



北京大学新结构经济学研究院
Institute of New Structural Economics

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

No. C2020001

2020-01-07

比较优势与企业退出：基于新结构经济学视角

姜磊 吴清扬 赵秋运 林毅夫

摘要：在中国经济增速放缓、企业生存越发艰难的背景下，理解何种因素影响企业退出这一命题愈加重要。本文基于新结构经济学的视角分析了企业退出的深层次原因，在理论模型分析的基础上，发现比较优势理论可以解释企业退出行为的出现，利用 1998-2013 年中国工业企业数据库详细描述了企业退出的特征，分布以及演变趋势，并进行了生存分析。实证结果表明，违背比较优势的企业更容易退出，上述结果通过了宏观加总层面上的稳健性检验，以及分地区、所有制、规模报酬情况的异质性分析。另外，通过中介效应检验得出较高的要素成本和较低的生产效率是违背比较优势的企业做出退出决策的重要因素。

关键词：比较优势 企业退出 新结构经济学 自生能力 中介效应

本工作论文系列是新结构经济学最新的尚未在学术期刊发表的研究成果，目的在于学术讨论与评论，并不代表北京大学新结构经济学研究院的官方意见。本系列论文拒绝接受已发表或期刊已接收论文投稿，文责作者自负。本文由“NSE A0 宏观与经济增长小组”审核。

[收稿日期] 2020 年 1 月 7 日

[作者简介] 姜磊，南开大学经济学院、中国特色社会主义经济建设协同创新中心（邮编：300071），电子邮箱：

nkthreestone@126.com；吴清扬（通讯作者），南开大学经济学院（邮编：300071），E-mail: kleinwqy@foxmail.com；赵秋运，北京大学新结构经济学研究院（邮编：100871），E-mail: qiuyunzhao@nsd.pku.edu.cn；林毅夫，北京大学新结构经济学研究院（邮编：100871），E-mail: justinlin@nsd.pku.edu.cn；本文受国家社科基金一般项目“新结构经济学视角下我国跨越中等收入陷阱的路径研究”（基金号：18BJL120）、中国博士后一等基金资助“发展战略的产业选择与中等收入陷阱：新结构经济学视角”（基金号：2018M630001）和中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“新结构经济学的微观实证分析”（基金号：63192403）的资助，本文曾在第一届新结构经济学学术研讨会、中国发展理论国际年会、中国经济发展研究会第 21 届年会、北大未名经英学术论坛等进行宣讲，作者感谢郭玉清、马金秋、王孝松、吴立元、于春海、张瀚元、张骞、赵祚翔、郑洁等人的评论及建议，文责自负。

比较优势与企业退出：基于新结构经济学视角

姜磊 吴清扬 赵秋运 林毅夫^①

摘要：在中国经济增速放缓、企业生存越发艰难的背景下，理解何种因素影响企业退出这一命题愈加重要。本文基于新结构经济学的视角分析了企业退出的深层次原因，在理论模型分析的基础上，发现比较优势理论可以解释企业退出行为的出现，利用 1998-2013 年中国工业企业数据库详细描述了企业退出的特征，分布以及演变趋势，并进行了生存分析。实证结果表明，违背比较优势的企业更容易退出，上述结果通过了宏观加总层面上的稳健性检验，以及分地区、所有制、规模报酬情况的异质性分析。另外，通过中介效应检验得出较高的要素成本和较低的生产效率是违背比较优势的企业做出退出决策的重要因素。

关键词：比较优势 企业退出 新结构经济学 自生能力 中介效应

Comparative Advantages and Firm Exit: Based on New Structural Economics

Lei Jiang Qingyang Wu Qiuyun Zhao Justin Yifu Lin

Abstract: In the context of China's slowing economic growth and the increasingly difficult business survival, there is an increasing important aspect to understand what factors affect the firm exit. Based on the perspective of New Structural Economics, this paper analyses the deep-seated reasons of firm exit, on the basis of theoretical model analysis, it is found that the theory of comparative advantage can explain the emergence of firm exit behavior. The characteristics, distribution, evolution trend of firm exit 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. Empirical results show the firms which violate comparative advantage are more likely to exit, the results have passed the robustness test at macro levels, as well as the heterogeneity analysis of regional, ownership and scale returns. In addition, through the test of mediating effect, it is concluded that high factor cost and low total factor productivity are the significantly important channels for firms that violate comparative advantage to exit.

Key words: Comparative Advantage Theory; Firm Exit; New Structural Economics; Viability; Mediating Effect

^① 姜磊，南开大学经济学院、中国特色社会主义经济建设协同创新中心（邮编：300071），电子邮箱：nkthreestone@126.com；吴清扬（通讯作者），南开大学经济学院（邮编：300071），E-mail：kleinwqy@foxmail.com；赵秋运，北京大学新结构经济学研究院（邮编：100871），E-mail：qiuyunzhao@nsd.pku.edu.cn；林毅夫，北京大学新结构经济学研究院（邮编：100871），E-mail：justinlin@nsd.pku.edu.cn；本文受国家社科基金一般项目“新结构经济学视角下我国跨越中等收入陷阱的路径研究”（基金号：18BJL120）、中国博士后一等基金资助“发展战略的产业选择与中等收入陷阱：新结构经济学视角”（基金号：2018M630001）和中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“新结构经济学的微观实证分析”（基金号：63192403）的资助，本文曾在第一届新结构经济学学术研讨会、中国发展理论国际年会、中国经济发展研究会第21届年会、北大未名经英学术论坛等进行宣讲，作者感谢郭玉清、马金秋、王孝松、吴立元、于春海、张瀚元、张骞、赵祚翔、郑洁等人的评论及建议，文责自负。

一、引言

“物竞天择，适者生存”不仅是适用于万物进化的一般规律，也是企业参与市场竞争的基本法则。高效率的企业能够在市场中存活，反之，低效率的企业将逐渐萎缩并退出市场，因此企业更迭既是市场进行优胜劣汰的过滤器，也是实现资源优化配置的重要途径，在企业进入与退出交替过程中，实现经济发展和效率提高，以及经济结构的演化（李磊等，2018；张维迎等，2003）。作为社会有机体基本单位的细胞，企业情况的好坏直接决定了该机体的活力，若企业的新陈代谢（进退速率）始终保持在过高水平，反而不利于机体的正常运转与稳健发展。事实上，社会的“系统性紊乱”和企业的“内环境失调”很可能是这些异样发生的深层次原因。

近年来，伴随着中国市场经济体制改革的日益深入，以及由计划向市场“并轨”的步伐不断加快，企业尤其是工业企业的进出情况愈发能够成为评估市场行情的重要指标（Caves, 1998；Klepper, 2002）。在中国制造业升级的过程中，高死亡，短寿命，频繁进退是企业的重要特征。根据王磊和朱帆（2018）以及本文的测算，在1998-2013年间，各年退出比率在8.2%~21.3%之间，企业的平均年龄仅为3.1年，超过75%企业的寿命小于5年，即便与金融危机后的欧元区国家（6%~9%）的同类数据相比，企业的“代谢”情况也是过于异常的。如此以来，市场效率导向的去留抉择在资源配置中无法起到决定性作用，企业难以发挥保增长，稳就业，促创新的重要职责，而在调结构，防风险的转型过程中起到一定的消极作用。因此，理解企业非正常退出背后的深层次原因是中国经济从高速增长转向高质量发展的重要一环。

分析这一问题，首先需要了解影响企业退出行为的因素和机制。普遍意义上的企业退出指的是停止营业、破产清算等较为激进的退出形式（Hoskisson & Turk, 1990），本文亦是如此。企业产生退出行为大体被归纳为内在因素和外部因素，前者强调企业所特有的基本属性，如成立年龄（Aga & Francis, 2017）、资产规模（Evans, 1987；Hall, 1987）、融资约束（黎日荣, 2016；Winker, 1999）等正向指标，以及资产负债率（Zingales & Rajan, 1998）等负向指标。此外，不少学者发现生产效率的高低影响企业的退出行为，效率低下是企业退出的关键所在。如张维迎等（2003）用销售利润率、资产利润率和劳动生产率来表征经营绩效，发现生产效率是中关村企业生存的重要因素，毛其淋、盛斌（2013）、Buddelmeyer et al.（2010）直接利用全要素生产率来衡量经营效率，Gimeno et al.（1997）研究了人力资本对企业存活情况的影响，还有学者发现无形资产是生产率合适的代理变量（Landini et al., 2015）。企业层面上的基本属性可以概括为抵抗风险和产出效率两类。

内因决定了企业的存活情况，外因也是不可或缺的条件。就行业而言，Agarwal & Audretsch

(2001)发现行业景气程度影响企业退出率；Audretsch& Mahmood (1994a)发现高产业集中度将提高企业的存活率。就地区而言，既有研究表明开放的贸易不利于国有企业的生存（邓子梁、陈岩,2013），商业聚集区的企业在拥有更高的产品质量和创新能力的同时，由于竞争激烈反而提高了退出的风险（Keil &Pe'era, 2012）。当然，城市化率、经济发展水平、交通便利程度等地区层面上的异质性因素也会影响不同行业企业对外部环境的敏感度。

对于企业的“成长快，寿命短”这一颇具矛盾感的现象引起了国内外学者对于渠道机制的探讨。黎日荣（2016）从融资约束的角度给出企业退出的内在解释，一方面企业面临流动性约束，被迫离开市场；另一方面过高的融资成本提高了企业的生产率门槛，增加退出的风险。杨汝岱、朱诗娥（2018）将经济开发区和企业补贴视为政策性区域的代理变量，产业集聚程度作为市场竞争的代理变量，从政府干预的角度解释了存活率的差异。此外，不少学者从“死亡阴影”^①的角度进行分析，其中，Olley&Pakes（1996）估算了技术变革和放松管制前后的电信设备行业的企业生产率，实证发现生产率和存活率呈现显著正相关。在Foster&Syverson（2008）对1977-1997年美国企业样本数据、Blanchard et al.（2014）对1997-2002年法国企业样本数据以及Takizawa et al.（2006）和Jones&Jin（2017）对1995-2002年日本企业样本数据的实证中都发现了在企业退出市场的前夕，其生产率会逐渐坍塌的结论，但作用机理不尽相同。

不可否认，生产率、融资约束以及政策差异化对待是影响企业存活的原因，但其并未触及企业产生退出行为的深层次原因，也即为什么这些退出企业的一系列绩效指标出现异常，或必须依赖银行和政府的外部支持才能维持生存？本文尝试从新结构经济学的视角来诠释这一问题。一方面，在一个竞争性的市场经济当中，企业只有在所选择的技术和所在行业遵循由要素禀赋结构所决定的比较优势时，在短期才能够维持最低成本并具备自生能力（*Viability*），在长期才能够获取社会可接受的正常利润并得以存活；另一方面，产生退出行为的企业往往采用不符合比较优势的技术或进入不符合比较优势的产业，这使得它们的经济绩效差，生产效率低，在长期将退出市场。因此，我们提出假说，违背比较优势发展的企业，由于高要素成本、低生产效率，在激烈的竞争中不具备自生能力，其将会退出市场。

区别已有文献，文章的主要贡献在于：其一，首次从新结构经济学的理论框架和分析视角出发，以是否遵循比较优势来探究企业退出的深层次原因，我们的假说在理论上可以得到证明，在实证中也发现了有利的证据。其二，首次构建了较为一般意义上的自生能力的数理模型，并创造性地将其与缺乏自生能力的企业的行为特征相结合，发现了比较优势的传导机制，打通了自生能力与企业退出的桥梁。其三，使用中国工业企业微观大数据使我们的研究

^① “死亡阴影”是指企业在退出的前夕，生产效率呈现不断下降的现象。

能够控制企业微观异质性的影响，使研究更为深入，验证新结构经济学关于比较优势和自生能力理论的微观适用性。其四，在新结构经济学领域引入中介机制渠道分析。本文通过构造相对技术偏离度指标克服了传统中介检验的局限，验证了高要素成本，低生产效率是企业退出的重要传导渠道，提供了检验比较优势影响机制的另一种思路。以上贡献在加深我们对企业退出行为认知的同时，更是丰富了新结构经济学的分析方法、理论内涵及研究范畴。除此之外，本文的研究结论亦具有明确的现实意义，无论是对于宏观经济层面上的更替异常，还是微观企业层面上的“薄利短命”，根本解决方案是让市场在资源配置中起决定性作用，这样符合比较优势的企业方能进行额外的投资，不断进行扩大再生产，而违背比较优势的企业则面临较高的要素成本和较低的生产效率，仅能不断地收缩生产规模，直至退出市场。企业过去的选择决定着未来的生产机会，只有在优胜劣汰的去留抉择中，市场才能够保证生产要素的合理流动和各种资源的优化配置，为中国经济提供行稳致远的勇气。

二、文献回顾

本节在引言的基础上对企业自生能力与退出、比较优势理论及测算等理论背景进行补充。

（一）企业自生能力与退出的相关研究

林毅夫（Lin, 2017）将自生能力（*Viability*）定义为，在完全竞争的环境中，一个企业能够获取社会可以接受的正常利润率的能力，拥有这种能力的前提是企业所用技术与所在产业与要素禀赋结构所决定的比较优势相匹配，它是主流经济学家口中局部均衡的一个延拓。缺乏自生能力的企业将承担高昂经济成本，直至退出市场。自生能力是新结构经济学的微观基础，它最先被应用于中国经济转型和国有企业改革上（林毅夫、刘培林，2001），政府违背比较优势的发展战略，将使经济中出现大量缺乏自生能力的企业，而为了保护这些企业，政府需要给予直接的财政补贴，或是对要素市场的扭曲（Lin & Liu, 2004），进行较为隐蔽、低效的保护方式，如银行歧视性贷款（Lin & Tan, 1999），助长了创租和寻租行为发生的可能。

