

# 过早去工业化与经济放缓：假说与证据

蔡宇涵 郑新业 郭家睿

**[摘要]** 保持制造业比重基本稳定是重要政策目标。近年来，中国制造业比重持续下降，表现出明显“去工业化”倾向。本文利用城市层面数据识别了去工业化对经济增长的影响及机制。研究发现，在制造业发展不成熟时过早去工业化将显著抑制经济增长，并验证了造成工业规模缩减和降低要素生产率是过早去工业化导致经济放缓的两种主要机制。从区域异质性来看，过早去工业化的经济影响在中西部地区更加显著；而产业转移能够通过扩大制造业规模，缓解过早去工业化对发展水平较低地区经济增长的抑制作用。本文研究发现有助于更好理解过早去工业化影响经济增长的规模、机制与应对逻辑，为深入实施制造强国战略、推动制造业高质量发展提供政策参考。

**[关键词]** 制造业；过早去工业化；经济增长；产业转移

## 一、引言

《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》明确提出要“保持制造业比重基本稳定”<sup>①</sup>，为中国制造业发展指明了目标和方向。改革开放至今，制造业为中国经济增长提供了强劲动力。但近年来，全国制造业比重持续下降，呈现“去工业化”倾向，为经济社会发展带来挑战。进入新发展阶段，正确认识和全面理解保持制造业比重基本稳定对经济增长的关键作用，是推动制造业高质量发展、夯实实体经济根基的重要课题。

20 世纪中后期以来，英、德等传统制造强国与美国等发达经济体制造业比重不断下降，全球经济呈现两极分化，工业化与去工业化成为全球性议题。卡尔多典型事实最早描述了工业化对经济增长的影响。<sup>②</sup> 此后，许多研究通过呈现制造业发展的国际格局与历史趋势，指出几乎所有实现经济增长和追赶的国家或地区都经历了工业化<sup>③</sup>，且发达经济体通常在制造业成熟后进入结构转型和

**作者：**蔡宇涵，北京大学经济学院讲师，yuhancail@pku.edu.cn；郑新业（通讯作者），中国人民大学应用经济学院教授，zhengxinye@ruc.edu.cn；郭家睿，中国光大银行股份有限公司总行公司金融部/战略客户部业务主办，guojiarui@foxmail.com。

\* 本文系国家自然科学基金项目“统筹推进‘双碳’目标与经济社会协同发展的中国经济学理论与政策研究”（23ZDA110）阶段性成果。感谢黄阳华、李芳华、姬晨阳等学者为本文做出的建设性贡献，感谢匿名评审专家的有益建议。文责自负。

① 《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》，23 页，人民出版社，2021。

② N. Kaldor. *Strategic Factors in Economic Development*. ILR Press, 1967.

③ A. Szirmai. “Industrialisation as an Engine of Growth in Developing Countries, 1950–2005”. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2012, 23 (4): 406–420.

去工业化阶段<sup>①</sup>。但这些研究也发现，20世纪90年代后，许多新兴经济体的产业结构同样呈现制造业比重持续下降的去工业化趋势。<sup>②</sup>由于去工业化时的制造业份额与国民收入显著低于发达国家同期水平，这一现象也被归纳为“过早去工业化”（Premature De-industrialization）。<sup>③</sup>与发达经济体由技术进步、效率提升引致的制造业比重主动下降不同，制造业不成熟时过早去工业化可能导致各部门生产效率下降、阻碍创新与技术进步，并抑制长期经济增长。<sup>④</sup>这也激发了研究人员对欠发达地区产业政策的讨论。多数学者主张中低收入国家不应过早放弃工业化道路<sup>⑤</sup>，例如，Andreoni和Tregenna认为技术创新驱动的制造业发展是发展中国家摆脱“中等收入陷阱”的关键<sup>⑥</sup>。

中国制造业发展与去工业化现象受到国内学者高度关注，已有研究主要聚焦四个方面：第一，早期研究基于对产值与就业结构趋势的系统描述，论证了中国制造业呈现“过早去工业化”的典型倾向。<sup>⑦</sup>第二，部分研究剖析了去工业化的成因，指出资源配置效率下降、制造业升级缓慢、产业关联服务化等是中国去工业化的重要驱动因素。<sup>⑧</sup>第三，少数研究探讨了去工业化的经济后果。例如，王文和孙早研究发现，去工业化提高了服务业份额，但并没有提高服务业全要素生产率<sup>⑨</sup>；冯扬等从土地资源的角度出发，论证过早去工业化将抑制经济增长<sup>⑩</sup>。第四，结合全球制造业比重下降的特征表现，部分研究评估了中国制造业增加值比重的合理区间，并从理论上探讨了“保持制造业比重基本稳定”的可行路径，认为全方位扩大国内需求、改造升级传统产业、加快发展新兴产业对于加快制造强国建设具有重要意义。<sup>⑪</sup>整体来看，现有文献对中国去工业化，特别是过早去工业化现象进行了丰富探讨。但是，相关研究在以下三个方面仍有待深入：一是对于去工业化特征事实的提炼多聚焦全国层面，缺少对城市制造业发展趋势及其与经济增长关系的全面描述；二是对过早去工业化经济影响的分析多来自相关性描述或理论推演，缺少基于对过早去工业化量化测度的实证检验；三是如何理解并克服过早去工业化对经济发展的抑制作用，仍是值得深入研究的重要内容。

本文研究了中国过早去工业化的基本事实与经济影响，并提出可能的应对策略，以期完善产

① J. G. Palma. “De-Industrialization, ‘Premature’ De-Industrialization and the Dutch Disease”. In S. Durlauf, and L. E. Blume (eds.). *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Palgrave Macmillan, 2008, pp. 1297–1306; L. van Neuss. “Globalization and Deindustrialization in Advanced Countries”. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2018, 45: 49–63.

② S. Dasgupta, and A. Singh. “Manufacturing, Services and Premature Deindustrialization in Developing Countries: A Kaldorian Analysis”. In G. Mavrotas, and A. Shorrocks (eds.). *Advancing Development: Core Themes in Global Economics*. Palgrave Macmillan, 2007, pp. 435–454; D. Rodrik. “Premature Deindustrialization”. *Journal of Economic Growth*, 2016, 21 (1): 1–33.

③ 受限于篇幅，对“去工业化”和“过早去工业化”的概念界定与梳理见 [http://xuebao.ruc.edu.cn/attached/file/20250526/20250526101531\\_719.pdf](http://xuebao.ruc.edu.cn/attached/file/20250526/20250526101531_719.pdf)。

④ F. Tregenna. “Deindustrialization and Premature Deindustrialization”. In E. S. Reinert, et al. (eds.). *Handbook of Alternative Theories of Economic Development*. Edward Elgar Publishing, 2016, pp. 710–728.

⑤ E. Özçelik, and E. Özmen. “Premature Deindustrialisation: The International Evidence”. *Cambridge Journal of Economics*, 2023, 47 (4): 725–746.

⑥ A. Andreoni, and F. Tregenna. “Escaping the Middle-Income Technology Trap: A Comparative Analysis of Industrial Policies in China, Brazil and South Africa”. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2020, 54: 324–340.

