

就业冲击与教育的代际传递：来自国企改革的证据

周 康 张俊森 李琼琼*

内容提要 20世纪90年代中后期，中国进行了大规模国企改革，为研究父母失业冲击如何影响子女人力资本形成提供了准自然实验。基于队列双重差分实证框架，本文发现国企下岗显著降低了下一代的平均受教育年限、上高中的概率以及上大学的概率。国企下岗对教育的不利影响具有非对称性，表现为国企下岗对低学历家庭子女具有显著的负面影响，而对高学历家庭子女的最终教育水平几乎没有影响，即国企下岗强化了教育人力资本的代际传递，扩大了城市内部的不平等。此外，国企下岗对东北地区人力资本形成的影响更为显著。机制分析表明，学前教育供给减少和儿童营养投入下降是国企下岗影响子女教育水平的主要机制。

关键词 国企改革 教育代际传递 学前教育供给

一 引言

教育获得是社会经济地位代际传递与流动的重要渠道，也是影响收入不平等的重要因素（李实等，2013；杨娟等，2015；Restuccia & Urrutia，2004）。随着市场机制和市场力量介入教育领域，家庭阶层背景对下一代教育机会与教育成就的影响趋于强化（李煜，2006），这引发了社会对阶层固化的担忧，并加剧了当前普遍存在的教育焦虑。回应社会对阶层固化与教育焦虑的关切，深入剖析教育代际传递的机制至关重要。这不仅有助于理解中国收入不平等与代际传递（Fan et al.，2021；Xie & Zhou，2014），也能为制定有效的教育支持政策、缓解教育焦虑、促进社会流动及共同富裕提供依据。

* 周康，浙江大学经济学院，电子邮箱：kang_zhou@zju.edu.cn；张俊森，浙江大学经济学院，电子邮箱：jszhang@cuhk.edu.hk；李琼琼，浙江大学经济学院，电子邮箱：lqqflora@163.com。作者感谢国家自然科学基金重点项目（72034006）、国家社会科学基金重大项目（20&ZD076）的资助。文责自负。

特别是在当前经济存在较大下行压力的背景下，劳动力市场冲击是否以及如何传导至教育领域，亦成为社会关注的焦点，因此有必要深入分析劳动力市场变化对教育的系统性影响。

大量研究显示，家庭背景是影响个人学业表现并塑造个体教育成就的重要“环境”（刘精明，2014；汪鲸、罗楚亮，2019）。这些家庭层面的因素至少包括：婴幼儿时期母亲的照料时间（Li et al., 2005）、家庭中子女数量（秦雪征等，2018；Li et al., 2008）、父母陪伴（王春超、林俊杰，2021）、父母受教育程度（杜凤莲等，2019；邹薇、马占利，2019；Pronzato, 2012）、教养方式（许丹红、桂勇，2023）、父母工作岗位调整（赵颖，2016）等。特别是，父母参与劳动力市场是家庭获取收入的主要方式，在很大程度上决定了儿童在成长过程中能够享受到的家庭资源投入。那么，在人力资本投资的关键时期，负面的劳动力市场冲击如何影响家庭的人力资本投资？这些影响是否在优势家庭与劣势家庭之间表现出异质性，最终强化了家庭背景对子女教育机会获得的影响？研究此问题的关键在于寻找相对外生的负面劳动力市场冲击，而20世纪90年代中后期大规模的国企改革为研究父母失业冲击对子女人力资本形成的影响提供了准自然实验。

20世纪90年代中后期，国有企业面临全面、持续亏损。为此，中国实施了“抓大放小”改革，其中，国有企业职工下岗分流是此项改革的重要内容。国企“裁员增效”改革带来的直接影响是大量员工失去“铁饭碗”。《中国劳动统计年鉴》数据显示，1995–2004年间，约有4787万名国企员工失去工作，超过1/5的中国家庭受到改革的直接影响（Naughton, 2007；World Bank, 2007）。此次改革导致了大规模的非自愿失业，可能引致不同类型家庭在教育投资策略上产生差异，这为研究家庭失业冲击对人力资本形成和代际传递的影响提供了一个准自然实验。借助队列双重差分（cohort DID）估计方法和高质量的微观数据，本文系统分析了国企下岗对子女教育获得和教育代际传递的影响及其潜在作用机制。研究发现，国企下岗显著降低了子女的平均受教育年限、上高中的概率以及上大学的概率，且该结论通过了调整研究样本、替换核心指标度量方式等一系列稳健性检验。

进一步分析表明，国企下岗主要对劣势家庭子女的教育获得产生了负面影响，几乎未影响优势家庭子女的教育获得，即国企下岗强化了教育人力资本的代际传递，扩大了城市内部的教育不平等。此外，国企下岗对东北地区人力资本形成的影响更为显著。机制分析显示，学前教育减少和儿童营养投入下降是国企下岗影响劣势家庭子女教育的核心机制。这些发现意味着，当经济下行引发大规模失业时，政

府不仅要重视低技能群体的再就业问题，还应及时关注其子女的教育问题，以防止阶层固化现象加剧。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一，本文为改革开放后中国教育不平等的来源提供了新的机制解释。邹薇和马占利（2019）指出，教育机会不平等在改革开放后出生群体中有所提高，而本文的研究揭示了该现象背后的一个重要原因——大规模国企改革加剧了教育的代际固化。具体而言，本文发现国企下岗对不同教育背景家庭具有非对称影响，城市低学历家庭子女的教育人力资本积累受到更大的负面冲击，最终强化了城市内部优势与劣势家庭间的教育不平等。特别是，本文发现国企下岗导致学前教育供给不足和儿童营养摄入下降，丰富了相关机制研究。本文的研究结论具有较强的政策启示意义。本文认为，政府在建立健全失业救助制度的同时，还应关注失业家庭，特别是弱势失业家庭子女在学前教育和饮食营养等方面的问题，并采取有针对性的措施以缓解失业对教育的长期负面影响，这对于控制教育不平等、促进社会流动具有重要意义。

第二，本文从人力资本积累的视角评估了国企改革的社会成本。作为中国经济转型时期的重大改革，国企职工下岗分流改革对社会和家庭带来的影响，仍是当前学界关注的焦点。早期研究主要从经济效率角度讨论了改革对国企经营绩效、劳动生产率等的影响（白重恩等，2006；陆铭，2003；Dong & Xu, 2008），近期研究则强调了国企下岗对个人健康（陈秋霖等，2017）、子女健康与教育（赵颖，2016；Liu & Zhao, 2014）、预防性储蓄（He et al., 2018）等方面的影响。然而，鲜有研究系统地评估全国性国企职工下岗分流事件对下一代教育的长期影响。在这方面，本文拓展了有关国企改革社会成本的研究，并为群体性失业可能加剧教育不平等提供了证据。尤其值得注意的是，外部教育资源供给收缩与家庭内部资源投入减少同时发生，可能具有互补强化的关系，进一步阻碍子女人力资本积累。

第三，本文为研究失业冲击如何影响子女教育提供了新的识别方法。改革初期，不同城市国企占比不同，因此在1995–2004年期间，劳动力市场受到国企改革的冲击存在差异。这意味着国企改革可以作为城市地区失业的“拟外生冲击”。本文利用国企分流这一准自然实验，并结合队列双重差分方法，能够较好地处理内生性问题，进而有效识别因果关系并估计长期影响。与本文的识别策略不同，现有文献多基于小规模的经济冲击，如工厂倒闭或个体失业，分析父母失业对儿童教育的影响（都阳、John Giles, 2006；Becker & Tomes, 1986；Hilger, 2016；Micklewright et al., 1990）。这些多是短期失业冲击，对家庭造成的影响相对较小。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分介绍国企改革的制度背景；第三部分为研究设计，重点阐述数据来源、计量模型和指标构建；第四部分为实证结果与分析，涵盖基准回归、稳健性检验和异质性分析；第五部分为机制检验；第六部分总结全文，并基于理论分析和实证结果提出政策建议。

二 国企改革背景

国有企业在中国经济中扮演着重要角色。1978年改革开放后，为了降低经济改革对社会稳定造成的负面影响，国有企业承担了稳就业的功能，吸纳了大量劳动力。然而，在非国有经济崛起的过程中，中央政府并未削减国有部门的就业份额，而是通过财政补贴支持其经营，这导致国有部门出现就业过剩。随着非国有经济的快速发展和由此引发的市场竞争加剧，组织结构冗余的国有企业经济绩效低下，财务状况不断恶化，出现大量不良贷款。从1995年开始，中央政府减少了对国有部门稳定就业的部署，国有企业进入改革阶段，许多中小型国有企业因经营不善而破产或私有化（Zhu，2012）。1997年，党和政府提出“抓大放小”战略，这极大加快了国有大中型企业的改革，同时大量国企工人被迫下岗。图1刻画了1988年至2007年期间失业率和国有部门雇用占比的变化情况。可以明显看出，1995年后中国失业率快速上升，从4%上升至2003年的10%以上，而1995–2004年国有部门就业占全国总就业的份额从近60%下降至25%。