以上研究通过自生能力的有无分析了国有企业效率低下的原因，提出了政府应沿着遵循比较优势的原则，发挥因势利导的作用，帮助企业进入具有（潜在）比较优势但因软硬基础设施的瓶颈限制而尚未成为具有竞争优势的产业，帮助已经失掉比较优势的夕阳产业中的企业转型、转移或退出。但同时，国内不少学者对该理论做出补充或提出质疑。廖国民、王永钦（2003）强调技术优势和竞争优势的重要性，认为仅凭资源禀赋的比较优势不足以判断是否具有自生能力；赵坚（2008）持有类似观点，即我国企业缺乏能够利用这种比较优势的知识能力，而这种能力需要企业在竞争中不断形成、发展。杨汝岱、姚洋（2006，2008）通

过跨国数据表明，出口企业一定程度的赶超战略反而能够提高活力。

笔者认为，企业是否具备自生能力是一个非常模糊的概念，它是根据企业在理想状态下的潜在盈利能力给出的判断，而企业退出则是根据企业在市场上的存活状态给出的确切、客观界定，可以简化很多外在因素。但需要注意的是，不具备自生能力不等同企业退出，比如对于某些以提供社会功能的国有企业而言，往往是年年亏损的，但由于政府的补贴照顾，使得它能够在市场存活；因此本文在实证过程中，将控制企业所有权等个体异质性因素和市场结构、区域差异等宏观经济因素，以控制上面提到的因素以及其他次要因素的影响。

综上所述，目前鲜有对自生能力与退出因素进行深入研究文献，尤其是针对中国工业企业微观层面上的分析。本文旨在使用中国工业企业数据，对影响企业退出的因素展开实证分析，填补空白。

（二）比较优势理论及测算的相关研究

比较优势作为国际贸易领域最重要的研究成果之一，是一种基于国家间差异化的经济基础而导致生产成本的差异化。除去可见的实体成本，宗教、文化、制度等上层建筑方面的无形成本，也阻碍了生产要素的国际流动，使得世界上不同区域出现分割鲜明的市场，所以比较优势理论往往被应用于跨国研究。但是，由于我国疆域辽阔，要素禀赋结构差异显著，再加上 20 世纪 80 年代初实行的“放权让利”、增量改革战略，以及计划时期遗留的产业布局、地方官员的晋升制度等历史、制度因素，引起了我多地方市场的严重分割（林毅夫、刘培林，2001；林毅夫，2002b；银温泉、才婉茹，2001；Young，2000）。所以，不少学者尝试构建不尽相同的比较优势度量方式，并将比较优势理论应用于对我国地域的研究之中。

刘彦随、陆大道（2003）运用层次分析法和特尔斐法构建了区域农业的指标体系和相应权重，该指标反映了区域农业发展潜力与全国同类指标相比之后的相对比较优势；申广军（2016）从要素禀赋、技术底蕴和劳动效率三方面构建比较优势度量指标，实证了企业选址时应考虑地区的比较优势；吴敏、黄玖立（2014）用企业 TFP 除以地区 TFP 来表征生产率的偏离程度，用企业资本密集度除以地区资本密集度表征资本密集度的偏离程度，验证了 Crozet & Trionfetti（2013）认为企业相对要素密集度是其比较优势的重要来源；而林毅夫及其团队则将待观测个体的技术选择系数对地区最优技术选择系数的比值来衡量偏离比较优势发展的程度，研究城乡收入差距，地区收入差距，收入分配以及经济收敛等问题，并利用跨国层面上的宏观数据或行业省份层面上的中观数据进行验证（林毅夫，2002c；林毅夫、刘明兴，2003；林毅夫、陈斌开，2013；陈斌开、林毅夫，2013）。

可见，将比较优势理论运用到对地区差异性的分析中是可行的，仍具备较好的解释力。

美中不足的是，这些研究都仅在宏观层面上进行探讨，忽视了微观个体的异质性，以至于企业比较优势与个体的技术选择相关的实证文献几近空白，但前人的付出也启发了我们从微观企业的角度探究比较优势对企业退出的影响。本文结合数据特征，下文采用 Lin & Liu (2004) 定义的技术选择系数，度量偏离比较优势的程度。

文章剩余内容的结构安排为：第三部分从短期和长期为缺乏自生能力企业的行为决策构建了理论模型并提出假说；第四部分对企业退出与存活期分布的典型特征事实进行统计分析；第五部分推导出企业退出概率的生存分析模型并对样本数据和回归变量进行介绍；第六部分实证检验比较优势对企业退出行为的影响，以及对要素成本和生产效率在该过程中所起的中介效应进行分析检验；文末为总结并给出相关建议。

三、理论框架与机制分析

（一）比较优势与自生能力

19 世纪末，阿尔弗雷德·马歇尔 (Alfred Marshall) 在创建新古典经济学的局部均衡分析框架时，零交易成本和对称信息等一系列假设已经暗含企业具有自生能力。企业能够得知生产要素的价格，合理分配稀缺资源从而达到利润的最大化。事实上，这种情况过于理想，任何市场都不可能提供完备的信息，企业决策者能够理性地对要素配置做出正确判断也是不切实际的 (林毅夫, 2002a)。这就意味着，在一个自由开放竞争的经济中，除了企业自身的经营管理，人力资本等因素外，企业的绩效也取决于所选择的技术和所在行业是否遵循由要素禀赋结构所决定的比较优势。

假定技术水平不变，在一定时期内企业对资本和劳动两种要素进行技术选择 (K, L) ，得到既定的产出水平 $F(K, L) = Q_0$ 。图 1 中，曲线是表示生产既定产出水平时，可供选择的 (K, L) 的集合，其斜率体现了保持产出不变时的劳动替代资本的比率，也就是边际技术替代率 (Marginal Rate of Technical Substitution, MRTS)。尽管对于 A 点与 B 点都位于同一等产量线上，代表着相同的产出，但二者的技术选择截然不同，前者拥有更为密集的劳动要素，较为稀缺的资本要素，而后者拥有更为密集的资本要素，较为稀缺的劳动要素。直线段表示不同要素选择所构成相同成本的集合，其斜率表示要素的相对价格，技术选择点越接近原点，成本就越低。对于一个劳动要素丰裕，资本相对稀缺的经济，其等成本线为 E，此时企业应选择符合劳动密集型的技术，因为在点 A 处生产具有比点 B 处更低的成本。若对于一个拥有等成本线 D 的经济，企业应当选择点 B 而非点 A 以获得更大的成本优势。

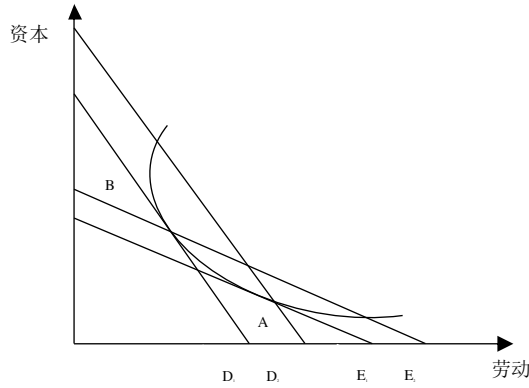


图 1 要素价格与技术选择（林毅夫、刘培林，2001）

如果企业的技术选择不在切点（即 $MRTS \neq P_K / P_L$ ），企业就会因为要素成本过高而导致在竞争中无法获取社会可接受的正常利润（在这个模型下利润为零），而缺乏自生能力，除非政府给予保护补贴，否则，即使已经投资生产，也将被迫退出市场（林毅夫、刘培林，2001）。

设想经济在不断发展，要素禀赋结构发生变动，技术结构也随之升级，体现在图 1 中的等成本线从 E 移动到 D。由于此时企业的技术选择仍在 A 处，那么它将违背由要素禀赋结构所决定的比较优势，生产要素的投入成本高于 B 点，亏损为 D_1 和 D_2 之间的距离 D_1D_2 。反之，当若经济的要素禀赋结构位于点 A，而此时企业选择了点 B 进行生产，它将背负超额成本 E_1E_2 。当企业不能够获得一个社会可接受的正常利润水平的能力，它就不具备自生能力，在长期中其将退出市场。

为了量化偏离比较优势的程 度，我们借鉴林毅夫（2002c）构造技术选择指数（Technology Choice Index, TCI），即用某一企业的劳资密度与其所在经济体劳资密度的比值。

$$tci = \frac{K_{ij}/L_{ij}}{K_i/L_i} \quad (1)$$

技术选择指数 TCI 对最优技术选择指数（ TCI^* ）的偏离程度 DS 来测度违背比较优势的程度，考虑到实际中最优技术选择指数并不能被观察到，假设最优技术选择指数（ TCI^* ）是一个正常数 w （陈斌开、林毅夫，2013），等效变换并不改变最终的结果。

$$DS = tci / tci^* = tci / w \quad (2)$$

假设企业的生产函数为规模报酬不变的柯布道格拉斯函数，如下：

$$Y_{ij} = AK_{ij}^\alpha L_{ij}^{(1-\alpha)} \quad (3)$$

将式(3)中的解释变量变换为资本深化：

$$\frac{Y_{ij}}{L_{ij}} = A \left(\frac{K_{ij}}{L_{ij}} \right)^\alpha \quad (4)$$

企业面临的成本全部来自生产要素：

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

其中 r 表示资本租金， ω 表示劳动工资。

结合式(1)可推导出单位产出的要素成本为：

$$Per_Cos_{ij} = \frac{rtciK_i / L_i + \omega}{PA tci^\alpha} = f(*) \quad (6)$$

企业成本最小化的一阶最优条件为 $\frac{\partial f(*)}{\partial tci} = 0$ ，也就是：

$$tci^* = \frac{\omega}{(1-\alpha)rK_i / L_i} \quad (7)$$

易知当 $tci = tci^*$ 时，并且 $\frac{\partial^2 f(*)}{\partial tci^2} > 0$ ，可判断 $tci = tci^*$ 是该方程的一个驻点，单位产出

的要素成本在此处取得最小值。从式(7)可知，最优技术选择指数 (TCI^*) 由资本劳动的贡献份额，要素价格以及地区要素禀赋结构共同决定。并且企业成本和技术选择指数之间存在图 2 所示的正 U 型关系，在最优技术选择点处，企业实现了单位产出的要素成本最小化。

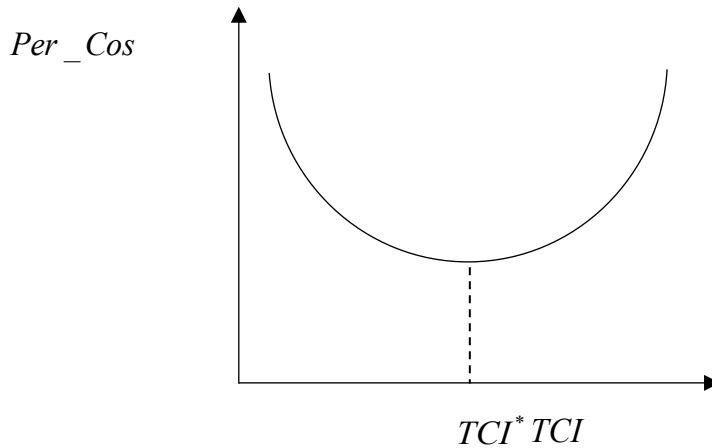


图 2 要素成本与技术选择

(二) 经济均衡中的技术错配与成本效率

在上一部分中，我们看到违背比较优势的企业将会面临较高的生产成本，原因在于由技术错配带来的自生能力缺失（式 6），企业所使用的劳动和资本结合比例与自身要素禀赋所决定的最优要素组合差异越大，也即偏离自身比较优势的程度越严重，所面临的单位要素成本加成 Per_Cos_i 也就越高。

本文重构异质性厂商垄断竞争局部均衡分析模型，以企业的进入退出来定义均衡条件，着重研究了影响异质性企业作出退出行为的决定因素。通过比较静态分析 (Comparative Static Analysis)，探究有关经济变量的数值在新旧均衡状态下的差异，得到技术错配与要素成本、生产效率的函数关系。

企业的生产函数沿用式 3 所假定的规模报酬不变的 C-D 型生产函数^①(省略地区下标 j)，企业的产出取决于：

$$q_i = A_i K_i^\alpha L_i^\alpha \quad (8)$$

要素投入同样假定只来源于资本和劳动：

$$TC_i = rK_i + \omega L_i \quad (9)$$

由于不同企业违背自身比较优势的程度不尽相同，所面临的要素成本加成 (Mark-up) 同样存在差异。结合图 2，我们定义相对技术偏离度 τ_i ，作为异质性企业个体偏离自身比较优势程度的代理：

$$\tau = \frac{|tci - tci^*|}{tci^*} \quad (10)$$

企业目标是获得最大化的利润：

$$\Pi_i = p_i q_i - (1 + \tau_i) TC_i \quad (11)$$

企业利润又可写作：

$$\Pi_i = q_i \left[p_i - \frac{(1 + \tau_i) L_i^\alpha}{A_i K_i^\alpha} \left(r \frac{K_i}{L_i} + \omega \right) \right] \quad (12)$$

在消费者效用函数为二次型的情况下 (Ottaviano *et al.*, 2002)

$$U = q_0 + \alpha \int_{i \in I} q_i \, di - \frac{1}{2} \eta \left(\int_{i \in I} q_i \, di \right)^2 - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in I} q_i^2 \, di \quad (13)$$

