

企业财务风险与产业结构调整的证据决策研究

周曙光¹, 王诗雨²

(1. 东南大学 经济管理学院, 江苏 南京 211189;

2. 苏州大学 东吴商学院, 江苏 苏州 215301)

摘要:在产业结构调整决策过程中,政策制定者会如何观察、了解、调研微观企业财务风险水平及其在产业中的衍化效应,并以此作为政策制定的依据。以政策科学中的循证决策理论为基本研究范式,使用 2001—2017 年中国上市公司数据和政策文本进行中微观两层决策证据的影响效应检验。研究发现,微观企业能够通过两条路径影响其所在产业的产业结构调整政策:一是单个企业的财务风险会在产业中形成“竞争效应”,在产品需求函数的主要作用下降低整个产业的财务风险,从而降低该产业受到产业结构调整政策规制的可能性;二是单个企业财务风险的显现能够提高产业集中度、提高资源配置效率,从而减少“有形的手”对市场的介入。文中提供的经验证据体现了市场机制和政府机制在风险管控与效率提升方面的互补效应。

关键词:产业结构调整;企业财务风险;产业效应;循证决策

中图分类号:F275.1

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2022)02-0174-10

Corporate Financial Risk and the Evidence-based Policy Making of Industrial Restructuring Regulation

ZHOU Shuguang¹, WANG Shiyu²

(1. School of Economics & Management, Southeast University, Nanjing 211189, China;

2. Dongwu School of Business, Soochow University, Suzhou 215301, China)

Abstract: This paper studies whether the policy makers will observe, understand, and investigate the micro-level financial risk level and its industrial derivative effect in the process of industrial restructuring decision-making. This paper takes the Evidence-based Decision theory in policy science as the research paradigm, and uses the data of Chinese listed companies from 2001 to 2017 to test the impact of the micro and meso-level decision-making evidence. This study shows that when formulating industrial restructuring policies, the government will observe the financial performance of micro-enterprises as evidence for decision-making. At the meso level, if the corporate financial risk can reduce the financial risk of the entire industry or increase the concentration of the industry, then the possibility of the industry itself being regulated by the industrial restructuring policy will be reduced. This reflects the complementary effects of market mechanisms and government mechanisms in risk management and efficiency improvement.

Key words: industrial restructure; corporate financial risk; industrial effect; evidence-based policy making

收稿日期:2021-07-14 修回日期:2022-01-19

基金项目:国家自然科学基金项目“政府规制、产品市场竞争网络与企业财务风险衍化”(71872040);国家自然科学基金项目“企业嵌入性乡村助推行为的选择机理与优化机制研究”(72102161)。

作者简介:周曙光(1985—),男,河南商水人,东南大学经济管理学院博士生,研究方向为企业财务。

推进经济高质量发展要求构建市场机制有效、微观主体有活力、宏观调控有力度的经济体制,实现竞争公平有序、企业优胜劣汰;要求健全风险管控体制,有效防范化解积累的风险。有效防范化解重大风险,是推动高质量发展的内在要求。“高质量”发展为学术研究提出了两个方面的要求:其一,关注市场和政府机制的作用与有效性;其二,关注宏微观的风险衍化。2019年9月,《国家发展改革委关于建立健全企业家参与涉企政策制定机制的实施意见》(简称“《实施意见》”)指出“编制和制定对企业切身利益或者权利义务有重大影响、影响企业生产经营的专项政策,起草部门应充分听取企业家的意见建议”。《实施意见》的出台标志着微观企业表现和宏观政策调控之间的关系更加紧密。包括行业发展规划、行业发展和改革政策等在内的产业政策,在制定过程中会以企业家诉求和企业特征作为决策依据。这是政策科学中循证决策理论在中国实践中的代表性应用。

在此背景下,本文致力于研究产业结构调整决策的微观逻辑。结合高质量发展对风险管控的要求,本文选择企业财务风险作为研究视角,试图回答在产业结构调整决策过程中,政策制定者是否及如何观察、了解、调研微观企业财务风险水平及其在产业中的衍化效应,并以此作为循证决策的依据。本文以政策科学中的循证决策理论作为研究范式的指导;以微观经济规制理论、公司金融理论和产业组织理论作为理论基础;使用跨越“十五”“十一五”“十二五”“十三五”4个五年计划/规划期间的中国企业和产业两个层级财务数据、资本市场表现数据和政府产业结构调整政策数据展开了实证研究。在研究方法方面,本文以实物期权定价模型为基础构建了企业财务风险度量模型,通过文本分析量化了产业结构调整政策;以向量自回归模型、面板数据分析和中介效应检验为实证手段,获得了一系列企业财务风险视角下产业结构调整循证决策的经验证据。

本文的贡献主要在于:第一,使用政策科学中的循证决策理论,探讨政府宏观调控政策和微观企业、中观产业两层证据间的互动关系。循证决策理论发端于临床医学,因此最先在政策科学中

运用于公共卫生政策制定^[1-2]。已有研究^[3-4]表明,在宏观调控政策制定的过程中,构建宏观—中观—微观互动的多层次证据集,对政策有效实施具有重要意义^[5]。第二,定位于微观企业特征对中观、宏观的反作用,并对这种作用的发生机制进行了探讨。从现有的研究范式来看,宏观/中观对微观的影响研究已成为一种既定模型^[6]。聚焦到本文的研究问题上,探讨产业竞争和规制对企业财务风险影响的研究^[7-8]并不鲜见,但后者对前者的反作用却缺乏必要关注。本文在已有文献论证的微观企业财务风险能够通过产业衍化进入中观层面产生影响^[9]的基础上,做了进一步延伸,将传导路径延伸至宏观,考察微观企业财务风险反作用于产业财务风险和竞争程度、反作用于政府宏观产业结构调整决策的机制和效应。第三,从风险侧展开探讨,弥补了以往研究中偏重短期收益而忽视风险管控和可持续发展的不足。现有研究中无论是在企业层面^[10]还是在产业层面^[11]都偏重于利润和效率侧的研究,当然这是经济“质—量”对等假设在学术研究方面的反映^[12]。而高质量发展要求以价值机制取代价格机制,在利险相随的基本假设下,更加强调风险管控的重要性。