⑦ 例如，黄群慧、黄阳华、贺俊等：《面向中等收入阶段的中国工业化战略研究》，载《中国社会科学》，2017（12）；黄群慧、杨虎涛：《中国制造业比重“内外差”现象及其“去工业化”涵义》，载《中国工业经济》，2022（3）。

⑧ 蔡昉：《生产率、新动能与制造业：中国经济如何提高资源重新配置效率》，载《中国工业经济》，2021（5）；江飞涛、雷泽坤、张钟文：《制造业增长中的结构变迁与效率演变——对“去工业化”问题的再探讨》，载《中国工业经济》，2022（12）；张红霞、梁云淞、邓滢：《产业关联服务化与制造业比重下降——基于中国时间序列投入产出表的分析》，载《计量经济学报》，2025（2）。

⑨ 王文、孙早：《去工业化促进了服务业效率提升吗》，载《统计研究》，2017（3）。

⑩ 冯扬、昌忠泽、王洋：《去工业化、经济增长与区域协调发展——基于土地资源错配的视角》，载《经济理论与经济管理》，2023（1）。

⑪ 例如，胡俊、余泳泽、陈维宣：《制造业比重保持基本稳定的机制和路径研究》，载《产业经济评论》，2023（1）；徐朝阳、赵磊：《我国工业和制造业增加值GDP占比的国际比较：兼谈如何稳定我国工业和制造业比重》，载《经济社会体制比较》，2024（4）。

业政策体系、实现制造业高质量发展提供参考。主要内容与发现如下：第一，描述中国制造业发展的特征事实，发现全国和城市层面均存在“去工业化”倾向，且去工业化时城市制造业份额与经济增长显著正相关。第二，利用城市层面数据实证检验去工业化对经济增长的影响。估计结果显示，去工业化时城市制造业份额每下降1个百分点，此后三年平均人均实际GDP将降低0.9%，这一结果意味着过早去工业化将显著抑制经济增长。机制分析结果表明，过早去工业化通过抑制制造业规模和要素生产率导致经济放缓。第三，借助“东西部协作与对口支援”制度，验证了制造业发展水平较低的地区通过承接产业转移，能够缓解过早去工业化的消极影响。研究表明，制造业是中国经济增长的重要引擎，保持制造业比重基本稳定是实现经济高质量发展的必要选择。

本文的边际贡献有三：首先，本文对中国近20年来制造业发展趋势的描述，为客观评价中国去工业化现状与其对经济社会发展的影响提供事实基础和判断依据；其次，本文识别过早去工业化对经济增长的影响与机制，为理解“保持制造业比重基本稳定”这一政策目标的必要性及其在经济发展中的关键作用提供新证据，为更好发挥制造业规模经济和效率经济、实现制造业高质量发展提供量化支持；最后，本文验证产业转移对促进西部地区制造业发展的重要作用，为优化政策设计以推进产业转移促进区域协调发展、实现共同富裕提供科学依据与学理支撑。

余文安排如下：第二部分呈现中国制造业发展的典型事实，并提出研究假说；第三部分介绍计量模型、变量与数据；第四部分报告实证分析结果并进行机制检验；第五部分为区域异质性讨论，并基于产业转移探讨过早去工业化的应对路径；第六部分总结全文并提炼政策含义。

## 二、基本事实与研究假说

### (一) 中国制造业发展的基本事实

#### 1. 中国制造业存在“去工业化”趋势

图1(a)分别描述了1991年以来第二产业、工业、第三产业增加值占GDP比重的变化情况。结果显示，2000年以前，工业构成中国经济增长的重要支柱；2000—2010年，第二产业增加值份额稳定在50%，略高于第三产业；此后，第二产业增加值占比不断下滑，至2022年，中国第二产业增加值占GDP比重仅为33.9%。图1(b)呈现了2001—2022年制造业从业规模及份额的变化情况。结果显示，全国制造业呈“倒U型”发展趋势：2013年以前，制造业从业人数逐年上升，其占全部从业人口的比例也基本保持平稳；此后，制造业从业人数与份额呈明显下降趋势。以上事实表明，近十余年来，中国经历了制造业比重持续下降的“去工业化”过程。

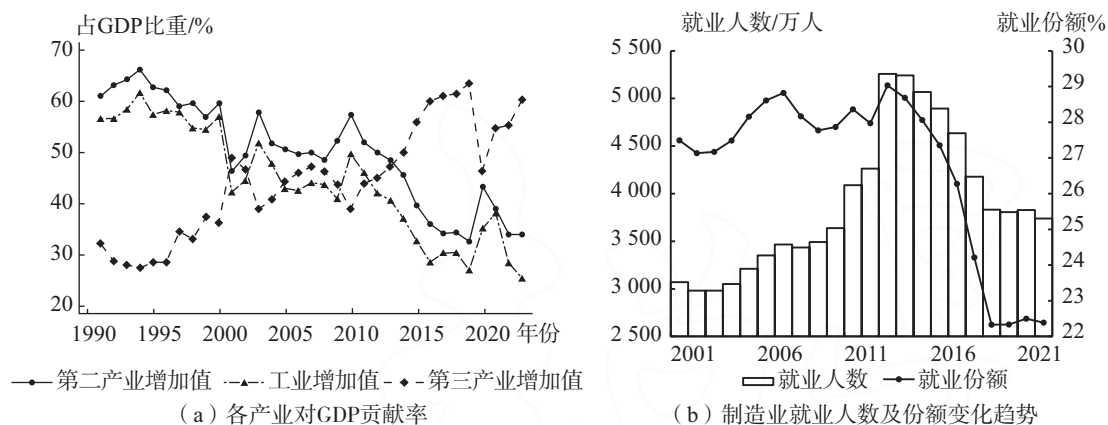


图1 全国制造业规模及份额变化趋势

数据来源：国家统计局、《中国劳动统计年鉴》。

## 2. 城市层面存在“过早去工业化”倾向

为分析城市层面制造业进程，参考相关研究，本文使用各地级市制造业从业人员份额作为制造业份额，并将其取得局部最大值的年份作为去工业化起始年份<sup>①</sup>，具体由  $LMax_t$  确定，定义如下：

$$LMax_t = 1, \text{若 } Share_t - Share_r \geq 0 \quad r \in [t-2, t+2]; \text{否则 } LMax_t = 0 \quad (1)$$

其中， $Share_t$  表示第  $t$  年制造业从业人员份额。<sup>②</sup> 据此计算各城市去工业化时制造业份额和人均实际 GDP。图 2 (a) 为去工业化时人均实际 GDP 分布，中位数为 2.51 万元，平均值仅为 1.90 万元，而美、英等发达国家开始去工业化时，人均 GDP 已达到 14 000 美元（按 1990 年不变价计算）。<sup>③</sup> 图 2 (b) 为各城市去工业化时人均实际 GDP 与制造业份额分布，其中横向和纵向参考线分别表示发达国家去工业化时的制造业份额（30%）与同期人均实际 GDP（15.7 万元，以 2001 年为基期）。参考发达国家标准，中国多数城市去工业化时处于“低制造业—低收入”区间，存在“过早去工业化”倾向。

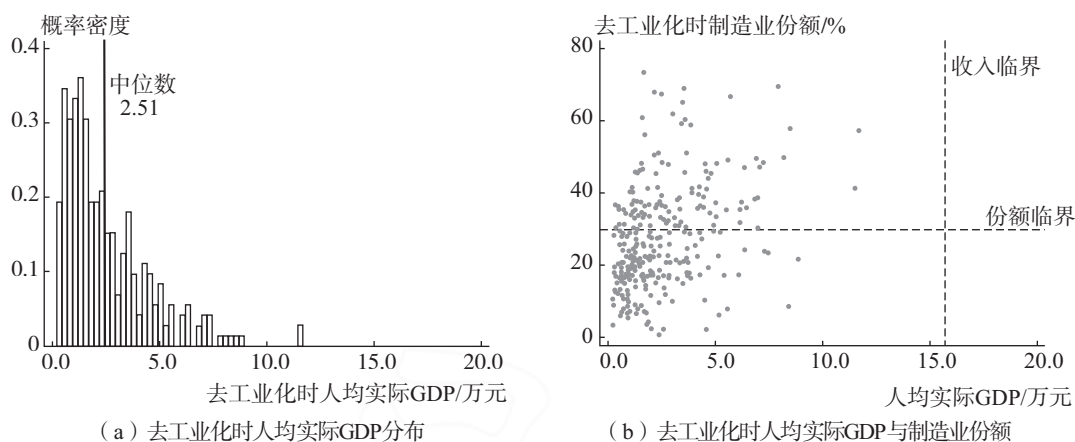


图 2 城市层面去工业化趋势分析

数据来源：《中国城市统计年鉴》。

## 3. 制造业发展水平与城市经济增长正相关

去工业化时制造业份额与经济增长的关系如图 3 所示。图 3 (a) 为去工业化起始年份各城市制造业份额与 2022 年人均实际 GDP 的关系。可以看出，二者呈显著正相关关系，这也意味着过早去工业化可能抑制经济长期增长。图 3 (b) 为去工业化起始年份制造业份额与人均实际 GDP（以 2001 年为基期）的关系。由图可知，经济发展水平更高的城市，其去工业化时制造业份额也普遍更高。

