

国有企业改革的增加值贸易效应*

——基于多部门量化结构模型的研究

裴建锁 陈哲昂 艾建伟

内容提要：国有企业改革是连接经济体制改革和高水平对外开放的重要纽带。基于自主编制的我国时间序列非竞争型投入产出表，本文通过构建区分企业所有制类型的多部门量化结构模型，研究了国有企业改革的增加值贸易效应。结果显示，国有企业改革主要通过调整优化产业结构，推动我国深度参与全球价值链分工；随着改革的深入，国有企业全要素生产率进一步提高，缓冲了上游进口市场的价格波动风险，体现了国有企业效率提升对国内大循环稳定性的重要作用。此外，本文围绕国有企业深化改革与未改革情形开展反事实分析。结果显示，2007年后，国有企业深化改革推动2018年的出口增加值率相较于国有企业未改革情形上升3.19个百分点。探讨国有企业改革在推动构建新发展格局中发挥的积极作用，为深化经济体制改革的方向与政策评估提供新的视角。

关键词：出口增加值率；国有企业改革；新发展格局；量化结构模型

DOI: 10.19343/j.cnki.11-1302/c.2024.08.005

中图分类号：F752 **文献标识码：**A **文章编号：**1002-4565(2024)08-0069-15

The Effect of State-owned Enterprise Reform on Value-added Trade: A Multi-sector Quantitative Structural Model Approach

Pei Jiansuo Chen Zhe'ang Ai Jianwei

Abstract: The reform of state-owned enterprises is a crucial bridge that connects economic system reform and high-level opening-up to the outside world. This paper presents self-compiled time-series non-competitive input-output tables of China to construct a multi-sector quantitative structural model that distinguishes different types of enterprise ownership. The study aims to analyze the impact of state-owned enterprise reform on value-added trade. The paper explores state-owned enterprise reform facilitated China's deeper participation in the global value chain through industrial structure adjustment and optimization. The subsequent reform measures have resulted in significant improvements in productivity of state-owned enterprises. These developments have mitigated risks associated with fluctuations in the import market, demonstrating the role of state-owned enterprises in stabilizing the domestic circulation. In addition, this article conducts counterfactual analysis on the reform and non reform situation of state-owned enterprise. After 2007, the deepening reform of state-owned enterprise promoted a 3.19 percentage point increase in China's value added to gross exports ratio in 2018 compared to the non reform situation of state-owned enterprise. This paper examines the role of state-owned enterprise reform in promoting the

*基金项目：国家自然科学基金面上项目“新发展格局下全球价值链的演变与产业链升级”（72273149）；中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目成果“国有企业改革与国内国际双循环”（23XNH156）；全国统计科学研究项目重大项目“我国投入产出表数据质量评估及质量控制方法研究——以非竞争型投入产出表编制为例”（2022LD05）。

establishment of a dual circulation new development paradigm. It also offers a fresh perspective for guiding the direction and evaluation of deepening economic system reform.

Key words: Value Added Ratio in Exports; Reform of State-owned Enterprises; New Development Paradigm; Quantitative Structural Model

一、引言与文献综述

当今世界百年未有之大变局加速演进，贸易与投资的“逆全球化”叠加发达经济体的“再工业化”，使得全球产业链供应链面临缩短和重构的冲击，我国经济增长面临的外部环境发生了复杂而深刻的变化。在此背景下，党的二十大报告提出“加快国有经济布局优化和结构调整，推动国有资本和国有企业做强做优做大”“促进民营经济发展壮大”以及“推进高水平对外开放”的要求。推动国有经济布局和效率的不断优化，是推进高水平对外开放，稳定经济社会健康发展的重要力量（侯俊军等，2023）。1998年后，国有企业推行“抓大放小”改革举措^①，我国经济逐渐形成了大中型国有企业聚集于上游，民营企业主要参与下游市场竞争的格局（刘瑞明和石磊，2011）。国务院国有资产监督管理委员会成立后，现代企业制度不断完善、股份制改革深入推进，国有企业的效率进一步提升。同时，我国出口中的增加值占比呈现出分化规律，1998—2007年我国出口中增加值占比经历了长时期的下降（罗长远和张军，2014；Johnson和Noguera，2012；Kee和Tang，2016^②），与国有企业“抓大放小”改革举措的进程几乎重合；而2007年后出口中增加值占比上升，则伴随国有企业效率的持续提升。那么，我国国有企业改革是否推动了出口中增加值占比的变化？经济体制改革的实践如何塑造我国参与全球价值链分工的格局？在外部冲击下，国有企业改革又如何影响国内大循环的内生动力和可靠性？

围绕以上问题，本文通过构建我国时间序列非竞争型投入产出表，考察了我国增加值贸易的演进特征。在此基础上，本文构建了包含经济所有制类型的多部门量化结构模型，以解释国有企业改革如何影响出口中增加值占比的变化。

已有较多文献探究了增加值贸易的测算方法和影响因素（Antràs和Chor，2022）。在测算增加值贸易的文献中，分解出口中增加值占比的方法主要分为两类。第一类分解方法是基于投入产出模型，测算出口拉动的宏观增加值并构建出口增加值率等指标（Johnson和Noguera，2012；刘遵义等，2007；王直等，2015）；第二类分解方法则是基于微观企业的进出口数据进行测度（Kee和Tang，2016）。近年来，第二类方法受到广泛关注，但在长时间序列的研究视角下，存在数据来源连续性受限、可靠性不足的问题。在测算的基础上，部分文献关注增加值贸易变动的原因，如企业效率异质性（吕越等，2018）、中间品关税减免（Johnson和Noguera，2017）、汇率波动（余淼杰和崔晓敏，2018）等。具体地，在实证研究方面，一些学者从国内经济结构层面探讨了我国出口中增加值占比变动的原因，如市场分割（吕越等，2018），上游垄断（李胜旗和毛其淋，2017）等。在理论模型方面，余淼杰和崔晓敏（2018）从贸易自由化和汇率的角度刻画我国出口中增加值占比变动的理论机制。Johnson和

^①“抓大”是指把更多的资源更集中地向留在市场中的国有企业（尤其是中央企业）倾斜，支持留存国有企业的发展壮大；“放小”是指通过破产、转让和转制，让中小国有企业和乡镇企业参与市场竞争。

^②随着国际生产分工和全球价值链的深化，简单的传统贸易数据并不能较好反映我国经济出口导向型增长模式下国内增加值的变化，因此本文使用增加值贸易来衡量对外贸易的变化，特别是从内部经济体制改革角度解释增加值贸易变动。注意到，Koopman等（2012）以及Kee和Tang（2016）的测算结果中，若只包含一般贸易，出口中增加值占比呈下降趋势。相关结果见Kee和Tang（2016）中Table 3的“Ordinary”部分，以及Koopman等（2012）中Table 4的“Non processing”部分。

Noguera (2017) 则构建了基于投入产出联系的多部门结构模型, 发现贸易壁垒的下降是驱动各国出口中增加值占比下降的主要因素。总而言之, 现有文献中的理论模型聚焦于对外开放因素对增加值贸易的影响, 少有文献关注“边境后”管理制度改革的影响。

国有企业改革是“边境后”管理制度改革的重要构成, 许多研究关注国有企业改革与市场化进程。在采取“抓大放小”改革举措前, 国有企业的生产率落后于其他所有制企业 (Bai等, 2006)。1998—2007年, 随着我国对国有企业实施“抓大放小”改革举措, 国有经济的结构和布局得以优化, 下游行业的竞争程度不断增加, 大量规模较小、效率较低的国有企业被合并重组, 或者破产后交由地方政府监管 (Chen等, 2021), 国有企业的效率获得了长足提升 (杨汝岱, 2015); 在上游行业, 国有企业经过合并重组形成大型国有企业集团。形成上游产业国有经济集聚, 下游产业由民营经济主导竞争的格局 (王永进和刘灿雷, 2016; 黄昕和平新乔, 2020), 由于上游产业所需进口中间品少且增加值占比高, 国有企业的出口中增加值占比高于民营企业 (Tang等, 2020)。同时, 由于国有企业在上游的市场集中度提升, 提高了下游企业面临的成本并降低了中间品的产品质量 (王永进和施炳展, 2014), 下游企业寻求进口中间品替代, 致使中间品使用中, 国内产品的占比下降。

