

国际贸易与区域经济长期增长

——基于近现代中国的研究

庄嘉霖 陈雯 陈鸣*

摘要: 本文基于中国近现代历史经验, 实证探讨了国际贸易对国内区域经济增长的长期影响。研究发现: 近代出口贸易显著促进了 1910—2010 年区域人口长期增长。本文利用近代条约口岸的时空分布构建工具变量, 并采取多种稳健性检验, 上述结论保持成立。机制分析表明, 出口贸易的长期影响主要来自工业集聚的外部规模经济效益与历史沉没投资的要素禀赋塑造效应。本文研究证明国际贸易的影响具有路径依赖性, 揭示了中国区域经济不平衡增长的重要历史原因。

关键词: 国际贸易; 区域经济增长; 近现代中国

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.04.16

一、引言

近年来, 随着中国深入参与经济全球化, 国内区域经济差距呈扩大趋势, 如何统筹兼顾对外开放与区域经济协调发展已成为重要议题。不少学者基于改革开放的实践经验, 发现由于地理区位 (陆铭等, 2019) 或开放政策 (Demurger et al., 2002) 差异, 国际贸易对区域经济不平衡增长起到关键推动作用。但事实上, 我国的区域经济差距相当一部分在改革开放前就已显现, 可能与 1910—1930 年代的出口贸易快速发展相关。历史数据表明, 我国人口密度基尼系数在 1910 年后大幅增长, 人口密度与近代出口规模的相关系数也同时显著提升。^① 由于近代出口发展水平的差异, 即使如厦门和宁德这样地理区位非常相似的地区之间也可能长期存在明显的经济差距。但现有文献因时间窗口限制, 未能充分解释上述现象。

根据新经济地理理论, 区域经济增长不仅与地理、政策相关, 还可能受历史因素影响 (Krugman, 1991; Allen and Donaldson, 2018)。近代出口贸易深刻影响中国经济空间布局, 引发初始经济集聚, 进而通过路径依赖效应形成集聚与增长相互促进的循环因果关系, 使近代出口较发达地区在经历战争、经济体制变革以及区域政策调整等一系列

* 庄嘉霖, 中南财经政法大学财政税务学院; 陈雯, 厦门大学经济学院; 陈鸣, 复旦大学经济学院。通信作者及地址: 陈雯, 福建省厦门市思明区厦门大学经济学院, 361005; 电话: 15960262517; E-mail: wendych@xmu.edu.cn。本研究得到国家社会科学基金重点项目 (20AJL006) 的资助。作者感谢匿名审稿人和主编的宝贵意见, 感谢厦门大学杨曦教授的帮助, 以及何祚宇、楚天舒两位老师在香港论坛的点评。文责自负。

^① 相关数据描述性统计见附录图 A1, 篇幅所限, 附录未在正文列示, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

冲击后仍保持经济领先,其领先优势可能在经济恢复开放和市场化后进一步强化。可见,为厘清中国区域经济不平衡增长的历史脉络,我们有必要对近代出口贸易的长期影响展开深入研讨。

中国近代对外贸易发展受到诸多外生历史事件冲击,且受政策干扰较少,为因果识别创造了有利条件。本文利用近代口岸贸易数据构建“出口可达性”指标,采取长差分(Long Difference)策略实证探讨出口贸易对国内区域经济增长的长期影响。研究发现:近代出口贸易显著促进了我国区域人口长期增长,该影响在利用近代条约口岸的时空分布进行工具变量识别,并采取多种稳健性检验后保持成立。机制分析表明,近代出口贸易一方面通过工业集聚形成外部规模经济效应,持续提升劳动生产率;另一方面通过历史沉没投资塑造地区要素禀赋,促进当代比较优势产业发展,两种渠道共同推动区域经济长期增长。