## 4. 西部地区更易受到制造业发展水平的影响

从去工业化进程的区域特征来看，图 4 (a) 表明西部地区<sup>④</sup>去工业化时的制造业份额平均值不足 20%，明显低于现有文献中对于“成熟去工业化”的标准，“过早去工业化”趋势相比其他地区更加显著。图 4 (b) 分地区绘制了去工业化起始年份制造业份额与 2022 年人均实际 GDP 的关系。可以看出，西部地区和东北地区的拟合曲线斜率小于东部和中部地区，这也意味着过早去工业化对

① 有多个年份满足条件时，取第一个年份作为去工业化的起始年份。按照这一定义，去工业化起始年份的描述性统计见 [http://xuebao.ruc.edu.cn/attached/file/20250526/20250526101531\\_719.pdf](http://xuebao.ruc.edu.cn/attached/file/20250526/20250526101531_719.pdf)，结果显示起始年份平均值和中位数分别为 2 008.78 和 2008。

② 除特别说明外，后文统一使用制造业从业人员份额作为“制造业份额”的度量指标。

③ D. Rodrik. “Premature Deindustrialization”. *Journal of Economic Growth*, 2016, 21 (1): 1-33.

④ 本文参考国家统计局的经济地带划分，东部 10 省（市）包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南；中部 6 省包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南；西部 12 省（区、市）包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆；东北 3 省包括辽宁、吉林和黑龙江。

西部和东北地区经济增长的抑制作用可能更显著。<sup>①</sup>

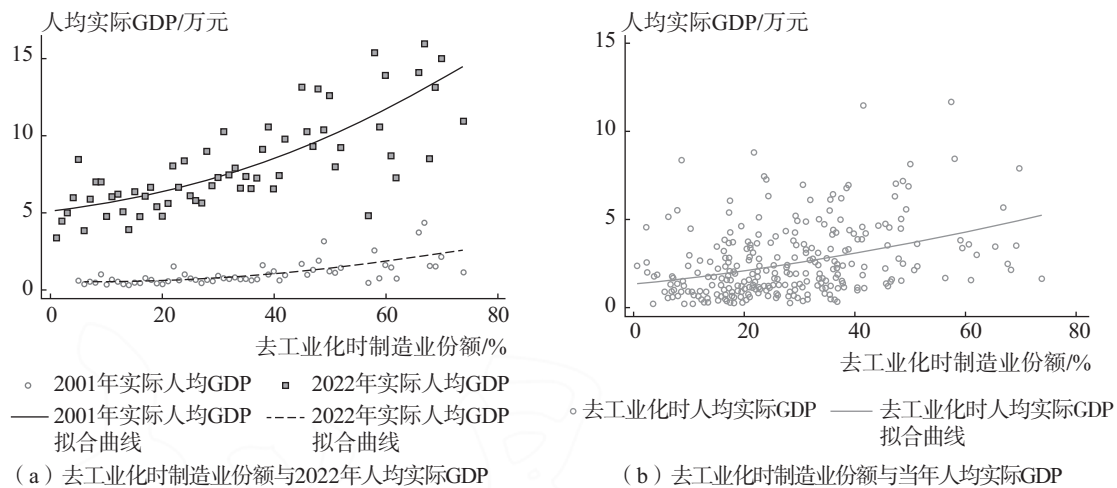


图3 制造业发展水平与经济增长

数据来源：《中国城市统计年鉴》。

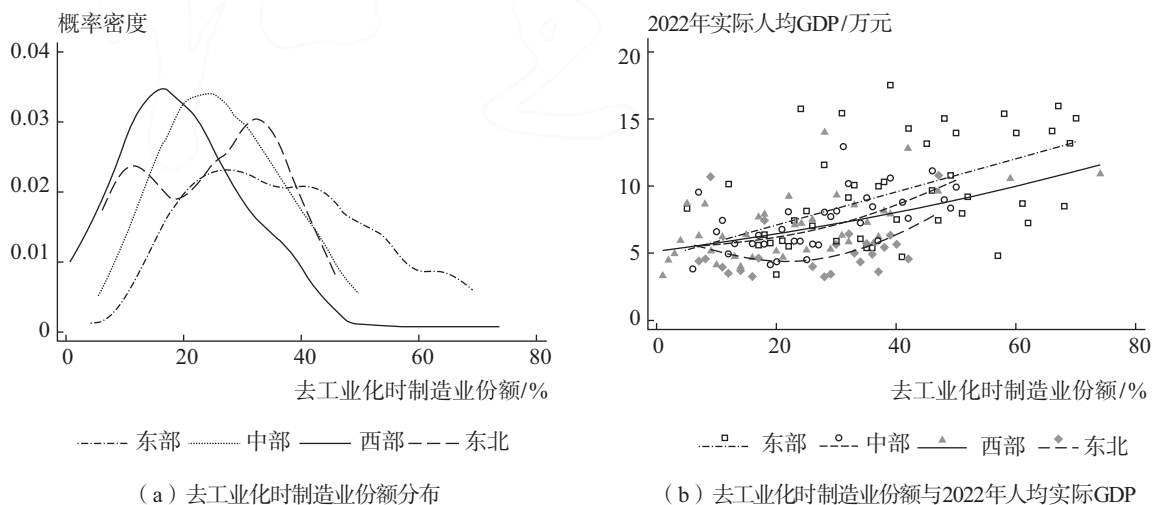


图4 去工业化时制造业份额与经济增长（分地区）

数据来源：《中国城市统计年鉴》。

## (二) 研究假说

本文关注过早去工业化对经济增长的影响。根据基本事实，地级市去工业化时的制造业成熟程度与经济发展水平正相关。这一关系在现有文献中也得到验证：一方面，许多研究直接证实了制造业对于经济增长的促进作用。<sup>②</sup> 例如，Felipe 等证明了当前所有的发达经济体，在过去

<sup>①</sup> 本文依据下辖区县内是否有原国家级贫困县对地级市进行分组，分别绘制了去工业化时制造业份额分布及制造业份额与经济发展的关系。结果显示，辖区内有原国家级贫困县的地级市更容易出现“过早去工业化”的趋势，且经济增长更容易受到去工业化的影响。见 [http://xuebao.ruc.edu.cn/attached/file/20250526/20250526101531\\_719.pdf](http://xuebao.ruc.edu.cn/attached/file/20250526/20250526101531_719.pdf)。

<sup>②</sup> N. Haraguchi, et al. "The Importance of Manufacturing in Economic Development: Has this Changed?". *World Development*, 2017, 93: 293-315; D. Su, and Y. Yao. "Manufacturing as the Key Engine of Economic Growth for Middle-Income Economies". *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2017, 22 (1): 47-70.

40年间均达到了较高的制造业就业份额。<sup>①</sup>另一方面，部分研究从理论上论证了去工业化，特别是过早去工业化对经济增长的影响，指出若经济体在制造业生产率较低时即开始去工业化进程，不仅将抑制经济增长，也将损失微观家庭福利。<sup>②</sup>结合中国实际与已有研究，本文提出第一个研究假说：

**假说 1：**去工业化时制造业份额对经济增长有正向影响，过早去工业化将阻碍经济增长。

进一步，本文关注过早去工业化阻碍经济增长的可能机制。一方面，制造业被认为是经济增长的关键引擎，重要原因之一是制造业具有更高的生产率，且通常具有“干中学”（learning by doing）和规模经济等特征。<sup>③</sup>正因如此，当资源由农业部门流向制造业部门时，会带来结构转型红利；当资源由制造业部门流向服务业部门、经济体进入去工业化阶段时，将直接造成工业规模缩减并可能带来结构转型负担。特别是与发达经济体相比，发展中国家“过早去工业化”通常具有两个特征：一是去工业化时人均收入水平较低，二是制造业在经济结构中所占份额较低。<sup>④</sup>这意味着相比成熟去工业化，过早去工业化将导致制造业的规模经济效应无法充分释放，经济增长也更容易因此受阻。据此，本文提出第二个研究假说：