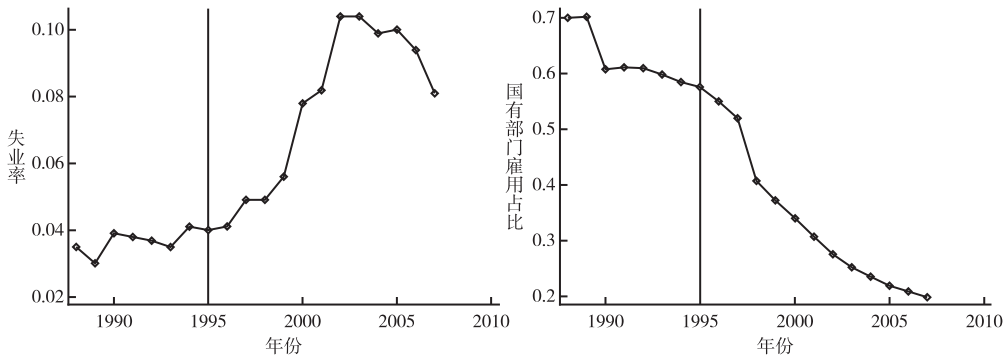


图1 中国的失业率和国有部门雇用占比

注：左图中，纵坐标“失业率”指城市失业人口占城市劳动年龄人口的比重；右图中，纵坐标“国有部门雇用占比”指国有部门就业人数占城市总就业人数的比重。

资料来源：根据 Xie et al.（2025）绘制得到。

国企下岗对城市家庭收入造成了极大的负面冲击，并直接导致城市贫困人口增加（孟昕等，2004）。家庭收入与人力资本投资密切相关。例如，家庭往往会通过降低饮食质量和营养标准来应对负面的收入冲击，这可能导致子女健康水平下降，进而影响学习效率。此外，收入也是家庭教育投入的重要决定性变量。例如，由于面临信贷约束，低收入家庭的子女教育支出相对更少（Lee & Seshadri，2019）。因此，父母从国企下岗很可能对子女教育产生重要影响。国企下岗潮也意味着“铁饭碗”式的终身雇用制逐步废止，取而代之的是劳动力自由雇用制度，即市场机制日益发挥劳动力资源配置作用。在劳动力市场中，高技能劳动力相较于低技能劳动力更容易找到工作。因此，即使同样面临下岗冲击，高学历家庭受到的影响更小。这意味着，国企改革可能对不同特征的城市家庭产生异质性影响，其中低学历家庭的子女受国企下岗的负面影响可能更为显著。

三 实证框架

（一）数据来源

本文主要使用了三套数据，分别为2015年全国1%人口抽样调查数据、中国工业企业数据库和中国健康与营养调查（CHNS）数据。其中，2015年全国1%人口抽样调查以全国人口为总体，以各地级市人口（地区/盟/州）为子总体，共收集样本2131万，占全国总人口的1.55%。本文使用其中9.4%的子样本进行分析，并将出生日期在1984–1995年的个体（1995年时处于0~11岁）挑选出来作为主要研究对象。中国工业企业数据库由国家统计局建立，样本范围为全国31个省（自治区、直辖市）的全部国有企业和规模以上非国有工业企业。1995年工业企业数据约有51万家企业样本，能够较为全面地刻画工业企业的劳动力雇用情况。在机制分析中，本文主要使用CHNS 1991–2004年的数据，该数据由北卡罗来纳大学人口研究中心和中国疾病预防控制中心联合开展调查获得，旨在对中国人口的健康状况、营养状况和计划生育状况等进行评估。

（二）模型设定

本文采用出生队列的双重差分法估计国企下岗对子女教育的影响效应，设定回归方程如下：

$$Edu_{ijc} = \alpha + \gamma_1 SOEratio_{j, 1995} \times Cohort_{ic} + \theta_j + \delta_c + \varepsilon_{ijc} \quad (1)$$

其中， i 、 j 、 c 分别代表个体、城市和出生队列。被解释变量 Edu_{ijc} 为个体 i 的受教

育情况变量，具体的测度指标包括个体是否上高中（读过高中为1，否则为0）、受教育年限、是否上大学（读过大学为1，否则为0）。核心解释变量是国企下岗冲击强度和个体出生队列的交乘项。国企下岗冲击强度（ $SOEratio_{j,1995}$ ）是1995年当地的国企雇用比重，使用1995年工业企业数据库计算的国有企业雇用人数占该城市劳动年龄人口数的比重衡量。个体出生队列（ $Cohort_{ic}$ ）为虚拟变量，若个体在1995年处于0~5岁则出生队列（ $Cohort_{ic}$ ）变量取1，否则为0（即6~11岁个体为0）^①。

本文认为0~5岁是儿童成长的关键时期。相较于6~11岁，这个时期家庭经历负面收入冲击导致营养、早期教育投入等减少会对儿童的教育表现产生更为严重的负面影响（Heckman, 2006; Xie et al., 2025; Yi et al., 2015）。例如，Heckman曲线表明学龄前的人力资本投资收益比学龄阶段的人力资本投资收益更大。虽然本文承认国企改革对学龄儿童也有影响，但Heckman的大量研究显示学龄前（即6岁前）是人力资本形成的更关键时期。以此为前提，则家庭经历的负面收入冲击对0~5岁子女教育的不利影响将会比对6~11岁子女教育的影响更大。因此，本文将国企改革期间处于0~5岁的儿童视为处理组，而年龄更大的儿童（6~11岁）视为控制组。给定本文的识别策略，并且意识到6~11岁的儿童也会受到国企改革带来的（但更小的）负面影响，本文估计得到的影响应该解读为国企改革影响的下限。 θ_j 和 δ_c 分别表示地区固定效应和出生队列固定效应。 ε_{ijc} 是随机扰动项。

参考Xie et al. (2025)，本文使用改革初始年份（1995年）城市部门的国企雇用占比作为当地国企下岗冲击强度的指标，具体为1995年j市的国有企业就业总人数与1995年该市城镇劳动年龄人口（16~59岁）的比值，数据来源于1995年的工业企业数据。由图1可以发现国企下岗主要从1995年开始发生，随后每年有大量国企工人失去工作。由于不同城市的产业结构和就业结构有较大差异，20世纪90年代中后期的国企裁员对不同城市劳动力市场的影响不同。本文将1995年作为国企下岗的初始年份，认为1995年国企雇用占比越高的城市在随后年份经历的国企下岗冲击的强度越大。为检验这一重要观点，参考Xie et al. (2025)，本文研究了1995年国企雇用占比与1995~2004年间国企下岗比例的相关关系。图2显示，1995年国企雇用占比更高的地区在随后的10年间确实经历了更严重的国企下岗，这意味着1995年国企雇用占比是当地国企下岗冲击强度的合理度量。本文关键变量的描述性统计如表1所示。

① 1995年最小年龄（即0岁）的个体，到2015年时已满20周岁，基本上在2015年已经做出了是否上大学的教育决策。

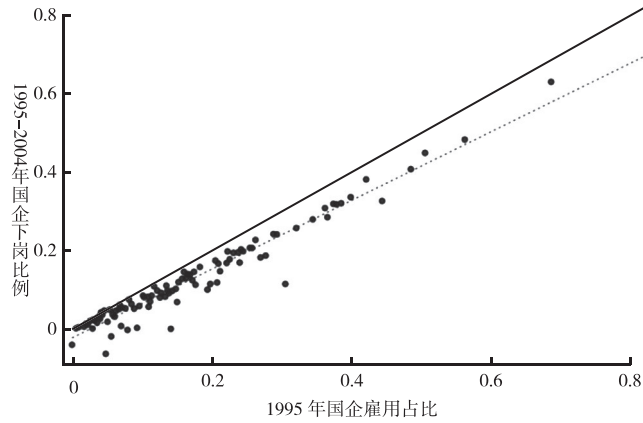


图2 1995-2004年城市国企下岗比例和1995年城市国企雇用占比的关系

注：1995-2004年城市国企下岗比例的构建方式为： $(1995\text{年国企雇用总人数}-2004\text{年国企雇用总人数})/1995\text{年城市劳动年龄人口}$ ；为了方便比较两个指标的关系，图中添加了45度线。