本文可能的贡献如下:(1)现有文献主要从地理或政策视角探讨当代国际贸易的短期影响,本文则创新性地从历史视角探讨国际贸易对区域经济增长的长期影响,验证其路径依赖机制。(2)现有经济史文献主要考察近代口岸被动接受外来制度、技术、文化的长期影响,较少关注贸易活动的空间效应(Jia, 2014; 张川川等, 2021; 张妍等, 2021),本文则聚焦于中国自主的出口贸易发展,构建“出口可达性”指标刻画出口规模的空间差异及其溢出效应;以工业化线索,检验出口贸易如何持续引导资源空间配置,对近代开放的历史影响评估进行有益补充,也为国际贸易的路径依赖效应(Alix-Garcia and Sellars, 2020)提供新的经验证据。(3)本文借助近代条约口岸被迫开放的外生性特征构建出口的工具变量,为相关经验研究处理国际贸易的内生性问题提供参考。(4)本文揭示历史因素在经济空间变迁中发挥的重要作用,为当今中国区域经济不平衡增长提供一个符合历史演化规律的解释,也为优化对外开放空间布局、推动区域经济协调发展提供有益的政策启示。

二、文献综述

国际贸易对国内区域经济增长的影响是贸易领域的研究热点,出口贸易在供给侧的影响尤其引人关注。理论上,出口能够促进比较优势产业的区域专业化分工,带来贸易福利增长(Cosar and Fajgelbaum, 2016);扩大本国企业的市场规模,促进经济集聚与规模经济效应发挥(Fujita and Morri, 1996);加速劳动力从业结构转型,推动发展中国家的工业化进程(Fajgelbaum and Redding, 2022)。20世纪90年代以来,中国实施出口导向型发展战略,为区域经济增长提供重要动力(黄玖立和李坤望, 2006; 刘修岩和吴燕, 2013),同时也成为区域经济差距扩大的主要原因之一。一方面,东部沿海、沿江港口天然具备对外贸易的地理成本优势,并在要素流动性有限的条件下进一步获得劳动生产率优势,得以率先发展(陆铭等, 2019; Tombe and Zhu, 2019);另一方面,出口加工区、经济技术开发区等区域政策及各种配套优惠政策也为目标地区创造丰厚的政策红利(Demurger et al., 2002)。上述文献从地理和政策的角度解释了出口贸易短期内扩大区域经济差距的机制,但尚未结合中国近代开放的历史基础,深入探讨出口贸易对经济空间变迁的长期影响。

长期视角下,新经济地理学强调历史因素通过“路径依赖”效应对区域经济增长产

生重要影响。具体而言,某些历史事件可能偶然决定经济集聚的初始位置,进而引导后续要素流动和积累,不断强化原有的空间均衡(Krugman, 1991; Allen and Donaldson, 2018)。相关经验研究表明,路径依赖效应能够在战争、政策或技术进步等后续冲击下保持稳定,不因初始区位优势消失而衰减(David and Weinstein, 2002; Bleakley and Lin, 2012),其关键机制在于外部规模经济和历史沉没投资。一方面,历史上的经济集聚可通过分享、匹配和学习等外部规模经济效应提升地区劳动生产率与实际收入(Duranton and Puga, 2004),形成集聚与增长互为因果的良性循环(Martin and Ottaviano, 2001);另一方面,历史事件带来物质和人力资本的初始投资,通过规模报酬递增(Jedwab et al., 2017)或知识溢出、观念塑造(张妍等, 2021)等渠道不断累积,形成沉没投资,为地区产业结构演化与经济长期增长提供要素禀赋支持。

根据上述理论,国际贸易可能深刻影响区域经济长期增长。已有学者发现历史上的国际贸易能够使贸易枢纽成长为今天的区域经济中心(Alix-Garcia and Sellas, 2020),但缺少对贸易流量空间分布的细致考察。中国近代贸易开放的长期影响受到学界重点关注, Jia (2014) 实证发现近代通商口岸人口与人均 GDP 长期增长显著优于非口岸地区,主要原因在于前者的服务业部门发育更加完善;张川川等(2021)和张妍等(2021)则分别发现近代口岸开埠有效促进了当代进出口贸易发展和人力资本积累。然而,现有研究仍存在以下不足之处:(1) 现有文献均以开埠事件构建虚拟变量,既不能有效区分口岸在政治、经济、文化等多方面的影响渠道,也忽视了各口岸的经贸发展水平差异;(2) 现有文献主要考察开埠对口岸自身的影响,较少考虑口岸经济活动对周边地区的空间溢出效应,可能导致估计偏误;(3) 多数文献以口岸引进西方先进制度或文化作为解释机制,较少关注出口贸易对工业化转型与资源空间配置的重要影响。