**假说 2：**过早去工业化将造成制造业规模缩减并阻碍经济增长，简称“规模机制”。

另一方面，发达经济体去工业化的本质是产业升级过程中由生产率变化引起的要素流动。然而，不同于效率提升驱动的经济结构转型，若经济体受政策或外部环境影响过早进入去工业化进程，并推动产业结构由制造业转向服务业，实质上是低生产率部门对高生产率部门的简单替代。<sup>⑤</sup>根据 Feder 构建的两部门增长模型，一个地区的经济发展水平由两部门要素配置、边际生产率差异及部门间溢出效应共同决定。<sup>⑥</sup>若制造业因“过早去工业化”导致其要素流失和生产率下降，可能削弱其对服务业的技术溢出，进而抑制整体经济效率的提升与经济增长。<sup>⑦</sup>这也与袁富华提出的全要素生产率“结构性减速”<sup>⑧</sup>观点一致。据此，本文提出第三个研究假说：

**假说 3：**过早去工业化将抑制要素生产率提升并阻碍经济增长，简称“效率机制”。

### 三、模型、数据与变量

#### （一）计量模型设定

本文使用式（2）作为基准回归模型，分析过早去工业化对经济增长的影响：

$$y_{irt} = \beta_0 + \beta_1 \text{Share}_{it} + \theta X_{it} + \delta_t + \sigma_r + \mu_{irt} \quad (2)$$

式中  $i$ 、 $r$  和  $t$  分别表示地级市、经济地带和去工业化起始年份。被解释变量  $y_{irt}$  表示地级市经济发展水平。核心解释变量  $\text{Share}_{it}$  表示地级市  $i$  去工业化起始年份的制造业份额。其中，起始年份  $t$  由式（1）定义的  $LMax_t$  确定，从而  $\text{Share}$  的取值能够在一定程度上作为某一城市是否

① J. Felipe, et al. “Manufacturing Matters...But It’s the Jobs that Count”. *Cambridge Journal of Economics*, 2019, 43 (1): 139 - 168.

② R. Rekha, and S. Babu. “Premature Deindustrialisation and Growth Slowdowns in Middle-Income Countries”. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2022, 62: 377 - 389; J. Greenstein. “Development without Industrialization? Household Well-Being and Premature Deindustrialization”. *Journal of Economic Issues*, 2019, 53 (3): 612 - 633.

③ A. Szirmai. “Industrialisation as an Engine of Growth in Developing Countries, 1950-2005”. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2012, 23 (4): 406 - 420.

④ F. Tregenna. “Deindustrialisation: An Issue for Both Developed and Developing Countries”. In J. Weiss, and M. Tribe (eds.), *Routledge Handbook of Industry and Development*. Routledge, 2016, pp. 97 - 115.

⑤ 魏后凯、王颂吉：《中国“过度去工业化”现象剖析与理论反思》，载《中国工业经济》，2019（1）。

⑥ G. Feder. “On Exports and Economic Growth”. *Journal of Development Economics*, 1983, 12 (1-2): 59 - 73.

⑦ A. Bernard, et al. “Rethinking Deindustrialization”. *Economic Policy*, 2017, 32 (89): 5 - 38.

⑧ 袁富华：《长期增长过程的“结构性加速”与“结构性减速”：一种解释》，载《经济研究》，2012（3）。

“过早去工业化”的判断标准。此外，本文在基准回归中添加了一组可能同时影响区域工业化进程和经济增长的城市层面控制变量  $X_{it}$  和经济地带固定效应  $\sigma_r$ ，并添加去工业化起始年份虚拟变量  $\delta_t$  以控制时间因素影响。 $\mu_{it}$  代表与解释变量不相关的残差项。在这一模型设定下，本文关心的是核心解释变量系数  $\beta_1$  的估计值，其衡量了去工业化时制造业份额的边际变化对经济发展的平均影响。

## (二) 变量与数据

**被解释变量：**本文使用的被解释变量  $y_{it}$  为地级市经济发展水平，采用地级市  $i$  去工业化起始年份后三年内的人均实际 GDP 平均值（以 2001 年为基期） $\overline{GDP}$  测度<sup>①</sup>，并在回归分析中取对数。

**核心解释变量：**本文的核心解释变量  $Share$  为城市去工业化时的制造业比重。如前文所述，制造业比重存在多种度量方式，参考多数文献的做法，基准回归中以制造业从业人员占全部从业人员的份额表示。

**控制变量：**基准回归中加入了地级市层面控制变量以缓解遗漏变量对估计结果的干扰。具体包括：城市人口数量、人力资本水平、城市基础设施和公共服务水平、公共财政收入和支出、消费水平与公路货运量。其中，人力资本水平使用普通中学学校数、普通中学专任教师数、普通中学在校学生数和地级市财政教育支出四个变量表示；城市基础设施和公共服务水平以医院、卫生院数量及床位数测度。各控制变量均为去工业化起始年份数值。此外，模型中还加入去工业化起始年份前一年人均实际 GDP 及城市的河流长度，用以控制区域地理特征及其他不随时间变化的因素对经济增长和产业结构的影响。

本文基准回归使用的样本为 2001—2022 年中国 293 个地级市的数据。<sup>②</sup> 数据整理自历年《中国城市统计年鉴》及各省统计年鉴和统计公报，利用数据的线性趋势使用线性插值法对各年份中间的缺失值进行填充。各变量描述性统计见表 1。

表 1 主要变量描述性统计

变量	单位	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
去工业化后三年人均实际 GDP 平均值	万元	292	3.177	2.320	0.255	13.347
去工业化时制造业就业份额	%	292	27.415	14.349	0.692	73.629
前期人均实际 GDP	万元	288	2.241	1.922	0.172	15.643
户籍人口数	万人	292	401.961	249.254	16.370	1 188.080
普通中学学校数	所	292	217.336	128.042	10.000	703.000
普通中学专任教师数	万人	292	1.505	0.930	0.068	4.366
普通中学在校学生数	万人	292	23.121	15.276	1.000	90.310
教育支出	亿元	292	27.783	27.833	0.083	133.895
医院卫生院数	个	292	197.729	144.957	6.000	1 162.000
医院卫生院床位数	万张	292	1.299	1.045	0.080	7.338
地方财政一般预算内收入	亿元	292	83.243	124.093	1.224	768.008
地方财政一般预算内支出	亿元	292	155.654	165.471	3.305	1 045.093

① 后文所有经济指标实际值均以 2001 年为基期。

② 以 2022 年行政区划为准，不包含香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾省。由于海南省三沙市数据缺失，2022 年实际数据可得的地级市为 292 个。

续前表

变量	单位	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
社会消费品零售总额	亿元	292	410.018	548.637	7.578	4 329.510
公路货运量	亿吨	291	0.846	1.965	0.014	27.148
河流长度	千米	292	2 500.995	1 942.473	95.495	14 362.511

注：各控制变量取值均为城市去工业化年份取值。

## 四、实证分析

### (一) 基准回归结果

表 2 报告了基准回归结果。第 (1) 列为不包含任何控制变量的估计结果。核心解释变量的估计系数显著为正，表明去工业化时制造业份额与之后三年人均实际 GDP 平均值显著正相关。第 (2)~(4) 列依次逐步加入年份固定效应、经济地带固定效应和城市层面控制变量。从  $\beta_1$  的估计值来看，加入年份和经济地带固定效应后，系数估计值显著增加，表明区域、年份因素同时影响着城市经济增长与产业结构；进一步加入城市层面控制变量后， $\beta_1$  的估计值有所下降，意味着城市层面因素，例如基期经济发展水平，可能同时促进去工业化前后制造业发展和经济增长，从而导致第 (3) 列中核心解释变量系数被高估。尽管如此，第 (4) 列中的系数估计值仍在经济意义和统计意义上显著，其含义是去工业化时制造业份额每下降（上升）1 个百分点，此后三年平均人均实际 GDP 将降低（增长）0.9%。这一结论也为假说 1 提供了证据，即去工业化时城市制造业比重对经济发展水平产生正向影响，而过早去工业化将阻碍经济增长。