一、文献回顾与问题提出

(一)产业结构调整政策对企业财务风险循证决策的基本考量

对于经济政策而言,要充分估计经济单元及其特征的制约与影响^[13]。涉企政策的目的是有方向地调控企业生产和经营效率,与企业息息相关的产业结构调整政策亦是如此。生产效率要求企业一方面以竞争均衡价格购入生产投入物,并在一定的技术条件下实现最优的投入物组合(如淘汰落后产能政策);另一方面调控企业在生产边界的最佳点上确定生产规模(如集群化、规模化政策)。经营效率调控则针对企业人、财、物的流转过程中可能出现的“经营上的松懈”和“资源上的浪费”。从企业内部效率的解构来看,企业价值和财务风险(本文中指企业市场价值对其负债的覆盖程度)是其内部效率的综合体现。因此,在本文中,企业财务风险是产业结构调整政策循证决策的重要微观证据体现在两个方面:一是确定政策目标的起点^[14]——企业财务风险水平决定了政策

对其所在产业生产经营效率调控的程度。二是预测政策调控效果的基础^[2]——政策的执行预期评估是政策制定过程中的重要环节,而企业财务风险决定了政策实施过程中可能产生效果偏移或未预计的决策失效。

上述分析说明,产业结构调整决策时会对企业财务风险水平做出考量。那么在政策制定过程中,政府是否会显现出对财务风险水平高的产业进行调控明确倾向?政府自身的效用函数是什么?在西方国家,存在着利益集团政治的成分,政府不一定具有防范风险的基本目标。但在中国情境下,解除人民赋予的公共受托责任是政府最基本的效用函数。因此,在公的规制的基本目标引领下,在激励性规制的基本手段作用下,我们可以认为以有形的手管控财务风险是政府经济规制的目标之一。我国产业结构调整政策中针对企业财务风险进行调控的一个典型例子是:2017—2018年《政府工作报告》对工业企业资产负债率及宏观杠杆率涨幅的调控政策。

(二)企业财务风险对产业结构调整决策的影响——基于产业财务风险的衍化路径

在循证治理的证据链中,企业特征和产业特征可以作为两级证据,二者之间存在证据传递的关系,并会共同对产业结构调整决策产生影响。聚焦到微观个体企业财务风险与其所在产业的中观财务风险的关系问题上,Hertzel等(2008)^[15]基于美国市场的研究,验证了普遍存在的传染效应会强于竞争效应。但中国市场的实践似乎并不像基于美国市场的研究所预测的那样,产业中存在着明显的财务风险相互传染现象。因此,本文基于中国市场的产业特征,对于竞争效应和传染效应是谁处于主要地位展开分析。

在中国市场中,产品的需求函数弹性、产业中企业金融资本联系的紧密程度和产业生命周期3个方面的特征,决定了竞争效应将成为企业财务风险在产业中衍化的主要效应。首先,中国市场的“不完全竞争”性和“双循环”性,决定了微观企业产品需求函数的价格弹性较小、收入弹性较大、交叉弹性较小。假设产品需求方收入不变(如果是需求下降,则会使整个产业普遍陷入困境,而不只是单个企业的情况),从“不完全竞争性”来看,

当财务困境企业遇到销售困难时,产业中的健康企业就会顺势分享风险企业让出的市场空间和价值红利,发生需求转移;从“双循环”性来看,当财务困境企业遇到生产困难时,产业中的健康企业又会迅速生产出替代产品,发生替代效应。产品市场上的两种效应叠加,形成了“优胜劣汰”的良性竞争局面。其次,中国企业的融资渠道主要是股权融资和银行贷款,企业间基于商业信用的金融资本借贷,仅为短期融资中较小的一部分。因此,有赖于企业间担保、抵押、承兑关系的正违约相关性,在中国产业中实际上并不明显。最后,虽然近年来中国经济从高速发展转向高质量发展,但从近20年的总体趋势来看,中国产业没有明显走入衰退期的迹象。因此,给定一个企业发生了财务风险,由于整个市场的需求函数没有变化,其他企业的需求不降反增;由于整个资本市场的商业信用松散,其他企业市值不会受到连带影响。

因此,本文认为,在中国市场上,企业财务风险的产业衍化能够降低整个产业的财务风险,也就是能够发挥良性的竞争效应,这主要是产品市场的竞争机制和信号效应发挥了对风险传染的抑制作用。产业结构调整政策会将企业财务风险管控纳入循证决策的基本考量,市场机制同样能够发挥管控风险的作用,与政府调控实际上形成了互补关系。政府在决策过程中,如果观察到市场机制发挥了这种风险管控效应,就会减少对这些已形成良性循环的产业的调控。由此,本文提出假设1:企业财务风险的产业衍化,能够降低其所在产业的整体财务风险,从而降低该产业受到产业结构调整政策调控的可能性。

(三)企业财务风险对产业结构调整决策的影响——基于产业集中程度的提升路径

以往文献对有关企业财务影响所在产业的研究,主要沿循“企业财务—企业市场行为—产业市场行为”这一微观路径。开展了一系列有关企业财务决策和财务表现影响其定价决策^[16]、竞争行为^[7]等方面的研究。在资本市场上,Boutin等(2013)^[17]的研究表明,信息不对称、交易成本越高,单个企业的财务状况对同行企业的影响越大,这是信号传递效应的体现。

微观个体企业财务风险中观衍化对其所在产

业集中程度的影响,取决于不同产业组织结构中处于不同市场地位企业间的相互关系。在中国,放松规制后的一段时期内,市场逐渐发挥了其在竞争机制中的决定作用,原有企业会占据几乎全部市场,这些企业享受了强规制时期规模经济的红利,仅为新入企业留下了边缘性的市场空间。然而,由于中国市场体量是世界上独一无二的,因此即使是边缘市场也吸引了大量企业。这种少数企业支配大多数市场,多数企业分享边缘性市场的形态被产业组织理论称为“部分垄断市场”^[18]。而上述两类企业则形成了经典的鹰鸽博弈关系。企业出现财务风险时(无论是鹰鸽博弈的哪一方),其出让的市场份额将或是被“鹰集团”中企业很快吞并,或是被尝试新入者取代。前一种情况会扩大“鹰集团”所支配的市场,提升市场集中度;后一种情况虽然可能增加产业中企业的数量,但新入者难以打破产业中垄断—竞争的壁垒,并不会降低产业集中度,而新入者在和在位垄断者的市场争夺中,也只能获得边缘份额。因此,本文认为,企业财务风险在产业中的衍化会提高产业集中度。