相较于已有文献, 本文的主要边际贡献体现在以下三点。一是研究问题上, 紧扣经济体制改革的主线, 量化了国有企业改革以及国有企业效率的持续提升对增加值贸易的影响, 而现有文献较少关注国内的经济结构变化如何影响增加值贸易。二是理论框架上, 基于部门间投入产出联系, 考虑国内不同所有制企业的特征差异完善理论构建, 为研究“边境后”管理制度改革及其对增加值贸易的影响提供新的模型方法。三是研究基础上, 以编制我国时间序列非竞争型投入产出表为基础性工作, 引入多源异构的宏观、微观数据以纠正进口矩阵的估计偏差, 更准确地刻画我国出口增加值率的变化。与使用多国投入产出表的研究相比, 本文使用的时间序列非竞争型投入产出表时间跨度更长, 数据信息更丰富。

二、增加值贸易测算和特征事实

(一) 出口中增加值占比测算

本文参考Johnson和Noguera (2012), 以出口增加值率 (VAX Ratio) 来测度我国出口中增加值占比。本文编制的非竞争型投入产出表包含1981—2018年和2020年的37部门数据^①。各部门的产出等于初始投入要素与中间品投入之和, 其中中间品投入可能来自国内也可能来自进口。同样, 所有部门的总产出不仅用于满足国内的中间品需求和最终需求, 也用于满足国外需求。若以 S 表示部门的数量, $\mathcal{J} = \{\text{国内}(h), \text{国外}(f)\}$ 。部门 s 的市场出清条件表述如下:

$$y_t(s) = \sum_{j \in \mathcal{J}} final_{jt}(s) + \sum_{j \in \mathcal{J}} \sum_{s'=1}^S m_{jt}(s, s') \quad (1)$$

其中, $y_t(s)$ 是 t 年 s 部门的总产出, $m_{jt}(s, s')$ 表示为 t 年本国的 s 部门向国家 j 的 s' 部门出口的中间品, $final_{jt}(s)$ 表示 t 年 s 部门出口到国家 j 的最终产出^②。

记国内中间品系数矩阵 $A_t = \{A_t(s, s')\}_{s', s=1}^S$, 其中 $A_t(s, s') = m_{ht}(s, s') / y_t(s)$; $y_t = \{y_t(s')\}_{s=1}^S$ 表示出口引致的国内总产出向量, $final_{ft} = \{final_{ft}(s)\}_{s=1}^S$ 表示我国出口到世界其他国家的最终产出向量。

^①国家统计局编制了2017年、2018年、2020年的中国非竞争型投入产出表 (42部门), 本文按照张红霞等 (2021) 的部门划分标准, 将42部门非竞争型投入产出表合并为37部门非竞争型投入产出表。

^②在本文的单个投入产出表中, 最终产出为最终品的出口。

37部门同时达到出清, 即 $y_t = A_t y_t + final_{jt}$, 由此可得:

$$y_t = (I - A_t)^{-1} final_{jt} \quad (2)$$

其中, I 为单位矩阵, $(I - A_t)^{-1}$ 为里昂惕夫逆矩阵。增加值系数通过 $\pi_t^V(s) = 1 - \sum_{j \in J} \sum_{s'=1}^S A_{jt}(s', s)$ 计算得到, 因此出口中的国内增加值可表示如下:

$$va_t(s) = \pi_t^V(s) y_t(s) \quad (3)$$

s 部门的出口增加值率为 $vax_ratio_t(s) = va_t(s) / final_{jt}(s)$ 。其中, $va_t(s)$ 包含本国其他部门的间接增加值出口, 因此 $va_t(s)$ 可能大于 s 部门的出口总额, 即存在 $vax_ratio_t(s) > 1$ 的情况。

由式(2)、式(3)可知, 本文测度的增加值贸易指标集中显示了出口强度 ($final_{jt}$) 和产业链自主可控水平 ($\pi_t^V(s)$), 因此有助于研判产业链供应链的薄弱环节。

(二) 非竞争型投入产出表的编制^①

本文的基础性工作为编制我国时间序列非竞争型投入产出表, 其中进口矩阵是刻画各部门使用进口中间品的矩阵。相比于直接使用过度简化的比例性假定^②, 本文利用张红霞等(2021)所编制的时间序列投入产出表(1981—2018)、Chen等(2020)所编制的节点年度区分贸易方式的投入产出表、我国微观企业进口数据、世界贸易组织贸易流量数据、Penn World Table (PWT) 宏观经济数据、Broad Economic Classification (BEC) 商品分类等多源异构的数据集^③。需要说明的是, Feenstra等(2005)的研究中, 我国进出口数据在一些年份与中国海关总署公布的进出口数据有较大差别, 而我国海关未提供具体产品细节。因此, 本文使用中国海关总署公布的进口总金额数据和Feenstra等(2005)研究中的中间使用、消费和固定资本形成占总进口金额比例数据, 得到各部门中间使用、消费和固定资本形成的进口总额。

编制非竞争型投入产出表的过程中, 进口矩阵的处理分为以下4步。第一步, 基于张红霞等(2021)的做法得到各部门进口总金额。第二步, 依据我国海关提供的微观企业进口数据(剔除来料加工贸易)、Feenstra等(2005)研究中的国家间进出口额信息以及BEC商品分类标准, 将企业进口数据分类汇总, 推算部门中间使用、消费和固定资本形成占进口总金额的比例。第三步, 确定各部门使用进口中间品的比例。依据Chen等(2020)的区分贸易方式的投入产出表和国家统计局公布的节点年份^④非竞争型投入产出表, 提取进口矩阵中的进口中间品比例, 调整后得节点年度的进口矩阵。第四步, 采用数学规划方法, 由节点年度的比例系数矩阵推算得中间年度的比例系数矩阵, 得到各年度的进口矩阵。

本文编制的我国时间序列非竞争型投入产出表具有较强稳健性。首先, 本文使用张红霞等(2021)编制的我国时间序列投入产出数据库, 该数据基础较为可靠。其次, 拆分进口品用途的结果具备稳健性。选取进口总额较大的部门, 测算这些部门中间使用、消费和固定资本形成占总进口金额的比例^⑤。由测算结果可知, 上述比例除2000年外总体保持稳定, 具备较好的稳健性。再次, 在确定节点

^①因篇幅所限, 非竞争型投入产出表的编制思路及方法以附录1展示, 详细的进口矩阵编制细节和稳健性检验过程以附录2展示, 见《统计研究》网站所列附件。下同。本文所编制的数据库留存在本所。

^②“比例性假定”是假定投入产出表中, 同一行各部门使用进口品的比例相同; 或从有限的海关数据样本中估计各部门的进口使用系数, 从而隐含地使用该假定。该假定易导致进口矩阵的估计偏误。

^③我国微观企业进口数据源于中国海关总署, 见网站<https://www.epsnet.com.cn/index.html>; 世界贸易组织贸易流量数据见网站<https://wits.worldbank.org/>; PWT数据见网站<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>; BEC数据见网站<https://unstats.un.org/unsd/trade/classifications/bec.asp>。

^④节点年份为有投入产出表资料的年份, 包括1992年、1997年、2002年、2007年、2010年、2012年、2017年、2018年和2020年。受限于2019年非竞争型投入产出表数据缺失, 并未展示2019年相关测算的结果, 后续数值模拟也截至2018年。

^⑤因篇幅所限, 代表性部门的中间使用、消费和固定资本形成占总进口金额的比例以附图1展示。

年份各部门使用进口中间品的比例时，部分参考了Chen等（2020）的区分贸易方式的投入产出表，在国家统计局编制的投入产出表基础上，充分反映了制造业企业调查数据、海关数据等。式（3）的测算结果显示，若不考虑企业信息而使用“双比例平衡法”或内插法编制非竞争型投入产出表，测算的出口增加值率存在11.60%的高估。最后，本文采用数学规划方法，由节点年度推算出中间年度的技术系数矩阵，依据平均绝对百分比误差、加权绝对百分比误差等指标，评估该方法的准确性和灵敏性。