表 2 基准回归结果

解释变量	被解释变量：人均实际 GDP 平均值					
	OLS				2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Share</i>	0.019*** (0.003)	0.022*** (0.002)	0.019*** (0.002)	0.009*** (0.002)		0.019*** (0.006)
<i>RivDensity</i>					29.330*** (7.489)	
年份固定效应		是	是	是	是	是
经济地带固定效应			是	是	是	是
城市控制变量				是	是	是
样本量	292	292	292	287	287	287
$R^2$	0.120	0.632	0.652	0.876	0.416	
CD-Wald F 统计量						20.512

注：括号内为异方差稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示回归系数在 1%、5% 和 10% 统计水平上显著，以下各表同。

### (二) 内生性问题讨论

由于基准回归中，核心解释变量 *Share* 取值并不符合随机分配，因此尽管在模型中加入控制变量，估计结果仍有可能面临遗漏变量的威胁。例如，城市层面的环境保护目标不仅影响工业化进程，也会影响区域经济增长速度。对此，本文拟选择城市的河流密度 (*RivDensity*) 作为工具变量进行处理。河流密度可能通过要素成本直接影响工业企业决策，进而影响城市工业化进程<sup>①</sup>，故满

① 余泳泽、孙鹏博、宣烨：《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级？》，载《经济研究》，2020（8）。

足工具变量相关性的要求。在外生性方面, 尽管河流密度也可能通过气候、自然资源等影响区域经济增长, 但其在短期内不会发生显著变化。因而当模型中加入前期人均实际 GDP 与河流长度作为控制变量时, 能够控制此类不可直接观测的长期影响, 从而该变量能够较好满足外生性要求。使用工具变量的估计结果报告于表 2 第 (5)、(6) 列。其中, 第 (5) 列报告了以河流密度为工具变量的第一阶段估计结果, 与预期相符, 河流密度增加时, 去工业化时制造业份额将随之提升, 表明河流密度增加能够降低要素流动成本, 促进制造业发展。第 (6) 列报告的第二阶段估计结果显示, 与基准回归结果一致, 去工业化时制造业份额提升将促进此后经济增长。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 更换指标测度方式

基准回归分别使用去工业化后三年内人均实际 GDP 平均值和去工业化时制造业从业人员份额作为被解释变量和核心解释变量, 其中, 去工业化起始年份由以五年为窗口期的制造业份额局部最大值定义。但是, 现有研究关于经济增长、制造业份额及去工业化起始年份的测度方式均未达成一致, 故本文通过更换指标测度方式进行稳健性检验。更换被解释变量的估计结果如表 3 所示。第 (1)、(2) 列的被解释变量分别为去工业化后五年内<sup>①</sup>人均实际 GDP 平均值和 2020—2022 年人均实际 GDP 平均值, 第 (3)~(5) 列的被解释变量分别为去工业化后第三年 ( $t+3$ )、第五年 ( $t+5$ ) 和 2022 年各地级市人均实际 GDP。更换被解释变量后, 核心解释变量的系数估计值相比基准回归有所变化, 但符号均为正, 且在 1% 统计水平上显著, 为基准回归结果的稳健性提供了证据。

表 3 稳健性检验 (更换被解释变量)

解释变量	被解释变量: 不同指标测度的经济增长 (取对数)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Share	0.008*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.006*** (0.001)
控制变量	是	是	是	是	是
样本量	278	287	287	278	287
R <sup>2</sup>	0.854	0.701	0.854	0.817	0.689

注: 控制变量包括经济地带、年份固定效应及地级市控制变量, 除注明外, 下表同。

本文进一步通过更换核心解释变量和去工业化起始年份的界定方式进行稳健性检验。从核心解释变量来看, 除从业人员份额外, 部分研究使用制造业产值份额进行分析。因此, 本文计算了去工业化时各地级市第二产业产值比重  $Share_p$  作为核心解释变量<sup>②</sup>, 估计结果如表 4 第 (1) 列所示。此时, 核心解释变量系数估计值的符号、数值和显著性与基准回归具有较高一致性。

本文还使用不同方法界定去工业化起始年份以检验结论稳健性。具体而言, 可根据制造业比重变化趋势将局部转折点  $LPeak_t$  和全局最大值  $GMax_t$  作为去工业化起始年份。 $LPeak_t$  和  $GMax_t$  分别定义如下:

$$LPeak_t = 1, \text{ 若 } \begin{cases} Share_r - Share_{r-1} \geq 0 & r = t, t-1, t-2 \\ Share_m - Share_{m+1} \geq 0 & m = t, t+1, t+2 \end{cases}; \text{ 否则 } LPeak_t = 0 \quad (3)$$

$$GMax_t = 1, Share_t \geq Share_r, r \in [2001, 2022]; \text{ 否则 } GMax_t = 0$$

其中,  $Share_t$  仍表示年份  $t$  制造业从业人员份额。根据定义, 局部转折点  $LPeak_t$  是指若某一年份之前制造业份额连续三年上升、之后连续三年下降, 则该年份被认定为去工业化的起始年份;

① 分析时剔除了局部最大值后年份不足五年 (即去工业化起始年份晚于 2017 年) 的样本。后文相似情况做同样处理。

② 由于制造业产值数据不可得, 本文此处使用地级市第二产业产值进行分析。

## 蔡宇涵等：过早去工业化与经济放缓：假说与证据

全局最大值  $GM_{ax_t}$  则将样本在研究时间跨度内制造业份额取得最大值的年份作为起始年份。使用不同定义界定去工业化起始年份的分析结果报告于表 4 第 (2)、(3) 列, 核心解释变量的系数显著为正, 且估计值与基准回归相比并未发生显著变化, 也为研究假说 1 提供了证据。

表 4 稳健性检验 (更换核心解释变量及去工业化起始年份界定)

解释变量	更换核心解释变量	更换起始年份界定	
	产值比重 (1)	局部转折点 (2)	全局最大值 (3)
<i>Share</i>		0.007*** (0.002)	0.010*** (0.003)
<i>Share<sub>p</sub></i>	0.014*** (0.004)		
控制变量	是	是	是
样本量	288	286	286
$R^2$	0.471	0.578	0.406

## 2. 子样本分析

根据基准回归中去工业化起始年份的定义, 有 45 个城市去工业化起始年份早于 2003 年或晚于 2020 年, 从而该年份之前或之后的数据不足三年, 可能对估计结果产生影响。为进行稳健性检验, 本文剔除了这类样本, 即仅保留去工业化起始年份在 2004—2019 年之间的地级市, 得到子样本 1。对子样本 1 的估计结果如表 5 第 (1) 列所示。此外, 为排除区域政策影响, 本文分别剔除了省会城市、沿海城市和陆地边境城市, 对应得到子样本 2~4, 分析结果报告于表 5 第 (2)~(4) 列。可以看出, 基于不同子样本的分析结果均与基准结果一致, 验证了过早去工业化将阻碍经济增长。

表 5 稳健性检验 (子样本分析)

解释变量	被解释变量: 人均实际 GDP 平均值			
	子样本 1 (1)	子样本 2 (2)	子样本 3 (3)	子样本 4 (4)
<i>Share</i>	0.007*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.009*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是
样本量	242	260	244	266
$R^2$	0.857	0.880	0.876	0.875

## 3. 更换估计策略

基准回归中, 本文使用 OLS 进行分析, 并使用工具变量处理了潜在内生性问题。为进行稳健性检验, 本节使用 PSM-DID 方法进行分析。具体地, 将城市去工业化进程看作一项“政策处理”, 将满足“成熟去工业化”的城市视为控制组, 将“过早去工业化”的城市视为处理组, 并比较处理组和控制组经济增长差异。然而, 这一设定存在两个问题: 一是现有研究对“过早去工业化”和“成熟去工业化”缺少明确界定, 从而本文处理组和控制组并不直观; 二是即使能够将样本明确分组, 也面临处理非随机的问题, 可能造成估计结果偏误。本文将分别就两个问题进行说明。