从集中力量办大事,到集中优势资源创造产业核心竞争力,再到以优势龙头企业带动产业基础高级化、产业链现代化,领导型企业集团一直是我国产业结构调整政策所关注的重点。在追求经济高速发展的近10年内,在2006年、2009年、2012年的政府工作报告中,在微观层面都明确提出了推动企业并购重组、推动优胜劣汰,鼓励一体化和集团化经营;在中观层面提出了发挥规模经济的好处、发挥提高产业集中度带来的资源配置效率提升的好处等政策内容。因此,当企业财务风险的产业衍化产生了提高产业集中度的中观效应时,市场机制和政府调控起到了互补作用。秉承市场能解决的问题让市场解决的基本思想,政策制定者观察到市场机制发挥了提高产业集中度的作用后,就会相应减少对相关产业进行结构调整的决策。据此,本文提出假设2:企业财务风险的产业衍化,能够提高产业集中度,从而降低该产业受到产业结构调整政策调控的可能性。

二、研究设计

(一)主要变量说明

1. 企业财务风险

王诗雨等(2018)^[19]将基于Black-Scholes模

型的Merton DD模型运用到了中国企业中。Merton DD模型计算了“企业到财务困境还有多远”,计算原理为在考虑企业价值不确定性的前提下,计算企业市值能否覆盖其债务面值。参考Bharath等(2008)^[20]的研究,本文将Merton DD模型简化并赋值计算。该指标是一个市场性指标,对产品市场情境变化更为敏感,该指标规避了会计信息质量可能产生的影响^[21]。在此基础上,本文进一步验证了Merton DD模型所计算的企业财务风险(FD)与常用的Altman Z模型所计算的财务风险(Z)之间的相关关系,样本期内以公司一年为观测值的FD值与Z值间的Pearson相关系数为0.1536,且在1%的水平上显著;以产业一年均值为观测值的相关系数为0.2969,在1%的水平上显著;年均值间的相关系数为0.4867,显著性水平为1%。由此可见,使用Merton DD模型进行企业财务风险指标计算,不仅具有代表性,同时也具有相对优势。

2. 产业结构调整

本文对产业结构调整的程度使用《政府工作报告》中的“产业结构调整”相关语段。具体而言,本文手工整理了2003—2017年《政府工作报告》有关“产业结构调整/产业优化升级”段落中提及的所有产业。在主检验中,本文不区分产业结构调整的方向,即不区分促进型调整、还是抑制型调整;而在进一步分析和稳健性检验中,本文对二者进行了区分,例如上述产业中,房地产、煤炭、钢铁属于抑制型调整产业,而其他产业属于促进型调整产业。本文将产业结构调整政策中所涉及的产业赋值为1($Policy^j = 1$),否则为0($Policy^j = 0$)。

3. 产业财务风险与产业集中程度

参考以往研究^[19],本文使用产业中所有企业的财务风险(扣除观测企业),按照其经营收入加权平均后的结果计算产业层财务风险。这种计算方式曾被用于计算企业破产在同行间的滋生^[9],也被广泛地运用于地理金融、区域金融、空间回归的研究中^[17]。计算方法如模型(1)所示。另外,本文使用赫芬达尔指数(HHI)来计算产业集中度。

$$FD^j = \sum \frac{\frac{OperatingIncome_i}{OperatingIncome_j} FD_i}{N - 1} \quad (1)$$

(二)模型设定

本文首先使用 Panel - VAR 模型对单个企业财务风险、产业平均财务风险、产业集中程度、产业是否处于调整政策之中几个变量及所有产业层控制变量进行格兰杰因果检验。按照从内生到外生的原则,依次将变量放入 Panel - VAR 模型中,顺序依次为 $FD_{i,t}$, $FD^{j,t}$, $Size^{j,t}$, $Age^{j,t}$, $TobinQ^{j,t}$, $Beta^{j,t}$, $HHI^{j,t}$, $Policy^{j,t}$ 。由于本文研究问题定位于微观对宏观的反作用,考虑到其与宏观影响微观的主效应之间的互为因果,格兰杰因果关系是推断微观传导至宏观的必要条件,因此格兰杰因果检验是本文后续进行路径检验的基础。

在此基础上,本文使用逐步回归检验中介效应模型,检验单个企业财务风险是如何形成中微观两层决策证据互动,从而影响产业结构调整政策的出台。考虑到微观效应应由中观传导到宏观可能产生的迟滞,使用先行两期的产业结构调整政策作为被解释变量,使用先行一期的控制变量和当期的企业财务风险作为解释变量(如 2015 年的企业财务风险和 2016 年的产业特征影响 2017 年的产业结构调整政策,这种滞后期数选择也得到了格兰杰因果检验的支撑)。

本文使用模型(2)作为初步回归的第一个步骤:拒绝微观个体企业财务风险对产业结构调整政策无显著影响的零假设。如果 $FD_{i,t}$ 系数不显著,则后续检验步骤则无法顺利展开。控制变量包括 $Size$, Age , $TobinQ$, $Beta$ 。

$$Policy^{j,t+2} = \alpha + \beta_1 FD_{i,t} + \gamma Control^{j,t+1} + indFE + yearFE + planFE + \varepsilon \quad (2)$$

模型(3)、模型(4)检验企业财务风险通过影响产业财务风险对产业结构调整决策产生的影响。

$$FD^{j,t+1} = \alpha + \beta_2 FD_{i,t} + \gamma Control^{j,t+1} + indFE + yearFE + planFE + \varepsilon \quad (3)$$

$$Policy^{j,t+2} = \alpha + \beta_3 FD_{i,t} + \beta_4 FD^{j,t+1} + \gamma Control^{j,t+1} + indFE + yearFE + planFE + \varepsilon \quad (4)$$