式中， q_0 是计价商品， q_i 表示计价商品，且 $i \in I$ ， $\gamma > 0$ 是 q_i 之间的差异化水平， $\eta > 0$ 表示 q_0 与 q_i 之间的替代弹性。在线性需求系统下，可根据效用最大化一阶条件 (First of Condition) 得到关于 q_i 的需求函数 (Melitz & Ottaviano, 2008)：

$$q_i = \frac{\alpha L}{\eta N + \gamma} - \frac{L}{\gamma} p_i + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \frac{L}{\gamma} p \quad (14)$$

^① 我们用 q 代替 Y 便于后续化简，含义相同，不再赘述。

式中， N 是企业数目， L 是消费者数量， $\bar{p} = \frac{1}{N} \int_{i \in I} p_i di$ 是所有厂商的平均价格。

由以上各式，企业的利润函数进一步化为：

$$\Pi_i = \left(\frac{\alpha L}{\eta N + \gamma} - \frac{L}{\gamma} p_i + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \frac{L}{\gamma} \bar{p} \right) \left[p_i - \frac{(1 + \tau_i) L_i^\alpha}{A_i K_i^\alpha} \left(r \frac{K_i}{L_i} + \omega \right) \right] \quad (15)$$

厂商的最优定价策略为：

$$p_i = \frac{L}{2} \left[\frac{\alpha L}{\eta N + \gamma} + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \bar{p} + \frac{(1 + \tau_i) L_i^\alpha}{A_i K_i^\alpha} \left(r \frac{K_i}{L_i} + \omega \right) \right] \quad (16)$$

假定整个行业均价不受单个厂商影响，同理得到企业最优产量：

$$q_i = \frac{L}{2\gamma} \left[\frac{\alpha \gamma}{\eta N + \gamma} + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \bar{p} - \frac{(1 + \tau_i) L_i^\alpha}{A_i K_i^\alpha} \left(r \frac{K_i}{L_i} + \omega \right) \right] \quad (17)$$

以及最优利润：

$$\Pi_i = \frac{L}{4\gamma} \left[\frac{\alpha \gamma}{\eta N + \gamma} + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \bar{p} - \frac{(1 + \tau_i) L_i^\alpha}{A_i K_i^\alpha} \left(r \frac{K_i}{L_i} + \omega \right) \right]^2 \quad (18)$$

当利润为 0 时，得到临界边际成本 MC^* ：

$$MC^* = \frac{\alpha \gamma}{\eta N + \gamma} + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \bar{p} \quad (19)$$

则利润函数可以简写为：

$$\Pi_i = \frac{L}{4\gamma} \left[MC_i^* - \frac{(1 + \tau_i) \theta_i}{A_i} \right]^2, \quad \frac{L_i^\alpha}{K_i^\alpha} \left(r \frac{K_i}{L_i} + \omega \right) = \theta_i \quad (19)$$

可见，只有企业的边际成本 MC_i 小于 MC_i^* 时，才能获得利润，反之必然退出市场。假设企业能够自由进入市场，生产效率 A_i 与要素价格 θ_i 服从定义在区间 $[\underline{A}, \bar{A}]$ 与 $[0, \bar{\theta}]$ 的联合概率分布 $f(A, \theta)$ 。在经济中，每个企业等概率地获得异质生产效率 A_i 与要素价格 θ_i ，并由此决定去留。注意到，企业生产的临界条件为利润大于 0，换言之，企业的生产率下界满足：

$$\underline{A} = \frac{(1 + \tau_i) \theta_i}{MC^*} \quad (20)$$

不失一般地，设定企业进入市场后的沉没成本为 c ，由经济均衡时，企业自由进出市场期望利润为 0 得到：

$$EX(\Pi_i) = \int_0^{\bar{\theta}} \int_A^{\bar{A}} \frac{L}{4\gamma} \left[MC_i^* - \frac{(1+\tau_i)\theta_i}{A_i} \right]^2 f(A_i, \theta_i) dA d\theta - c = 0 \quad (21)$$

由隐函数定理，得到技术错配程度、要素成本与生产效率三者的比较静态函数关系为：

$$\begin{cases} \frac{\partial MC_i^*}{\partial \tau_i} = -\frac{\frac{\partial EX(\Pi_i)}{\partial \tau_i}}{\frac{\partial EX(\Pi_i)}{\partial MC_i^*}} > 0 \\ \frac{\partial A_i}{\partial \tau_i} = -\frac{\frac{\partial EX(\Pi_i)}{\partial \tau_i}}{\frac{\partial EX(\Pi_i)}{\partial A_i}} < 0 \end{cases} \quad (22)$$

从式(22)中我们看到，企业违背自身比较优势是通过使用不当要素投入比例来影响以生产成本、效率为基础的选择机制，可进一步概括为：违背比较优势而缺乏自生能力的企业，由于选择不合适的技术、产品或是产业，导致其边际成本阈值提高、生产效率降低，进而难以获得社会可接受的正常利润水平，这种企业具有较大地退出市场的可能。综上所述，我们提出假说，违背比较优势的企业更容易退出市场，这是因为它们所面临的高要素成本、低生产效率导致。

四、中国制造业企业退出的特征事实

(一) 我国企业退出的特征、分布与动态演变趋势

在回归之前，本文首先分析了1998-2013年中国工业企业退出的特征、分布特征以及演变趋势。

表1 退出企业与存活企业的基本特征比较

	销售利润率	劳动生产率	生产效率	补贴率	资产负债率	融资成本
存活企业	0.0292 (0.0001)	3.8240 (0.0009)	5.1202 (0.0007)	0.0056 (0.0005)	0.5674 (0.0002)	0.0632 (0.0031)
退出企业	-0.0142 (0.0003)	3.4096 (0.0029)	4.6490 (0.0025)	0.0532 (0.0396)	0.6080 (0.0006)	0.1273 (0.0586)
差值	0.0434*** (0.0002)	0.4144*** (0.0027)	0.4712*** (0.0021)	-0.0476*** (0.0150)	-0.0406*** (0.0005)	-0.0641*** (0.0236)

注：各项指标计算方法如下：销售利润率=总利润/主营业务收入；劳动生产率=工业增加值/工人人数，取对数；此处的生产效率利用索罗余值法得出，

取对数；补贴率=补贴收入/主营业务收入；资产负债率=总负债/总资产；融资成本=净利息支出/总负债。***、**表示在 1%、5%的水平下显著。

表 1 从销售利润率、劳动生产率、生产效率、资产负债率、融资成本等方面比较了退出企业与存活企业的基本情况。可以看出在销售利润率等效率指标上，退出企业均弱于存活企业；而就融资成本^①等不良指标而言，退出企业均高于存活企业。

从经济总量指标上来看，我国工业企业年平均退出数量约为 3 万家，年平均退出率为 12.38%，数据波动性为 13.53；而企业的年均进入数量为 4.9 万家，年平均进入率为 19.65%（图 3）。在 928270 家企业中，仅有 15610 家企业在全部报告期内存活，占比 1.68%。图 4-A 和图 4-B 分别区分所有制类型和地区汇报了 1998-2012 中国工业企业退出情况的演进趋势。1998-2007 年的企业退出比例序列整体趋于平稳，而在 2008 年企业退出比例有较大的波动，这可能是因为 2008 年开展了首次全国经济普查，统计口径发生调整，导致部分规模以下的企业进入到了样本之中。2010 年出现了企业退出率上升的高峰，分析是因为全球金融危机的冲击惯性逐渐波及我国，使得对外贸易部门萎缩，再加上劳动力红利逐渐消失，沿海省份特别是华南、华东地区的企业大量倒闭。与其他所有制企业相比，自金融危机之后，国有企业退出的比例迅速上升，均高于其他类型企业，推测总量层面的数据波动基本由国有企业所引起，这在存活分析会展开进一步分析。就企业所在区域来看，东南沿海地区进入退出企业的数量远高于内陆地区，但比例基本持平^②。

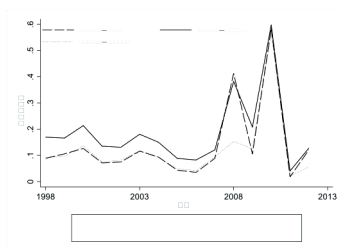


图 3 1998—2012 年不同加权方式计算的企业退出率

^① 一般而言，退出企业融资成本较高，可能是因为这样的企业的经营效率低，银行要承担较高的风险。

^② 限于篇幅，企业退出数量的描述性统计并未报告，可参见工作论文。



图 4-A 图 4-B

图 4 1998—2012 年分区域和所有制类型的企业退出比例（负债加权）

最后考察了不同行业企业退出的情况（附表 1）。从整体上看，食品加工、纺织制品等轻工业部门退出比例较高，能源供应、机械制造等重工业部门退出比例较低。总体来说，分行业企业的退出情况分散于行业数值的连续频谱之上，高退出率的行业往往位于行业频谱的左侧，低退出率的行业往往位于行业频谱的右侧。

（二）企业存活期的分布情况

企业的生存率是描述企业存活期的良好指标，生存分析（*Survival Analysis*）可以报告其每一年份的具体数值并绘制相应生存函数图像。基于 K-M 估计式，根据样本总体、东西部地区以及企业所有制的不同^①，我们对所有不含左删失^{②③}的样本进行的持续时间分布估计，并将描述性信息总结至表 2。

1. 基于全样本的估计。从图 5 中，我们看到中国工业企业的退出情况有如下三个特点：一是生存期较短，企业进入市场一年后，生存下来的只占到约 60%，约 40% 的企业“出师未捷身先死”，只有 25% 的企业寿命超过 5 年；二是企业的存活率函数呈现凸向原点的状态，随着寿命的延长变动幅度逐渐减小，第 5 年存活率较第 1 年减少 0.33，而第 10 年存活率较第 5 年仅减少 0.09。三是存在“门槛效应”，当企业寿命超过第 5 年，退出的概率就显著降低。

2. 基于地区分类的估计。从图 6-A 中，我们看到东中西部地区的企业生存率存在差异，当存活期小于 4 年，西部地区的企业拥有更高的存活率，其原因可能是我国长期采取支援西部地区的发展战略，使得当地企业在入不敷出的情况下仍能够通过财政补贴、银行贷款等方式维持生存。当存活期大于 4 年，意味着从长期来看，东部地区具有更高的存活率。东部地区特别是沿海省份存在较少的政府干预，较高的市场化程度，资源配置效率以及信贷配给能力，这有利于企业的长期发展。

^① 分析结果均进行了 *log-rank* 检验，得到了样本之间的存活率存在显著差异的结论。

^② 左侧删失是指无法获知比样本数据时间更早年份的企业存活信息；右侧删失指无法获得样本期之后年份的企业存活信息。

^③ 对于 1998 年之前进入的企业个体，其生存时长将结合企业开工日期与退出时点联合算出。

3.基于所有制分类的估计。图 6-B 中四种不同所有制生存曲线的变化趋势较为一致，但在取值有所差异，其中外资企业和港澳台企业存活率最高并且存活曲线几乎重合。外资企业往往在技术开发、市场竞争、管理模式等方面具备比较优势，加上跨国公司雄厚的资金背景，提高了企业寿命。国有企业的存活曲线最低，这在之前的图表中均有印证，在 1998-2013 年间，国有企业经历了“抓大放小^①”、“三年脱困”、股权分置改革以及行业重组几轮“大换血”，这使得大量国有企业由于非市场的原因退出，拉低了国企的存活率^②。

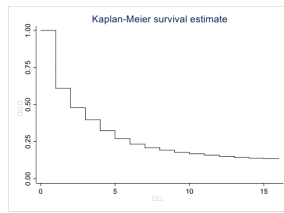


图 5 全部样本的生存函数

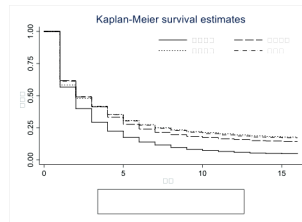
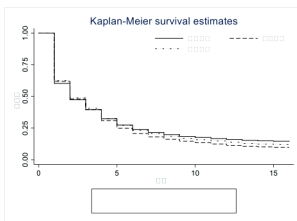


图 6-A 图 6-B

图 6 按地区和所有制分类样本的生存函数

表 2 企业存活期分布的描述性统计

样本	观测数	个体数	存活时间		生存率		
			平均数	中位数	1 年	5 年	10 年
样本总体	2930827	928269	3.1573	2	0.605	0.272	0.179
分地区							
东部地区	2064250	625723	4.8576	2	0.596	0.273	0.181

^①国有企业由于“抓大放小”的政策退出率高，同时国有企业的进入率也最低。由于我们研究的样本是从 1998 年开始，许多退出的国有企业应该在 1998 年以前就已经存在，对于 1998 年以前就已经存在的企业年限，我们采用生存分析方法中将企业的开工日期与考察期内的企业存活情况结合考虑。对 1998 年以前就存在的非国有企业同样进行处理。由于国有企业在改革前先天地承担了战略型政策负担以及养老、冗员等社会性政策负担，其进入和退出的考虑不同于在向市场转型以后才出现的非国有企业。

^②据中国统计局公开数据，中国工业国有企业的数量 2014（3450）仅占比 1997（98600）的 3.5%，2008（9682）到 2013（3957）也下降了 59.1%，因此描述性统计部分与事实并无太大差异。

中部地区	534484	192334	4.4263	2	0.618	0.253	0.146
西部地区	289662	93651	4.7271	2	0.621	0.274	0.174
分所有制							
国有企业	208530	91532	3.4354	2	0.565	0.181	0.09
私有企业	1587199	624103	4.8926	2	0.614	0.282	0.190
外资企业	223531	90668	5.2709	2	0.577	0.301	0.207
港澳台企业	206378	82347	5.2362	2	0.612	0.300	0.204