资料来源：根据Xie et al. (2025) 绘制得到。

表1 描述性统计

变量	变量测度	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$Cohort_{ic}$	出生队列（在1995年是否为0~5岁）	377374	0.46	0.50	0	1
$SOERatio_{j, 1995}$	1995年国企雇用占比	377374	0.19	0.10	0	0.64
$SOERatio_{j, 1995} \times Cohort_{ic}$	国企下岗冲击强度和出生队列的交乘项	377374	0.08	0.11	0	0.64
Edu_{jc}	是否上高中	377374	0.52	0.50	0	1
	受教育年限	377374	11.38	3.15	0	19
	是否上大学	377374	0.29	0.45	0	1
$PARENTedu$	父母是否上高中	213837	0.10	0.30	0	1

资料来源：根据2015年全国1%人口抽样调查数据和中国工业企业数据库计算得到。

四 回归结果

（一）基准回归结果

表2汇报了基于式（1）的回归结果。其中，第（1）列展示了国企下岗对该地区所有子女的影响结果。可以看出，国企下岗对子女上高中和受教育年限有显著的负向影响，对上大学的影响系数为负，但不显著。进一步地，将样本区分为城市和农村两类，将户口类型为非农业户口的样本划为城市样本，将户口类型为农业户口的样本划为农

村样本。第（2）列回归结果显示，国企下岗显著降低了城市子女上高中的概率和平均受教育年限，对上大学概率的影响系数为负。考虑到6~11岁的儿童也会受到国企改革带来的负面影响，本文估计的影响应被解读为国企改革影响的下限。

表2 国企下岗对子女教育的影响

	全样本	城市样本	农村样本
	(1)	(2)	(3)
子表A：因变量“是否上高中”			
国企下岗冲击强度×队列	-0.0727** (0.0307)	-0.1069** (0.0429)	-0.0064 (0.0317)
城市固定效应	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制
观测数	377374	151743	225631
调整的R ²	0.1224	0.1337	0.1199
子表B：因变量“受教育年限”			
国企下岗冲击强度×队列	-0.5156** (0.2111)	-0.5534* (0.2924)	-0.1763 (0.1845)
城市固定效应	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制
观测数	377374	151743	225631
调整的R ²	0.1606	0.1781	0.1509
子表C：因变量“是否上大学”			
国企下岗冲击强度×队列	-0.0333 (0.0295)	-0.0581 (0.0388)	0.0202 (0.0286)
城市固定效应	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制
观测数	377374	151743	225631
调整的R ²	0.1174	0.1320	0.0890

注：括号内为聚类在城市层面的稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

资料来源：根据2015年全国1%人口抽样调查数据和中国工业企业数据库计算得到。

在第（3）列中，本文执行了一组重要的安慰剂检验。由于国有企业改革主要影响了城市家庭的就业，而农村家庭受到的影响有限，因此理论上国企改革不会显著影响农村家庭子女的教育获取；否则，本文估计发现的国企下岗对城市子女教育获取的影响很有可能是由遗漏变量造成的。作为安慰剂检验，本文使用农村家庭子女的教育获取作为结果变量，并重新估计了式（1），表2第（3）列汇报了估计结果。第（3）列的估计结果显示，核心交互项的系数在统计意义上不显著且接近于0，意味着国企下岗对农村家庭子女的受教育情况没有显著影响，这符合本文的预期，即国企下岗主

要发生在城市劳动力市场，因此农村家庭子女没有受到显著的负面影响。这一估计进一步强化了本文的主要发现：国企下岗显著降低了受影响家庭子女的受教育水平。

（二）异质性回归结果

国企下岗对家庭收入的冲击可能存在异质性。一方面，即使同样面临失业，高学历劳动力相比于低学历劳动力更容易找到工作，尤其是在“铁饭碗”式终身雇用制被逐步废除的背景下，市场化的劳动力配置更加注重劳动力技能。因此，技能水平较高的家庭受国企下岗的影响可能更小。另一方面，不同技能家庭的收入存在差异，低技能家庭的收入相对较低，应对失业风险的经济能力较弱。为了进一步检验国企下岗对子女教育的影响是否存在家庭差异，本文将样本分为高技能家庭和低技能家庭，具体做法是以父母是否具有高中及以上学历作为技能水平的衡量标准，如果儿童的父亲或母亲具有高中及以上学历，则该家庭为高技能家庭，否则为低技能家庭。

表3汇报了国企下岗对子女教育的异质性影响估计。结果显示，国企下岗主要影响了城市中高中及以下学历家庭的子女上高中的概率、上大学的概率以及平均受教育年限。虽然国企下岗对城市高学历家庭子女上高中的概率也有显著的负向影响，但影响系数低于前者，并且未发现高学历家庭子女的大学入学概率和平均受教育年限受到影响。以上结果表明，国企下岗主要影响了城市低技能家庭子女的受教育水平，这也说明20世纪90年代中后期的国企下岗潮可能进一步加剧了城市内部的教育结果不平等。

机会不平等理论认为，父母的教育水平是导致机会不平等的关键因素之一（Roemer, 2000）。父母受教育程度越高，对子女的教育投资意愿越强，投资能力越大，投资效率越高（冯帅章、陈媛媛，2012；刘杨、蔡宏波，2020；张苏、曾庆宝，2011）。因此，高学历家庭的子代有更高概率接受高等教育，表现出教育的代际传递性（邹薇、马占利，2019）。相较于高学历家庭，国企改革对低学历家庭经济资源的负面冲击更大，导致两类家庭在教育投资能力上的差距进一步扩大，从而使子代面临更高的教育机会不平等，即国企改革强化了教育不平等的代际传递。

东北地区是中国重要的工业基地，是国有企业特别是重工业大企业集中的地区（刘世锦，2005）。《中国工业经济统计年鉴》数据显示，1995年辽宁、吉林和黑龙江三省的国有经济固定资产占全国国有经济固定资产的18.7%。相较于其他地区，20世纪90年代后期的国企改革对东北地区的劳动力影响更大。《中国劳动统计年鉴》数据显示，在1998年到2002年期间，东北地区下岗人数占全国的四分之一。基于此，本文将样本分为东北地区和中国其他地区两类，分别进行回归估计，以进一步检验国企下岗

对子女教育的影响是否存在地区异质性。表4汇报了回归结果，可以看出，国企下岗对东北地区家庭子女的人力资本形成影响更大，即国企改革导致东北地区家庭子女上高中、上大学的概率以及平均受教育年限显著降低，这与东北地区国有企业比重高的特点是相符的。上述结论表明，除了经历更严重的就业冲击，东北地区在国企改革期间也遭遇了人力资本积累的损失。

表3 国企下岗对子女教育的异质性影响：分父母教育水平

	全样本		非农业户口		农业户口	
	父母有高中 学历	父母无高中 学历	父母有高中 学历	父母无高中 学历	父母有高中 学历	父母无高中 学历
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子表A：被解释变量“是否上高中”						
国企下岗冲击 强度×队列	-0.0867** (0.0387)	-0.0567* (0.0308)	-0.0774** (0.0325)	-0.0913* (0.0516)	-0.0700 (0.1222)	-0.0254 (0.0322)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
系数差异检验			p (0.000)		p (0.045)	
观测数	21225	192609	17423	59558	3785	133051
调整的R ²	0.0482	0.1062	0.0305	0.1271	0.1156	0.1117
子表B：被解释变量“受教育年限”						
国企下岗冲击 强度×队列	-0.1507 (0.3856)	-0.4765** (0.2056)	-0.1777 (0.3151)	-0.5887* (0.3477)	-0.0442 (0.9108)	-0.3221* (0.1902)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
系数差异检验			p (0.000)		p (0.416)	
观测数	21225	192609	17423	59558	3785	133051
调整的R ²	0.0947	0.1273	0.0655	0.1550	0.1436	0.1294
子表C：被解释变量“是否上大学”						
国企下岗冲击 强度×队列	0.0238 (0.0724)	-0.0391 (0.0296)	-0.0054 (0.0594)	-0.0870* (0.0508)	0.1085 (0.1954)	-0.0061 (0.0273)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
系数差异检验			p (0.071)		p (0.005)	
观测数	21225	192609	17423	59558	3785	133051
调整的R ²	0.0809	0.0868	0.0519	0.1063	0.1221	0.0801

注：括号内为聚类在城市层面的稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；系数差异检验方法为邹检验。