（三）我国出口增加值率变化的特征事实^①

根据上述框架和数据编制的非竞争型投入产出表，本节分别从总体出口增加值率和出口增加值率的部门异质性两个角度，归纳了三个特征事实。

1. 总体出口增加值率。

根据我国1981—2018年和2020年的出口增加值率的测算结果，可以观察到我国的出口增加值率在1998—2007年下降了10.58个百分点，2007—2016年则增长了7.78个百分点。这说明1998—2007年我国出口产品中所包含的进口中间品增加，我国参与全球价值链的程度明显加深。2007年之后，国有企业向上游产业集聚，由于上游产业本身的出口增加值率较高，形成了更高的出口中增加值占比（Tang等，2020）。这与Kee和Tang（2016）基于微观企业的测算结果，以及基于经济合作与发展组织增加值贸易数据库（OECD-TIVA）的测算结果吻合。

2. 企业效率与出口增加值率。

同时1998—2007年，国有企业的结构和布局不断优化，推动国有企业效率不断提升，同时民营企业规模扩大，国内企业采购了更多的国外中间品，使全国出口增加值率下降（Tang等，2020）。2007年之后，由于国有企业效率的提升、中间品成本下降，推动中下游的企业减少使用国外中间品，使出口增加值率上升。

3. 不同所有制企业的特征事实。

本文依据Olley和Pakes（1996）的做法，基于中国工业企业数据库测算了1998—2013年不同所有制企业的全要素生产率，依据出口额占工业销售产值之比测算出口强度，并使用增加值占总产值之比衡量上游度。结果显示，期初，民营企业的全要素生产率总体高于国有企业；但国有企业全要素生产率在2000年后快速增长，与民营企业的差距迅速缩小；2011年前后，国有企业的全要素生产率超过民营企业。可见，随着国有企业改革进程的深化，国有企业生产率显著提升。各类所有制企业的出口强度和上游度的测度结果显示，一方面，国有企业的出口强度明显低于民营企业 and 外资企业，且2000—2007年呈现较快的下降趋势，这说明民营和外资企业拓展出口市场的力度更大，2007年国有企业出口强度出现小幅度上升，但仍低于其他所有制企业；另一方面，国有企业的上游度和上升速度均高于其他企业，这验证了国有企业向上游集中的趋势。

三、理论模型

为量化国有企业改革对出口增加值率的影响，本文拓展了Johnson和Noguera（2017）以及Song等（2011）的研究框架，构建了一个包含经济所有制类型的多部门量化结构模型。模型分为国内（ h ）和国外（ f ）两个部分，国内存在国有企业（ S ）和民营企业（ E ）两种所有制的企业。

^①因篇幅所限，出口增加值率测算结果及与其他测算结果的比较以附图2展示；国有企业相对效率与出口增加值率的关联以附图3展示；国有企业和非国有企业的全要素生产率、出口强度以及上游度的测算结果以附图4展示。

(一) 多部门生产结构

存在 S 个部门, 各部门 s 都同时存在国有企业 (S) 和民营企业 (E)。国有企业和民营企业在 t 时期的产量分别记为 $Q_t^j(s)$ ($j = S, E$):

$$Q_t^j(s) = \left[\lambda^V(s)^{1-\sigma} V_t^j(s)^\sigma + (1 - \lambda^V(s))^{1-\sigma} X_t^j(s)^\sigma \right]^{\frac{1}{\sigma}} \quad (4)$$

其中, $\lambda^V(s)$ 是生产函数中的增加值份额参数^①, σ 与增加值和中间品之间的替代弹性有关, 且满足 $\sigma < 1$ 。假设国有企业和民营企业具有相同的生产结构和中间投入品结构, 因此两类企业拥有相同的权重参数。生产函数由两部分构成, 第一部分是复合中间产品投入 $X_t^j(s)$, 通过对部门间中间品流动 $X_t^j(s', s)$ 进行加总而得:

$$X_t^j(s) = \left[\sum_{s'=1}^S \lambda_t^X(s', s)^{1-\sigma} X_t^j(s', s)^\sigma \right]^{\frac{1}{\sigma}} \quad (5)$$

其中, $\lambda_t^X(s', s)$ 表征 s 部门生产中, 各部门中间品的权重。由假设知, 两种企业的 $\lambda_t^X(s', s)$ 相同。 $X_t^j(s', s)$ 本身也通过国内中间品 $X_t^{j,h \rightarrow h}(s', s)$ 和进口中间品 $X_t^{j,f \rightarrow h}(s', s)$ 复合而得:

$$X_t^j(s', s) = \left[X_t^{j,h \rightarrow h}(s', s)^\kappa + X_t^{j,f \rightarrow h}(s', s)^\kappa \right]^{\frac{1}{\kappa}} \quad (6)$$

其中, κ 与国内中间品和进口中间品之间的替代弹性有关。式 (6) 参考Johnson和Noguera (2017), 省略了权重参数。

$Q_t^j(s)$ 中的第二部分是增加值生产 $V_t^j(s)$, 为柯布-道格拉斯形式。国有企业增加值生产函数表述如下:

$$V_t^S(s) = K_t^S(s)^\alpha (A_t(s)L_t^S(s))^{1-\alpha} \quad (7)$$

其中, α 是资本份额, 满足 $0 < \alpha < 1$; $K_t^S(s)$ 、 $A_t(s)$ 、 $L_t^S(s)$ 依次表示相关企业的资本使用、全要素生产率以及劳动投入。相比民营企业, 国有企业需要统筹利润目标和社会目标, 如吸纳多余劳动力、提供公共产品等 (Bai等, 2006), 因此生产效率不是国有企业唯一的评价指标。

为实现更大利润, 民营企业雇用专业化的管理团队, 因此具有更高的生产效率 (技术), 以技术加成 $\chi_t > 1$ 表示。与此同时, 民营企业付出代理成本占总产出的比重为 $\psi (\psi < 1)$ 。将民营企业的最大化利润记为 $\Pi(K_t^E(s))$, 民营企业的增加值函数表述如下:

$$V_t^E(s) = K_t^E(s)^\alpha (\chi_t A_t(s)L_t^E(s))^{1-\alpha} \quad (8)$$

(二) 市场结构

首先参考Song等 (2011) 的做法考虑民营企业的投融资决策。由于获利的不确定性, 民营企业还款能力的期望是其净利润的固定比例 $\eta (\eta < 1)$, 即民营企业仅能向银行保证支付净利润的比例 $\eta < 1$ 作为还款。激励相容约束要求表述如下:

$$\frac{loan_t^E(s)}{\rho_t^E(s)(loan_t^E(s) + saving_t^E(s))} = \frac{\eta}{(1+r_t)} \quad (9)$$

其中, $loan_t^E$ 、 $saving_t^E(s)$ 分别表示民营企业的外源融资和内源融资规模, $\rho_t^E(s)$ 为民营企业的资本回报率, r_t 表示市场利率。

在上述限定下, 本文通过民营企业家的生命周期效用最大化来刻画民营企业的投资决策。关于生产函数的其他组成部分, 假设各部门的生产效率以稳定的速率 g 增长, 即 $A_{t+1}(s) = (1+g)A_t(s)$ 。

^①此处 $\lambda^V(s)$ 是企业生产中直接使用的增加值占总产出的比重。

企业资本以 δ_t 的速率折旧，且最终需求中每年都有份额 s_t 用于投资^①。

(三) 模型静态均衡^②

本文记完全竞争的工资率为 w_t ，各部门产品价格为 $p_{ht}(s)$ ，增加值价格为 p_t^V ，中间品价格为 $p_t^X(s',s)$ 。由式(3)可知，出口增加值率同时取决于增加值系数和中间品结构，即式(3)中的 $\pi_t^V(s)$ 和式(2)中的 $(I - A_t)^{-1}$ ^③。