首先, 现有文献关于“过早去工业化”和“成熟去工业化”形成了多样化的标准, 参考这些研究, 可采用多种方式界定城市工业化进程并进行分组, 具体如表 6“绝对标准”1~4 所示。当前基于全球数据的国家层面研究多采用此类标准描述区域工业化和去工业化进程。参考“绝对标准”的定义方式, 结合中国城市层面数据, 本文提出过早去工业化的三个“相对标准”, 具体如表 6 标准

5~7 所示。实证分析过程中, 本文将分别使用标准 2 和标准 5~7 界定“成熟去工业化”和“过早去工业化”, 并据此定义样本的处理状态。<sup>①</sup>

表 6 过早去工业化的界定标准与分组

分类	过早去工业化的定义		参考文献
绝对标准	标准 1	若去工业化时的国民收入低于发达国家去工业化时的国民收入, 则为“过早去工业化”, 反之为“成熟去工业化”。	Dasgupta 和 Singh <sup>②</sup>
	标准 2	若去工业化时的实际制造业份额低于发达国家去工业化时的制造业份额 (一般认为是 30%), 则为“过早去工业化”, 反之为“成熟去工业化”。	Szirmai 和 Verspagen <sup>③</sup>
	标准 3	若去工业化时的实际制造业份额低于该地区可能实现的最大值, 则为“过早去工业化”, 反之为“成熟去工业化”。	Felipe 等 <sup>④</sup>
	标准 4	若去工业化时国民收入和制造业份额均低于发达国家对应时期的收入和份额, 则为“过早去工业化”, 反之为“成熟去工业化”。	Rodrik; Tregenna <sup>⑤</sup>
相对标准	标准 5	若去工业化时的制造业份额低于地级市所在省会城市对应时期份额, 则为“过早去工业化”, 反之为“成熟去工业化”。	参考标准 2 制定
	标准 6	若去工业化时的人均实际 GDP 和制造业份额低于地级市所在省会城市对应时期的人均实际 GDP 和制造业份额, 则为“过早去工业化”, 反之为“成熟去工业化”。	参考标准 4 制定
	标准 7	若去工业化时的制造业份额处于所有样本城市中位数以下, 则为“过早去工业化”, 反之为“成熟去工业化”。	参考标准 4 制定

其次, 为克服由于两组样本协变量分布存在较大差异引起的估计偏误, 本文使用倾向得分匹配 (Propensity Score Matching, PSM) 方法, 根据控制变量和去工业化起始年份, 匹配得到具有相似特征的处理组和控制组样本。在此基础上, 设定识别策略如下: 利用各地工业化进程存在差异, 从而处理组个体接受处理时间不一致的事实, 构造如式 (4) 所示的多期 DID 模型进行分析:

$$y_{it} = \delta DID_{it} + \theta X_{it} + \tau_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $y_{it}$  仍表示本文关心的经济增长指标, 使用地级市  $i$  第  $t$  年人均实际 GDP 衡量。  $DID_{it}$  表示处理状态: 当地级市  $i$  在第  $t$  期接受处理, 即属于“过早去工业化”且进入去工业化进程后,  $DID_{it} = 1$ , 否则  $DID_{it} = 0$ 。  $X_{it}$  代表控制变量,  $\tau_i$  和  $\eta_t$  分别表示地级市和年份固定效应。式中, 处理状态  $DID_{it}$  的系数  $\delta$  的含义是过早去工业化对经济增长的影响。PSM-DID 的估计结果报告于表 7。从估计结果来看, 核心解释变量的估计系数显著为负, 表明过早去工业化将造成经济增长放缓, 为基准回归结果的稳健性提供了证据。

① 由于根据标准 1 和标准 4, 满足“成熟去工业化”的样本过少, 可能造成估计结果偏误; 标准 3 虽是理论最优, 但在实际应用中这一标准下的制造业份额取值通常难以确定, 因此本文并未参考标准 1、3、4 对样本分组。

② S. Dasgupta, and A. Singh. “Manufacturing, Services and Premature Deindustrialization in Developing Countries: A Kaldorian Analysis”. In G. Mavrotas, and A. Shorrocks (eds.), *Advancing Development: Core Themes in Global Economics*. Palgrave Macmillan, 2007, pp. 435 - 454.

③ A. Szirmai, and B. Verspagen. “Manufacturing and Economic Growth in Developing Countries, 1950-2005”. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2015, 34: 46 - 59.

④ J. Felipe, et al. “Manufacturing Matters...But It's the Jobs that Count”. *Cambridge Journal of Economics*, 2019, 43 (1): 139 - 168.

⑤ D. Rodrik. “Premature Deindustrialization”. *Journal of Economic Growth*, 2016, 21 (1): 1 - 33; F. Tregenna. “Deindustrialization and Premature Deindustrialization”. In E. S. Reinert, et al. (eds.), *Handbook of Alternative Theories of Economic Development*. Edward Elgar Publishing, 2016, pp. 710 - 728.

表 7 稳健性检验（更换估计策略）

解释变量	被解释变量：人均实际 GDP 平均值			
	标准 2 (1)	标准 5 (2)	标准 6 (3)	标准 7 (4)
<i>DID</i>	-0.465*** (0.133)	-0.314** (0.150)	-0.405*** (0.130)	-0.365** (0.166)
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是
样本量	3 966	3 503	3 503	3 503
$R^2$	0.813	0.823	0.824	0.823

#### （四）机制检验

本文论证了过早去工业化将阻碍经济增长。在此基础上，可以进一步检验过早去工业化阻碍经济增长的机制。

##### 1. 规模机制检验

根据研究假说 2，过早去工业化将造成制造业规模缩减、抑制规模经济效应，并阻碍经济增长。为检验这一机制，仍以式（2）为回归方程，使用去工业化后规模以上工业企业数量作为机制变量。此时，模型中加入起始年份前一年规模以上工业企业数量，以控制基期工业化水平的长期影响。表 8 第（1）~（4）列分别报告了核心解释变量 *Share* 对第  $t+1$  期、 $t+3$  期、 $t+5$  期和 2022 年规模以上工业企业数量的影响。根据回归结果，在控制基期水平的条件下，*Share* 的系数估计值显著为正，表明去工业化时制造业发展水平能够对工业企业数量产生长期、显著的影响，为假说 2 提供了证据。

表 8 过早去工业化对制造业的影响

解释变量	企业数量				工业总产值
	$t+1$ (1)	$t+3$ (2)	$t+5$ (3)	2022 年 (4)	三年平均值 (5)
<i>Share</i>	10.617*** (3.184)	12.195*** (3.966)	7.917*** (2.975)	11.808** (5.192)	0.027*** (0.004)
控制变量	是	是	是	是	是
样本量	287	287	278	286	262
$R^2$	0.900	0.871	0.850	0.755	0.853

进一步以工业总产值作为机制变量，能够排除表 8 第（1）~（4）列估计结果来自同质企业兼并的竞争性假说。本文计算去工业化后三年规模以上实际工业总产值平均值，将其作为被解释变量<sup>①</sup>，同时，在回归中加入去工业化前一年实际工业总产值作为控制变量。可以推测，若制造业份额对工业企业数量的影响是来自过早去工业化对制造业规模产生的抑制作用，则此时核心解释变量 *Share* 的估计系数应为正；反之，若这一影响完全来自政策冲击下的企业兼并，则估计系数应在统计意义不显著或显著为负。表 8 第（5）列的估计结果显示，*Share* 的系数估计值显著为正，表明去工业化时的制造业份额下降不仅影响工业企业数量，也导致此后工业总产值显著下降，制造业无法发挥规模效应，验证了假说 2 成立。

##### 2. 效率机制检验

研究假说 3 指出，过早去工业化将抑制要素效率提升，并导致生产要素流向低效率的非制造业

① 由于 2017 年后工业产值数据缺失，为了减少样本损失，对于可得数据年份不足三年的样本，计算去工业化起始年份后工业产值平均值作为被解释变量。

部门。本文拟利用第三产业产值进行检验。参照基准回归，计算去工业化后三年内实际人均第三产业增加值的平均值，将其作为机制变量，得到估计结果汇报于表9第(1)列。其直接含义是，去工业化时制造业份额 *Share* 下降，将导致此后第三产业人均产值降低，表明过早去工业化不仅减缓了制造业发展进程，也降低了第三产业等非制造业部门的效率。进一步，计算2020—2022年实际人均第三产业增加值的平均值，将其作为机制变量，检验过早去工业化对第三产业的长期影响。如表9第(2)列所示，*Share* 的系数估计值仍显著为正，表明去工业化的影响在长期内依然存在。