资料来源：根据2015年全国1%人口抽样调查数据和中国工业企业数据库计算得到。

表4 国企下岗对子女教育的异质性影响：分地区

	是否上高中		受教育年限		是否上大学	
	东北地区	其他地区	东北地区	其他地区	东北地区	其他地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
国企下岗冲击强度×队列	-0.3145*** (0.1138)	-0.0714** (0.0315)	-1.9184** (0.7495)	-0.5067** (0.2185)	-0.2371** (0.0944)	-0.0276 (0.0307)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
系数差异检验	p (0.274)		p (0.550)		p (0.549)	
观测数	25576	351737	25576	351737	25576	351737
调整的 R ²	0.0748	0.1264	0.0838	0.1678	0.0667	0.1221

注：括号内为聚类在城市层面的稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；系数差异检验方法为邹检验。

资料来源：根据2015年全国1%人口抽样调查数据和中国工业企业数据库计算得到。

（三）稳健性分析

1. 剔除移民样本

国企下岗可能会影响家庭的移民决策。例如，国企下岗后，部分受影响家庭的成员可能会因就业需求而迁移至其他城市，这可能导致一定的估计偏误。对此，本文从样本中排除了移民个体，具体做法是仅保留一直居住在户籍所在地的个体或已在现居地居住10年以上的个体，将其他样本删除，并重新估计式（1）。回归结果如表5的子表A所示。

2. 排除义务教育法实施的潜在影响

1986年实施的《中华人民共和国义务教育法》规定，凡年满六周岁的儿童，其父母或者其他法定监护人应当送其入学接受并完成义务教育，这使得个体受教育年限显著延长（刘生龙等，2016），尤其是初中入学率和初中毕业率明显提高。法律实施后，中国的义务教育发展迅速。国家统计局数据显示，小学毕业升学率由1986年的69.5%上升至1990年的90.9%，2006年更是达到100%。出生越晚的队列受到义务教育普及的影响越大。因此，个体是否完成小学教育及接受初中教育可能更多与所在地政府对法律的推行力度和财政支持力度的变化有关，与国企改革关系不大。为了排除法律实施对估计结果的潜在影响，本文保留初中及以上学历样本，使用新的样本重新估计式（1），以考察国企下岗对个体初中升高中的影响，回归结果如表5子表B所示。

3. 改变教育水平的衡量方式

在基准回归分析中，个体受教育水平的衡量方式为是否上高中、是否上大学以及

根据最高教育阶段计算的受教育年限。考虑到国企下岗直接改变了家庭教育投资约束，而高等教育学费对于低收入家庭是不小的财务负担，有理由认为国企改革不仅会影响个体进入高等院校的机会，还可能会影响个体是否完成高等教育的决策。在稳健性分析中，本文根据2015年全国1%人口抽样调查问卷的问题15“受教育程度”和问题16“学业完成情况”^①，将个体报告“毕业”的学历或未毕业学历的前一学历定义为获得的最终学历。重复回归式（1），以评估国企下岗对子女最终受教育水平的影响。具体回归结果如表5子表C所示。

4. 控制省份-队列固定效应

为有效排除其他政策和经济因素的潜在影响，本文在式（1）中加入了省份-队列交乘项，在一定程度上吸收了地区层面随时间变化的宏观经济趋势。具体回归结果如表6子表A所示。

5. 安慰剂检验

本文参照Chen et al.（2020）的做法，采用“虚拟”处理组与控制组进行检验。具体而言，将出生于1984年至1989年的个体设为“实验组”（在1995年时为6~11岁），将出生于1978年至1983年的个体设为“对照组”（在1995年时为12~17岁）。在替换核心解释变量后，重复回归式（1）。具体回归结果如表6子表B所示。

6. 分析初升高升学率的变化

参考Zhang & Rozelle（2022）的研究方法，分析国企改革对初中毕业生升高中概率的影响。为此，本文首先将被解释变量更换为个体初中升高中的虚拟变量，对核心解释变量进行回归。接着，以1984年出生的个体作为基准组，对1985-1995年出生年份生成一系列虚拟变量，分别与国企下岗冲击强度进行交互，并用个体是否升高中对这些核心解释变量进行回归。具体回归结果见表6稳健性分析中的子表C和子表D。

表5和表6的稳健性分析回归结果与基准结果基本一致，验证了本文结论的稳健性。表5的估计结果表明，相较于6~11岁群体，在0~5岁经历父母国企下岗的群体，其受教育年限和高中入学率均显著更低。这些结果进一步强化了上述基准回归的发现，

^① 在2015年全国1%人口抽样调查问卷中，问题15为“受教育程度？”，选项包括：未上过学、小学、初中、普通高中、中职、大学专科、大学本科、研究生。问题16为“学业完成情况？”，选项包括：在校、毕业、肄业、辍学、其他。在前文的基准回归中，个体的受教育水平是根据问题15定义的，而在本部分的稳健性分析中，本文根据问题15和问题16共同确定个体的最终受教育水平。例如，如果被访者在问题15中选择“普通高中”，在问题16中选择“肄业”，则其最终受教育水平为初中。

即国企下岗显著降低了受影响家庭子女的教育获取。表6的子表A结果表明,在控制省份-队列固定效应后,国企下岗依旧显著降低了子女上高中的概率、平均受教育年限和上大学的概率。表6的子表B结果表明,使用“虚假”处理组和控制组时,核心解释变量的系数不显著,这说明基准结果并不是由某些遗漏因素所驱动的。表6的子表C结果表明,国企改革的确降低了城市个体由初中升入高中的概率。在国企雇用强度高的地区,0~5岁儿童的初升高率较6~11岁儿童显著偏低。同时,表6的子表D结果表明,高国企雇用强度地区1990年后出生个体的初升高率相比于低国企雇用强度地区个体明显降低,1990年之前的相对变化则不明显。上述结果为国企改革对教育的负面影响提供了进一步证据。这些结果进一步强化了基准回归的发现,即国企下岗显著降低了受影响家庭子女的教育获得。

表5 国企下岗对子女教育影响的稳健性分析(一)

	是否上高中	受教育年限	是否上大学
	(1)	(2)	(3)
子表A: 剔除移民样本			
国企下岗冲击强度×队列	-0.0689** (0.0315)	-0.4991** (0.2148)	-0.0300 (0.0297)
城市固定效应	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制
观测数	328587	328587	328587
调整的R ²	0.1351	0.1746	0.1266
子表B: 保留初中及以上学历样本			
国企下岗冲击强度×队列	-0.0708** (0.0314)	-0.3452* (0.2062)	-0.0368 (0.0305)
城市固定效应	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制
观测数	357933	357933	357933
调整的R ²	0.1109	0.1403	0.1139
子表C: 改变教育衡量指标			
国企下岗冲击强度×队列	-0.0724** (0.0308)	-0.5491** (0.2199)	-0.0315 (0.0293)
城市固定效应	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制
观测数	377374	377374	377374
调整的R ²	0.1227	0.1641	0.1177

注: 括号内为聚类在城市层面的稳健标准误; *, **, ***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

资料来源: 根据2015年全国1%人口抽样调查数据和中国工业企业数据库计算得到。

表6 国企下岗对子女教育影响的稳健性分析（二）

	(1)	(2)	(3)
子表A	控制省份-队列固定效应		
	是否高中	受教育年限	是否上大学
国企下岗冲击强度×队列	-0.0771*** (0.0261)	-0.4478** (0.1786)	-0.0450* (0.0257)
城市固定效应	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制
省份-队列固定效应	控制	控制	控制
观测数	377374	377374	377374
调整的R ²	0.1273	0.1670	0.1231
子表B	使用“假的”处理组和控制组		
	是否高中	受教育年限	是否上大学
国企下岗冲击强度×队列	-0.0062 (0.0241)	-0.0086 (0.1497)	0.0326 (0.0216)
城市固定效应	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制
观测数	377262	377262	377262
调整的R ²	0.1300	0.1891	0.1324
子表C	初升高升学率		
	全样本	城市样本	农村样本
国企下岗冲击强度×队列	-0.0708** (0.0314)	-0.1057** (0.0425)	-0.0106 (0.0315)
城市固定效应	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制
观测数	357933	146362	211571
调整的R ²	0.1109	0.1170	0.1104
子表D	初升高升学率		
国企下岗冲击强度×队列 1985	-0.0340 (0.0352)	国企下岗冲击强度×队列 1991	-0.1325** (0.0554)
国企下岗冲击强度×队列 1986	-0.0405 (0.0454)	国企下岗冲击强度×队列 1992	-0.1574*** (0.0562)
国企下岗冲击强度×队列 1987	-0.1062*** (0.0378)	国企下岗冲击强度×队列 1993	-0.1225** (0.0578)
国企下岗冲击强度×队列 1988	-0.0729 (0.0444)	国企下岗冲击强度×队列 1994	-0.1442** (0.0646)
国企下岗冲击强度×队列 1989	-0.1106** (0.0444)	国企下岗冲击强度×队列 1995	-0.1892*** (0.0663)
国企下岗冲击强度×队列 1990	-0.0924* (0.0487)		
城市固定效应	控制		
队列固定效应	控制		
观测数	357933		
调整的R ²	0.1109		