注：此处平均数与中位数的单位均为年。

五、计量模型、变量与数据

（一）计量模型的设定

生存分析方法 (*Survival Analysis Method*) 被广泛运用于研究个体存活概率与时间的关系，这为本文的实证部分提供了思路。我们将企业在市场上的存活时间定义为一个企业从某一年进入市场直到第 j 年退出市场所经历的连续时间，认为企业在第 j 年退出市场为发生了风险事件（死亡），而企业存留于市场视为未发生风险事件（存活）。如果令 T 保留企业存活的持续时间，取值为 $\delta_i = 1, 2, 3, \dots$ ， i 表示特定企业的持续时间段。值得注意的是，生存分析方法具备处理缺失数据 (*Censored Data*) 的功能，即企业 i 的存活时间 δ_i 可能是由于数据库的样本有限而导致的右侧删失 (*Right Censored*)。我们将企业的生存函数定义为：

$$S_i(\delta) = \text{Prob}(T_i > \delta) = \prod_{k=1}^{\delta} (1 - h_{ik}) \quad (23)$$

假设 h_{ik} 为风险函数，将其定义为在 $\delta - 1$ 期存活的企业，在 δ 期退市的概率，由条件概率公式可得：

$$h_i(\delta) = \text{Prob}(\delta - 1 < T_i \leq \delta | T_i > \delta - 1) = \frac{\text{Prob}(\delta - 1 < T_i \leq \delta)}{\text{Prob}(T_i > \delta - 1)} \quad (24)$$

利用 Kaplan-Meier (Kaplan&Meier, 1958) 乘积项对生存函数进行非参数估计：

$$S_i(\delta) = \prod_{k=1}^{\delta} \left(1 - \frac{d_k}{n_k} \right) \quad (25)$$

n_k 表示 k 时期处于风险状态的企业个数（存活）， d_k 表示 k 时期退出市场的企业个数（死亡）。参考 Jenkins (1995) 的做法，式 (25) 的对数似然函数可以被写为：

$$\log(L) = \sum_{i=1}^n c_i \log \left(\frac{h_{ik}}{1 - h_{ik}} \right) + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{\delta} \log(1 - h_{ik}) \quad (26)$$

式(25)更适用于连续型的方法，在研究企业退出时利用离散时间模型比连续时间更为合适，本文所用样本为年度数据，因此我们定义二值变量 $EXIT_{ik}$ 来反映企业 i 在第 k 年的存活情况。若不确定企业在第 δ 年是否中断 ($c_{i\delta} = 0$)， $EXIT_{i1} = EXIT_{i2} = \dots = EXIT_{i\delta} = 0$ ；若企业在第 δ 年退出 ($c_{i\delta} = 1$)，则 $EXIT_{i1} = EXIT_{i2} = \dots = EXIT_{i\delta-1} = 0$ ， $EXIT_{i\delta} = 1$ ，即有 $c_{i\delta} = \sum_{k=1}^{\delta} EXIT_{ik}$ 。式 (26) 可以进一步转化为：

$$\log(L) = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{\delta} [EXIT_{ik} \log(h_{ik}) + (1 - EXIT_{ik}) \log(1 - h_{ik})] \quad (27)$$

式(27)说明了企业 i 在第 k 年的风险率 h_{ik} 实质上即为 $EXIT_{ik} = 1$ 的概率，因此有 $0 \leq h_{ik} \leq 1$ 。由于风险率 h_{ik} 是离散模型，可令 $h_{ik} = F(\alpha + v_i + \beta X + \varepsilon_{ik})$ 。当 $F(\cdot)$ 取极值分布时，对应的是 $cloglog$ 模型，适用于存在“稀有事件偏差”（企业退出占到较少比例）的样本，所以本文假定风险函数 h_{ik} 服从互补双对数分布，并且允许个体异质性存在 (Gloeckler & Prentice, 1978)，与 Esteve-Pérez *et al.* (2013)，毛其淋和盛斌 (2013) 的做法类似，本文建立年度离散时间的 $cloglog$ 生存模型进行估计：

$$cloglog(1 - h_{it}) = \beta_0 + \beta_1 TCI_{it} + \beta_2 TCI_{it}^2 + Controls_{ijkt} \theta + \gamma_t + v_t + v_j + v_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (28)$$

其中 v_t 、 v_j 、 v_k 表示年份、行业、地区特定效应； ε_{ijkt} 为随机扰动项， γ_t 为随时间变化的基准风险率^①。另外，本文还讨论了根据面板数据所设定的年份、企业特定效应模型：

$$cloglog(1 - h_{it}) = \beta_0 + \beta_1 TCI_{it} + \beta_2 TCI_{it}^2 + Controls_{ijkt} \theta + \gamma_t + v_t + v_i + \varepsilon_{ijkt} \quad (29)$$

其中 v_t 、 v_{it} 分别表示年份、企业特定效应，其他与式 (28) 相同。

(二) 数据来源与处理

本文数据来源为 1998-2013 年中国工业企业数据库，其样本范围为全部国有工业企业以及非国有规模以上（年主营业务收入 500 万元以上）的工业企业，覆盖了中国经济行业的 6~46 大类，全国年销售总额的 89.5%，能够概括企业总体情况，降低估计的近似偏差，保证结论的客观性。由于工业企业数据库缺失 2004 年、2011 年和 2012 年的“工业增加值”数据，我们根据会计准则，依据“工业增加值=工业总产值-工业中间投入+增值税”对该年增加值进行

^① 限于篇幅本文的回归结果均未报告该变量系数，详见工作论文。

了估算；此外，根据我国所颁布的《国民经济行业分类（2002）》中新口径的变动，对 2003 年之前的数据进行调整。

考虑到原始数据库存在统计口径不一，样本匹配混乱，个别数值异常等问题，本文应用如下方法剔除或修正异常值：（1）剔除职工人数，或主营业务收入、总资产以及固定资产净值缺失的数据；（2）剔除职工人数不多于 8 人，或实收资本、主营业务收入、总资产以及固定资产净值小于 0 的数据；（3）剔除流动资产大于总资产的数据；（4）剔除利润率大于 99% 的数据；（5）剔除累计折旧小于当期折旧的数据；（6）剔除开工年份在 1949 年以前与 2014 年以后的数据。此外，由于 2008-2010 年数据异常，本文在计算出各年的企业退出情况后，将这三年的数据剔除，而我们缺少 2014 年的数据，因此无法得知 2013 年的企业退出情况，故该年数据也进行剔除。综上所述，我们实际使用 1998-2007 和 2011-2012 累计 12 年的数据，共计约 260 万个观测值。

（三）变量的具体说明及基准回归设定

模型的被解释变量为企业退出与否的虚拟变量，用 $EXIT$ 表示。如果企业 i 在第 $\delta-1$ 期存活，而在 δ 期不存在，则标记企业 i 在第 δ 期退出市场，反之则被标记为存活企业。此外，对于存活期跳跃性的企业，视为不同的退出行为。

本文的核心解释变量为某企业的要素配置偏离自身比较优势的程度，参考 Lin&Liu (2004) 的做法，将其定义为技术选择系数（Technology Choice Index, TCI）：

$$TCI_{it} = \frac{AVM_{it} / LM_{it}}{GDP_{it} / L_{it}} \quad (30)$$

AVM_{it} 是企业 i 在第 t 年的工业增加值； LM_{it} 是企业 i 在第 t 年的就业人数； GDP_{it} 是第 t 年企业 i 所在地区的国内生产总值； L_{it} 是第 t 年企业 i 所在地区的总就业人数。 TCI_{it} 的分子表示第 t 年企业 i 的劳均增加值；分母表示第 t 年企业 i 所在地区的劳均 GDP 。二者之比表示企业 i 在第 t 年的技术选择系数。

当一个企业进入具有比较优势的产业并且做出符合自身要素禀赋的选择时，作为最低成本的结果，该企业将是具有自生能力的，拥有较大剩余以及生存活力，此时企业更容易存活。理论上 $EXIT$ 将与 TCI 形成 U 型曲线，即 $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ ，也就是说，偏离 U 型曲线最低点的大小可以作为衡量企业违背比较优势的程度，违背程度越明显，企业退出的概率就越大，并且概率随着违背程度呈现出非线性增加的趋势， β_1 和 β_2 的估计系数描述了这种程度。

控制变量 $Controls_{ijk}$ 包含可能影响企业退出的企业层面变量、代表周期景气的行业层面变量和反应不同地域间差异的省份变量。企业层面的控制变量包括企业总资产的对数值 ($SIZE$)、成立年限的一次项和二次项 (AGE , AGE^2)、企业利润总额与主营业务收入的比值 (ROS)、企业总负债与企业资产总额的比值 (ROD)、行业总固定资产与职工人数的比值 ($KINT$) 用以剔除企业规模, 企业生命周期, 企业盈利能力, 企业负债程度以及单位销售额所需资金对企业退出的影响。行业层面控制变量为行业销售额增长率, 用 t 期某行业的销售额相对上一期的增加幅度来表示。省份层面控制变量包括非农人口占总人口比例、人均 GDP (对数)、第一, 二产业所占比重、平均受教育年限、交通便利程度、金融增加值/ GDP 、外商直接投资/ GDP 、贸易总额/ GDP 、财政支出/ GDP 、财政赤字率、国有, 外资工业企业数量占本地区数量的比例、国有工业企业资产占本地区总资产的比重以及市场化指数, 用以分离各省的城市化水平、经济发展水平、产业结构、人力资本程度、交通便利程度、金融发展程度、外商投资利用度、贸易开放度、政府财政情况、国有企业份额以及市场经济发展程度对企业退出的影响。附表 2 是各变量的描述性统计。

在基准回归中, 本文采用了控制行业、省份、年份固定效应和企业、年份特定效应两种设定。另外, 我们依据东西部地区、行业规模报酬情况、企业所有制等条件对样本进行划分并回归, 探讨了不同子样本中群体的技术选择对企业退出情况的异质性影响。针对内生性问题, 我们除了通过在回归中纳入各层面控制变量尽量减弱遗漏变量或反向因果问题以外, 也利用多种工具变量检验了内生性问题, 最后针对技术选择影响企业退出的作用机制也进行了更为深入的探讨。

六、实证回归结果

(一) 基准回归结果

通过对式(27)和式(28)的估计, 可以得到基于全样本数据的基准回归结果, 表 3 中的估计系数已经转化为平均边际概率效应 (Average Marginal Effect, AME) 的形式, 表明当解释变量每增加 1 单位时, 被解释变量取值为 1 的概率变化多少单位。其中, 表 3 中第 (1) 列和第 (2) 列均控制了行业, 省份, 年份固定效应, 第 (3) 列和第 (4) 列控制了年份固定效应和企业异质性, 与黎日荣 (2016) 的处理方式类似, 考虑到样本中含有非时变变量, 因此利用随机效应处理企业异质性。第 (1) 列和第 (3) 列仅控制了企业层面上的因素, 第 (2) 列和第 (4) 列在其基础上加入了区域和行业的各项控制变量, 以避免遗漏变量所导致的偏差。根据表 3 中第 (1) 列的回归结果, TCI 和 TCI^2 的回归系数都在 1% 的水平上显著, 并且 TCI^2 的

符号为正，这说明 TCI 与企业退出的概率之间呈现 U 型关系。换言之，违背比较优势的企业更容易退出市场，遵循比较优势发展的企业有更大的生存概率。第（4）列的最优技术选择系数 $TCI=2.876$ 。这表明从长期来看，企业在进行自身资源的最优配置时，应进行资本劳动比约为当地人均 $GDP2.9$ 倍的技术选择。在控制省份，年份，行业固定效应不变的情况下，从最优技术选择点 TCI 向上或者向下偏离 1 个单位时，第（1）列中企业退出的概率大约上升了 4.19%，在偏离 2 个单位的情况下，该概率提高了 9.05%。第（2）列、第（3）列和第（4）列在加入控制变量以及改变特定效应对象后，各回归系数依然在 1% 的水平上显著，最优技术选择系数分别为 2.879、2.576 和 2.514，和第（1）列中的位置相仿，这说明我们的回归结果具有一般性：符合比较优势的企业更易在市场中存活，违背比较优势的企业被淘汰的可能性更高。

控制变量的系数有益于我们更进一步地了解影响企业退出的因素，我们可以根据回归结果得到以下结论。

1. 企业规模与企业退出概率正向关联。

回归结果中企业规模 ($SIZE$) 的回归系数显著为负，意味着资产规模越大的企业具有较小的退市风险，并且每增加 1 单位将引起企业退出下降 4.5%。但是通过对不同所有制企业的估计比较，发现国有企业的回归系数明显大于非国有企业，原因是国有企业的平均规模要大于非国有企业，并且前者还承担了因提供就业所背负的社会性政策负担以及在传统的发展战略的指导思想下所背负的战略性政策负担，这导致国企规模越大就越容易成为当地保护主义的对象。具体而言，在考察期内，一方面地方政府多以效益指标评价“政绩”，只要企业存活，“政绩”总归不会太差。此外，在当地就业得到保障的同时，还能保障在申请优惠政策和资金支持的竞争中具有优势。另一方面，对于银行而言，只要国有企业不退出，回收贷款就有希望，甚至能够得到特殊政策而“回光返照”，避免产生呆账，坏账，结果是国有企业的退出障碍比非国有企业强得多。总之，国有企业规模越大，政府银行对它就越加重视，从而大大降低了退出市场的概率。