表9 过早去工业化对第三产业的影响

解释变量	第三产业增加值		第三产业劳动生产率	
	三年平均值 (1)	2020—2022年 (2)	三年平均值 (3)	2017—2019年 (4)
<i>Share</i>	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.004*** (0.001)
控制变量	是	是	是	是
样本量	287	287	282	284
$R^2$	0.875	0.775	0.886	0.682

为进行稳健性检验，本文以第三产业增加值与第三产业从业人数之比计算得到各地级市第三产业劳动生产率。去工业化时制造业份额对第三产业劳动生产率的影响报告于表9第(3)、(4)列。其中，第(3)列和第(4)列分别以去工业化后三年平均劳动生产率和2017—2019年平均劳动生产率为机制变量。<sup>①</sup>从估计结果可以看出，*Share* 的系数估计值为正，且均在1%统计水平上显著，进一步证实过早去工业化将降低服务业劳动生产率并抑制长期经济增长。

综上，本节的估计结果证实了假说2和假说3，表明过早去工业化将通过抑制制造业规模经济和阻碍要素生产率提升，导致经济增长放缓。

## 五、进一步讨论

### (一) 区域异质性分析

过早去工业化及其经济影响的区域异质特征同样值得关注。为此，本文在基准回归的基础上进行异质性分析，为理解不同区域去工业化的影响提供参考。按照所属经济地带，将各地级市分为“东部地区”“中部及东北地区”“西部地区”，并分组分析。

与基准回归一致，使用去工业化后三年人均实际GDP平均值作为被解释变量，估计去工业化时制造业份额对经济增长的短期影响，结果如图5(a)所示，可见去工业化时制造业份额提升将在短期内显著促进各地区经济增长；而这一结果也表明，过早去工业化将抑制区域经济发展，且对于中部、西部地区的影响高于东部地区。图5(b)报告了以2022年人均实际GDP作为被解释变量的分组回归估计结果，用以描述去工业化进程对经济增长的长期影响。可以看出，去工业化的影响在长期内将有所衰减，但对于中西部地区，这一影响在长期内依然显著。

总体而言，图5的结果表明去工业化，特别是过早去工业化不仅在短期内影响经济增长，更将在长期内抑制中西部地区经济发展。因此，制定行之有效的产业与发展政策，缓解过早去工业化及其消极影响，对促进欠发达地区经济增长具有重要意义。

<sup>①</sup> 2020年及以后第三产业从业人数缺失，故第三产业劳动生产率数据年份为2001—2019年。

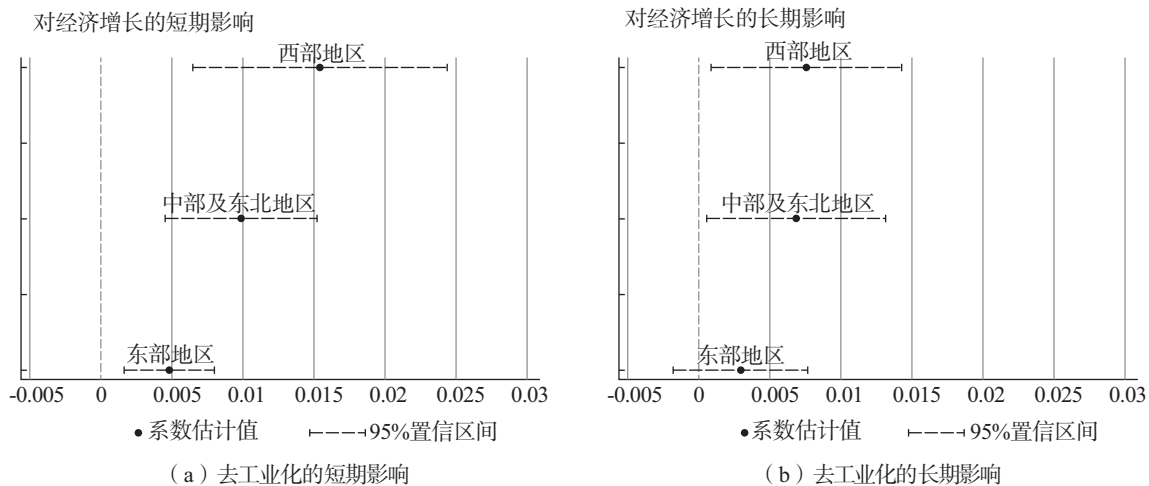


图5 去工业化对经济增长影响的区域异质性分析

## (二) 基于产业转移的应对策略分析

本文结合过早去工业化对经济增长的可能影响机制推断，若能够通过政策干预促进区域间要素流动和技术扩散、实现产业转移，则可能缓解过早去工业化造成的经济增速下降。具有中国特色的东西部协作与对口支援制度通过资金支持、人才支援、产业合作和劳务输出等举措<sup>①</sup>，推动了西部地区经济发展。现有研究表明，该制度能够促进资源和要素流动、推动产业结构优化升级，对受援地经济发展有积极影响。<sup>②</sup> 本文拟以这一制度为例，探讨产业转移是否能作为过早去工业化的应对策略。根据地级市是否为“东西部协作”受援地，定义产业转移处理状态变量  $Treat$ ：若是受援地，则  $Treat=1$ ，即进入“产业转移处理组”；否则  $Treat=0$ ，即进入“产业转移控制组”。构建包含  $Treat$  交互项的模型，如式 (5) 所示：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Share_{it} + \beta_2 Treat_i + \gamma Share_{it} \times Treat_i + \theta X_{it} + Pov_i + \delta_i + \sigma_r + \mu_{irt} \quad (5)$$

为排除精准扶贫政策中各项减贫举措对东西部协作制度效果的干扰，模型中加入各地级市下辖县域中原国家级贫困县<sup>③</sup>的比例  $Pov_i$  作为控制变量，其他变量的含义与基准回归一致。交互项系数  $\gamma$  反映去工业化影响在处理组和控制组的差异。进一步依据  $Share$  取值将样本分为“过早去工业化”与“成熟去工业化”，并进行分组回归。<sup>④</sup> 仍以去工业化后三年人均实际 GDP 平均值作为被解释变量，对两组样本的估计结果分别报告于表 10 第 (1)、(2) 列。第 (1) 列基于“过早去工业化”样本的分析显示交互项系数显著为负，表明与未接受援助的地区相比，接受援助的地区过早去工业化和制造业份额下降对经济增长的负向影响得到缓解。第 (2) 列基于“成熟去工业化”样本的分析结果中，去工业化时制造业份额  $Share$  的估计系数为正，同时交互项系数在经济和统计意义上均不显著，其含义是对于满足成熟去工业化的样本，去工业化时制造业份额的经济影响在两组样本间不存在显著差异，但制造业份额提升仍可能促进此后地级市的经济增长。两列估计结果初步表明，产业转移可能缓解过早去工业化对经济增长的消极影响。

① 1996 年，中央作出“东西部扶贫协作”的重大决策，确定 9 个东部省市和 4 个计划单列市与西部 10 个省区开展扶贫协作。2016 年，东西部协作结对关系得到进一步扩充和完善，东西部协作也成为优化要素配置、促进中西部地区经济发展的重要制度安排。

② 例如，张可云、冯晟、席强敏：《东西部协作政策效应评估——基于要素流动的视角》，载《中国工业经济》，2023 (12)；祝丽敏、于文蕾：《新时代对口支援与区域协调发展——基于上市公司异地投资的微观证据》，载《中国人民大学学报》，2024 (4)。

③ 此处使用的原国家级贫困县指脱贫攻坚期间由原国务院扶贫开发领导小组办公室认定的 832 个国家级贫困县。

④ 结合中国实际，具体采用表 6 的标准 5 进行界定，即若去工业化时制造业份额低于地级市所在省会城市对应时期份额，则认为是“过早去工业化”，反之则为“成熟去工业化”。原因在于，若参照国际研究选择界定标准，则“成熟去工业化”组样本过少，将造成估计结果偏误。

