《比较优势与僵尸企业:基于新结构经济学视角的研究》,《管理世界》第12期。
- 13.孙圣民、陈强,2017:《家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据》,《经济学(季刊)》第16卷第2期。
- 14.许家云、毛其淋,2016:《政府补贴、治理环境与中国企业生存》,《世界经济》第2期。
- 15.杨文欢,2019:《因势利导与自生能力:可持续基层治理创新的分析框架》,《吉首大学学报(社会科学版)》第4期。
- 16.臧成伟,2017:《市场化有助于提高淘汰落后产能效率吗?——基于企业进入退出与相对生产率差异的分析》,《财经研究》第2期。
- 17.张维迎、周黎安、顾全林,2003:《经济转型中的企业退出机制——关于北京市中关村科技园区的一项经验研究》,《经济研究》第10期。
- 18.郑洁、付才辉,2020:《企业自生能力与环境污染:新结构经济学视角》,《经济评论》第1期。
- 19.朱松、杜雯翠、高明华,2013:《行业景气程度、政府支持力度与企业扩张决策——基于中小企业调查问卷的分析》,《财经研究》第10期。
- 20.Acs, Z.J., and D.B.Audretsch.1989.“Small Firms in U.S. Manufacturing: A First Report.” *Economics Letters* 31(4):399-402.
- 21.Aga, G., and D.Francis.2017.“As the Market Churns: Productivity and Firm Exit in Developing Countries.” *Small Business Economics* 49(2):379-403.
- 22.Arrow, K. J. 2015. *Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- 23.Audretsch, D.B., and T.Mahmood.1995.“New Firm Survival: New Results Using a Hazard Function.” *Review of Economics and Statistics* 77(1):97-103.
- 24.Bartelsman, E. J., and M. Doms. 2000. “Understanding Productivity: Lessons for Longitudinal Microdata.” *Journal of Economic Literature* 38(3):569-594.
- 25.Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang.2012.“Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics* 97(2):339-351.
- 26.Esteve-Pérez, Silviano, F.Requena-Silvente, and V.J.Pallardó-Lopez.2013.“The Duration of Firm-Destination Export Relationships: Evidence From Spain, 1997-2006.” *Economic Inquiry* 51(1):159-180.
- 27.Fischer, S.1975.“The Demand for Index Bonds.” *Journal of Political Economy* 83(3):509-534.
- 28.Görg, H., and E.Strobl.2003.“The Incidence of Visible Underemployment: Evidence for Trinidad and Tobago.” *Journal of Development Studies* 39(3):81-100.
- 29.Lin, J. Y., and M. Liu.2004.“Development Strategy, Transition and Challenges of Development in Lagging Regions.” Annual World Bank Conference on Development Economics 2004: Accelerating Development (Bangalore conference proceedings). Washington D.C.: World Bank.
- 30.Lin, J. Y. 2009. *Economic Development and Transition: Thought, Strategy, and Viability*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- 31.McDonald, R.L., and D.R.Siegel.1985.“Investment and the Valuation of Firms when There Is an Option to Shut

- Down.” *International Economic Review* 26(2):331–349.
32. Prentice, Ross L., and Shanshan Zhao. 2016. “Nonparametric Estimation of the Multivariate Survivor Function: The Multivariate Kaplan–Meier Estimator.” *Lifetime Data Analysis* 24(1):3–27.
33. Rajan, R.G., and L. Zingales. 1998. “Which Capitalism? Lessons from the East Asian Crisis.” *Journal of Applied Corporate Finance* 11(3):40–48.
34. Rosenbaum, Paul, and R. Rubin. 1985. “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score.” *American Statistician* 39(1):33–38.
35. Schumpeter, J. A. 1942. “The Process of Creative Destruction.” In *Capitalism, Socialism and Democracy*. Edited by J.A. Schumpeter, 82–85. New York: Harper Collins Publishers.
36. Simón, C., A. Mercader, M. J. Gimeno, and A. Pellicer. 1997. “The Interleukin – 1 System and Human Implantation.” *American Journal of Reproductive Immunology* 37(1):64–72.
37. Tsoukas, S. 2011. “Firm Survival and Financial Development: Evidence from a Panel of Emerging Asian Economies.” *Journal of Banking & Finance* 35(7):1736–1752.
38. Wang, Y. 2013. “Exposure to FDI and New Plant Survival: Evidence in Canada.” *Canadian Journal of Economics* 46(1):46–77.
39. Wright, G. C. 1976. “Linear Models for Evaluating Conditional Relationships.” *American Journal of Political Science* 20(2):349–373.

Viability and Survival Duration of Industrial Enterprises: Based on the Perspective of New Structural Economics

Wu Qingyang¹ and Jiang Lei^{2, 3}

(1: Institute of Economics, Tsinghua University;

2: School of Economics, Nankai University;

3: Research Center for New Structural Economics, Nankai University)

Abstract: Based on the perspective of new structural economics, this paper relaxes the classic neoclassical hypothesis of enterprise viability, constructs a stochastic programming model with the technological choice included in the objective function, and finds that the theory of corporate viability can explain the difference of firm survival behavior. Apart from that, the characteristics, distribution, dynamic evolution trend of firm survival which also includes survival analysis are described in detail by using the Annual Survey of Industrial Firms dataset covering the period between 1998 to 2013. The empirical analysis shows that the firms lacking viability are more likely to have shorter survival duration. The results have passed the robustness test at discrete-time level, the heterogeneity analysis of different regions, ownership, export and subsidies, as well as the survival analysis regression after matching the propensity score. This study provides theoretical and empirical support for further promoting the policy discussion of market-oriented reforms.

Keywords: Industrial Firm, Viability, Survival Duration, New Structural Economics, Survival Analysis

JEL Classification: D21, D22, O14, P27

(责任编辑:赵锐、彭爽)