由利润最大化的条件可推得国有企业和民营企业的增加值系数，其中，国有企业的增加值系数为 $\pi_t^{S,V}(s) = p_t^V V_t^S(s) / p_{ht}(s) Q_t^j(s)$ ，民营企业的增加值系数为 $\pi_t^{E,V}(s) = p_t^V V_t^E(s) / p_{ht}(s) Q_t^j(s)$ 。通过推导证明可得：

$$\pi_t^{S,V}(s) = \lambda^V(s) A_t(s)^{\frac{1-\alpha}{1-\sigma}} \left(\frac{p_{ht}(s)}{p_t^V} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (10)$$

$$\pi_t^{E,V}(s) = \lambda^V(s) (1-\psi)^{\frac{1}{1-\sigma}} (\chi_t A_t(s))^{\frac{1-\alpha}{1-\sigma}} \left(\frac{p_{ht}(s)}{p_t^V} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (11)$$

式(10)、式(11)表明，国有企业和民营企业的相对增加值系数之比为 $\chi_t^{\frac{1-\alpha}{\sigma-1}} (1-\psi)^{\frac{1}{\sigma-1}}$ 。由于 $\sigma < 1$ ， $\alpha < 1$ ，相对增加值系数之比与 χ_t 负相关，与 ψ 正相关。相比于国有企业，虽然更高的生产效率使民营企业倾向于自己生产，从而提高增加值系数，但是代理成本 ψ 也会削弱企业自身生产的动力，从而降低该比重^④。在国有企业改革进程中，通过低效率国有企业重组、改制，提升了国有企业整体的生产效率，作用于 χ_t ，从而作用于两种企业的相对增加值系数之比。可以证明^⑤，两类企业面临相同的国内中间品系数，因此增加值系数差异是两类企业出口增加值率差异的关键来源。

(四) 均衡动态

为解释式(3)的出口增加值还需分析经济整体的增加值系数，即在式(10)、式(11)的基础上量化两类企业各阶段的总产出。本文首先刻画两类企业的资本动态变化^⑥：

民营企业的利润满足 $\Pi(K_t^E(s)) = \rho_t^E(s) K_t^E(s)$ ，其中 $\rho_t^E(s)$ 为企业的资本利润率。记用利率和资本利润率调整的储蓄率为 $\mathcal{T}_t^E(s) = \frac{(1+r_{t-1})\rho_{t-1}^E(s)}{(1+r_t) - \eta\rho_{t-1}^E(s)} \text{saving}_{t-1}^E(s) - \text{saving}_t^E(s)$ ，民营企业企业家效用函数的跨期替代弹性为 θ 、折现率为 β ，则效用最大化的民营企业家的储蓄率方程满足

$$\mathcal{T}_{t+1}^E(s) = \left(\frac{\beta^2 (1+r_t) \rho_t^E(s)}{(1+r_t) - \eta\rho_t^E(s)} \right)^\theta \mathcal{T}_t^E(s) \quad (12)$$

本文定义 $\hat{x}_t = x_{t+1} / x_t$ (x_t 为本文的任意变量)。从机制上看，融资约束(用 η 刻画)、盈利能力($\rho_t^E(s)$)会同时作用于民营企业的资本积累 $\hat{K}_t^E(s)$ ，从而影响总产出变动 $\hat{p}_{ht}(s) \hat{Q}_t^E(s)$ 。国有企业实行战略性调整，中小国有企业推行产权多元化改革^⑦，一部分国有企业历经重组、改制等，下

①在本文的设定中，普通消费者通过劳动获得工资 w_t ，并将其配置于储蓄和消费从而实现效用最大化。参考Johnson和Noguera(2017)的设定，假定社会总投资占最终品的固定比例为 s_t 。在反事实模拟中，从数据中反推此 s_t ，并将其作为外生变量纳入模型。

②因篇幅所限，模型静态均衡部分设定细节以附录3展示，式(10)~(11)的具体推导过程以附录4展示。

③经济整体的增加值系数和国内中间品系数，需要以国有和民营企业的产出与部门总产出之比作为权重，分别对两类企业的增加值系数和国内中间品使用结构进行加权平均。

④后文“数据与估计”部分提供了具体的数值结果。类似的结论还可见于Tang等(2020)。

⑤因篇幅所限，证明结果以附录5展示。

⑥因篇幅所限，具体推导步骤以及对两类企业总产出规模的说明以附录6展示。

⑦资料来源为https://www.gov.cn/xinwen/2018-11/29/content_5344296.htm。

游行业的民营企业则内生性地发展壮大。这些都反映于两类企业的总产出中，间接影响经济整体增加值系数。

(五) 国有企业市场集中度与增加值贸易

本文的数据和模型还隐含了以下机制，国有企业经过合并重组后在一些部门中形成了较高的市场集中度，一方面形成较大的规模经济，有助于促进使用国内中间品、降低进口市场的价格波动风险，推动出口中的国内增加值含量上升。另一方面，上游企业具有较高的市场集中度，这提高了基础中间品价格，推动其下游企业（及更下游的企业）使用进口中间品替代国内产品，导致出口增加值率下降。我国时间序列非竞争型投入产出表事实上已经包含了国有企业向上游集中的影响。本节拟围绕1998—2007年期间国有企业向上游集中展开进一步分析，以完善本文的微观机理^①。

参考黄昕和平新乔（2020），假设国内某上游部门 s' 的子部门 s'_m 形成了古诺竞争市场，即每家企业预判同子部门其他企业的产量决策，进而确定本企业最优产量的市场。部门 s' 的产品定价即变为 $\mu_{ht}(s') p_{ht}^c(s') \mu_{ht}(s') p_{ht}^c(s')$ ($\mu_{ht}(s') > 1$; $p_{ht}^c(s')$ 表示 t 时期国内 s' 部门企业的生产成本)，那么在 t 时刻，部门 s 的厂商购买的上游中间品的成本为 $\tau_{jt}^X(s',s) \mu_{ht}(s') p_{ht}^c(s') X_t^{h \rightarrow h}(s',s)$ 。归纳得：对存在垄断势力的部门 s' ， t 时期复合中间品的价格决定机制为：

$$p_t^X(s',s) = \left[\sum_{j=f,h} \tau_{jt}^X(s',s)^{\frac{\kappa}{\kappa-1}} \mu_{jt}(s')^{\frac{\kappa}{\kappa-1}} p_{jt}^c(s')^{\frac{\kappa}{\kappa-1}} \right]^{\frac{\kappa-1}{\kappa}} \tag{13}$$

由于 $\frac{\partial p_{ht}(s')}{\partial \mu_{ht}(s')} > 0$ ，因此降低了出口增加值率^②。因此国有企业向上游的集中导致出口增加值率下降。

式（13）的经济学含义为，市场集中度上升导致上游中间品的价格上升，因此下游部门转向购买进口中间品。归纳本文的最后一条机制：规模较大的国有企业经过合并重组后组成大型国有企业集团，形成了较高的市场集中度并提高上游中间品价格，因此下游企业采购进口中间品的规模扩大，出口增加值率下降。

(六) 数据与估计^③

本节旨在求得模型各参数和外生变量、初始变量的值。为了估计 σ ，定义部门 s 的非中间品成本中，资本支出份额 $Cs_t(s) = r_t K_t(s) / (r_t K_t(s) + w_t L_t(s))$ 。参考Oberfield和Raval（2021）的做法估计 σ ：

$$\log \frac{r_t K_t(s) + w_t L_t(s)}{\sum_j \sum_{s'} \tau_{jt}^X(s',s) p_{jt}(s) X_t^{j \rightarrow h}(s',s)} = \frac{\sigma}{\sigma-1} (1 - Cs_t(s)) \log w_t(s) + Controls + c(s) + \varepsilon_t(s) \tag{14}$$