模型(5)、模型(6)检验企业财务风险通过影响产业集中程度对产业结构调整决策产生的影响。

$$HHI^{j,t+1} = \alpha + \beta_5 FD_{i,t} + \gamma Control^{j,t+1} + indFE + yearFE + planFE + \varepsilon \quad (5)$$

$$Policy^{j,t+2} = \alpha + \beta_6 FD_{i,t} + \beta_7 HHI^{j,t+1} +$$

$$\gamma Control^{j,t+1} + indFE + yearFE + planFE + \varepsilon \quad (6)$$

(三)样本选择与数据来源

本文选择在沪深两市 A 股上市的所有公司作为研究样本,微观数据样本期间为 2001—2015 年。本文剔除了数据不可比的金融企业和关键变量中含缺失值的企业,对于非关键缺失值使用“行业—年均”值的方式补充。本文对产业的划分兼顾了微观和中观层次不一致的特性,先对企业按照上市公司规定的三位行业代码进行划分,并在对应产业结构调整政策时使用多对一的对应方式,保证中微观间的一致性。样本期间内共获得 23304 个观测值,分属 77 个产业。本文所使用产业结构调整数据来自中华人民共和国中央人民政府网站的“政府工作报告”专栏,政策研究期间为 2003—2017 年。本文所使用财务与市场数据均来自 CSMAR 数据库,并使用 Stata 16 进行统计分析。

三、实证检验与分析

(一)描述性统计分析

表 1 报告了本文样本中关键变量的描述性统计结果。企业财务风险(FD_i)均值为 0.4733;产业级财务风险(FD^j)均值为 0.4202,二者取值均在 $[0, 1]$ 之间。产业规制($Policy^j$)为 0—1 哑变量,样本中含受到规制($Policy^j = 1$)的 6320 个公司一年,与 16984 个未受到规制($Policy^j = 0$)的公司一年。产业竞争(HHI_i^j)最小值为 0.0272,最大值为 1,均值为 0.1267。样本总体分布较均匀,均值通过了 t 检验。

表 1 描述性统计

变量	最小值	均值	最大值	标准差
FD_i	0	0.4733	1	0.4667
FD^j	0	0.4202	1	0.3428
HHI^j	0.0272	0.1267	1	0.1341
$Policy^j$	0	0.2712	1	0.4446
$Size^j$	15.8867	22.6733	28.2482	1.1286
Age^j	0	8.0098	21	3.3584
$TobinQ^j$	0.0038	1.3738	11.9129	0.8782
$Beta^j$	0	0.8438	1.4539	0.1873
政府规制 样本分布	$Policy^j = 1$		$Policy^j = 0$	
	6320 个样本		16984 个样本	

(二)微观企业财务风险向中观、宏观传导的格兰杰因果检验

首先针对获得样本中的 2611 个公司 15 年观测数据形成的面板,进行了基于 ADF 回归的单位

根检验。使用4个滞后期进行了分别回归。其中滞后1期为样本中AIC、BIC、HQIC值最小的滞后期。所有变量都在1%的显著性水平上通过了单位根检验;所有原变量都平稳,排除虚假因果和伪回归问题。因此,可以直接进行基于Panel-VAR的格兰杰因果检验。

表2报告了样本中企业财务风险的产业效应的格兰杰因果检验结果。检验结果构筑了如下显著的因果关系链:企业财务风险($FD_{i,t}$)是滞后1期产业财务风险($FD^{j,t}$)和产业集中程度($HHI^{j,t}$)

的格兰杰因,而产业财务风险($FD^{j,t}$)和产业集中程度($HHI^{j,t}$)又是滞后1期产业结构调整政策($Policy^{j,t}$)的格兰杰因,因此企业财务风险($FD_{i,t}$)也是滞后2期产业结构调整政策($Policy^{j,t}$)的格兰杰因。这一检验结果为本文进行模型(2)—模型(6)的检验奠定了基础。本文研究的是产业结构调整政策的制定过程中会如何观察微观企业的财务风险特征及其在中观的发酵,并以此作为政策制定的依据;宏微观间交互作用、互为因果,格兰杰因果检验也验证了这一点。

表2 面板向量自回归 Granger 因果检验

因果关系	滞后1期		滞后2期		滞后3期		滞后4期	
	Chi2	P 值	Chi2	P 值	Chi2	P 值	Chi2	P 值
$FD_{i,t} \rightarrow FD^{j,t}$	232.0000	0.000	19.6310	0.000	114.7100	0.000	84.4010	0.000
$FD_{i,t} \rightarrow HHI^{j,t}$	5.7960	0.043	7.9265	0.019	22.9270	0.000	14.2610	0.007
$FD_{i,t} \rightarrow Policy^{j,t}$	13.1270	0.000	8.0487	0.000	3.5146	0.319	8.6445	0.071
$FD^{j,t} \rightarrow FD_{i,t}$	28.3420	0.000	9.9627	0.007	16.9890	0.001	12.8930	0.012
$FD^{j,t} \rightarrow HHI^{j,t}$	4.6301	0.031	4.8675	0.088	15.5420	0.001	12.9560	0.011
$FD^{j,t} \rightarrow Policy^{j,t}$	19.4370	0.000	9.5491	0.008	10.6950	0.013	11.8360	0.019
$HHI^{j,t} \rightarrow FD_{i,t}$	4.2793	0.039	9.8503	0.007	15.5820	0.001	10.3660	0.035
$HHI^{j,t} \rightarrow FD^{j,t}$	0.2674	0.605	6.9715	0.031	9.1964	0.027	5.7051	0.222
$HHI^{j,t} \rightarrow Policy^{j,t}$	26.8580	0.000	17.6380	0.000	20.5390	0.000	24.0820	0.000
$Policy^{j,t} \rightarrow FD_{i,t}$	98.3430	0.000	14.4580	0.001	20.7140	0.000	8.8691	0.064
$Policy^{j,t} \rightarrow FD^{j,t}$	24.7850	0.000	12.4350	0.002	7.7994	0.050	23.7330	0.000
$Policy^{j,t} \rightarrow HHI^{j,t}$	0.0751	0.784	0.9646	0.617	13.3440	0.004	8.2031	0.084