三、历史背景与理论分析

(一) 历史背景

中国近代贸易开放始于第一次鸦片战争(1840—1842年)。近代早期对外贸易以进口为主,出口贸易则在1911年后才迎来快速发展。1899—1910年中国出口年平均增长率仅为4.2%,1911—1928年快速上升至12.0%(杨端六和侯厚培, 1931)。该时期出口繁荣的原因包括:(1) 辛亥革命为出口贸易营造有利的社会制度环境;(2) 第一次世界大战(1914—1918年)使西方国家生产贸易停滞,缓解国际市场竞争压力;(3) 战争、国际银价持续下调和西方国家产业结构调整共同驱动出口需求大幅增长;(4) 近代航运业兴起和长途运输技术进步的助推作用(郑友揆, 1984)。

近代出口贸易有力推动了中国经济的工业化进程。工业制成品的出口利润增长吸引企业家扩大工业投资,国际市场的激烈竞争和高额贸易成本也促使出口厂商通过工业化提高产品竞争力和附加值(郑友揆, 1984)。上述影响直观反映在出口产品结构变迁中,1912—1933年间,中国农产品和工业原材料的出口占比均显著下降,以劳动密集型产业为代表的轻工业出口占比从11.0%上升至25.8%,重工业出口占比也从3.7%上升至5.1%(久保亨, 1990)。

近代出口贸易对中国区域经济增长产生了深远影响。短期内,出口引发经济空间秩序的重大调整,促使上海、天津等本居于次要地位的沿海口岸城市成长为工业中心和综

合性区域经济中心,还催生了青岛、汕头等新兴工商业城市(袁为鹏,2007;吴松弟,2009)^①。在长期,近代出口贸易进一步导致区域经济不平衡增长。图1对比了不同近代出口规模的地级市人口增长轨迹。1820—1910年间,由于出口发展尚不充分,各地区人口密度和增速的差距相对较小;1910年后,出口规模与人口增速的正相关性显著增强,各组别人口密度差距逐渐扩大,且在1990年后更加明显,说明近代出口贸易对区域经济增长的影响可能在改革开放后有所增强。上述发现也在GDP统计数据中得到印证:1952—2008年中国各省人均GDP差距保持波动上升趋势,改革开放整体上延续并强化了新中国成立初期的经济空间布局(武鹏等,2010)。