2. 企业年龄与企业退出概率呈倒 U 型关系。

企业年龄的一次项 AGE 为正，二次项 AGE^2 为负，该结果在所有回归中均显著，也就是说，企业的死亡率随着进入时间的延申，呈现出先升后降的趋势，这一结论符合我们的直觉，并且与 Das (1995)、Audretsch & Mahmood (1994b) 和 Hughes (1994) 的发现一致。此外，还发现 $EXIT(AGE, AGE^2)$ 的函数图像呈现出右偏特征，这类似于 Jovanovic(1982) 利用“学习理论”所得出的预测，小公司的成长速度更快，但比大公司更容易倒闭；以及 YASUDA(2005) 将企业视为有机生命体，认为随着年龄的增长会逐渐老化，其成长速度会先上升后缓慢下降。

更具体的，由表 3 中第（3）列和第（4）列所得出的各企业具有最大退出概率的平均生存年龄为 3.339 年，该点对应的最大退出概率平均为 8.367%，这与国家工商总局《全国内资企业生存时间分析报告》^①中的统计数据，“企业的平均死亡率第 3 年最高，为 9.5%”高度相似。这也从侧面印证了我们使用的数据库能够代表该时期中国工业企业的总体情况。关于该现象有如下解释，一方面，从市场的角度来看，新企业由于市场进入壁垒的先行筛选，期初死亡率会急剧上升，而存活下来的企业往往具有更高的活力，这体现在能够更加灵活地调配生产要素，引进先进的绩效管理模式的，拥有低龄化且较高劳动率的员工等方面。新企业还可以根据贝叶斯学习过程，通过观察老企业的决策效果情况，减少自身面临的不确定性，制定出符合比较优势的经营策略，从而逐渐获得自生能力。“后来者优势”使得企业在经营后期死亡率会逐步下降。另一方面，从政府的角度来看，新企业往往可获得更多的税收减免，但伴随着年龄的增长税收负担将逐渐增加，企业退出的概率也在逐渐加大（张维迎等，2003）。经统计，税收减免期限的均值为 3 年且依行业而有所区别。

3. 利润率越高，企业存活率越高

从回归结果中，我们看到当利润率（*ROS*）提高 1 单位时，企业存活率将提高 19.7%，显著高于其他变量。企业作为以盈利为目的的经济实体，通过组合各种生产要素，向市场提供商品或服务，实现参与者的收益最大化是其存在的目的。利润率直接衡量了企业的经营绩效，反映出企业是否“健康”。因此，利润率高的企业由于较好生产经营情况，具有更大的存活概率。

4. 负债率越高，企业存活率越低

与第（3）列中的结论相对，由于退出企业的经营效率低，导致其融资成本较高，银行也要承担较高的风险。如此，由于高负债率（*ROD*）增大了财务风险，具有现金流不足与资金链断裂的隐患，并可能进一步加剧融资成本，并且银行也要承担较高的风险。因此，高负债率能够反映出企业是否“患病”，负债率低的企业具有更小的存活概率，表 3 中的结果强有力的证明了这一观点。

5. 资本密集度越高，企业存活率越低

作为体现生产过程特征的控制变量，当资本密集度（*KINT*）提高 1 单位时，企业的退出率将平均提高 1.36%。资本密集度越高，资本成本越大，在创造更高劳动生产率的同时，也具备更大的风险，这将影响企业的存活。

表 3 比较优势与企业退出：基准回归结果

^① 国家工商总局企业注册局、信息中心.《全国内资企业生存时间分析报告》，2013 年 6 月。

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TCI</i>	-0.019266*** (0.0027661)	-0.0189857*** (0.0029009)	-0.0166839*** (0.0006173)	-0.0150274*** (0.0006452)
<i>TCI²</i>	0.0033499*** (0.0003509)	0.0032977*** (0.0003594)	0.0032385*** (0.0000979)	0.0029892*** (0.0001013)
<i>SIZE</i>	-0.0443302*** (0.0018309)	-0.0445306*** (0.0017626)	-0.0465389*** (0.0002291)	-0.0469316*** (0.0002291)
<i>AGE</i>	0.0181438*** (0.0042551)	0.0179831*** (0.0040223)	0.0245238*** (0.0009383)	0.0256321*** (0.0009459)
<i>AGE²</i>	-0.0029062*** (0.0008902)	-0.0028375*** (0.0008361)	-0.0034575*** (0.0002181)	-0.0040921*** (0.0002213)
<i>ROS</i>	-0.1867074*** (0.0137634)	-0.1887004*** (0.0136867)	-0.2120492*** (0.0016162)	-0.2039915*** (0.0016258)
<i>ROD</i>	0.0218272*** (0.0033533)	0.021988*** (0.0033572)	0.0255985*** (0.0007758)	0.026684*** (0.0007733)
<i>KINT</i>	0.0138572*** (0.0011729)	0.01382*** (0.0011684)	0.0134837*** (0.0002092)	0.0132228*** (0.0002088)
其他控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	否	否
行业固定效应	是	是	否	否
企业特定效应	否	否	是	是
似然值	-914943.96	-910964.3	-921562.82	-914278.57
观测值数	2,620,909	2,611,055	2,620,909	2,611,055

注：①圆括号内的数值为以省份聚类的稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上具有显著性。②由于数据中包含非时变变量，因此第(3)列和第(4)列采用随机效应来处理企业个体异质性。③各变量前的系数为其对应的mfx边际概率结果。

(二) 稳健性检验

在企业层面的基准回归结果表明，违背比较优势的企业具有较大退出市场的概率。如果将微观经济主体加总至城市-行业层面和省份-城市层面，理想情况下的结论应为：对于违背比较优势发展的行业和城市，企业的退出比例会更高。因此，我们接下来在行业和城市层面对该假说进行检验，估计方程如下：

$$RE_{ict} = \alpha + \beta_0 TCI_{ict} + \beta_1 TCI_{ict}^2 + \delta X_{ict} + \delta_c + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (31)$$

式中， RE_{ict} 表示 t 年度城市(省份) c 在 i 行业(城市)的企业退出比例^①， X_{ict} 包含了反映不同行业间及地区间差异的省份层面控制变量， δ_c 和 θ_i 分别表示城市(省份)和行业(城市)的固定效应，其他变量定义不变。表4中报告了该回归结果。一阶 TCI 的系数显著为负，二阶 TCI 的系数显著为正，说明按照遵循比较优势发展的行业或者城市，企业退出的比例较

^①为验证结论的稳健性，我们计算了以企业数量、负债和企业职工人数作为权重所得到的地区退出率，限于篇幅，只报告了用以负债加权所得的退出率为被解释变量的回归结果。

低。平均而言,偏离最优技术选择指数一个标准差,城市行业内部的企业退出比例将提高4%,省份城市内部的企业退出比例将提高3%(根据标准化的模型得到,此处因篇幅有限略去此部分),这与企业层面上的结果非常类似。宏观加总层面和微观企业层面的实证分析互相印证,这证明了违背比较优势确实是企业退出的重要原因。

上文使用离散时间的 $cloglog$ 生存模型(企业风险率 h_{ik} 服从互补双对数分布)进行计量分析,为了减少模型设定对回归结果的影响,我们再使用 $logit$ 模型(h_{ik} 服从逻辑斯蒂分布)和 $probit$ 模型(h_{ik} 服从标准正态分布),并就考虑个体的特定效应和不考虑个体的特定效应重做所有的检验,基本结论都非常稳健,具体结果限于篇幅不再详细列出。

表4 比较优势与企业退出：城市行业层面和省份城市层面的稳健性检验

被解释变量	城市行业企业退出比例			省份城市企业退出比例		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TCI	-0.0290717*** (0.0018114)	-0.025371*** (0.0018045)	-0.0388571*** (0.0065874)	-0.0792357*** (0.0134671)	-0.0408735*** (0.0130364)	-0.0548179*** (0.0206509)
TCI^2	0.0040959*** (0.0003576)	0.0034668*** (0.0003555)	0.0112728*** (0.0011956)	0.0284047*** (0.0050971)	0.0151696*** (0.0049156)	0.0197686** (0.0078161)
其他控制变量	否	是	是	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体特定效应	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.0486	0.0620	0.0153	0.2064	0.2676	0.1353
观测值数	110,865	109,284	108,650	4,243	4,171	4,113

注：圆括号内的数值为异方差稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上具有显著性。模型(2)和(4)控制了表3中行业层面和省份层面的控制变量。模型(3)和(6)的被解释变量是以企业负债作为权重计算得到的地区退出率。

(三) 异质性分析

上文证明了违背比较优势的企业更容易退出市场,并且违背比较优势的区域具有更高的企业退出比例,但前面的回归均以全部整体为样本,忽视了企业的异质性,即不同类型的企业具有不同的生产地位,考虑到比较优势对不同类型企业的作用可能存在全然不同的情况。因此,我们以基准回归模型为基础,从东西部地区^①、行业规模报酬情况^②、企业所有制三个方面进行了异质性分析。回归结果如表5。

首先,分地区来看,核心解释变量和企业层面的控制变量的符号都符合预期, TCI 在1%的水平上显著为正,这说明 TCI 与企业退出的概率之间呈现U型关系,即遵循比较优势发展

① 东部地区包括辽宁、山东、河北、福建、浙江、江苏、上海、广东、海南、天津、北京11个省市;中部地区包括吉林、黑龙江、江西、河南、湖北、湖南、安徽、山西8个省市;西部地区包括四川、重庆、陕西、甘肃、内蒙古、宁夏、云南、广西、贵州、青海、新疆11个省市。西藏不列入考察范围。

② 利用索罗模型估计出资本和劳动力投入的贡献份额,并参考Yang&He(2014)的做法,若系数之和介于0.9-1.0之间则标记为规模报酬不变,向上向下偏离分别标记为递增和递减。

的企业具有较低的退市概率，而反之违背比较优势发展的企业更容易退出市场。各地区在具体数值上存在明显差异，反应了我国区域间要素禀赋结构不尽相同，根据表 5 中第（1）列、第（2）列和第（3）列的结果，东，中，西部的最优技术选择系数分别是 2.656、5.849 和 3.655，即如果当地企业按照该最优比例进行技术选择，这也就是说，当企业的资本劳动比为当地人均收入的 2.656、5.849 和 3.655 倍时，能够更容易发挥比较优势，具有自生能力以及最小的退市概率。当要素禀赋偏离最优 TCI 一个单位时，东中西部地区企业退出的概率分别提高 3.72%、8.40% 和 6.56%，其中东部地区 $EXIT$ 关于 TCI 的 U 型曲线最为平缓，比较优势的单位偏离对企业退出行为所造成的影响不如中西部大。这与申广军（2016）、李力行和申广军（2015）以及谭语嫣等（2017）的发现类似，经济发达的地区，市场一体化程度越高，与海外的联系就愈紧密，从而生产要素能够更加自由的流动，所受到比较优势的限制程度将会大幅降低。此外，由于大部分东部省份处于工业化后期，特别是北京、上海等省市已经步入后工业化阶段，产业结构优化带动工业部门趋向于资本密集度高，技术创新性强的发展模式，在人均 GDP 收入构成中，有相当比例是资本的贡献，导致了最优 TCI 较小，这在 $KINT$ 变量的回归结果上可以得到印证。西部地区发挥比较优势所需的 TCI 在所有地区中位于中间，且小于相对发达的中部地区。推测这是因为在 1998-2013 年期间，政府推行了一系列政策导向和投资策略如“西部大开发”战略，使得西部地区无需借助市场经济环境，便能实现资本存量的提高，在某种程度上放大了资本对西部经济增长的贡献力水平，因此缩小了最优技术选择系数的大小。在考察期间，中部地区的制造业发展技术进步非常明显，该地区较高的 TCI 体现了政府鼓励发展制造业的意愿与力度较为强烈，中部地区产业政策向制造业发展倾斜力度较大，这在一定程度上推动了中部地区制造业的发展，工业产值占国民经济的比重不断攀升，但仍存在要素组合扭曲、生产粗放等导致生产效率低下的问题。

其次，从规模报酬情况来看，根据第（4）列、第（5）列和第（6）列的结果显示，规模报酬递增、不变、递减行业的最优技术选择系数分别为 3.618、2.639 和 3.439，这意味着处于规模报酬递增行业的企业若要维持该状态，其资本劳动比应为当地人均收入的 3.618，规模报酬递增行业的最优 TCI 大于规模报酬不变和规模报酬递减的行业，这符合我们的直觉：相较于丰裕的劳动力要素，资本要素在早期中国极度稀缺，资本的边际生产率远高于劳动要素，理性的厂商将选择加大资本投资挖掘“比较优势”，这导致中国工业行业的技术进步大体上是偏向资本的（戴天仕、徐现祥，2010；潘文卿、吴天颖，2018；杨振兵等，2015），并且这一特定历史背景下形成的生产方式，由于长期积累难以转变，厂商的要素结构与要素选择存在惯性特征。而技术进步是企业生产率提高形成规模报酬递增现象的主要动力，规模报酬递增的工业行业往往选择更高的技术选择系数不断进行资本深化（李玉红等，2008）。当三种规模

报酬情况下,企业的技术选择偏离最优 TCI 一个单位时,企业退出的概率将会分别上升 5.26%、4.16%和 4.87%。这是因为处于规模报酬递增行业的企业往往处于市场化程度高的地区,企业清算程序健全,政府干预程度较低,当企业因违背比较优势发展而不具备自生能力时,能够及时从衰退产业中退出。规模报酬不变行业的企业居中,规模报酬递减行业的企业由于采取违背比较优势的发展战略而缺乏自生能力,更使得其难以做大做强,因此拥有较大的退出概率。