注:产业级控制变量已纳入 Granger 因果检验模型中,篇幅所限,不再报告。

(三)企业财务风险影响产业结构调整决策的中介效应检验

表3报告了模型(2)—模型(6)的实证检验结果。列(1)显示,单个企业的财务风险与两年后的产业调整政策显著正相关(0.0562,1%),即有财务风险的企业更容易成为被政策规制的对象。这符合产业结构调整政策对企业财务风险循证决策的基本逻辑。但是由于中观产业特征的形成并不仅仅是微观的简单加和,而政府进行决策时考虑的是整个产业的高质量发展,因此本文将进一步检验微观企业财务风险在产业中的衍化对产业结构调整循证决策的影响。

表3的列(2)、列(3)是以产业财务风险为中介变量的回归。列(2)表明,单个企业财务风险的产业效应主要体现为良性循环的竞争效应(-0.0384,1%),即单个企业财务风险增加,其所在产业的整体财务风险下降。这一结果验证了理论分析中有关传染效应和竞争效应的分析,说明我国产业层面没有

经济危机的衰退隐患。这一产业特征在本文有关产业集中度和产业运行效率之间关系的推论中,也可以作为重要论据。比较 β_2 β_4 和 β_3 的符号,可以看出二者同号,产业层级财务风险发挥了部分中介效应,中介效应占总效应的比例为 $\beta_2\beta_4/\beta_3 = 8.74\%$ 。这一结果的经济意义是:在我国,企业财务风险能够促进产业的良性竞争,这能够减轻政府通过产业结构调整化解企业和产业财务风险的压力,市场化解风险的机制与政策化解风险的机制能够形成互补效应,而政府对这一互补效应的观测,也会使其在政策制定中减少对企业财务风险的考量。实证结果验证了假设1。

表3的列(4)、列(5)是以产业集中程度为中介变量的回归。列(4)表明,产业中企业财务风险越高,产业集中度也越高(0.0067,1%),这与样本期间内我国市场的“部分垄断”特征相吻合。在此基础上比较 β_5 β_7 和 β_6 的符号,二者异号,说明遮掩效应成立。遮掩效应与直接效应比例的绝对值

$|\beta_5 \beta_7 / \beta_6| = 1.26\%$ 。这一结果的经济意义在于,企业财务风险在提高产业竞争质量的同时也会提高产业集中度,这种影响会降低产业结构调整政策制定过程中对企业财务风险的关注。即当产业处于健康增长的状态时(本文假设 1 验证的竞争效应可以作为证据),由于财务风险和破产导致的产业集中度提高,会提升产业生产和经营效率。实践方面亦是如此。在样本期间内,尤其是在高质量发展的新经济时代之前,“提高产业集中度”一直是《政府工作报告》中“产业结构调整”段落中明确指出的内容,这与那段时期对高速增长的效率追求密切相关。在这种背景下,企业财务风险产业衍化造成的产业集中程度提高,与政府产业调整政策中提高产业集中程度的政策目标重合,并由此产生了遮掩效应,降低了财务风险企业被纳入政策考量的可能性。遮掩效应的贡献量虽不大,但显著存在,这证明了假设 2。

表 3 中介效应逐步检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Policy_{i,t+2}$	$FDI_{i,t+1}$	$Policy_{i,t+2}$	$HHI_{i,t+1}$	$Policy_{i,t+2}$
$FDI_{i,t}$	0.0562 *** (0.0092)	-0.0384 *** (0.0041)	0.0513 *** (0.0092)	0.0067 *** (0.0021)	0.0570 *** (0.0092)
$FDI_{i,t+1}$			-0.1280 *** (0.0169)		
$HHI_{i,t+1}$				-0.1069 *** (0.0327)	
$Size_{i,t+1}$	-0.0144 *** (0.0050)	0.0086 *** (0.0023)	-0.0133 *** (0.0050)	0.0381 *** (0.0012)	-0.0104 ** (0.0052)
$Age_{i,t+1}$	0.0006 (0.0019)	0.0177 *** (0.0009)	0.0029 (0.0019)	0.0072 *** (0.0004)	0.0014 (0.0019)
$TobinQ_{i,t+1}$	0.0392 *** (0.0060)	-0.0348 *** (0.0027)	0.0347 *** (0.0060)	-0.0033 ** (0.0014)	0.0388 *** (0.0060)
$Beta_{i,t+1}$	0.0992 *** (0.0226)	-0.0165 (0.0102)	0.0971 *** (0.0226)	0.0368 *** (0.0053)	0.1031 *** (0.0227)
Constant	0.2099 (0.1383)	0.4175 *** (0.0621)	0.2633 * (0.1382)	-0.7788 *** (0.0322)	0.1266 (0.1406)
Plan/Industry/ Year FE	是	是	是	是	是
Observations	19888	19888	19888	19888	19888
R ²	0.1627	0.7637	0.1654	0.1267	0.1632
F test	36.3700 ***	605.0000 ***	36.7100 ***	27.1600 ***	36.1200 ***

注:标准误在括号中显示,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。FE 包括了行业固定效应、年度固定效应和“五年计划\规划”固定效应。中介效应通过了 Bootstrap 检验。篇幅所限,有关结果不再报告。

四、进一步分析与稳健性检验

(一) 区分产业结构调整方向的进一步分析

为获得更为细致、丰富的结果,本文对主检验进行了进一步分析。本文以《政府工作报告》中产业结构调整促进政策和抑制政策为依据,对被解释变量进行了细化处理。表 4 简要报告了回归结果,其中 Panel A 报告了以 $Positive^{j,t+2}$ 为被解释变量的促进政策回归结果,Panel B 报告了以 $Negative^{j,t+2}$