注：括号内为聚类在城市层面的稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

资料来源：根据2015年全国1%人口抽样调查数据和中国工业企业数据库计算得到。

五 机制分析

通过前文回归结果可知，国企下岗主要对城市低学历家庭子女的教育人力资本积累产生不利影响，进而导致低学历家庭和高学历家庭的教育不平等扩大。Becker (1975) 认为，信贷约束通过限制人力资本投资的激励和能力，在决定社会流动性、收入分配以及经济发展方面发挥着重要作用。一般而言，优势家庭和劣势家庭收入水平不同，面临的信贷约束有差异，劣势家庭往往承受更严重的信贷约束。在国企改革过程中，许多原来由国有企业提供资金创办的幼儿园也纷纷关闭，造成了学前教育公共资源供给减少 (Zhou et al., 2022)。此时，学前教育投入更加依赖于家庭内部资源。相较于优势家庭，劣势家庭的子女更可能因为资金约束而无法接受高质量的学前教育。因此，国企学前教育资源供给减少可能会抑制劣势家庭子女认知技能的发展进而影响其后续教育获得。在检验营养机制和学前教育供给机制之前，首先需要证明国企下岗的确会导致收入减少。为此构建如下模型进行检验：

$$Income_{ijt} = a + \gamma_1 layoff_{ijt} + X + year_t + province_r + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中， i 、 j 、 r 、 t 分别代表个体、家庭、省份和年份。被解释变量 $Income_{ijt}$ 为个体 i 收入的对数。核心解释变量 $layoff_{ijt}$ 衡量个体是否经历国企下岗，若个体在 1989–1993 年期间曾在国企工作且在 t 期失业则该变量为 1，否则为 0。 X 为个体特征，包括受教育水平、年龄和性别。 $year_t$ 代表年份固定效应， $province_r$ 代表省份固定效应。样本均为城镇样本。如果系数 γ_1 显著为负，则说明国企下岗对个体收入有负向影响。表 7 汇报了国企下岗对收入的影响，可以发现国企下岗对收入有显著的负向冲击，这也与既有文献的结论是一致的 (赵颖，2016)。

表 7 国企下岗对收入的影响

	因变量：收入的对数值		
	全样本	父亲样本	母亲样本
	(1)	(2)	(3)
国企下岗	-0.8221*** (0.1594)	-0.9225*** (0.1890)	-0.6809** (0.3079)
受教育程度	0.0781*** (0.0174)	0.0806*** (0.0205)	0.0617* (0.0339)
是否曾在国企工作	-0.0388 (0.0396)	-0.0543 (0.0467)	-0.0055 (0.0770)

续表

	因变量：收入的对数值		
	全样本	父亲样本	母亲样本
	(1)	(2)	(3)
年龄	0.8351*** (0.0795)	0.8008*** (0.0930)	0.9218*** (0.1570)
性别	-0.0700* (0.0409)		
城市固定效应	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制
观测数	1309	916	393
调整的 R ²	0.3143	0.3271	0.2121

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。
资料来源：根据中国健康和营养调查数据计算得到。

在面对负向外部收入冲击时，面临更强信贷约束的劣势家庭更可能减少对子女的人力资本投资，因此其子女可能遭受更大的人力资本损失（Akee et al., 2010）。国企改革导致原职工被迫下岗，家庭收入减少，家庭对子女人力资本投资的决策也随之发生变化。随着收入下降，家庭可能会减少食物支出，这可能导致儿童营养摄入减少。这种营养投入的下降对教育的负面影响在劣势家庭中可能更为显著。尤其是早期的营养摄入对儿童的成长和发展至关重要，可能会影响儿童后续的教育获得（Yi et al., 2015）。

以上分析意味着学前教育资源供给减少和营养投入下降可能是国企下岗影响子女受教育水平的两个潜在机制。下文将具体检验这两种潜在机制。考虑到外部教育资源禀赋发生变化，家庭可能会采取强化或者互补的方式减少或增加对子女的教育投资（Aizer & Cunha, 2012；Becker & Tomes, 1976）。这意味着，如果公共教育的供给变化降低了部分儿童的学业表现并且家庭观察到了子女在学业表现上的相对劣势（或优势），父母可能会进一步减少（或增加）家庭侧对子女的营养投入。这也意味着学前教育减少和营养投入下降这两种机制可能是相互关联的。

（一）学前教育供给减少

随着 20 世纪 90 年代中后期大量国企破产或改制，不少由国企创办的幼儿园也纷纷解散，但公立和民办托幼机构的数量并未立即大幅增加，这可能导致学前教育服务的可获得性降低。图 3 展示了 1991–2005 年不同类型主体举办幼儿园数量的变化。可以看出，由企事业单位主办的集体幼儿园数量自 1995 年开始锐减，从 1995 年的 11.57 万家

下降至2004年的2.41万家。虽然民办幼儿园数量有所上升，但增幅不及集体幼儿园的降幅。教育部门举办的幼儿园数量仅有小幅增加。因此，幼儿园总数在1995–2004年期间持续下降，降幅超过30%。

不少文献发现，接受学前教育对儿童后续的学业成绩和认知能力具有促进效应（Bago et al., 2020; Rao et al., 2012; Vandell et al., 2010）。例如，Melhuish et al. (2008) 发现，接受学前教育能够提升10岁儿童的数学成绩。进一步分析表明，在3~4岁接受学前教育相比于更晚接受学前教育的收益更大（Melhuish, 2011）。改革之前，国有企业会为职工子女提供免费或价格极低的托育服务（Zhou et al., 2022），托育服务也被视为职工福利的一部分。父母从国企下岗意味着子女无法再以低成本继续享受这些学前教育服务。同时，随着国企与学前教育逐步脱钩，导致城市总体的学前教育服务供给减少，学前教育对于城市家庭子女的可获得性降低。因此，国企下岗可能会导致学前教育服务资源获取下降，进而对儿童的教育产生长期影响。

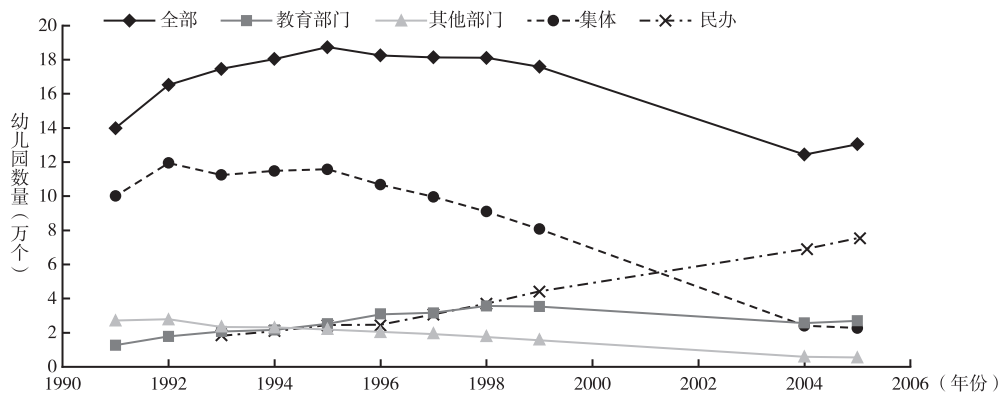


图3 不同类型主体建办幼儿园数量的变化

注：集体办幼儿园包括企事业单位办园和街道办事处办园。

资料来源：根据1992–2006年《中国教育统计年鉴》数据计算得到。

进一步，为了检验国企下岗对儿童接受学前教育可能性的影响，本文设定如下模型：

$$Nursery_{ijrt} = a + g_1 Parent_SOE_{ijt0} \times Post_t + g_2 Parent_SOE_{ijt0} + X + Year_t + Province_r + \varepsilon_{ijrt} \quad (3)$$

其中， i 、 j 、 r 、 t 分别代表个体、家庭、省份和年份。被解释变量 $Nursery_{ijrt}$ 为个体 i 是否接受学前教育，如果个体上过幼儿园或者学前班，则该变量为1，否则为0。核心