其中， $w_t(s)$ 表示相应部门和时间下的工资率水平， $\varepsilon_t(s)$ 为残差项。估计过程中，工资数据根据PWT测算而得，用各部门进口额的对数值衡量中间品总需求。同时在方程中控制行业固定效应和时间效应（包含于式（14）中的 $\varepsilon_t(s)$ ）。

根据式（14）估计可得， $\sigma = -1.21$ ，故增加值和中间品之间的替代弹性为0.45。作为对比，Johnson和Noguera（2017）取 $\sigma = -1.00$ 以保证增加值和中间品之间的替代弹性为0.50，Oberfield和Raval（2021）估计上述替代弹性在 [0.57,1.03] 区间。其中Johnson和Noguera（2017）针对的是全世界的生产部门，Oberfield和Raval（2021）针对的是美国的部门，这些结果均小于1且与本文所采用估计值相近，因此 $\sigma = -1.21$ 具备合理性。

①因篇幅所限，完整的理论构建、机理陈述及完整证明以附录7展示。

②证明需要用到以下结论， $[I - A]^{-1} = \sum_{i=0}^{\infty} A^i$ ，其中 $A = \{\pi_t^X(s',s) \pi_{ht}^X(s',s)\}_{s,s'=1}^S$ 。

③因篇幅所限，参数估计结果以附录8展示，参数校准及取值结果以附表1展示。

本文其他需要校准的参数包括 $\{\alpha, \beta, \kappa, \sigma, \rho, \psi, g, \eta, \theta\}$ ，其中， κ 、 ρ 、 ψ 和 η 均根据1989—1997年模型模拟的出口增加值率与依据非竞争型投入产出表测算所得的真实出口增加值率校准而得。测算式(10)、式(11)中的 $\pi_i^{S,V}(s)/\pi_i^{E,V}(s)$ ，国有企业的增加值系数始终高于民营企业，在1998—2007年 $\pi_i^{S,V}(s)/\pi_i^{E,V}(s)$ 的均值和中位数分别为1.16和1.15；2007—2013年均值和中位数则分别为1.37和1.39。这表明民营企业在1998—2013年更加倾向于购买进口中间品，参与全球价值链的程度更深；而国有企业的增加值系数更高。这与Tang等(2020)对2007年的结论一致。本文使用“精准帽子法”实现模型动态过程，模拟了出口增加值率在不同政策冲击下的变动情况^①。

四、反事实分析与量化结果

基于上述理论构建和参数估计校准结果，本节首先围绕国有企业的“抓大放小”改革如何影响增加值贸易和扩大对外开放开展反事实模拟，并分解出口增加值率变化的驱动因素。本节将依据式(1)~(3)直接测算的出口增加值率作为现实情景。

(一) 国有企业改革的影响

在未进行“抓大放小”国有企业改革的情景下，假设 $\hat{\lambda}_t \equiv 1$ ， $\psi = 0$ ， $\eta = 1$ 。图1为现实情景和反事实情景的出口增加值率，显示了模型对真实数据的拟合结果。可见本文的模型能够较好地拟合真实出口增加值率的变动趋势，平均误差为1.55%，最大的误差不超过真实值的3.73%^②。总体而言，本文对出口增加值率的拟合结果略低于真实水平，现实中国有企业的改革效应大于估计结果。反事实模拟结果表明，国有企业的“抓大放小”改革可以解释1998—2005年我国出口增加值率下降的18.36%，以及1998—2007年的18.38%。

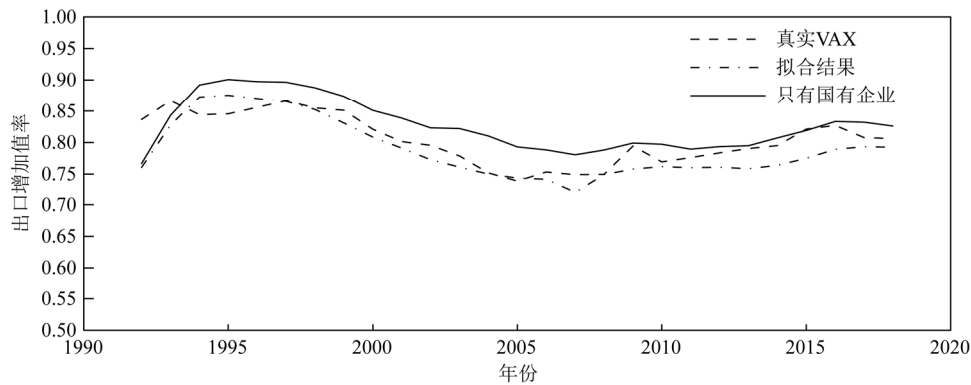


图1 国有企业改革对出口增加值率的影响

注：“真实VAX”曲线为用本文编制的非竞争型投入产出表直接测算的出口增加值率；“拟合结果”曲线为上一节的模型所模拟的出口增加值率；“只有国有企业”曲线则为反事实情境，模拟国有企业从1998年起未开展改革时的出口增加值率。

(二) 异质性机制分析

本小节探究各部门中，国有企业“抓大放小”改革对出口增加值率的影响。具体而言，反事实情景下依次假设各部门的变量满足 $\hat{\lambda}_i(s) \equiv 1$ ， $\psi(s) = 0$ ， $\eta(s) = 1$ 。这里 s 依次表示第一产业、第二产业和第三产业三个部门。

^①因篇幅所限，具体细节以附录9展示。

^②出口增加值率在2005年后出现了向上的转折，可能源于2004年模型未包含的外生冲击，因此模拟结果在2007年出现了1.55%的误差。后文汇报1998—2007年的反事实模拟结果时，以拟合结果（图中虚线）作为基准情景。

图2在图1的基础上，增加了三种反事实模拟结果，分别对应三次产业进行国有企业改革的情景。只有第二产业开展国有企业改革的情景下，出口增加值率在1998—2005年下降了13.15%，在1998—2007年下降了15.63%；只有第三产业开展国有企业改革的情景下，出口增加值率在两个时间段内分别下降了12.71%和15.85%。相比而言，若只有第一产业开展国有企业改革，出口增加值率在两个时间段内分别下降了10.84%和12.22%，均低于基准情景（基准情景下分别下降13.56%和15.39%）。由此可知，对三次产业开展国有企业改革都能降低出口增加值率，但是我国出口增加值率的下降主要由第二、三产业的国有企业改革驱动，这是由于国有企业改革后第二、三产业存在较多下游行业的企业，这些企业在要素市场面临越来越激烈的竞争，与集中度提升后的上游国有企业相比议价能力相对不足，国内中间品成本上升，与此同时关税壁垒下降压低了进口中间品成本，因此企业转而购买进口中间品，降低了出口增加值率。综合图2可知，在第二、三产业加强国有企业改革，有助于提高我国企业的全球价值链参与程度。

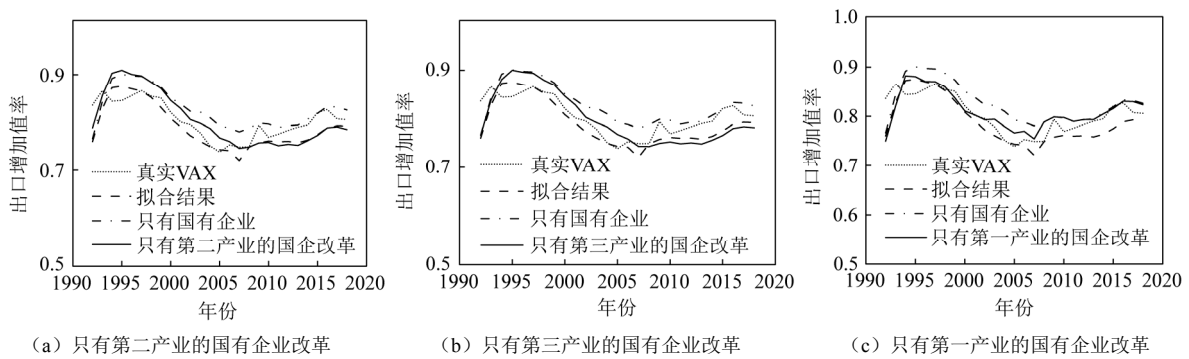


图2 不同产业的国有企业改革的影响

(三) 部门贡献及因素分解

在本节， \bar{x}_t 表示变量 x_t 在研究年份的平均值， Δx_t 表示变量在研究年份内的变化量。出口增加值率的关键部分为 $\pi_t^V L_t$ ，其中 $L_t = (I - A_t)^{-1}$ ， $\pi_t^V = \{\pi_t^V(s)\}_{s=1}^S$ 。