为被解释变量的抑制政策回归结果。从表 4 与表 3 的对比可以看出,即使区分促进政策和抑制政策,产业财务风险的中介效应依然显著,且效应方向与主检验一致。Panel A 与表 3 对比发现,对于促进政策的制定而言,产业集中程度依然发挥着与主检验相似的遮掩效应;但 Panel B 却显示,以抑制政策作为被解释变量时,产业集中程度却发挥了与预期不同的中介效应。

表 4 区分产业结构调整方向的检验

Panel A	促进型产业结构调整的检验				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Positive^{j,t+2}$	$FDI_{i,t+1}$	$Positive^{j,t+2}$	$HHI_{i,t+1}$	$Positive^{j,t+2}$
$FDI_{i,t}$	0.0446 *** (0.0089)	-0.0384 *** (0.0041)	0.0407 *** (0.0089)	0.0067 *** (0.0021)	0.0455 *** (0.0089)
$FDI_{i,t+1}$			-0.1032 *** (0.0165)		
$HHI_{i,t+1}$					-0.1226 *** (0.0317)
Constant	-0.1571 (0.1344)	0.4175 *** (0.0621)	-0.1140 (0.1344)	-0.7788 *** (0.0322)	-0.2526 * (0.1366)
Controls _{i,t+1}	是	是	是	是	是
Plan/Industry/ Year FE	是	是	是	是	是
Observations	19,888	19,888	19,888	19,888	19,888
R ²	0.1685	0.7637	0.1704	0.1267	0.1239
F test	37.9400 ***	604.9800 ***	38.0400 ***	27.1600 ***	26.2000 ***
Panel B	抑制型产业结构调整的检验				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Negative^{j,t+2}$	$FDI_{i,t+1}$	$Negative^{j,t+2}$	$HHI_{i,t+1}$	$Negative^{j,t+2}$
$FDI_{i,t}$	0.0117 *** (0.0041)	-0.0384 *** (0.0041)	0.0083 ** (0.0041)	0.0067 *** (0.0021)	0.0115 *** (0.0041)
$FDI_{i,t+1}$			-0.0873 *** (0.0075)		
$HHI_{i,t+1}$					0.0279 * (0.0145)
Constant	0.2756 *** (0.0613)	0.4175 *** (0.0621)	0.3120 *** (0.0612)	-0.7788 *** (0.0322)	0.2973 *** (0.0624)
Controls _{i,t+1}	是	是	是	是	是
Plan/Industry/ Year FE	是	是	是	是	是
Observations	19888	19888	19888	19888	19888
R ²	0.1170	0.7637	0.1692	0.1267	0.1172
F test	24.8200 ***	604.9800 ***	37.7200 ***	27.1600 ***	24.6000 ***
Chow Test	LR chi2	All vs Positive vs Negative 18832.3500 ***		All vs Positive vs Negative 18705.9100 ***	

注:标准误在括号中显示,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。FE 包括了行业固定效应、年度固定效应和“五年计划\规划”固定效应。中介效应通过了 Bootstrap 检验。篇幅所限,有关结果不再报告。

进一步检验结果的经济意义在于,对于抑制性产业结构调整政策而言,提高产业集中度不再是产业调整的目标之一。反之,诸如去产能、降能耗、抑增长、控价格之类的产业政策,需要逐步削弱垄断企业的市场势力,对于产业中的卡特尔组织应当分而治之。因此,对于计划列入抑制性调整的产业群而言,较高的企业财务风险水平,加之由其带来的较高产业集中度,会增加这一产业列入次年抑制性产业调整政策的可能性。这一结论与我国政策制定的现实情况相一致。

(二) 区分政府政策背景的进一步分析

发挥市场在资源配置中的决定性作用、由高速发展转变为高质量发展,为中国企业、市场和政府关系带来了深刻变革。在此背景下,本文以2014年作为时间节点,对样本进行两阶段的分组回归,其中政府政策时期为2014—2017年,2003—2013年作为对照组。表5报告了回归结果。Panel A显示,在2014—2017年政府政策期间内,企业财务风险和产业结构调整之间的关系,及产业财务风险和产业集中程度的中介效应与主检验一致;但Panel B显示在前两期政府政策期间内,企业财务风险与产业结构调整之间并未形成具有统计意义上的显著性的桥梁。

表5 政府政策的检验

Panel A 2014—2017 年样本期间检验					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Policy_{j,t+2}$	$FD_{j,t+1}$	$Policy_{j,t+2}$	$HHH_{j,t+1}$	$Policy_{j,t+2}$
$FD_{i,t}$	0.0924 *** (0.0166)	-0.1284 *** (0.0088)	0.1041 *** (0.0171)	0.0080 *** (0.0030)	0.0949 *** (0.0166)
$FD_{j,t+1}$			-0.0912 *** (0.0301)		
$HHH_{j,t+1}$					-0.3058 *** (0.0890)
Constant	-0.3150 (0.4170)	0.8488 *** (0.2210)	-0.3925 (0.4173)	-1.2730 *** (0.0748)	-0.7043 (0.4315)
$Controls_{j,t+1}$	是	是	是	是	是
Plan/Industry/ YearFE	是	是	是	是	是
Observations	6455	6455	6455	6455	6455
R^2	0.2785	0.4871	0.2802	0.2656	0.2807
F test	20.1600 ***	49.5900 ***	20.0600 ***	18.8900 ***	20.1100 ***
Panel B 2003—2013 年样本期间检验					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Policy_{j,t+2}$	$FD_{j,t+1}$	$Policy_{j,t+2}$	$HHH_{j,t+1}$	$Policy_{j,t+2}$
$FD_{i,t}$	0.0148 (0.0119)	-0.0077 (0.0048)	0.0133 (0.0118)	0.0061 ** (0.0030)	0.0148 (0.0119)
$FD_{j,t+1}$			-0.1894 *** (0.0227)		
$HHH_{j,t+1}$					-0.0059 (0.0362)
Constant	0.1025 (0.1551)	0.0622 (0.0634)	0.1143 (0.1547)	-0.7383 *** (0.0398)	0.0981 (0.1574)
Observations	13433	13433	13433	13433	13433
$Controls_{j,t+1}$	是	是	是	是	是
Plan/Industry/ Year FE	是	是	是	是	是
R^2	0.1715	0.8427	0.1764	0.1090	0.1715
F test	27.4800 ***	711.4400 ***	28.1200 ***	16.2400 ***	27.1700 ***
Chow Test	LR chi2	All vs 14 - 17 vs 03 - 13 3338.2800 ***	All vs 14 - 17 vs 03 - 13 3315.5000 ***		