解释变量是父母一方是否曾在国企上班 ($Parent_SOE_{ijt0}$) 的虚拟变量和年份虚拟变量 $Post_t$ 的交乘项。1989–1993年间儿童的父母有一方曾在国企工作,那么 $Parent_SOE_{ijt0}$ 为1,否则为0。如果年份处于1995年以后, $Post_t$ 取1,否则取0。本文认为早期在国企工作的家庭受到国企改革的影响更大,在1995年之后其子女上幼儿园的概率相较于1995年之前显著变低。 X 为子女个体特征,包括年龄和性别。 $Year_t$ 代表年份固定效应, $Province_r$ 代表省份固定效应。如果交乘项的系数 g_1 显著为负,则说明国企下岗对子女上幼儿园有负向影响。

表8汇报了国企下岗对子女上幼儿园的影响。从第(1)列和第(2)列可以看出,国企下岗显著降低了子女进入企业创办幼儿园的概率。与早期非国企家庭子女相比,早期国企家庭子女在1995年以后进入企业办幼儿园的概率下降了13.1%。从第(3)列和第(4)列可以看出,国企下岗显著降低了子女上幼儿园的概率,原国企家庭子女相比于原非国企家庭子女,上幼儿园的概率甚至下降了约13.2%。其原因可能在于,国企下岗不仅直接降低了儿童进入企业幼儿园的概率,还会通过降低父母收入进一步减少儿童进入其他类型幼儿园的可能性。特别是,考虑到国企改革导致低费用学前教育资源供给减少,资金约束更大的劣势家庭更可能减少对子女学前教育的投入,从而使劣势家庭与优势家庭子女在长期教育表现上出现更大差异,导致教育不平等加剧。

表8 国企下岗对子女是否上幼儿园的影响

	上企业办的幼儿园		上幼儿园	
	(1)	(2)	(3)	(4)
父母下岗	-0.2056*** (0.0331)	-0.1314*** (0.0384)	-0.1253** (0.0493)	-0.1318** (0.0514)
父母为国企职工	0.1960*** (0.0275)	0.1467*** (0.0303)	0.1515*** (0.0394)	0.1622*** (0.0410)
年龄		0.0137*** (0.0028)		0.0315*** (0.0038)
性别		0.0186 (0.0156)		0.0236 (0.0209)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	1612	1430	2027	1800
调整的R ²	0.0471	0.0886	0.0221	0.0564

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

资料来源:根据中国健康和营养调查数据计算得到。

（二）营养效应

国企改革引发的下岗潮也可能造成外部营养冲击，进而导致儿童的学习表现变差，尤其是对处于早期阶段的儿童。如果在儿童成长的关键阶段出现营养摄入不足，不仅会影响其生长发育，还会对其智力、认知能力和非认知能力发展产生影响（Glewwe et al., 2001; Maccini & Yang, 2009; Maluccio et al., 2009; Thai & Falaris, 2014）。Mendez & Adair（1999）发现，婴幼儿时期营养不良的儿童课堂出勤率更低、留级率更高、认知能力更低。Ampaabeng & Tan（2013）指出，饥荒对2岁以前幼儿的智力发展影响最为严重。营养健康水平是影响学生教育获取的重要因素，而营养健康与家庭的经济条件紧密相关。家庭收入减少会抑制食物消费支出，改变家庭营养摄入（马双等，2009），进而影响健康水平。例如，Thai & Falaris（2014）表明，不利的降雨冲击降低了越南农村家庭的收入，婴儿出生第三年时家庭遭遇降雨冲击会影响其一生的健康和教育人力资本。国企下岗不仅直接降低了家庭当期收入，失去“铁饭碗”还会改变家庭对终身财富的预期，由国企下岗造成的家庭收入下降和预期终身财富缩水，均会抑制家庭当期的食物消费支出，导致营养摄入减少。为了检验国企下岗对儿童营养摄入的影响，本文设定如下模型：

$$\ln Nutr_{ijt} = a + \gamma_1 Parent_SOE_{ijt0} \times Post_t + \gamma_2 Parent_SOE_{ijt0} + X_{ijt} + Year_t + Province_r + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中， i 、 j 、 r 、 t 分别代表个体、家庭、省份和年份。被解释变量 $\ln Nutr_{ijt}$ 为根据个体 i 在 t 年CHNS问卷中回答的三日食物摄入计算出的每日平均摄入能量（单位kcal）、碳水化合物（单位g）、脂肪（单位g）和蛋白质（单位g）对数值。核心解释变量是父母一方是否曾在国企上班（ $Parent_SOE_{ijt0}$ ）的虚拟变量和年份虚拟变量 $Post_t$ 的交乘项。如果儿童父母一方曾于1989–1993年间在国企工作，那么 $Parent_SOE_{ijt0}$ 为1，如果当时儿童的父母在政府机关、事业单位、私营单位或三资企业工作则该变量为0^①。如果年份处于1995年以后， $Post_t$ 取1，否则取0。若交乘项 $Parent_SOE_{ijt0} \times Post_t$ 为1则说明个体更容易受到父母下岗的影响。 X_{ijt} 为儿童个体特征，包括年龄、性别以及母亲（或者父亲）的收入。 $Year_t$ 代表年份固定效应， $Province_r$ 代表省份固定效应。

本文采用CHNS 1991–2004年五轮的数据，研究未成年城市儿童样本。如果交乘项的系数 γ_1 显著为负，则说明父母从国企下岗对儿童的营养摄入有负面影响。模型（4）

① 为了区分父亲和母亲从国企下岗对儿童营养摄入的影响，本文将国企下岗分为父亲下岗和母亲下岗。在研究父亲下岗对儿童影响时，控制了母亲的收入；在研究母亲下岗对儿童影响时，控制了父亲的收入。

的回归结果如表9所示。进一步，为了理解在国企改革期间家庭收入水平对于营养摄入的作用，本文根据家庭收入的中位数，将中位数及以下家庭归类为劣势家庭，中位数以上家庭归类为优势家庭，进行分组回归，表10汇报了分组回归结果。

表9的子表A汇报了父亲从国企下岗对子女营养摄入的影响。回归结果显示，对于国企改革前父亲在国企部门工作的家庭，子女每日总能量摄入在改革之后显著降低，碳水化合物、脂肪和蛋白质的摄入均显著降低。父亲受国企改革影响会导致子女碳水化合物摄入降低6.47%，脂肪摄入减少16.61%，蛋白质摄入减少6.81%。表9子表B汇报了母亲可能从国企下岗对儿童营养摄入的影响。可以看出，对于改革前母亲在国企部门工作的家庭，子女每日总能量摄入同样在改革之后下降，脂肪和蛋白质的摄入也显著下降。母亲从国企下岗会导致子女脂肪摄入减少17.70%，蛋白质摄入减少7.53%。相较于父亲下岗冲击，母亲下岗冲击对子女碳水化合物摄入的影响不显著，且系数绝对值更小，说明母亲下岗冲击将改变家庭的营养摄入结构，含脂肪和蛋白质的食物比重降低，含碳水化合物的食物比重有所增加。

表9 国企下岗对子女营养摄入的影响

	能量	碳水化合物	脂肪	蛋白质
	(1)	(2)	(3)	(4)
子表A				
父亲下岗	-0.0828*** (0.0315)	-0.0647* (0.0339)	-0.1661*** (0.0643)	-0.0681** (0.0339)
父亲为国企员工	-0.0178 (0.0174)	0.0061 (0.0187)	-0.0520 (0.0355)	-0.0412** (0.0187)
年龄	0.3676*** (0.0105)	0.4011*** (0.0113)	0.3203*** (0.0215)	0.3462*** (0.0113)
母亲收入	-0.0092 (0.0093)	-0.0553*** (0.0100)	0.1079*** (0.0190)	0.0080 (0.0100)
性别	-0.1264*** (0.0132)	-0.1394*** (0.0143)	-0.1014*** (0.0270)	-0.1381*** (0.0142)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	1764	1764	1764	1764
调整的R ²	0.4443	0.4478	0.1889	0.3903
子表B				
母亲下岗	-0.0864*** (0.0312)	-0.0426 (0.0345)	-0.1770*** (0.0611)	-0.0753** (0.0342)
母亲为国企员工	-0.0176 (0.0169)	0.0153 (0.0186)	-0.0960*** (0.0330)	-0.0239 (0.0185)
年龄	0.3535*** (0.0113)	0.3907*** (0.0125)	0.2936*** (0.0220)	0.3358*** (0.0124)