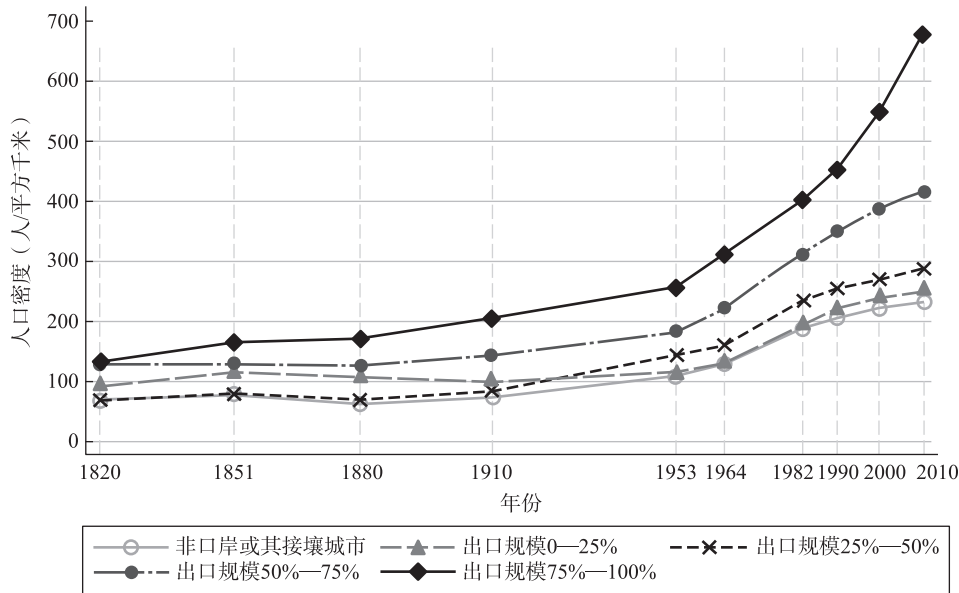


图1 近代出口贸易与区域人口长期增长 (1820—2010)

注:图1按照1911—1924年平均出口规模的每25%分位数,对近代口岸及其接壤地级市进行分组。近代出口数据来自杨端六和侯厚培(1931),1820—1910年、1953—2010年人口数据分别来自曹树基(2001)和新中国历次人口普查。

(二) 理论分析

近代出口贸易如何推动区域经济长期增长?根据历史背景,出口引发经济空间变迁,并通过工业化加强经济的规模报酬递增属性,可能因此形成路径依赖。本文从外部规模经济与历史沉没投资两种视角展开理论分析。

从外部规模经济视角来看,近代出口较发达地区拥有较大市场规模和较多盈利机会,能够吸引大量工业企业集聚。工业集聚通过分享、匹配和学习等外部规模经济效应提升劳动生产率与劳动者实际收入,促使更多企业和人口迁入。随着集聚规模扩大,外部规模经济效应进一步增强,形成集聚与增长相互促进的良性循环。事实上,中国近代工业的出口导向集聚趋势不断加强,1933—1952年间,沿海省份的工业资本占比从

^① 附录表A1对比部分省份的传统政治中心和近代口岸的人口增长趋势,印证国际贸易对国内经济空间变迁的推动作用。

65%上升至70%^①。上海等近代工业中心在生产成本、基础设施和工资报酬等方面长期拥有突出优势（袁为鹏，2007）。

从历史沉没投资视角来看，近代出口贸易集中推动工业部门中的劳动密集型产业兴起，这些产业不仅带来厂房、机械设备等丰富的物质资本，还能创造大量就业岗位吸纳劳动力，通过知识溢出、“干中学”和建立新式教育机构等渠道促进相关生产技能或管理知识的人力资本投资（欧阳晓和易思维，2021），进而长期积累形成历史沉没投资，塑造地区要素禀赋。20世纪90年代后，随着中国比较优势逐渐转向劳动密集型产业（鲁晓东和李荣林，2007）^②，获得较多历史沉没投资的地区可充分发挥其要素禀赋优势，从事比较优势产业的专业化生产，在新一轮贸易开放中实现更快的经济增长。

综合上述分析，本文提出研究假说：近代出口贸易通过外部规模经济与历史沉没投资推动区域经济长期增长。^③

四、变量构造与实证策略

（一）主要变量构造

被解释变量 本文利用人口密度变化度量区域经济长期增长。该指标反映地区资源容量扩张或劳动力收入增长，被广泛应用于经济史研究（Acemoglu et al., 2001; Jia, 2014）。中国近现代人口数据纵跨百年，且更新频率稳定，提供了良好的数据基础。本文结合GIS地图与行政区划沿革记录将不同时期的人口数据统一匹配至2004年地级市。

核心解释变量 考虑到近代出口贸易在空间维度上不平衡发展，口岸与非口岸地区间建立紧密的市场分工关联（吴松弟，2009），本文利用近代口岸贸易数据和地理距离构建“出口可达性”（ $Export_access_i$ ）指标：

$$Export_access_{i,t} = \sum_{m \in \Omega} \frac{Export_{m,t}}{Distance_{i,m}}, \quad (1)$$