注:标准误差在括号中显示,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ 。FE 包括了行业固定效应、年度固定效应和“五年计划\规划”固定效应。中介效应通过了 Bootstrap 检验。篇幅所限,有关结果不再报告。

特别地,Panel B 列(3)显示,产业层的财务风险发挥了强烈地遮掩效应。这也就意味着,在2014—2017年政府政策期间以前,产业结构调整政策制定者主要通过观察产业财务风险来考量被调控产业,而2014—2017年政府在制定政策时,则

是通过微观和中观两层证据及其之间的互动关系来做出考量。这是政府治理水平提高的体现。Panel B 列(5)显示,产业集中程度没有对前两期政府政策期间内产业结构调整产生完全或部分中介效应。分组回归系数差异通过了 Chow 检验。综之,本文总结:以前政府制定产业结构调整政策时,可能忽略了微观企业行为及其中观效应所代表的市场机制的作用,至少在以降低企业和产业风险为目标的政策制定过程中是如此。2014—2017年政府政策制定过程中,宏微观的互动作用更加紧密,微观表现和中观效应更多地成为政策制定的考察依据,这与精准调控的目标相吻合。

(三) 基于企业异质性的补充微观证据

在中介效应检验的第一步,经验证据初步显示,财务风险越大的企业越可能受到政府产业结构调整政策的规制。但是基于模型(2)的检验并不严谨。其原因在于,模型(2)的本质实际上是中介效应检验的一部分,其控制变量选用的是产业层控制变量。稳健性检验中,本文给出了基于企业异质性的补充微观证据检验。模型(7)以滞后一期的微观企业层级控制变量对产业结构调整政策进行回归。

$$Policy_{j,t+1} = \alpha + \beta_1 FD_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + indFE + yearFE + planFE + \varepsilon \quad (7)$$

在此基础上,本文通过基于企业在产业中的地位和企业性质的分组回归,回答“政府在制定产业结构调整政策时会直接关注哪些企业的财务风险”这一问题。企业的产业地位($Top50_{i,t}$)依据赫芬达尔指数的计算方式,以产业内规模前50为分界点,前50之内的被认为是具有市场影响力和市场地位较高的企业,否则为产业内的跟从型企业。企业性质($SOE_{i,t}$)按照其实际控制人性质作为判断是否为国有企业的标准。表6报告了一致性经验证据,并显示出产业内的领导型企业和国有企业财务风险的显现会引起产业政策制定者的关注,而对于其他企业而言,单个企业的财务风险并不会直接影响到中观政策的制定。企业异质性检验结果也通过影响机制的不同,解释了为什么在中观层面,单个企业财务风险与产业层级财务风

险对产业受到政策调控的影响方向是相反的。

最后考虑到本文的被解释变量 $Policy^{j,t+2}$ 是 0-1 哑变量,使用一般的面板数据固定效应模型进行回归可能存在一定偏误。因此,本文使用 Logistic 回归对被解释变量为 0-1 变量的模型(2)、模型(4)、模型(6)、模型(7)进行了稳健性检验。检验结果显示:无论是关键变量的系数还是显著性水平,都未因估计模型的改变而改变。因而,可以认为本文的结果是稳健的。

表 6 基于企业异质性的补充微观证据

变量	(1) 全样本	(2) $Top50_{i,t}=1$	(3) $Top50_{i,t}=0$	(4) $SOE_{i,t}=1$	(5) $SOE_{i,t}=0$
	$Policy^{j,t+1}$	$Policy^{j,t+1}$	$Policy^{j,t+1}$	$Policy^{j,t+1}$	$Policy^{j,t+1}$
$FD_{i,t}$	0.0313 *** (0.0076)	0.0359 *** (0.0085)	-0.0012 (0.0170)	0.0455 *** (0.0104)	0.0089 (0.0111)
Constant	0.4273 *** (0.1196)	0.0213 (0.1418)	1.9642 *** (0.2636)	0.5074 *** (0.1724)	0.4722 ** (0.2106)
Observations	19888	16065	3823	11256	8632
$Controls^{j,t+1}$	是	是	是	是	是
Plan/Industry/ Year FE	是	是	是	是	是
R^2	0.0134	0.0192	0.0765	0.0192	0.0296
F test	2.547 ***	2.981 ***	7.772 ***	2.313 ***	2.329 ***
Chow Test	LR chi2	All vs $Top50_{i,t}=1$ vs $Top50_{i,t}=0$ 1746.7800 ***		All vs $SOE_{i,t}=1$ vs $SOE_{i,t}=0$ 1320.6500 ***	

注:标准误在括号中显示,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

五、研究结论与启示

(一) 结论

(1)单个企业财务风险的显现能够通过良性竞争效应的发挥,降低整个产业的财务风险、提高产业集中度,该产业受到产业结构调整政策调控的可能性随之降低。本文认为这体现了市场化解风险、提高效率的机制与政策化解风险、提高效率的目标所形成的互补效应。本着市场机制优先的原则,产业结构调整政策在观察微观、中观两级证据的作用下得以减少。

(2)加入产业结构调整方向的考虑后发现,对于计划列入抑制性调整的产业群而言,较高的企业财务风险水平,加之由其带来的较高产业集中度,反而会增加这一产业列入次年抑制性产业调整政策的可能性。而促进性政策的检验结果与主检验一致。这一结论符合中国政策制定的现实情况。此外,2014—2017 年政府政策制定过程中,宏观的互动作用更加紧密,微观表现和中观效应更多地成为政策制定的考察依据,这与新时代精准调控的目标相吻合。