续表

	能量	碳水化合物	脂肪	蛋白质
	(1)	(2)	(3)	(4)
父亲收入	0.0092 (0.0117)	-0.0349*** (0.0130)	0.1096*** (0.0229)	0.0335*** (0.0129)
性别	-0.1261*** (0.0135)	-0.1332*** (0.0150)	-0.1114*** (0.0265)	-0.1374*** (0.0149)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	1636	1636	1636	1636
调整的 R ²	0.4235	0.4069	0.1828	0.3663

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；由于本文仅获得了CHNS数据中个体所属省份的代码，因此在回归分析中仅控制省份固定效应。

资料来源：根据中国健康和营养调查数据计算得到。

表10的回归结果显示，对于每日总能量、脂肪和蛋白质的摄入，核心解释变量的估计系数在劣势家庭中均显著为负，在优势家庭中则不显著，并且前者的系数绝对值显著大于后者。由此可见，家庭收入水平越低，国企下岗对子女营养摄入的抑制作用越强。总体来看，无论是父亲还是母亲经历国企下岗冲击，均会导致子女营养摄入减少，尤其是脂肪和蛋白质的摄入，并且这种抑制效应主要发生在劣势家庭。这种早期的营养摄入下降会对子女的教育表现产生长期负面影响，这可能解释了为什么婴幼儿时期经历父母国企下岗冲击的儿童平均受教育程度更低，以及劣势家庭子女教育表现受影响更大。综上所述，国企改革引发的学前公共服务供给减少直接导致家庭的学前教育参与下降，而劣势家庭子女健康人力资本投资下降与之形成明显的加强效应，从而进一步阻碍劣势家庭子女的人力资本形成。

表10 国企下岗对不同类型家庭儿童营养摄入的影响

	能量		碳水化合物		脂肪		蛋白质	
	优势家庭	劣势家庭	优势家庭	劣势家庭	优势家庭	劣势家庭	优势家庭	劣势家庭
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
子表A								
父亲下岗	-0.0479 (0.0389)	-0.1307** (0.0553)	-0.0834 (0.0512)	-0.0818 (0.0574)	0.0254 (0.0830)	-0.3682*** (0.1153)	-0.0495 (0.0479)	-0.1232** (0.0599)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	986	778	986	778	986	778	986	778
调整的 R ²	0.4224	0.4760	0.4169	0.4890	0.1630	0.2449	0.3706	0.2449

续表

	能量		碳水化合物		脂肪		蛋白质	
	优势家庭	劣势家庭	优势家庭	劣势家庭	优势家庭	劣势家庭	优势家庭	劣势家庭
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
子表B								
母亲下岗	-0.0522 (0.0375)	-0.1313** (0.0584)	-0.0054 (0.0411)	-0.1246* (0.0649)	-0.1082 (0.0716)	-0.2490** (0.1158)	-0.0404 (0.0400)	-0.1143* (0.0662)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	944	692	944	692	944	692	944	692
调整的R ²	0.4160	0.4462	0.4003	0.4304	0.1840	0.1906	0.3804	0.3604

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。
资料来源：根据中国健康和营养调查数据计算得到。

六 研究结论及政策建议

经典内生增长理论认为，人力资本是经济增长的源泉和持久动力。目前，提升人力资本水平是中国转变经济发展方式、实现高质量发展的重要路径。同时，公平而有质量的教育是促进社会流动的重要机制，因此降低教育不平等也是减少收入不平等、实现共同富裕目标的关键。然而，既有研究鲜少涉及劳动力市场冲击对人力资本形成及代际传递的作用。本文将20世纪90年代中后期的国企改革视为一项准自然实验，基于2015年全国1%人口抽样调查数据、中国工业企业数据库以及1991–2004年CHNS数据，采用队列双重差分方法评估国企下岗对子女教育获得的影响。计量结果显示，国企改革对城市家庭子女教育产生了长期负面影响，显著降低了其平均受教育年限、上高中的概率以及上大学的概率。进一步分析发现，国企下岗对子女教育的不利影响具有非对称性：低学历家庭经历下岗后，其子女教育获得明显更低，而高学历家庭子女的教育获得几乎未受到父母从国企下岗的影响，且东北地区受冲击更为显著。作用机制检验表明，学前教育参与减少和家庭健康人力资本投入下降是国企下岗影响下一代教育获得的重要渠道，并且公共教育投资和私人人力资本投资具有互补或相互强化的效应，公共教育供给收缩将严重阻碍儿童长期的人力资本形成。总而言之，这些结果显示，国企改革造成的劳动力市场冲击对教育人力资本积累具有抑制效应，并强化了教育人力资本的代际传递，扩大了城市内部的教育不平等。

上述结论凸显了群体性失业对子代教育的长期不利影响，因此失业人群的子女教育问题应当成为政府关注的重点。为此，本文提出以下两方面政策建议。第一，完善针对失业家庭的经济支持政策。鉴于本研究发现父母就业冲击会导致子女营养投入下降，进而影响其长期教育表现，建议构建针对失业家庭，特别是低学历失业家庭的经济支持体系，确保这些家庭能够维持基本生活水平和对子女的教育投入。具体措施可包括临时性经济援助、就业培训和再就业支持等，以减轻就业冲击在儿童成长关键时期对人力资本投资的负面影响。

第二，加强公共财政对学前教育的经费投入与均等化。本文发现，学前教育的缺失是影响下一代教育获得的重要因素之一。因此，建议增加公共财政对学前教育的投入，为适龄儿童提供充足的学前教育资源，确保每一个儿童都能获得均等的公共教育机会，与家庭内部人力资本投入形成正向互动，推动实现2025年政府工作报告提出的“逐步推行免费学前教育”的目标。

参考文献：

- 白重恩、路江涌、陶志刚（2006），《国有企业改制效果的实证研究》，《经济研究》第8期，第4-13页。
- 陈秋霖、胡钰曦、傅虹桥（2017），《群体性失业对健康的短期与长期影响——来自中国20世纪90年代末下岗潮的证据》，《中国人口科学》第5期，第51-61页。
- 都阳、John Giles（2006），《城市劳动力市场上的就业冲击对家庭教育决策的影响》，《经济研究》第4期，第58-67页。
- 杜凤莲、石婧、张悦平、张麟（2019），《有其父必有其子吗？中国教育代际传递规模与影响因素分析》，《劳动经济研究》第1期，第32-51页。
- 冯帅章、陈媛媛（2012），《学校类型与流动儿童的教育——来自上海的经验证据》，《经济学（季刊）》第4期，第1455-1476页。
- 李实、佐藤宏、史泰丽（2013），《中国居民收入分配研究IV：中国收入差距变动分析》，北京：人民出版社。
- 李煜（2006），《制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得（1966-2003）》，《中国社会科学》第4期，第97-109页。
- 刘精明（2014），《能力与出身：高等教育入学机会分配的机制分析》，《中国社会科学》

第8期,第109-128页。

刘生龙、周绍杰、胡鞍钢(2016),《义务教育法与中国城镇教育回报率:基于断点回归设计》,《经济研究》第2期,第154-167页。

刘世锦(2005),《支付改革成本推动企业转制》,《管理世界》第8期,第3-5页。

刘杨、蔡宏波(2020),《父代特征对子女教育期望的影响及其代际趋势》,《劳动经济研究》第3期,第77-96页。

陆铭(2003),《为何改革没有提高国有企业的相对劳动生产率》,《经济学(季刊)》第3期,第833-856页。

马双、甘犁、高香花(2009),《“收入冲击”对家庭营养结构的影响分析——来自高等教育改革的“自然实证”》,《管理世界》第5期,第47-55页。

孟昕、Robert Gregory、王有捐(2004),《1986-2000年中国城市的贫困、不平等及其增长》,《中国劳动经济学》第1期,第58-67页。

秦雪征、庄晨、杨汝岱(2018),《计划生育对子女教育水平的影响——来自中国的微观证据》,《经济学(季刊)》第3期,第897-922页。

汪鲸、罗楚亮(2019),《父母教育、家庭收入与子女高中阶段教育选择》,《劳动经济研究》第4期,第32-52页。

王春超、林俊杰(2021),《父母陪伴与儿童的人力资本发展》,《教育研究》第1期,第104-128页。

许丹红、桂勇(2023),《如何助子成龙?——家庭教养方式对优质高等教育获得的作用》,《社会学研究》第5期,第157-179页。

杨娟、赖德胜、邱牧远(2015),《如何通过教育缓解收入不平等?》,《经济研究》第9期,第86-99页。

张苏、曾庆宝(2011),《教育的人力资本代际传递效应述评》,《经济学动态》第8期,第127-132页。

赵颖(2016),《员工下岗、家庭资源与子女教育》,《经济研究》第5期,第101-115页。

邹薇、马占利(2019),《家庭背景、代际传递与教育不平等》,《中国工业经济》第2期,第80-98页。

Aizer, Anna & Flávio Cunha (2012). The Production of Human Capital: Endowments, Investments and Fertility. *NBER Working Paper*, No. 18429.