其中， $Export_{m,t}$ 表示口岸府 m 在 t 年的出口总值（单位：海关两），反映该口岸的国际市场规模； Ω 为口岸府集合，包含近代中国16省44府共52处贸易数据可得之口岸^④； $Distance_{i,m}$ 表示地级市 i 到口岸府 m 的直线距离（单位：千米），反映两地间贸易成本。考虑到近代出口快速发展与工业化趋势均主要发生在1910年后，而国民政府于20世纪20年代后期开始加强贸易政策干预，本文取1911—1924年出口可达性的年平均值作为核心解释变量。

出口可达性以各口岸的国际市场规模为权重，对地级市通过该口岸出口的便利度（即贸易成本之倒数）进行加权平均，度量近代出口贸易对该地级市的全局性影响。该指标数值增长反映国际市场规模扩大与贸易成本下降，不仅意味着实际出口可能较发

① 根据刘大钧（1937）和《中国工业统计年鉴》计算得到。

② 综合进出口产品结构判断，近代中国的比较优势以资源密集型产业为主，劳动密集型产业的比较优势在改革开放后才逐步确立。1990—2010年，中国出口增长以集约边际为主，比较优势保持稳定，直到金融危机后才出现比较优势“换挡”趋势。

③ 附录图A2为上述理论分析提供了描述性统计证据。

④ 口岸详细信息见附录表A2。这些口岸的出口规模约占1924年全国总出口的93.9%，能够较好反映近代出口贸易发展的整体情况。由于部分口岸难以精确定位，本文将口岸贸易数据加总至府层面。

达,而且基于出口工业品的规模报酬递增特质,还可能引导初始经济集聚形成。相比关注“是否开埠口岸”的经济史研究,该指标的优势在于:(1)聚焦于贸易活动本身;(2)细致量化各口岸出口规模差异;(3)刻画全国各口岸出口对某地区的全局性影响,捕捉非口岸地区受出口贸易的间接影响。

工具变量 本文利用近代条约口岸的时空分布信息构建工具变量以克服内生性问题。首先对条约口岸定义指标 $Port_endow_m$:

$$Port_endow_m = \frac{1911 - Treaty_year_m}{Coast_dis_m}, \quad (2)$$

其中, $Treaty_year_m$ 表示口岸 m 的开埠年份, $Coast_dis_m$ 表示该口岸到海岸线的直线距离。结合 $Port_endow_m$ 与地级市 i 到口岸 m 的直线距离,构建工具变量 $Trade_endow_i$:

$$Trade_endow_i = \sum_{m \in \Omega} \frac{Port_endow_m}{Distance_{i,m}}. \quad (3)$$

构建 $Trade_endow_i$ 的原因如下:相关性方面,较早开埠的条约口岸往往具备更完善的海关制度、贸易基础设施以及海外市场信息优势,更便于开展出口贸易(苏基朗和马若孟,2013);到海岸线的距离则进一步区分了同一时期开埠口岸的对外贸易成本差异。外生性方面,条约口岸选址与设立时间受西方国家殖民扩张进程影响,具有一定外生性和随机性:第一,为便利殖民者倾销商品和军事控制,条约口岸优先设于清政府旧“海关”和“常关”所在地,这些设施在近代前主要用于边防或征收国内贸易关税,其选址也可能受地方行政机构调整变动等偶然因素影响,与区域经济发展的关联较弱(滨下武志,2006)。^① 第二,由于殖民者对中国经济地理缺乏深入了解,条约口岸选址具有一定随机性,部分条约口岸并未设立在最理想的地点(Jia,2014)。第三,19世纪下半叶,条约口岸设立时间受国内战乱、中外政府博弈以及列强争夺势力范围等诸多外生历史事件影响(陈诗启,1993)。^② 最后,由于明清实行“海禁”政策且国内贸易依赖内河航运,到海岸线距离这一外生地理因素也对近代前区域经济发展影响较弱。综上, $Trade_endow_i$ 能够满足工具变量的相关性和外生性要求,预期该指标与出口可达性正向相关。