(二) 启示

本文研究结论为新时代涉企政策提供了政策制定机制解释和已有政策制定实践的经验证据支持。更具实践意义的是,在后续产业政策调整和其他涉企政策制定的过程中,本文的研究结论自身可以作为循证决策的证据之一,提供有效管控企业财务风险、充分发挥市场机制作用的决策证据。

第一,在涉企政策制定过程中,政策制定者应当观察微观企业表现和中观产业特征两层证据,并深度挖掘中微观之间的互动关系。政府职能的转变,不仅是政企分离的转变和服务型政府的转变,还是政府学习能力的转变。本文中循证决策的经验证据显示,即使是涉企政策,政策制定者也无需直接干预企业,而是应当观察市场中企业和产业之间的中微观联动。政策制定者精准调控的方向,应当是通过塑造适当的市场特征(如合理的竞争程度、进入和退出机制、风险阻断机制等)调整中微观联动关系,来取代直接靶向企业的规制。原因在于后者可能会通过中观层面的衍化造成政策效果的异化。

第二,以政策目标为导向,涉企政策应充分发挥市场机制和政府调控之间的互补效应。科学评估政策执行的预期和稳定企业预期,最终实现涉企政策促进经济持续健康发展。一直以来,对于政府规制有效与否的一个讨论焦点就是政策的易变性。对于政策制定者而言,产业结构调整需要符合动态一致性的基本要求。这既是企业信任政府形成有效预期的必要条件,也是企业、产业、政府之间形成良性闭环的基础要求。随着市场化的持续深入,产业竞争效率和信息有效性都将进一步提高。产业结构调整政策带来的不完全合同执行偏差应在市场机制的撮合下,不断降低政企之间的信息不对称,从而得到改善。

第三,对于微观企业而言,其财务风险受到自身生产经营、市场中的产业竞争、以及宏观上政府政策的三重影响。在中国的产业竞争动态中,市场机制与政府作用相补充是一个确定的、快速发展的趋势。与发挥市场对资源配置决定性作用相生相伴的,是企业在资源和能力方面的竞争策略。

企业在努力获得市场份额和议价权的同时,也需要考虑后备财务力量。在一次博弈中,二者是消耗和被消耗的关系。然而,在重复博弈中,由于产业竞争声誉效应的存在,二者可以实现统一:既对政策制定者给出良性竞争的承诺,又以良好的财务状况向竞争者释放市场地位的信号。

参考文献:

- [1] BEHAGUE D, TAWIAH C, ROSATO M, et al. Evidence-based policy-making: the implications of globally-applicable research for context-specific problem-solving in developing countries[J]. *Social science & medicine*, 2009, 69(10): 1539-1546.
- [2] 马小亮,樊春良. 基于证据的政策:思想起源、发展和启示[J]. *科学学研究*, 2015, 33(3): 353-362.
- [3] MARAIS L, MATEVESI Z. Evidence-based policy development in South Africa: the case of provincial growth and development strategies[C]// *Urban forum*. Springer Netherlands, 2013, 24(3): 357-371.
- [4] 江飞涛,李晓萍. 改革开放四十年中国产业政策演进与发展——兼论中国产业政策体系的转型[J]. *管理世界*, 2018(10): 73-85.
- [5] 黄亮雄,王贤彬,刘淑琳,等. 中国产业结构调整的区域互动——横向省际竞争和纵向地方跟进[J]. *中国工业经济*, 2015(8): 82-97.
- [6] 王文举,向其凤. 中国产业结构调整及其节能减排潜力评估[J]. *中国工业经济*, 2014(1): 44-56.
- [7] FRESARD L. Financial strength and product market behavior: the real effects of corporate cash holdings[J]. *The journal of finance*, 2010, 65(3): 1097-1122.
- [8] 陈志斌,王诗雨. 产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量[J]. *中国工业经济*, 2015(3): 96-108.
- [9] LANG L H P, STULZ R M. Contagion and competitive intra-industry effects of bankruptcy announcements: an empirical analysis[J]. *Journal of financial economics*, 1992, 32(1): 45-60.
- [10] MAKSIMOVIC V, PHILLIPS G. Asset efficiency and reallocation decisions of bankrupt firms[J]. *The journal of finance*, 1998, 53(5): 1495-1532.
- [11] BENMELECH E, BERGMAN N K. Bankruptcy and the collateral channel[J]. *The journal of finance*, 2011, 66(2): 337-378.
- [12] 刘小玄. 中国转轨经济中的产权结构和市场结构——产业绩效水平的决定因素[J]. *经济研究*, 2003(1): 21-29, 92.
- [13] 何熙琼,尹长萍,毛洪涛. 产业政策对企业投资效率的影响及其作用机制研究——基于银行信贷的中介作用与市场竞争的调节作用[J]. *南开管理评论*, 2016, 19(5): 161-170.
- [14] 金碚. 关于“高质量发展”的经济学研究[J]. *中国工业经济*, 2018(4): 5-18.
- [15] HERTZEL M G, LI Z, OFFICER M S, et al. Inter-firm linkages and the wealth effects of financial distress along the supply chain[J]. *Journal of financial economics*, 2008, 87(2): 374-387.
- [16] 龚强,张一林,林毅夫. 产业结构、风险特性与最优金融结构[J]. *经济研究*, 2014(4): 4-16.
- [17] BOUTIN X, CESTONE G, FUMAGALLI C, et al. The deep-pocket effect of internal capital markets[J]. *Journal of financial economics*, 2013, 109(1): 122-145.
- [18] 植草益. 微观规制经济学[J]. 北京:中国发展出版社, 1992.
- [19] 王诗雨,陈志红. 企业财务风险衍化及其产业效应——基于规制环境和竞争环境的双重情境分析[J]. *会计研究*, 2018(11): 56-62.
- [20] BHARATH S T, SHUMWAY T. Forecasting default with the Merton distance to default model[J]. *The review of financial studies*, 2008, 21(3): 1339-1369.
- [21] PHILLIPS G, SERTSIOS G. How do firm financial conditions affect product quality and pricing? [J]. *Management science*, 2013, 59(8): 1764-1782.

(本文责编:海 洋)