Akee, Randall, William Copeland, Gordon Keeler, Adrian Angold & Elizabeth Jane Costello

- (2010). Parents' Incomes and Children's Outcomes: A Quasi-Experiment Using Transfer Payments from Casino Profits. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2 (1), 86–115.
- Ampaabeng, Samuel & Chih Ming Tan (2013). The Long-Term Cognitive Consequences of Early Childhood Malnutrition: The Case of Famine in Ghana. *Journal of Health Economics*, 32 (6), 1013–1027.
- Bago, Jean-Louis, Moussa Ouédraogo, Koffi Akakpo, Miaba Louise Lompo, Wamadini dite Minata Souratié & Ernest Ouédraogo (2020). Early Childhood Education and Child Development: New Evidence from Ghana. *Children and Youth Services Review*, 108, 104620.
- Becker, Gary (1975). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education* (2nd). New York: Columbia University Press.
- Becker, Gary & Nigel Toms (1976). Child Endowments and the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*, 84 (4, Part 2), S143–S162.
- Becker, Gary & Nigel Toms (1986). Human Capital and the Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics*, 4 (3, Part 2), S1–S39.
- Chen, Yi, Ziyang Fan, Xiaomin Gu & Li-An Zhou (2020). Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China. *American Economic Review*, 110 (11), 3393–3430.
- Dong, Xiao-Yuan & Lixin Xu (2008). The Impact of China's Millennium Labour Restructuring Program on Firm Performance and Employee Earnings. *Economics of Transition*, 16 (2), 223–245.
- Fan, Yi, Junjian Yi & Junsen Zhang (2021). Rising Intergenerational Income Persistence in China. *American Economic Journal: Economic Policy*, 13 (1), 202–230.
- Glewwe, Paul, Hanan Jacoby & Elizabeth King (2001). Early Childhood Nutrition and Academic Achievement Longitudinal Analysis. *Journal of Public Economics*, 81 (3), 345–368.
- He, Hui, Feng Huang, Zheng Liu & Dongming Zhu (2018). Breaking the “Iron Rice Bowl:” Evidence of Precautionary Savings from the Chinese State-Owned Enterprises Reform. *Journal of Monetary Economics*, 94, 94–113.
- Heckman, James (2006). Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged

- Children. *Science*, 312 (5782), 1900–1902.
- Hilger, Nathaniel (2016). Parental Job Loss and Children's Long-Term Outcomes: Evidence from 7 Million Fathers' Layoffs. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8 (3), 247–283.
- Lee, Sang Yoon Tim & Ananth Seshadri (2019). On the Intergenerational Transmission of Economic Status. *Journal of Political Economy*, 127 (2), 855–921.
- Li, Hongbin, Xianguo Yao, Junsen Zhang & Li-An Zhou (2005). Parental Childcare and Children's Educational Attainment: Evidence from China. *Applied Economics*, 37 (18), 2067–2076.
- Li, Hongbin, Junsen Zhang & Yi Zhu (2008). The Quantity–Quality Trade–Off of Children in a Developing Country: Identification Using Chinese Twins. *Demography*, 45 (1), 223–243.
- Liu, Hong & Zhong Zhao (2014). Parental Job Loss and Children's Health: Ten Years After the Massive Layoff of the SOEs' Workers in China. *China Economic Review*, 31, 303–319.
- Maccini, Sharon & Dean Yang (2009). Under the Weather: Health, Schooling, and Economic Consequences of Early-Life Rainfall. *American Economic Review*, 99 (3), 1006–1026.
- Maluccio, John Andrew, John Hoddinott, Jere Behrman, Reynaldo Martorell, Agnes Quisumbing & Aryeh Stein (2009). The Impact of Improving Nutrition During Early Childhood on Education Among Guatemalan Adults. *The Economic Journal*, 119 (537), 734–763.
- Melhuish, Edward (2011). Preschool Matters. *Science*, 333 (6040), 299–300.
- Melhuish, Edward, Kathy Sylva, Pam Sammons, Iram Siraj-Blatchford, Brenda Taggart, Mai Phan & Antero Malin (2008). Preschool Influences on Mathematics Achievement. *Science*, 321 (5893), 1161–1162.
- Mendez, Michelle & Linda Adair (1999). Severity and Timing of Stunting in the First Two Year of Life Affect Performance on Cognitive Tests in Late Childhood. *The Journal of Nutrition*, 129 (8), 1555–1562.
- Micklewright, John, Mark Pearson & Stephen Smith (1990). Unemployment and Early School Leaving. *The Economic Journal*, 100 (400), 163–169.
- Naughton, Barry (2007). *The Chinese Economy: Transitions and Growth*. Cambridge: The MIT Press.
- Pronzato, Chiara (2012). An Examination of Paternal and Maternal Intergenerational

- Transmission of Schooling. *Journal of Population Economics*, 25 (2), 591–608.
- Rao, Nirmala, Jin Sun, Veronica Pearson, Emma Pearson, Hongyun Liu, Mark Conostas & Patrice Engle (2012). Is Something Better than Nothing? An Evaluation of Early Childhood Programs in Cambodia. *Child Development*, 83 (3), 864–876.
- Restuccia, Diego & Carlos Urrutia (2004). Intergenerational Persistence of Earnings: The Role of Early and College Education. *American Economic Review*, 94 (5), 1354–1378.
- Roemer, John (2000). *Equality of Opportunity*. Cambridge: Harvard University Press.
- Thai, Thuan & Evangelos Falaris (2014). Child Schooling, Child Health, and Rainfall Shocks: Evidence from Rural Vietnam. *The Journal of Development Studies*, 50 (7), 1025–1037.
- Vandell, Deborah Lowe, Jay Belsky, Margaret Burchinal, Laurence Steinberg, Nathan Vandergrift & NICHD Early Child Care Research Network (2010). Do Effects of Early Child Care Extend to Age 15 Years? Results from the NICHD Study of Early Child Care and Youth Development. *Child Development*, 81 (3), 737–756.
- World Bank (2007). *China's Modernizing Labor Market: Trends and Emerging Challenges*. Washington: World Bank.
- Xie, Jian, Junsen Zhang & Kang Zhou (2025). Stepping Down from Life-Long Posts: Layoffs, Fertility, and Educational Attainment in Urban China. *Journal of Labor Economics*, forthcoming.
- Xie, Yu & Xiang Zhou (2014). Income Inequality in Today's China. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111 (19), 6928–6933.
- Yi, Junjian, James Heckman, Junsen Zhang & Gabriella Conti (2015). Early Health Shocks, Intra-Household Resource Allocation and Child Outcomes. *The Economic Journal*, 125 (588), F347–F371.
- Zhang, Xi & Scott Rozelle (2022). Education Universalization, Rural School Participation, and Population Density. *China & World Economy*, 30 (4), 4–30.
- Zhou, Xiaoyao, Jingjing Ye, Hao Li & Hongyan Yu (2022). The Rising Child Penalty in China. *China Economic Review*, 76, 101869.
- Zhu, Xiaodong (2012). Understanding China's Growth: Past, Present, and Future. *Journal of Economic Perspectives*, 26 (4), 103–124.

Employment Shock and the Intergenerational Transmission of Education: Evidence from China's SOE Reform

Zhou Kang, Zhang Junsen & Li Qiongqiong

(School of Economics, Zhejiang University)

Abstract: The extensive reforms of state-owned enterprises (SOEs) in China during the mid-to-late 1990s offer a quasi-natural experiment to investigate the impact of parental job-loss shocks on children's human capital formation. Employing a cohort-based difference-in-differences (DID) empirical framework, this study reveals that parental layoffs from SOEs significantly reduced their children's average years of schooling and lowered their probabilities of attending high school and college. The adverse educational impact of these layoffs is asymmetric: it significantly hindered the educational attainment of children from families with lower parental education, while having a negligible effect on those from families with higher parental education. Consequently, SOE layoffs intensified the intergenerational transmission of educational disadvantage and exacerbated intra-city inequality. Furthermore, the detrimental effects of these layoffs on human capital formation were particularly pronounced in Northeast China. Mechanism analysis suggests that a diminished supply of preschool education and reduced investment in child nutrition are the primary channels through which parental SOE layoffs affected children's educational outcomes.

Keywords: SOE reform, intergenerational transmission of education, preschool education supply

JEL Classification: H31, I24, I20

(责任编辑: 合 羽)