将真实情景下1998年和2007年之间的出口增加值率变化分解为由国内部门间投入产出结构变动引起的部分，和由各部门内的增加值系数变动引起的部分：

$$\Delta \text{vax_ratio}_t = \underbrace{\Delta \pi_t^V \bar{L}_t}_{\text{由各部门内的增加值系数变动引起}} + \underbrace{\bar{\pi}_t^V \Delta L_t}_{\text{由国内部门间投入产出结构变动引起}} \quad (15)$$

据此可测算各部分对出口增加值率变动的贡献，结果如表1所示。国内部门间投入产出联系的变动反向作用于出口增加值率的下降；第二、三产业的部门内增加值系数变动分别贡献了12.20和7.17个百分点的出口增加值率下降。因此出口增加值率的下降主要是由第二、三产业内的增加值系数下降引起。

变量	第一产业贡献	第二产业贡献	第三产业贡献
$\bar{\pi}_t^V \Delta L_t$	0.94	0.93	2.03
$\Delta \pi_t^V \bar{L}_t$	-1.75	-12.20	-7.17

注： $\Delta \text{vax_ratio}_t = -0.17$ 。

为进一步探究在转型过程中各部门、各因素对增加值系数下降的相对贡献，本文将经济体增加值系数的变动拆分为各部门增加值系数变化的作用和部门相对规模变化的作用：

$$\Delta\pi_i^V = \sum_{s=1}^S \underbrace{\overline{\Delta\pi_i^V(s)} \overline{\omega_i(s)}}_{\text{各部门增加值系数变化的作用}} + \underbrace{\overline{\pi_i^V(s)} \Delta\omega_i(s)}_{\text{部门相对规模变化的作用}} \quad (16)$$

其中， $\omega_i(s)$ 表示部门总产出占经济体总产出的比重。式(16)第一项衡量了各部门增加值系数变化的贡献，第二项则衡量了各部门相对规模变化的贡献，与我国的经济结构变动相对应。在基准情景，以及未进行国有企业改革、某一产业开展国有企业改革的4种反事实情景，分解结果如表2所示^①。本文的基准情景较好地体现了真实数据反映的事实，第二、三产业的增加值系数下降是整体增加值系数下降的主要驱动力。

由表2中的结果可以归纳以下结论。第一，基准情景和反事实情景均表明，无论是否进行国有企业改革，第二、三产业的增加值系数下降都是经济整体的增加值系数下降的主要驱动力，这体现了经济体内其他外生因素的作用^②。

第二，和基准情景相比，未进行国有企业改革时经济整体增加值系数下降对第二、三产业的依赖更小。若考虑增加值系数变化的绝对贡献，未进行国有企业改革时，第二、三产业的增加值系数下降导致整体增加值系数下降5.61和4.16个百分点，低于基准情景的6.45和4.78个百分点。这是因为，未进行国有企业改革时，企业增加值系数的下降主要是由于贸易自由化等原因；改革后，第二、三产业大量的下游企业受到上游行业集中度提高的影响，加速了国外中间品对进口中间品的替代。

第三，相比于对第一产业的国有企业进行改革的情景，第二、三产业的国有企业改革后，第二产业增加值系数下降是整体增加值系数下降的主要驱动力。若考虑增加值系数变化的绝对贡献，第二产业的国有企业改革后，第二、三产业分别解释了6.75和5.00个百分点的增加值系数下降；第三产业的国有企业改革后，两个产业分别解释了6.97和5.17个百分点。可见对第二、三产业进行国有企业改革的效果大于第一产业（6.32和4.68个百分点）。因此相较于第一产业，对第二、三产业进行国有企业改革能推动第二、三产业的增加值系数更快下降，从而影响国内整体增加值系数。

表2 各部门、各因素导致增加值系数的变动 (%)

反事实类型	组成部分	第一产业	第二产业	第三产业
基准情景	$\overline{\pi_i^V(s)} \Delta\omega_i(s)$	-4.18	4.54	-0.36
	$\Delta\pi_i^V(s) \overline{\omega_i(s)}$	-1.06	-6.45	-4.78
未进行 国有企业改革	$\overline{\pi_i^V(s)} \Delta\omega_i(s)$	-4.42	4.79	-0.38
	$\Delta\pi_i^V(s) \overline{\omega_i(s)}$	-0.93	-5.61	-4.16
第一产业 国有企业改革	$\overline{\pi_i^V(s)} \Delta\omega_i(s)$	-4.25	4.62	-0.36
	$\Delta\pi_i^V(s) \overline{\omega_i(s)}$	-1.04	-6.32	-4.68
第二产业 国有企业改革	$\overline{\pi_i^V(s)} \Delta\omega_i(s)$	-4.39	4.76	-0.38
	$\Delta\pi_i^V(s) \overline{\omega_i(s)}$	-1.11	-6.75	-5.00
第三产业 国有企业改革	$\overline{\pi_i^V(s)} \Delta\omega_i(s)$	-4.35	4.73	-0.37
	$\Delta\pi_i^V(s) \overline{\omega_i(s)}$	-1.15	-6.97	-5.17

(四) 上游集中度验证

本小节根据中国工业企业数据库，证实在国有企业“抓大放小”改革期间，上游行业形成了较

^①注意，表1的 $\overline{\pi_i^V} \Delta L_i$ 与表2基准情景中 $\overline{\pi_i^V(s)} \Delta\omega_i(s)$ 虽然都体现了经济结构的变动，但经济意义不同，前者体现国内部门间投入产出结构变动的贡献，后者则体现三次产业部门的规模变动的贡献。

^②第一产业的规模变动正作用于整体增加值系数的变动、第二产业的规模变动负作用于整体增加值系数的变动，则分别体现第一产业规模的下降和第二产业规模的扩大。

强的市场集中度。参考Antràs等（2012）的方法，本文依据全国2002年投入产出表计算了各部门的上游度^①。本文将上游度超过中位数的视为上游行业，并将投入产出部门和中国工业企业数据库的行业划分相匹配，从而选取具有代表性的上下游行业。在此基础上，测算这些行业的销售额在各年的赫芬达尔-赫希曼指数（HHI），结果如图3所示^②。上游行业的HHI明显高于下游行业，说明上游行业的市场集中度较高；下游行业的市场集中度较低，市场竞争程度更大。从动态角度，上游行业的HHI总体呈现上升的趋势，上游行业市场集中度提高与国有企业上游度不断提高几乎同时发生，下游行业的HHI则快速下降，市场竞争度不断上升。因此下游行业的企业在采购中间品的谈判中处于不利地位，这推升了中间品的成本、降低了企业和各部门的出口增加值率。这进一步支撑了式（13）背后的机制。