最后,我们按照企业所有制类型将样本分为四类:国有企业,私营企业,外资企业和港澳台企业,对于不同所有制的企业,违背要素禀赋结构所决定的比较优势导致其不缺乏自生能力,但具体程度在组间存在很大差异。根据第(7)列、第(8)列、第(9)列和第(10)列的结果,四类企业的最优技术选择系数分别为 3.395、2.620、1.542 和 2.278,国有企业的最优 TCI 明显高于其他类型的企业,这是因为一方面新中国成立后始终将重工业发展放在首位,决策者将国企视为推行重工业优先发展战略的唯一选择,这在给经济发展创造远期红利的同时,国企承担了违背比较优势的沉重负担。另一方面,改革开放后,相较于其他类制企业,国企更容易取得资本上的政策补贴,会选择资本偏向型生产模式。港澳台和外资企业的 TCI 依次较低,分析认为,原因主要有以下两点:一是大多数跨国公司特别是工业企业选择进入中国市场的目的是为了获取低成本劳动力,所以尽管它们在大陆开设的企业虽然在特定产业中具有较高的装备水平,但仍较多地集中于劳动密集型的低端产业,因此稀释了外资企业所处集团公司的最优选择指数。二是因为我国实施了出口导向利用外资的发展战略,这使得外资企业被迫选择以产品生命周期的国际分工确定在中国的分布,而这些产品也处于老龄化的阶段,市场扩张潜力有限,外企更多地采取小型装备和劳动密集型的生产模式。进一步对比外企和港澳台企业,就母国的地理特征而言,尽管港澳台毗邻拥有丰裕的低成本劳动力的东南亚地区,但在 2010 年前后沿海地区爆发农工荒前后,特别是长三角地区劳动力成本已高于珠三角地区,港澳台对该地区的投资不减反增,表明了港澳台企业的投资目的并非完全是出于偏好低廉劳动力。事实上,族裔联系对港澳台企业投资的区位选择有着特殊影响(Kerr, 2008),这使得当面临我国沿海省份经济相对完善的资本密集型产业体系时,港澳台企业的技术选择也不得不进行跟进和匹配。这体现在相较于均匀分布的外企和港澳台企业较高的 TCI 上。当企业的技术选择做出偏离最优 TCI 一个单位的决策时,四类企业的退出概率分别上升 11.81%、2.87%、0.86%和 2.73%,这符合我们的预期。改革开放后,严重违背比较优势而缺乏自生能力的国企被迫试图融入市场经济中,可是适应了“圈养”再进行“放养”,结果就是在自然法则下优胜劣汰。特别是中国 2001 年加入 WTO 后,政府对企业做出的补贴在某种程度上得到了规范,国有企业管理不当、效率低下、发展缓慢的弊端得到了进一步的暴露,这

加速了国企的退出速度。外资企业的 U 型曲线较为平缓，考虑是因为其背后往往资本比较雄厚，融资渠道广泛的集团公司，较少受到子公司技术选择的限制。

总结以上结果，我们得出结论，违背比较优势的企业更容易退出市场，这一实证结果与理论预测完全一致，且对绝大多数异质性群体仍然成立。

表 5 比较优势与企业退出：异质性分析

	按地区分类			按行业规模报酬情况分类			按照企业所有制分类			
	东部	中部	西部	递增	不变	递减	国有	私营	外资	港澳台
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>TCI</i>	-0.0170*** (0.0048)	-0.0281*** (0.0091)	-0.0307*** (0.0043)	-0.0246*** (0.0053)	-0.0190*** (0.0035)	-0.0227*** (0.0045)	-0.0550*** (0.0041)	-0.0131*** (0.0028)	-0.0037 (0.0028)	-0.0123** (0.0051)
<i>TCI²</i>	0.0032*** (0.0006)	0.0044*** (0.0011)	0.0042*** (0.0006)	0.0034*** (0.0006)	0.0036*** (0.0005)	0.0033*** (0.0005)	0.0081*** (0.0469)	0.0025*** (0.0004)	0.0012*** (0.0003)	0.0027*** (0.0005)
<i>SIZE</i>	-0.0454*** (0.0022)	-0.0431*** (0.0023)	-0.0464*** (0.0024)	-0.0421*** (0.0018)	-0.0444*** (0.0022)	-0.0459*** (0.0020)	-0.0521*** (0.0009)	-0.0446*** (0.0033)	-0.0419*** (0.0020)	-0.0511*** (0.0018)
<i>AGE</i>	0.0208*** (0.0049)	0.0132 (0.0090)	0.0214*** (0.0055)	0.0233*** (0.0054)	0.0168*** (0.0040)	0.0183*** (0.0063)	0.0117*** (0.0038)	0.0176*** (0.0047)	0.0107 (0.0073)	0.0109*** (0.0039)
<i>AGE²</i>	-0.0034*** (0.0011)	-0.0014 (0.0016)	-0.0040*** (0.0013)	-0.0053*** (0.0013)	-0.0024*** (0.0009)	-0.0030** (0.0012)	-0.0044*** (0.0008)	-0.0041*** (0.0012)	0.0006 (0.0015)	0.0019* (0.0011)
<i>ROS</i>	-0.2105*** (0.0184)	-0.1669*** (0.0149)	-0.1603*** (0.0095)	-0.1392*** (0.0080)	-0.1976*** (0.0156)	-0.1862*** (0.0131)	-0.1917*** (0.0078)	-0.2095*** (0.0230)	-0.1703*** (0.0143)	-0.2092*** (0.0080)
<i>ROD</i>	0.0154*** (0.0044)	0.0333*** (0.0052)	0.0289*** (0.0047)	0.0250*** (0.0035)	0.0181*** (0.0044)	0.0271*** (0.0030)	0.0388*** (0.0037)	0.0076** (0.0034)	0.0171*** (0.0032)	0.0103*** (0.0032)
<i>KINT</i>	0.0127*** (0.0017)	0.0161*** (0.0019)	0.0210*** (0.0012)	0.0173*** (0.0023)	0.0119*** (0.0013)	0.0184*** (0.0015)	0.0196*** (0.0017)	0.0130*** (0.0013)	0.0107*** (0.0016)	0.0150*** (0.0026)
<i>Obs.</i>	1,851,478	493,254	276,177	225,565	1,810,566	696,060	288,785	1,255,106	175,055	179,664
<i>LPL</i>	-620366.14	-188859.06	-102750.05	-40197.964	-628130.74	-244426.8	-123088.33	-410677.71	-45793.518	-52976.032

注：圆括号内的数值是以省份聚类的稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上具有显著性。以上回归均控制了省份控制变量和固定效应，限于篇幅未予报告。其中 *LPL* 是 *log pseudo likelihood* 的缩写。各变量前的系数为其对应的 *mfx* 边际概率结果。

(四) 工具变量回归

模型遗漏变量和双向互为因果关系是引起内生性的重要原因，为避免估计结果的有偏性，针对于前者，本文尽可能地参考已有文献，通过设定较为全面的控制变量集合以及合理的多层面特定效应从而降低由遗漏变量所造成的内生性偏误。而针对于后者，可能的涉及因素为

个体层面上企业退出与比较优势偏离之间的双向因果关系，和加总层面上企业退出率与比较优势发展战略的双向因果关系。对于微观回归而言，由于被解释变量为企业退出，该虚拟变量表明一种存活与否的状态，企业在某一时期退出市场的行为不会影响下一期的技术选择（下一期市场已经不存在该企业），而企业在某一时期存活市场的状态在数值上的体现始终为 0，恒定的等式左值并不会影响到等式右值。对于宏观回归而言，地区的企业退出率可能是地区调整发展战略的原因，其中比较合理的反向因果关系可以是如果某地区的企业退出情况不尽人意，当地政府很有可能通过制定相应的产业政策来改变原有的技术选择，即采取不同的比较优势发展战略，来应对当前差强人意的企业更替状况。

对可能存在的内生性问题，通常做法是寻找工具变量。但本文寻找合适的工具变量非常困难，因为涉及到技术选择和发展战略以及其他多个变量的衡量。作为一个替代方法，我们在方程中使用由要素价格比计算的技术选择系数^①来控制可能存在的双向因果关系。

基于以上分析，此部分选取城市-行业层面的数据进行工具变量回归，并计算以企业数量、负债和企业职工人数分别作权所得到的宏观退出率，以增加结论的稳健性。报告结果如表 6 所示。Hausman 检验表明解释变量的内生性显著存在，因此有必要选取工具变量进一步回归。第一阶段回归中，工具变量前的系数和 F 值皆显著，本文限于篇幅并未报告，详情见于工作论文附录（下同）。在第二阶段中，无论是否添加控制变量，核心解释变量的符号和经济学含义都显著符合预期。

除此以外，我们还进行了识别不足检验，弱工具变量以及过度识别检验，验证了工具变量选择的合理性。使用 LIML 和 GMM 方法的结果限于篇幅未列于表，以上检验结果仍和前面的发现一致。综上，考虑内生性后本文的假说依然成立。

表 6 比较优势与企业退出：工具变量检验

加权方式	企业数量加权		企业负债加权		企业职工人数加权	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TCI</i>	-1.838469 ^{***} (0.5470023)	-1.825576 ^{***} (0.5310467)	-1.859486 ^{***} (0.529763)	-1.865199 ^{***} (0.5307569)	-1.892815 ^{***} (0.5421393)	-1.865914 ^{***} (0.5313547)
<i>TCI</i>	0.3149763 ^{***} (0.0926281)	0.3124541 ^{***} (0.0898624)	0.3200624 ^{***} (0.0896279)	0.320396 ^{***} (0.0897113)	0.3255185 ^{***} (0.0918243)	0.3207304 ^{***} (0.089919)
其他控制变量	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
残差平方根	0.66347	0.61021	0.62871	0.63107	0.63176	0.62409
豪斯曼统计量	51.47 ^{***}	44.57 ^{***}	44.94 ^{***}	37.85 ^{***}	56.22 ^{***}	48.56 ^{***}
观测值数	110,909	108,783	110,728	108,646	110,909	108,783

^① 由要素价格比计算的技术选择系数=地区要素价格比/地区技术底蕴，要素价格比作为市场信号，将直接影响企业的技术选择。

（五）中介效应检验

本节的以上部分证实了违背比较优势的企业更容易退出市场，那么探索该过程的传递因素将有助于加深我们对比较优势的影响机制的理解。本文第三部分的理论分析认为，企业采取与当地要素禀赋结构相符合的比较优势发展模式，生产时所支付的要素成本在同行业中将处于最低的水平，最大可能的提升生产效率，从而最大化企业所获得的利润，企业的退出风险概率降至最低，反之，企业的退出风险将升至最高。在此，我们引入要素成本和生产效率的中介效应，并利用省份行业层面的数据来实证这一假说。由于估计中介效应的模型只允许设定的解释变量个数为 1，因此，我们定义相对技术偏离度 (*rel_dev*):

首先，在省份层面上，利用式(31)估计 β_0 和 β_1 ：

$$RE_{ict} = \alpha + \beta_0 TCI_{ict} + \beta_1 TCI_{ict}^2 + \delta X_{ct} + \delta_c + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (32)$$

式中， RE_{ict} 表示 t 年度省份 c 中行业 i 的企业退出比例， X_{ct} 包含了反映不同行业间及地区间差异的省份层面控制变量， δ_c 、 μ_t 表示省份，年份的固定效应，已控制其他变量。由式(33)求出驻点的横坐标：

$$Stag.Point_{ict} = -\frac{\beta_{0ict}}{2\beta_{1ict}} \quad (33)$$

我们用相对技术偏离度 *rel_dev* 表征一个地区的某行业违背由要素禀赋结构所决定的比较优势程度，该表达式为 t 年度省份 c 中行业 i 对最优点离差的偏离度：

$$rel_dev = \frac{|TCI_{ict} - Stag.Point_{ict}|}{|Stag.Point_{ict}|} \quad (34)$$

此处不再赘述检验原理，简言之，系数乘法通过判断 ab 与 0 的显著性，因果步骤法通过判断 $c-c'$ 与 0 的显著性来检验中介效应，但后者存在诸多缺陷 (Preacher & Hayes, 2008)，因此我们用系数乘法中的 Bootstrap 法和 Sobel 法进行分析，用因果步骤法等方法进行稳健性检验^①。