控制变量 本文利用经纬度 (X_coord 、 Y_coord) 控制地理位置;利用到航运河流直线距离 ($River_dis$) 和“1949年时是否已通铁路” ($Rail$) 控制国内水陆交通条件;利用地级市到省会的直线距离 ($Capital_dis$) 以及“是否副省级城市或直辖市”的虚拟变量 ($Rank$) 控制行政因素的影响。为有效区分近代出口贸易和改革开放政策以及当代新一轮贸易自由化的影响,本文还控制地区 i 在时期 t 已设立的经济开发区数量 (SEZ) 和“入世”冲击指标 (WTO)。主要变量定义及描述性统计见附录表 A3。^③

① 例如,近代前厦门作为同安县下辖海岛,曾被地方官员评价为“地方偏僻,耳目难周”。1684年,为加强台湾的军事和经济控制,清政府于厦门设立海关。1727年,随兵备道衙门变更,闽海关总署从福州迁往厦门,厦门因此得以率先开埠。相反,苏州、杭州等部分近代前的区域经济中心并未优先开埠。

② 例如,1858年《天津条约》拟将南京设为口岸,但因清政府整治太平天国余乱,南京实际开埠时间晚至1899年。大连、青岛等租借地均在列强势力范围争夺中陆续开埠。

③ 本文主要变量的数据来源如下:近代、当代人口数据分别来自曹树基(2001)和新中国历次人口普查;近代出口贸易数据来自杨端六和侯厚培(1931);口岸设立时间和地级市通铁路时间来自严中平(1955);1933年、1985年和2004年工业企业数据分别来自刘大钧(1937)、1985年工业普查和2004年经济普查;经济开发区数据来自《中国开发区审核公告目录(2018年版)》;“入世”冲击指标参考周茂等(2016),利用WTO关税数据和工业企业数据库测算;其他地理变量利用CHGIS v6.0和2004年中国行政区划矢量图获得。

（二）实证策略

本文实证样本包含中国 25 省共 246 个地级市（含直辖市、地区、自治州和盟）^①，参考 Dix-Carneiro and Kovak（2017）采取“长差分”（Long Difference）策略进行基准回归，该策略通过区域经济指标的当期与基期差分缓解不随时间变化的遗漏变量问题，同时保持截面回归形式，便于结合历史工具变量进行长期因果识别。回归方程如式（4）：

$$\begin{aligned} (\ln Density_{i,t} - \ln Density_{i,1910}) = & cons + \beta_t \ln Export_access_i \\ & + \eta_t (\ln Density_{i,1910} - \ln Density_{i,1851}) \\ & + \gamma_t' Z_{i,t} + \delta_t' X_i + \mu_{i,P} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $Density_{i,t}$ 为地级市 i 在 t 年的人口密度， t 取 1953、1964、1982、1990、2000 和 2010 这 6 个人口普查年。本文设定 1910 年为基期，通过差分度量基期到上述年份的人口密度增幅，并对每个年份独立进行截面回归。 $Export_access_i$ 为地级市 i 的 1911—1924 年平均出口可达性，其系数 β_t 反映地级市 1910 年至 t 年间人口增长受近代出口贸易的累积影响。式（4）还利用人口密度的前定差分（ $\ln Density_{i,1910} - \ln Density_{i,1851}$ ）控制基期前的经济增速差异； $Z_{i,t}$ 为随时间变化的控制变量，包含经济开发区数量（ $SEZ_{i,t}$ ）以及“入世”冲击指标与“是否 2001 年后”的交互项（ $WTO_i \times Post2001_t$ ）； X_i 为其余不随时间变化的控制变量； $\mu_{i,P}$ 为省份固定效应。所有回归标准误均聚类到省份层面。