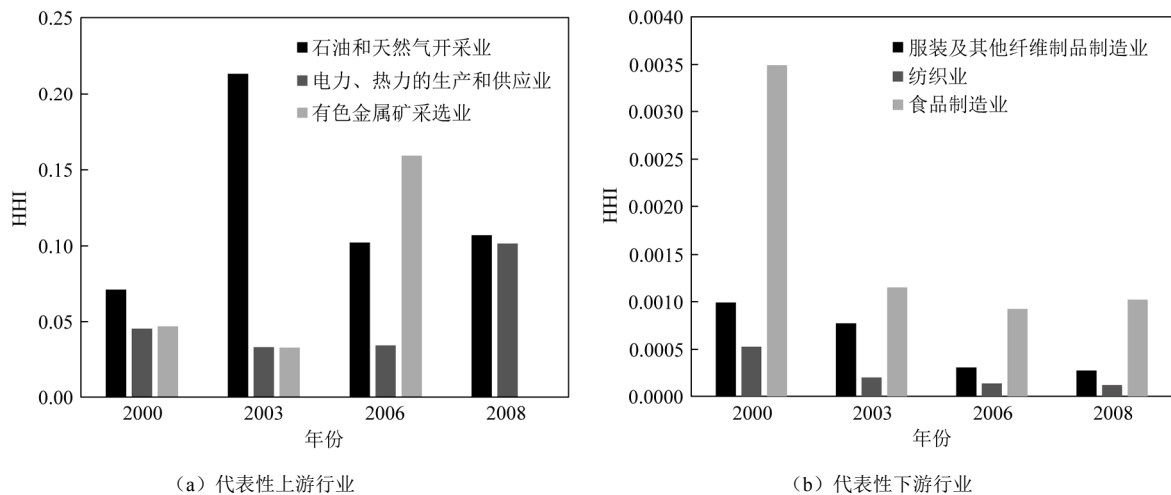


图3 上下游行业的HHI

五、进一步讨论

国有企业向上游集中并充分发挥规模效应，有助于稳定上游中间品的成本，在外部冲击下提升国内大循环的稳定性（张同斌，2015；蒋含明等，2023）。本节就外部条件变化时，国有企业效率提升如何促进国内大循环的稳定展开反事实分析。

（一）关税影响分析

从本文第四节的分析可以发现，驱动第二、三产业出口增加值率下降的更基础因素是关税壁垒的下降。为补充和支撑该理论机制，本节对关税壁垒维持1988年的情景，作反事实分析。具体地，本文将 $wedge_i^X(s',s) \equiv \tau_{ft}^X(s',s) / \tau_{ht}^X(s',s)$ 定义为中间品进口面临的相对关税壁垒，将 $wedge_i^{Final}(s) \equiv \tau_{ft}^{Final}(s) / \tau_{ht}^{Final}(s)$ 定义为最终品进口面临的相对关税壁垒。在反事实情景下假设 $wedge_i^X(s',s) \equiv 1$ ， $wedge_i^{Final}(s) \equiv 1$ 。图4展示了现实情景、基准情景（拟合结果）以及反事实情景下的出口增加值率。若关税壁垒维持在1988年不变，出口增加值率将处于高位，并且在1998—2007年期间基本保持不变。因此关税壁垒的降低显著地降低了出口增加值率，是出口增加值率变化的关键推动因素。图5显示了关税壁垒不变时国有企业改革的作用，可知国有企业改革仍然推动了出口增加值率的下行，但是相

①因篇幅所限，上游度测算结果以附表2展示。

②有色金属矿采选业在2008年的数据存在缺失，图3中未展示。

比关税壁垒下降时该作用有所减弱。这也印证了式(13)背后的机制。在中间品关税下降的1998—2007年,国有企业改革的重要特征是结构调整^①,这提高了下游企业购买进口中间品的动机,推动我国深度参与全球价值链分工。2007年后的国有企业改革中,布局结构调整力度继续加大,管理体制、经营机制和治理结构不断完善^②,这提高了国有企业的生产经营效率、降低了上游中间品的价格,体现出国有企业效率提升对国内大循环的基础性作用。

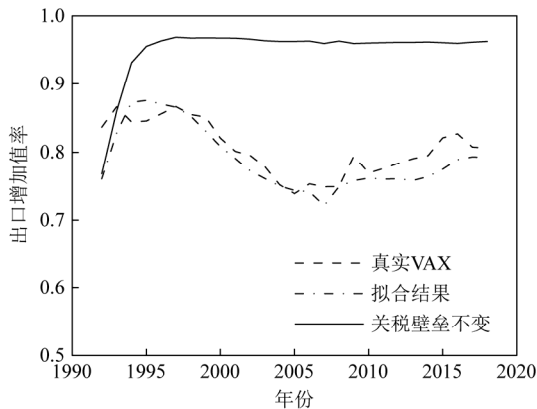


图4 贸易自由化对出口增加值率的影响

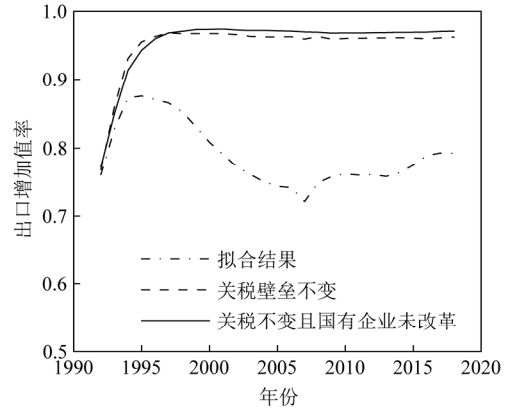


图5 关税壁垒不变时的国有企业改革

注：“关税壁垒不变”曲线为反事实情境，模拟关税壁垒维持在1988年时的出口增加值率，“关税不变且国有企业未改革”曲线为反事实情境，模拟关税壁垒维持在1988年且国有企业未改革时的出口增加值率。

（二）出口增加值率：冲击与韧性

在“抓大放小”改革后,国有企业的结构和布局得以优化,其效率也获得了长足的提升,这支撑国有企业更好地发挥服务国家战略、保障国计民生等作用。2007年后,随着国有企业改革的不断深化,叠加政策激励国有企业开展自主创新,国有企业的效率进一步提升,我国的出口增加值率也出现了回升。为探讨国有企业效率与国内大循环之间的关联,本文模拟中美贸易摩擦等外部事件导致进口关税提高10%时,国有企业稳定国内大循环的作用。具体而言,分别围绕国有企业以实际情形生产经营效率,国有企业相对效率保留在2006年^③两种情景开展反事实分析。

如图6所示,2007年后进口关税提升10%时,出口增加值率有较明显的提升。这主要是因为进口关税提升了国内企业购买进口中间品的成本,降低了国内企业使用进口中间品的意愿^④。本文的反事实模拟结果显示,若国有企业的相对效率保留在2006年的水平,那么即便进口关税的增加提高了购买进口中间品的成本,2018年出口增加值率相较国有企业深化改革的情形仍会下降3.19个百分点,此时国内企业面临高昂的成本。在外部冲击下,深化国有企业改革、提升国有企业效率,有助于通过规模经济、范围经济等降低上游中间品成本。

①资料来源为<http://www.sasac.gov.cn/n2588025/n2588119/c2694573/content.html>。

②资料来源为<http://www.sasac.gov.cn/n2588025/n2588119/c2699182/content.html>。

③本文以2006年为节点,主要原因是国有企业的相对效率在2007年出现了较大的波动,与Chen等(2021)的测算结果一致。本文使用中国工业企业数据库测算1998—2013年的国有企业相对效率,参考杨豪(2022)的做法,一方面尽可能使用可获取的最新数据;另一方面也尽量减少样本不足带来的偏差。此外,受限于数据可得性,测算2014年及以后国有企业的相对效率时,使用上市企业的数据以提升时效性。从2014年前后国有企业相对效率的变动趋势来看,两种口径测算结果可比。

④图6将图线展示至2018年,一方面是受限于2019年的非竞争型投入产出表数据缺失,难以校准和模拟2019年两类企业的资本和总产出动态,更新到最新的2020年可能引发较大误差;另一方面,图6中三条曲线均较平滑,2019年后出现改变现有结论的可能性较小,因此结论具有较强现实意义。