^① 限于篇幅，此部分报告未显示，详情见于工作论文附录。

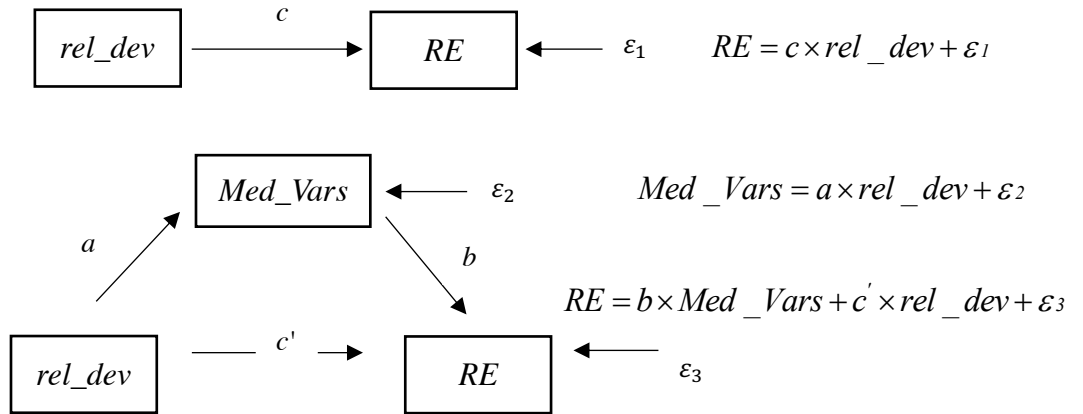


图 7 中介效应机制图

1.关于要素成本渠道的探讨

首先是对要素成本中介效应的探讨，结合我们在第三部分理论分析，我们利用公式 5 求得生产时所支付的要素成本，以及将要素成本与主营业务收入相除，获得中介变量要素成本 (*fac_cost*) 和成本产出比 (*fac_costratio*)，其中，用固定资产净值和五年平均的长期基准贷款利率分别表征资本投入和租金。表 7 报告了中介效应的回归结果，其中第 (1) 列是将地区企业退出率作为被解释变量，相对技术偏离度作为解释变量进行回归，发现二者关系显著为负，这表明我们所构造的指标是企业违背自身比较优势偏离程度的好的代理变量。第 (2) 列和第 (3) 列、第 (4) 列和第 (5) 列分别利用 Bootstrap 法、Sobel 法对不同中介变量进行检验，结果发现间接效应系数显著并且置信区间中不包括 0，这说明有中介效应的存在 (Preacher *et al.*, 2007; MacKinnon *et al.*, 2002)。根据估计系数的符号可以得出，违背比较优势从成本渠道间接提高企业退出的概率，这符合我们的预期。观察到直接效应前的系数符号正，但不显著，这说明成本渠道在违背比较优势程度与企业退出之间起完全中介作用，其实现路径为违背比较优势→超额成本→企业退出。换言之，在存在间接效应渠道的情形下，直接效应将被间接效应“挤出”由“显型”变为“隐型”。证实了我们在理论模型部分提出的对于缺乏自生能力企业的退出，所面临的高要素成本是重要传导途径。

表 7 成本渠道的中介效应检验结果

	Bootstrap 法	Sobel 检验法
--	-------------	-----------

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Med.Var</i>	.	<i>lnfac_cost</i>	<i>lnfac_costratio</i>	<i>lnfac_cost</i>	<i>lnfac_costratio</i>
<i>Indirect Effect</i>	.	0.000693*** (0.000120)	0.000134*** (0.000050)	0.000693*** (0.000112)	0.000134*** (0.000051)
<i>Conf. Interval</i>	.	[0.000458, 0.000927]	[0.000035, 0.000232]	.	.
<i>Direct Effect</i>	0.0010328* (0.00057)	0.000524 (0.000682)	0.000824 (0.000649)	0.000524 (0.000782)	0.000824 (0.000807)
<i>Conf. Interval</i>	[-0.0000844, 0.0021501]	[-0.000813, 0.001861]	[-0.000449, 0.002096]	.	.
<i>Bootstrap Repls</i>	.	1000	1000	.	.
<i>Obs.</i>	10,816	10,815	8,505	10,815	8,505
<i>Control Vars</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Mediated / Total</i>	100%	.	.	56.93%	13.96%
<i>Indirect / Direct</i>	0.0000	.	.	1.3218	0.1622
<i>F-test</i>	.	.	.	45.97	37.28
<i>Adj R-squared</i>	0.1654	.	.	0.0660	0.0676

注：Bootstrap 检验法中括号内的是 Bootstrap Std. Err.。

2.关于生产效率渠道的探讨

接下来我们对生产效率渠道进行探讨，使用 LP 法和 OP 法分别估算各省份行业的全要素生产率（取对数）*lnfp_lp* 和 *lnfp_op*。表 8 报告了中介效应的回归结果，其中第（2）列和第（4）列、第（3）列和第（5）列分别是应用 LP 法和 OP 法求得的全要素生产率被不同方法检验的结果。观察到间接效应的系数显著并且置信区间不包含 0，与之相对，直接效应前的系数绝大多数不显著，置信区间中包含 0。因此，生产率渠道在违背比较优势程度与企业退出之间起完全中介效应，实现路径为违背比较优势→较低生产效率→企业退出。Bootstrap 法得出间接效应在总效应中的占比为 57.66%，间接效应与直接效应之比为 1.36，Sobel 检验法得到的结果与之类似，表明低生产效率是违背比较优势的企业做出退出行为的重要原因之一。

表 8 生产效率的中介效应检验结果

	Bootstrap 法			Sobel 检验法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)

<i>Med.Var</i>	.	<i>lnfp_lp</i>	<i>lnfp_op</i>	<i>lnfp_lp</i>	<i>lnfp_op</i>
<i>Indirect Effect</i>	.	0.001183** (0.000189)	0.000492*** (0.000133)	0.001183*** (0.000179)	0.000492*** (0.000104)
<i>Conf. Interval</i>	.	[0.000813, 0.00155]	[0.000231, 0.000753]	.	.
<i>Direct Effect</i>	0.0010328* (0.00057)	0.000869 (0.000892)	0.001560* (0.000942)	0.000869 (0.000994)	0.001560 (0.001003)
<i>Conf. Interval</i>	[-0.0000844, 0.0021501]	[-0.000880, 0.002617]	[-0.000287, 0.003407]	.	.
<i>Bootstrap Reps</i>	.	1000	1000	.	.
<i>Obs.</i>	10,816	8,633	8,633	8,633	8,633
<i>Control Vars</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Mediated / Total</i>	100%	.	.	57.67%	23.98%
<i>Indirect / Direct</i>	0.0000	.	.	1.3622	0.3155
<i>F-test</i>	.	.	.	35.04	35.04
<i>Adj R-squared</i>	0.1654	.	.	0.0628	0.0628

注：Bootstrap 检验法中括号内的是 Bootstrap Std. Err.。

除此以外，为证明结果的稳健性，我们除了采用因果步骤法进行验证外，还通过改变 Bootstrap 法中有放回的重复抽样次数 (*Bootstrap Reps*) 再次进行回归，所得到的结果没有发生变化，此部分限于篇幅没有报出，详情见于工作论文附录。综上，要素成本传导渠道和生产效率传导渠道的完全中介效应均是非常稳健的。

七、结论

在传统的行政干预和新兴的市场调节相互耦合的经济转型和快速的经济发展的过程中，比较优势变化，产业不断升级转型的过程中，我国大量企业出现了“较高成长速度，较短生存寿命”的特征，平均寿命不到 4 年，年平均退出率为 12.38%，存活于考察期内仅占比 1.68%。本文利用 1998-2013 中国工业企业数据库，对企业退出与存活期分布的典型事实进行描述分析，分地区来看，东南沿海地区企业的退出率较高。分所有制来看，国有企业的退出率较高。分行业来看，纺织业和印刷业等轻工业部门的退出率较高。我国企业存活存在生存期较短、寿命函数凸向原点、存在“门槛效应”等三个特征，并且因所有制和所在地区的差异而有所不同。

具有退出行为的企业往往是缺乏自生能力的企业，这是我们得以引入新结构经济学分析框架，探究企业退出的深层次原因。本文的核心假说是：违背比较优势的企业更容易退出。其主要源于违背比较优势的企业所选择的技术和所在行业不符合由要素禀赋结构所决定的比较优势，无法有效利用当地的比较优势来最大限度的压低生产成本、提高生产效率，如此，将丧失自生能力，有更大的概率退出市场。我们利用技术选择系数（*TCI*）构建了衡量企业比较优势的指标，利用 1998-2013 年工业企业数据库的大样本微观数据检验了上述假说，并且该结论通过了宏微观加总层面上的稳健性检验，分地区、所有制、规模报酬情况的异质性分析，最后通过中介效应检验得出高要素成本和低生产效率是违背比较优势的企业做出退出行为的重要原因。实证研究表明，违背由要素禀赋结构所决定比较优势的企业退出的概率显著提高，这是因为它们生产成本较高，生产效率低下所导致的。

本文的研究结论有助于我们深入认识企业退出的成因，理解比较优势发挥作用的微观机制，这为新结构经济学的微观基础给予证明，并为解决企业退出异常问题提供了参考依据。只有发挥市场在资源配置中的决定性作用，让一个地区的企业根据当地要素禀赋结构所决定的比较优势做出生产决策，才能提高其自生能力。当然，更要发挥好政府的作用，政府应带头进行公共信息的收集、加工和分享，降低信息生产的社会成本，充分挖掘不同地区的第一天性（要素禀赋结构的比较优势）和引导企业根据第一天性结合第二天性（技术、知识与创新），通过因势利导的产业政策，依据资本劳动比帮助新进入的企业准确定位，以便形成先动优势；或协助缺乏自生能力的企业转移至匹配部门，使其从比较劣势产业进入到符合比较优势的产业，进而快速顺势而变成竞争优势。此外，异质性检验显示不同地区行业的最优技术选择系数均存在差异，因此实际操作中，中央在做好顶层设计的同时，地方层面上也要进一步高度细化、因地制宜，以提出更有针对性的政策建议。

附录

附表 1 1998—2012 分行业企业退出情况

行业	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
煤炭开采和洗选业	0.04	0.04	0.10	0.06	0.05	0.05	0.09	0.02	0.03	0.05	.	0.13	.	0.01	0.13
石油和天然气开采业	0.07	0.25	0.30	0.12	0.16	0.05	0.17	0.16	0.01	0.08	.	0.12	0.53	0.01	0.09
黑色金属矿采选业	0.07	0.07	0.15	0.06	0.06	0.18	0.08	0.08	0.05	0.08	.	0.06	0.59	0.02	0.21
有色金属矿采选业	0.06	0.08	0.14	0.06	0.08	0.18	0.10	0.03	0.15	.	.	0.10	0.64	0.02	0.18
非金属矿采选业	0.10	0.10	0.15	0.06	0.06	0.24	0.08	0.05	0.04	0.08	.	0.10	0.55	0.02	0.05
其他采矿业	0.23	0.03	0.28	0.04	.	.	0.01	0.05	0.11	0.02	.	0.11	0.56	0.03	0.15
建筑材料及其他非金属矿采选业	0.06	0.06	0.08	0.04	.	0.12	0.08	0.05	0.05	0.07	0.20	0.07	0.62	0.01	0.07
农副食品加工业	0.12	0.16	0.21	0.12	0.09	0.12	0.06	0.04	0.04	0.07	0.21	0.15	0.62	0.03	0.12
食品制造业	0.13	0.12	0.16	0.11	0.09	0.17	0.07	0.05	0.03	0.07	0.16	0.12	0.51	0.02	0.05
饮料制造业	0.09	0.11	0.14	0.08	0.08	0.21	0.21	0.25	0.11	0.11	0.14	0.09	0.55	0.01	0.05
烟草制品业	0.04	0.03	0.03	0.05	0.06	0.14	0.12	0.05	0.04	0.08	0.20	0.10	0.65	0.03	0.06
纺织业	0.13	0.14	0.16	0.09	0.11	0.16	0.09	0.05	0.04	0.08	0.23	0.12	0.48	0.02	0.11
纺织服装、鞋、帽制造业	0.14	0.12	0.16	0.08	0.07	0.13	0.09	0.05	0.05	0.07	0.17	0.17	0.55	0.01	0.14
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.12	0.12	0.17	0.09	0.08	0.16	0.13	0.06	0.07	0.08	0.30	0.11	0.58	0.01	0.09
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.15	0.10	0.15	0.10	0.12	0.19	0.10	0.06	0.04	0.12	0.23	0.07	0.59	0.01	.
家具制造业	0.12	0.14	0.18	0.11	0.09	0.10	0.09	0.04	0.04	0.05	0.18	0.04	0.63	0.02	0.08
造纸及纸制品业	0.10	0.09	0.12	0.04	0.08	0.11	0.08	0.05	0.05	0.06	0.20	0.19	0.52	0.02	0.09
印刷业和记录媒介的复制	0.10	0.10	0.13	0.09	0.08	0.10	0.06	0.06	0.04	0.07	0.21	0.11	0.56	0.00	0.14
文教体育用品制造业	0.12	0.14	0.11	0.06	0.08	0.12	0.07	0.10	0.03	0.09	0.15	0.12	0.53	0.02	0.16
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.05	0.11	0.25	0.06	0.05	0.13	0.09	0.05	0.04	0.08	0.22	0.08	0.60	0.02	0.10
化学原料及化学制品制造业	0.08	0.10	0.12	0.08	0.09	0.13	0.07	0.03	0.05	0.07	0.17	0.20	0.39	0.02	0.11
医药制造业	0.07	0.08	0.13	0.07	0.05	0.16	0.16	0.05	0.05	0.09	0.20	0.13	0.65	0.03	0.13
化学纤维制造业	0.04	0.11	0.19	0.07	0.11	0.10	0.08	0.04	0.04	0.11	0.18	0.11	0.59	0.01	0.18
橡胶制品业	0.07	0.07	0.12	0.06	0.08	0.09	0.10	0.04	0.04	0.08	0.21	0.14	0.56	0.01	0.03
塑料制品业	0.09	0.12	0.14	0.08	0.07	0.12	0.11	0.05	0.04	0.07	0.24	0.09	0.57	0.01	0.11
非金属矿物制品业	0.10	0.11	0.16	0.08	0.07	0.11	0.08	0.04	0.02	0.08	0.18	0.08	0.69	0.01	0.01
黑色金属冶炼及压延加工业	0.03	0.16	0.07	0.09	0.03	0.10	0.09	0.05	0.04	0.15	0.44	0.07	0.59	0.01	0.02
有色金属冶炼及压延加工业	0.05	0.08	0.06	0.07	0.04	0.11	0.11	0.06	0.05	0.07	0.23	0.05	0.44	0.02	0.14
金属制品业	0.11	0.12	0.16	0.09	0.09	0.12	0.12	0.03	0.03	0.08	0.26	0.09	0.54	0.04	0.13
通用设备制造业	0.07	0.08	0.11	0.07	0.05	0.11	0.13	0.05	0.07	0.14	0.29	0.13	0.58	0.01	0.02
专用设备制造业	0.08	0.08	0.12	0.08	0.07	0.13	0.12	0.03	0.04	0.16	0.23	.	0.62	0.01	0.04
交通运输设备制造业	0.05	0.05	0.06	0.04	0.09	0.08	0.08	0.03	0.03	0.05	0.19	.	0.01	0.14	0.00
电气机械及器材制造业	0.09	0.12	0.11	0.08	0.05	0.06	0.06	0.04	0.03	0.07	0.17	.	0.08	0.19	0.09
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.09	0.08	0.10	0.05	0.06	0.12	0.08	0.04	0.03	0.06	0.22	.	0.03	0.08	0.66
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.12	0.07	0.08	0.11	0.07	0.13	0.07	0.05	0.04	0.23	0.20	.	0.01	0.09	0.16
工艺品及其他制造业	0.12	0.12	0.15	0.11	0.11	0.05	0.23	0.07	0.08	0.05	.	.	0.03	0.08	0.14
电力、热力的生产和供应业	0.16	0.12	0.12	0.04	0.07	0.13	0.09	0.03	0.02	0.09	.	.	0.02	0.15	.
燃气生产和供应业	0.14	0.06	0.07	0.06	0.07	0.10	0.13	0.04	0.01	0.06	.	.	0.02	0.17	.
水的生产和供应业	0.07	0.04	0.05	0.02	0.02	0.08	0.05	0.02	0.04	0.04	.	.	0.01	0.12	.