表 10 产业转移与过早去工业化

解释变量	被解释变量					
	人均实际 GDP 平均值		工业总产值		服务业劳动生产率	
	过早去工业化 (1)	成熟去工业化 (2)	过早去工业化 (3)	成熟去工业化 (4)	过早去工业化 (5)	成熟去工业化 (6)
<i>Share</i>	0.008* (0.004)	0.004 (0.003)	0.046*** (0.014)	0.012** (0.006)	0.009* (0.005)	0.006*** (0.002)
<i>Share</i> × <i>Treat</i>	-0.022** (0.011)	0.003 (0.006)	-0.046* (0.026)	-0.003 (0.009)	0.001 (0.010)	-0.007 (0.004)
<i>Treat</i>	0.410** (0.200)	-0.041 (0.231)	0.979** (0.489)	0.013 (0.370)	0.183 (0.191)	0.144 (0.166)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	151	136	138	124	149	133
R <sup>2</sup>	0.917	0.900	0.877	0.895	0.906	0.926

为排除资金支持和横向转移支付对回归结果的影响,同时进行机制检验,本文分别以“工业总产值”和“服务业劳动生产率”作为机制变量进行分析。可以判断,若表 10 第(1)、(2)列中交互项系数结果完全来自横向转移支付等政策的影响,则以机制变量分析时,交互项系数应不显著。反之,若上述结果至少部分来自产业转移,则“过早去工业化”子样本的交互项系数应显著为负。相关结果报告于表 10 第(3)~(6)列。其中,第(3)列估计结果的交互项系数显著为负,其含义是对于存在过早去工业化倾向的城市,接受援助将显著缓解 *Share* 对其后三年内工业总产值的消极影响。同时,第(5)列交互项系数不显著,表明产业转移在短期内对要素生产率的影响较小,而主要通过提升受助地区制造业发展规模,缓解过早去工业化对经济增长的抑制作用。

## 六、结论与政策含义

理解保持制造业比重基本稳定对经济增长的关键作用,是实现制造业高质量发展的前提。本文首先梳理了近 20 年来中国制造业发展的特征事实,发现中国产业结构呈现出制造业比重逐步下降的“去工业化”倾向;其次,研究了去工业化时制造业比重对经济增长的影响与机制,发现过早去工业化将抑制制造业规模、降低要素生产效率,导致经济增长放缓;最后,借助东西部协作与对口支援制度的政策实验,验证了产业转移能够缓解过早去工业化对经济增长的消极影响。本文研究结果为理解过早去工业化的经济影响及其机制提供了新证据,对推进制造强国建设具有一定政策启示:

从经济影响来看,去工业化,特别是过早去工业化将使制造业无法实现规模经济和效率经济,抑制制造业发展,导致要素向低效率部门流动并最终造成经济放缓。在城市层面,区域政策、国家重大战略的支持以及相对较低的要素跨区域流动壁垒可能在短期内缓解这一冲击;但在国家层面,由过早去工业化导致的技术创新能力不足、产业链断裂、产品国际竞争力下降等无疑将进一步加剧其对经济增长的冲击。因此,保持制造业比重基本稳定是应对复杂国内外形势的重要决策部署,也是中国经济实现高质量发展的必要举措。在引导区域经济协调发展的同时,有必要通过以下方式加速实现制造业的“效率经济”:(1)强化产业政策引导,优化制造业结构。将高端装备、新材料、智能制造等战略性新兴产业以及芯片、新能源等关键产业链作为优先发展方向,在高端制造产业聚集地区适度运用税收减免、财政补贴等激励工具,引导资源向高附加值环节集中,避免低端产能无序扩张;针对薄弱环节设立专项扶持计划,支持核心零部件国产化攻关,减少核心产业对外依赖。(2)推动传统产业现代化、新兴科研产业化。在传统产业现代化方面,加快传统基础设施更新升级,推动传统产业高端化、智能化、绿色化转型,避免注重发展新兴产业、未来产业,忽视传统产业,甚至把传统产业当成“低端产业”简单退出;在新兴科研产业化方面,进一步健全关键核心技术攻关新型举国体制,强化技术创新资金与人才投入,更好发挥超大规模市场优势,实现产业创新与技术溢出,开辟低空经济、海洋经济、太空经济等新赛道、新领域,全面提升制造业生产效率和国际竞争力。

此外，本文研究表明，合理适度引导东部地区制造业向中西部地区、东北地区转移，不仅能够充分释放制造业的“规模经济”，缓解过早去工业化及其对制造业水平较低地区经济发展的抑制作用，也有助于优化产业合理布局、推进制造强国建设。首先，在产业选择方面，中西部地区与东北地区要结合本地发展的定位、禀赋、目标与约束，科学制定差异化产业准入清单，避免“一哄而上”“一刀切”的产业转移。一方面，可以依托基础禀赋引入新产业，推动要素与市场相匹配。例如，国家重点生态功能区等生态脆弱地区可以有序引导绿色制造、清洁能源等产业发展；西南边境地区承担兴边富民、稳边固边的重要任务，可优先承接纺织品加工等劳动密集型与资源密集型产业转移。另一方面，可优先发展、升级传统产业，降低产业转移成本。例如，东北地区具有较好的工业基础，可在承接东部沿海先进装备制造产业、高新技术产业转移的同时，引导智能制造等新兴产业创新发展；具有较好农业生产资源的中部地区则具备承接绿色农畜产品精深加工、生物医药等产业转移与探索农畜产业高标准发展与种质创新的良好条件。其次，在承接路径方面，要促进有效市场和有为政府更好结合。一是在现有产业基础之上，依托东西部协作、乡村振兴等国家重大战略，选择中西部、东北地区交通枢纽城市或要素密集城市，打造承接东部制造业转移的示范区或试点，率先探索市场主导的、更有效率的合作机制与产业承接模式；二是完善政府政策支持，适度运用土地优惠、搬迁补贴等财政税收政策吸引东部地区企业落地、增强产业转移激励；三是进一步补强中西部地区和东北地区基础设施与公共服务，推动交通物流网络、冷链仓储设施等新一代基础设施优化升级，降低生产与销售过程中的交通成本与物流成本，这在长期内也是促进要素流动、实现产业自主转移和产业结构优化的必要举措。最后，在配套制度方面，需要探索完善与土地、人才、资本等基本生产要素相对应的土地制度、劳动力与人才流动机制、企业融资机制，为产业转移提供要素保障与制度支持。

## Premature De-industrialization and Economic Slowdown: Hypotheses and Evidence

CAI Yuhan<sup>1</sup>, ZHENG Xinye<sup>2</sup>, GUO Jiarui<sup>3</sup>

(1. School of Economics, Peking University; 2. School of Applied Economics,  
Renmin University of China; 3. China Everbright Bank Co., Ltd.)

**Abstract:** Maintaining a stable manufacturing proportion within its economy constitutes a crucial policy objective of the Chinese government. In recent years, China has witnessed a continuous decline in the proportion of its manufacturing sector, indicating a significant trend toward de-industrialization. Utilizing the data of a number of cities, this article examines the impact and mechanisms of de-industrialization on economic growth. It reveals that premature de-industrialization characterized by an underdeveloped manufacturing sector significantly hinders economic growth. The analysis further indicates that the constrained expansion of the manufacturing sector and the reduced factor productivity constitute two primary mechanisms through which premature de-industrialization slows down economic growth. This article also demonstrates that the effects of premature de-industrialization are more pronounced in the central and western regions. However, by expanding the scale of the manufacturing sector, regional industrial transfer can alleviate these negative effects in less developed areas. These findings contribute to a deeper understanding of the scale, mechanism, and responses related to premature de-industrialization, and provide empirical insights for implementing the manufacturing powerhouse strategy to promote high-quality development in China's manufacturing sector.

**Key words:** Manufacturing; Premature de-industrialization; Economic growth; Industry transfer

(责任编辑 王伯英 责任校对 王伯英 张静)