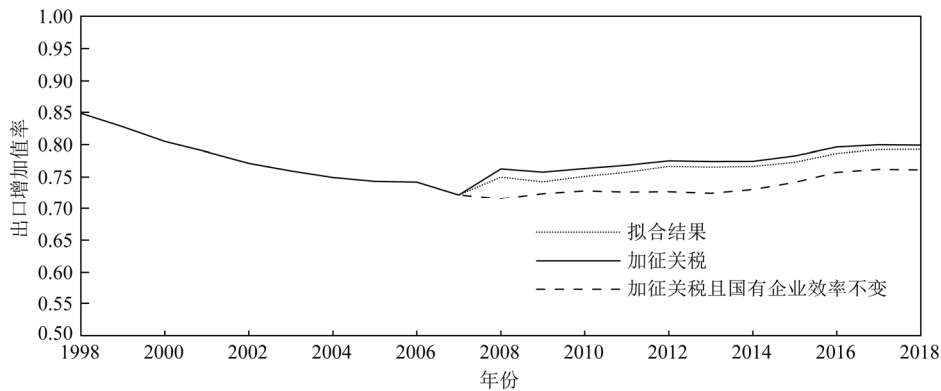


图6 国有企业效率提升在提升出口增加值率中的作用

注：“加征关税”曲线为进口关税提高10%时的出口增加值率；“加征关税且国有企业效率不变”曲线为反事实情境，模拟国有企业相对效率保留在2006年且进口关税提高10%时的出口增加值率。

六、结论与启示

本文从国有企业改革这一“边境后”管理制度改革措施出发，研究其在增强国内大循环稳定性、提升国际循环的质量和水平两方面的作用和机制，力求为我国不断深化经济体制改革和持续推进高水平对外开放提供理论支撑。从国有企业改革的历史经验出发，从扩大对外开放和稳定国内产业链供应链两个角度切入，得出以下4点结论。一是1998—2007年我国的出口增加值率快速下降10.58个百分点，国有企业改革能解释其中18.38%。二是国有企业改革缓解产业内资源错配问题，上游行业市场集中度的提升，叠加关税水平下降，是我国加速融入全球价值链的主要原因。三是在外部冲击和不确定性下，国有企业的持续深化改革推动2018年的出口增加值率相较于国有企业相对效率保留在2006年的情形上升3.19个百分点。四是国有企业改革的主线是提高生产效率，但是在不同时期各有侧重，在1998—2007年的“抓大放小”改革中，国有企业改革主要通过结构和布局调整，推动了我国深度参与全球价值链分工；2007年后则主要体现为生产经营效率的提高，降低了上游中间品的价格、缓冲进口市场的价格波动风险，增强了国有企业效率提升稳定国内大循环的作用。

基于此，本文围绕国有经济的效率、结构和布局，统筹高水平对外开放和产业链供应链韧性提出4点政策建议。第一，应坚定不移地深化国资国企改革，推动混合所有制改革，持续优化国有经济的效率、结构和布局，提升生产效率，降低中间品成本、减小进口中间品价格波动的影响。第二，坚持国有企业分类改革的理念，在竞争性领域破除行政垄断，完善市场准入制度、市场竞争机制，激发市场活力。第三，在发挥国有经济主导作用的同时，应注重发展的普惠性，监督和纠正上游企业利用市场集中度过度提高中间品价格的行为，充分发挥较高市场集中度下的规模经济和范围经济优势，使中间品价格位于合理区间。第四，在经贸摩擦、地缘政治冲突等不确定性因素增多的背景下，全球产业链的脆弱性凸显，应基于产业链供应链的薄弱点进一步优化国有经济布局和结构，加快发展新质生产力，充分发挥国有企业在资金规模、资源整合能力等方面的优势，加强“卡脖子”关键核心技术的研发攻关，降低中下游企业的经营成本和风险，引导中下游企业优化进口中间品的使用，提升国际循环的质量和水平。

参考文献

- [1] 侯俊军, 岳有福, 叶家柏. 供需双循环测度与中国经济平稳增长[J]. 统计研究, 2023, 40(3): 3-17.
- [2] 黄昕, 平新乔. 行政垄断还是自然垄断——国有经济在产业上游保持适当控制权的必要性再探讨[J]. 中国工业经济, 2020(3): 81-99.

- [3] 蒋含明,袁红林,甘月. 契约不完全、所有制差异与国内制造企业垂直并购机制[J]. 统计研究, 2023, 40(3): 56-70.
- [4] 李胜旗,毛其淋. 制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据[J]. 中国工业经济, 2017(3): 101-119.
- [5] 刘瑞明,石磊. 上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质[J]. 经济研究, 2011, 46(12): 86-96.
- [6] 刘遵义,陈锡康,杨翠红,等. 非竞争型投入占用产出模型及其应用——中美贸易顺差透视[J]. 中国社会科学, 2007(5): 91-103, 206-207.
- [7] 罗长远,张军. 附加值贸易: 基于中国的实证分析[J]. 经济研究, 2014, 49(6): 4-17, 43.
- [8] 吕越,盛斌,吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J]. 中国工业经济, 2018(5): 5-23.
- [9] 王永进,刘灿雷. 国有企业上游垄断阻碍了中国的经济增长?——基于制造业数据的微观考察[J]. 管理世界, 2016(6): 10-21, 187.
- [10] 王永进,施炳展. 上游垄断与中国企业产品质量升级[J]. 经济研究, 2014, 49(4): 116-129.
- [11] 王直,魏尚进,祝坤福. 总贸易核算法: 官方贸易统计与全球价值链的度量[J]. 中国社会科学, 2015(9): 108-127, 205-206.
- [12] 杨豪. 融资寻租、资本错配与全要素生产率[J]. 统计研究, 2022, 39(10): 51-67.
- [13] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, 50(2): 61-74.
- [14] 余淼杰,崔晓敏. 人民币汇率和加工出口的国内附加值: 理论及实证研究[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(3): 1207-1234.
- [15] 张红霞,夏明,苏汝劫,等. 中国时间序列投入产出表的编制: 1981—2018[J]. 统计研究, 2021, 38(11): 3-23.
- [16] 张同斌. 中央企业发展与宏观经济增长——基于景气合成指数和MS-VAR模型的实证研究[J]. 统计研究, 2015, 32(3): 12-20.
- [17] Antràs P, Chor D. Global Value Chains[J]. Handbook of International Economics, 2022, 5: 297-376.
- [18] Antràs P, Chor D, Fally T, et al. Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows[J]. American Economic Review, 2012, 102(3): 412-416.
- [19] Bai C E, Lu J, Tao Z. The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China[J]. American Economic Review, 2006, 96(2): 353-357.
- [20] Chen Q, Chen X, Pei J, et al. Estimating Domestic Content in China's Exports: Accounting for a Dual-trade Regime[J]. Economic Modelling, 2020, 89: 43-54.
- [21] Chen Y, Igami M, Sawada M, et al. Privatization and Productivity in China[J]. The RAND Journal of Economics, 2021, 52(4): 884-916.
- [22] Feenstra R C, Lipsey R E, Deng H, et al. World Trade Flows: 1962-2000[R]. NBER Working Paper, 2005.
- [23] Johnson R C, Noguera G. A Portrait of Trade in Value-added over Four Decades[J]. Review of Economics and Statistics, 2017, 99(5): 896-911.
- [24] Johnson R C, Noguera G. Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added[J]. Journal of International Economics, 2012, 86(2): 224-236.
- [25] Kee H L, Tang H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China[J]. American Economic Review, 2016, 106(6): 1402-1436.
- [26] Koopman R, Wang Z, Wei S J. Estimating Domestic Content in Exports when Processing Trade is Pervasive[J]. Journal of Development Economics, 2012, 99(1): 178-189.
- [27] Oberfield E, Raval D. Micro Data and Macro Technology[J]. Econometrica, 2021, 89(2): 703-732.
- [28] Olley G S, Pakes A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [29] Song Z, Storesletten K, Zilibotti F. Growing like China[J]. American Economic Review, 2011, 101(1): 196-233.
- [30] Tang H, Wang F, Wang Z. Domestic Segment of Global Value Chains in China under State Capitalism[J]. Journal of Comparative Economics, 2020, 48(4): 797-821.

作者简介

裴建锁,中国人民大学应用经济学院教授。研究方向为国民经济学、数量分析方法与模型。

陈哲昂,中国人民大学应用经济学院博士生。研究方向为量化空间模型、产业链供应链韧性。

艾建伟(通讯作者),中国人民大学应用经济学院博士生。研究方向为量化贸易模型。电子邮箱:

aijianwei@ruc.edu.cn。

(责任编辑:王映雪)