注：该数据是以负债加权的企业退出率，报告时未考虑异常值（退出率>30%以及2010年的数据）。

附表 2 主要变量描述性统计

变量名	平均值	标准差	最小值	最大值
企业退出	0.125	0.331	0.000	1.000
分城市分行业企业退出率	0.125	0.116	0.000	1.000
分城市企业退出率	0.125	0.077	0.000	1.000
一阶技术选择系数	0.545	0.953	-0.074	11.349
二阶技术选择系数	1.206	5.837	0.000	128.791
企业规模	9.788	1.446	6.886	14.062
一阶企业年龄	2.059	0.864	0.000	3.932
二阶企业年龄	4.987	3.687	0.000	15.459
销售利润率	0.024	0.121	-0.634	0.335
资产负债率	0.572	0.291	0.009	1.412
资本密集度	3.497	1.357	-0.297	6.994
行业销售额增长率	0.136	0.269	-0.966	6.466
人均 GDP (对数)	2.064	1.272	0.236	7.326
平均受教育年限	8.247	0.882	4.906	11.836
铁路营业里程	0.237	0.134	0.020	0.950
公路里程	9.272	6.291	0.410	29.350
航空运输业就业人员数	8582.718	10780.510	41.000	62527.000
交通便利程度 (前三个变量主成分)	0.000	1.247	-2.195	4.293
城市人口占总人口比重	0.445	0.138	0.140	0.893
第一产业 GDP 份额	0.109	0.059	0.006	0.379
第二产业 GDP 份额	0.499	0.057	0.196	0.596
金融增加值/GDP	0.035	0.020	0.006	0.142
外商直接投资/GDP	0.087	0.121	0.007	0.750
贸易总额/GDP	0.578	0.510	0.032	1.765
财政支出/GDP	0.126	0.049	0.058	0.630
财政赤字率	0.071	0.053	0.008	0.514
国有资产比重	0.255	0.201	0.003	1.000
外国工业企业数量占比	0.066	0.047	0.002	0.303
国有工业企业数量占比	0.110	0.138	0.008	1.000
市场化指数	7.849	2.417	1.490	13.420

参考文献

- [1] 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。
- [2] 戴天仕、徐现祥, 2010:《中国的技术进步方向》,《世界经济》第11期。
- [3] 邓子梁、陈岩, 2013:《外商直接投资对国有企业生存的影响:基于企业异质性的研究》,《世界经济》第12期。
- [4] 廖国民、王永钦, 2003:《论比较优势与自生能力的关系》,《经济研究》第9期。
- [5] 李磊、蒋殿春、王小洁, 2018:《外资进入、性别就业差距与企业退出》,《世界经济》第12期。
- [6] 李力行、申广军, 2015:《经济开发区、地区比较优势与产业结构调整》,《经济学(季刊)》,第3期。
- [7] 黎日荣, 2016:《企业融资约束、退出与资源误配》,《财贸研究》,第3期。
- [8] 林毅夫, 2002a:《自生能力、经济转型与新古典经济学的反思》,《经济研究》,第12期。
- [9] 林毅夫, 2002b:《自生能力与改革的深层次问题》,《经济社会体制比较》,第2期。
- [10] 林毅夫, 2002c:《发展战略、自生能力和经济收敛》,《经济学(季刊)》,第1期。
- [11] 林毅夫, 2017:《新结构经济学、自生能力与新的理论见解》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》,第6期。
- [12] 林毅夫、陈斌开, 2013:《发展战略、产业结构与收入分配》,《经济学(季刊)》第4期。
- [13] 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。
- [14] 林毅夫、刘培林, 2001:《自生能力和国企改革》,《经济研究》第9期。
- [15] 李玉红、王皓、郑玉歆, 2008:《企业演化:中国工业生产率增长的重要途径》,《经济研究》第6期。
- [16] 刘彦随,陆大道.中国农业结构调整基本态势与区域效应[J].地理学报,2003(03):381-389.
- [17] 毛其淋、盛斌, 2013:《中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化》,《经济研究》第4期。
- [18] 潘文卿、吴天颖, 2018:《中国技术进步偏向性的省际扩散效应:1996-2015》,《系统工程理论与实践》第2期。
- [19] 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。
- [20] 谭语嫣、谭之博、黄益平、胡永泰, 2017:《僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据》,《经济研究》第5期。
- [21] 王磊、朱帆, 2018:《要素市场扭曲、生产率与企业进入退出》,《浙江社会科学》,第10期。
- [22] 吴敏、黄玖, 2014:《相对要素密度、生产率与企业比较优势》,《产业经济研究》,第6期。
- [23] 杨汝岱、姚洋, 2006:《有限赶超和大国经济发展》,《国际经济评论》,第4期。
- [24] 杨汝岱、姚洋, 2008:《有限赶超与经济增长》,《经济研究》第8期。
- [25] 杨汝岱、朱诗娥, 2018:《产业政策、企业退出与区域生产效率演变》,《学术月刊》,第4期。
- [26] 杨振兵、邵帅、张诚, 2015:《生产比较优势、棘轮效应与中国工业技术进步的资本偏向》,《数量经济技术经济研究》,第9期。
- [27] 银温泉、才婉茹, 2001:《我国地方市场分割的成因和治理》,《经济研究》,第6期。
- [28] 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。
- [29] 赵坚, 2008:《我国自主研发的比较优势与产业政策——基于企业能力理论的分析》,《中国工业经济》,第8期。
- [30] Aga.G, and D. Francis, 2017, "As the market churns: productivity and firm exit in developing countries", *Small Business Economics*, 49(2), 379-403.
- [31] Agarwal, R. and Audretsch, D. B. , 2001, "Does entry size matter? The impact of the life cycle and technology on firm survival", *Journal of Industrial Economics*, 49 (1) , 21-43.
- [32] Alwyn Young ,2000, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China", *The Quarterly Journal of Economics*, 115(4), 1091-1135.

- [33] Audretsch, D. B. and Mahmood, T. , 1994a, “Firm selection and industry evolution: the post-entry performance of new firms” , *Journal of Evolutionary Economics*,4(3) ,243-260.
- [34] Audretsch, D.B. , and T. Mahmood,1994b, “The rate of hazard confronting new firms and plants in U.S. manufacturing”, *Review of Industrial Organization*, 49(1), 41-56.
- [35] Blanchard JL, Andersen KH, Scott F, Hintzen NT, Piet G, Jennings S. ,2014,“Evaluating targets and trade-offs among fisheries and conservation objectives using a multispecies size spectrum model”,*Journal of Applied Economics*, 51(3), 612-622.
- [36] Caves, R.E., 1998, “Industrial Organization and New Findings on Turnover and Mobility of Firms”, *Journal of Economic Literature*, 36(4),1947-1982.
- [37] Crozet, M.,and Trionfetti, F,2013, “Firm-level comparative advantage.” , *Journal of International Economics*, 91(2), 321-328.
- [38] Das, S. , 1995, “Size, age and firm growth in an infant industry: The computer hardware industry in India”, *International Journal of Industrial Organization*, 13(1), 0-126.
- [39] Evans,D.S.,1987, “The relationship between firm size and firm growth in the US manufacturing sector”,*Journal of Industrial Economics*, no. n4.
- [40] Foster, L., Haltiwanger, J. and Syverson, C. ,2008,“Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?”, *American Economic Review*, 98, 394-425.
- [41] Gloeckler, R. L. and Prentice, A. ,1978, "Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data",*Biometrics*, 34(1), 57-67.
- [42] G. Steven Olley and Ariel Pakes,1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry” , *Econometrica*,64(6) , 1263-1297.
- [43] Hall, B.H.,1987, “The Relationship between Firm Size and Firm Growth in the Us Manufacturing Sector”, *Journal of Industrial Economics*, 35(4), 583-606.
- [44] Hielke Buddelmeyer, Paul H. Jensen & Elizabeth Webster, 2010, “Innovation and the determinants of company survival”, *Oxford Economic Papers*, 62(2), 261-285.
- [45] Hoskisson, Robert E.and Thomas A. Turk. , 1990, “Corporate Restructuring: Governance and Control Limits of the Internal Capital Market” ,*Academy of Management Review* , 15 (3) , 459-477.
- [46] Hughes, D. A. ,1994, “Age, Size, Growth and Survival: UK Companies in the 1980s”, *The Journal of Industrial Economic*, 42(2), 115-140.
- [47] Javier Gimeno,TimothyB. Folta, Arnold C. Cooper&Carolyn Y. Woo,1997, “Survival of the Fittest? Entrepreneurial Human Capital and the Persistence of Underperforming Firms”, *Administrative Science Quarterly*, 42(4), 750-783.
- [48] Jenkins, S. P. , 1995, “Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models” , *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 57(1), 129-136.
- [49] Jovanovic, B. , 1982, “Selection and Evolution of Industry” , *Econometrica*, 50(1), 649-670.
- [50] Jones, R. , and Jin, Y. , 2017, “Boosting productivity for inclusive growth in Japan” , *OECD Economics Department Working Papers*.
- [51] Kaplan, E. L. and Meier, P. , 1958, “Nonparametric estimation from incomplete observations” , *Journal of the American Statistical Association*, 53 (282), 457-481.
- [52] Keil, T. , &Pe'era, A., 2012,“Are all startups affected similarly by clusters? Agglomeration, competition, firm heterogeneity, and survival”. *Journal of Business Venturing*, 28(3).

- [53] Kerr, W. R. , 2008, “Ethnic Scientific Communities and International Technology Diffusion” , *Review of Economics & Statistics*, 90(3), 518-537.
- [54] Landini, F., Arrighetti, A., Caricati, L. & Monacelli, N., 2015, “Entrepreneurial intention in the time of crisis: a field study”, *Paper presented at DRUID 2015 conference*.
- [55] Lin, J. Y. , and M. Liu. , 2004, “Development Strategy, Transition and Challenges of Development in Lagging Egions”, *China Center for Economic Research Working Paper Series*, 2004(2).
- [56] Lin, J. Y. , and Tan, G. ,1999, “Policy burdens, accountability, and the soft budget constraints” , *American Economic Review*, 89(2), 426-431
- [57] Mackinnon, D. P. , Lockwood, C. M. , Hoffman, J. M. , West, S. G. , and Sheets, V. , 2002, “A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects”, *Psychological Methods*, 7(1), 83-104.
- [58] M. Takizawa, T. Miyagawa, Y. Sakuragawa, ,2006, “Productivity and business cycles in Japan: evidence from Japanese industry data”, *Japanese Economic Review*, 57(2),161-186.
- [59] Melitz, M. J. , and Ottaviano, G. I. P. , 2008, “Market Size, Trade, and Productivity” , *Review of Economic Studies*, 75(1), 295-316.
- [60] P. Winker,1999, “Causes and Effects of Financing Constraints at the Firm Level”, *Small Business Economics*, 12(2), 169-181.
- [61] Preacher, K. J. , and Hayes, A. F. , 2008, “Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models” , *Behavior Research Methods*, 40(3), 879-891.
- [62] Preacher, K. J. , Rucker, D. D. , and Hayes, A. F. , 2007, “Addressing Moderated Mediation Hypotheses: Theory, Methods, and Prescriptions” , *Multivariate Behavioral Research*, 42(1), 185-227.
- [63] Raghuram G. Rajan and Luigi Zingales,1998,“Financial Dependence and Growth”, *American Economic Review*, 88(3), 559-586.
- [64] Silviano Esteve - Pérez, Francisco Requena-Silvente, Vicente J. Pallardó-Lopez.,2013, “The Duration Of Firm - Destination Export Relationships: Evidence From Spain, 1997-2006”, *Economic Inquiry*, 51(1).
- [65] Steven Klepper, 2002, “Firm Survival and the Evolution of Oligopoly” ,*The RAND Journal of Economics*, 33 (1), 37-61.
- [66] Yang, R. and C. He, 2014, “The Productivity Puzzle of Chinese Exporters: Perspectives of Local Protection and Spillover Effects” ,*Papers in Regional Science*, 93(2), 367-384.
- [67] YASUDA T. , 2005, “Firm growth, size, age and behavior in Japanese manufacturing” , *Small Business Economics*, 24 (1), 1-1.