五、实证分析

（一）基准回归分析

表 1 汇报了基准 OLS 回归结果。1953—2010 年间， $\ln Export_access_i$ 的系数保持显著为正，说明近代出口可达性提升显著促进了区域人口长期增长。例如， $Export_access_i$ 每增长 1%，可使 1910—2000 年人口增幅平均扩大约 0.60%。从时间趋势来看，该影响强度在 1982 年前后先减后增，这可能与当代中国经济体制改革及区域政策导向调整有关：新中国成立初期，中央政府为保障国防安全和增强区域经济平衡性，实施“三线建设”等政策主导沿海经济大规模内迁，一定程度上弱化了近代出口贸易的累积影响。20 世纪 80 年代以来，我国逐步建立市场经济体制并扩大对外开放，劳动力流动性不断增强，促使近代出口较发达地区重新发挥其产业比较优势与劳动生产率优势，引导人口集聚向历史路径回归，使 $Export_access_i$ 系数逐期上升，与路径依赖性的“自我强化”特征相吻合。此外，控制变量的回归结果表明，良好的水路交通条件（ $\ln River_dis_i$ ）和当代经济开发区政策（ $\ln SEZ_{i,t}$ ）亦可促进区域人口长期增长^②。

^① 由于近代人口数据缺失，样本未包含东北三省，同时排除了地理位置和历史沿革较特殊的新疆、青海、西藏、香港、澳门、台湾 6 省。

^② 本文还采取动态 DID 回归考察近代出口贸易对区域人口长期增长的影响变化趋势，结果保持稳健，见附录表 A4。

表1 基准回归:近代出口贸易与区域人口长期增长

被解释变量	$\ln Density_{i,t} - \ln Density_{i,1910}$					
	1953年	1964年	1982年	1990年	2000年	2010年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln Export_access_i$	0.6158*** (0.1668)	0.5426** (0.2027)	0.5092*** (0.1807)	0.5118** (0.1848)	0.5994*** (0.1859)	0.7293*** (0.1800)
$\ln X_coord_i$	3.3359 (3.0310)	4.2611 (3.6806)	3.3299 (3.5603)	3.1982 (3.5546)	1.2941 (3.8900)	-1.3759 (3.9978)
$\ln Y_coord_i$	0.1326 (1.1827)	0.1269 (1.3637)	-0.0687 (1.0843)	-0.1485 (1.0461)	0.0030 (1.0925)	0.1395 (0.8810)
$\ln River_dis_i$	-0.0500* (0.0270)	-0.0496* (0.0256)	-0.0435* (0.0218)	-0.0475** (0.0174)	-0.0566*** (0.0154)	-0.0522*** (0.0156)
$Rail_i$	-0.1374 (0.1054)	-0.1467 (0.1086)	-0.1444 (0.1046)	-0.1339 (0.1104)	-0.1204 (0.1095)	-0.1023 (0.1103)
$\ln Capital_dis_i$	-0.0608 (0.0478)	-0.0576 (0.0522)	-0.0594 (0.0419)	-0.0448 (0.0460)	-0.0477 (0.0532)	-0.0241 (0.0576)
$Rank_i$	-0.1072 (0.2111)	-0.0000 (0.1939)	-0.3622 (0.3065)	0.1106 (0.1774)	0.2694 (0.2165)	0.2943 (0.2175)
$\ln SEZ_{i,t}$			0.6758* (0.3543)	0.1561 (0.1095)	0.1289** (0.0562)	0.2386*** (0.0701)
$WTO_i \times Post2001_t$						0.0104 (0.0120)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	246	246	246	246	246	246
调整 R^2	0.5940	0.5951	0.6185	0.5995	0.5429	0.5670

注: 括号中为标准误, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

基准 OLS 回归可能因内生性问题出现估计偏误。一方面, 初始经济基础较好的地区更有能力参与出口贸易, 也更可能实现较快的经济增长; 另一方面, 自然地理特征也可能同时影响近代出口贸易与区域经济增长。本文通过构建工具变量应对该问题。表 2 第一阶段结果显示, $\ln Trade_endow_i$ 系数显著为正, 说明地级市 i 越接近早开埠、接近海岸线的条约口岸, 则出口可达性越高, 该结果符合本文预期。第二阶段结果与基准回归保持一致, 近代出口贸易对区域经济增长的积极影响稳健成立。^① 对比表 1、表 2 回归结果可知, 内生性问题导致 OLS 回归低估近代出口贸易的积极影响, 可能的解释是:

^① 表 2 及后续实证表格中, 有部分 K-P Wald F 值小于临界值 (工具变量数量为 1 时, 临界值为 16.38; 数量为 2 时, 临界值为 7.03), 说明可能存在弱工具变量问题。本文对此采取“有限信息极大似然估计”(least information maximum likelihood method, LIML), 该方法在样本量较小的情况下性质优于 IV-2SLS。LIML 回归结果与 IV-2SLS 没有明显差异, 说明弱工具变量对因果识别的干扰较小。

其一，出口可达性较高的地区也是晚清太平天国战争的主要战场，战争破坏对后续人口增长造成了一定负面影响；其二，区域人口增长与本地市场需求正向相关，在有限资源约束下，本地需求扩张可能促使潜在出口厂商以内销替代出口。

进一步考虑到部分早期条约口岸选址可能内生于不可观测的经济地理因素，这些因素也有利于区域经济长期增长，表2还采取两种补充识别策略：其一，剔除部分选址内生性较强的条约口岸地级市样本^①；其二，由于口岸选址在自然地理特征较接近的地区间具有一定随机性（Jia, 2014），本文以地理特征作为协变量，对口岸和非口岸地级市进行倾向得分匹配^②。以上两种策略的2SLS回归结果均保持稳健。

本文进行如下工具变量外生性检验^③：首先，在工具变量构造中剔除选址内生性较强的条约口岸数据。其次，进行“半简化式”回归（Acemoglu et al., 2001），即在OLS回归中控制工具变量，若解释变量保持显著且工具变量不显著，则说明工具变量的影响主要通过解释变量传导，与误差项不相关。最后，针对工具变量与一系列地区初始经济特征变量进行相关性证伪检验。以上检验结果均支持工具变量的外生性成立。

考虑到近代出口结构及方向在不同历史时期发生过较大变化，本文还从时间、产品类型和出口目的地等维度构建不同的出口可达性指标展开异质性分析，回归结果表明工业化在近代出口的长期影响中发挥着重要作用。^④

表2 处理内生性问题

	1953年	1964年	1982年	1990年	2000年	2010年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第一阶段	被解释变量： $\ln Export_access_i$					
$\ln Trade_endow_i$	0.5096*** (0.1247)	0.4427*** (0.1247)	0.4328*** (0.1215)	0.4649*** (0.1411)	0.4464*** (0.1302)	0.4516*** (0.1264)
第二阶段	被解释变量： $\ln Density_{i,t} - \ln Density_{i,1910}$					
$\ln Export_access_i$	1.0950*** (0.2605)	1.0405*** (0.3172)	0.7418** (0.2953)	0.8318*** (0.3041)	1.1454*** (0.3087)	1.2430*** (0.2761)
K-P Wald F 统计量	12.60	12.60	12.68	10.86	11.75	12.77
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	246	246	246	246	246	246
调整 R ²	0.5694	0.5685	0.6055	0.5817	0.5065	0.5381

① 被剔除的条约口岸包括广州、上海、宁波、福州、厦门、天津、九江、汉口，以及近代前已成为长江中上游商业重镇的芜湖和重庆。本文也尝试在稳健性检验和机制分析中剔除上述样本，回归结果保持稳健。

② 本文采用1:3近邻匹配，匹配协变量包括经纬度、地理面积、到航运河流的直线距离、到海岸线的直线距离、平均坡度和农业种植适宜度，匹配平衡性检验结果见附录表A5。此外，本文还尝试卡尺匹配、核匹配等方法，结果均稳健。

③ 限于篇幅，工具变量外生性检验结果见附录表A6。

④ 异质性分析结果见附录表A7。

(续表)

	1953年	1964年	1982年	1990年	2000年	2010年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第二阶段: 剔除选址内生性较强的口岸						
	被解释变量: $\ln Density_{i,t} - \ln Density_{i,1910}$					
$\ln Export_access_i$	1.0862*** (0.2875)	1.0124*** (0.3443)	0.7484** (0.3132)	0.8625*** (0.3223)	1.2284*** (0.3500)	1.3382*** (0.3326)
K-P Wald F 统计量	13.72	13.72	13.72	11.23	12.87	14.29
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	236	236	236	236	236	236
调整 R^2	0.5681	0.5660	0.5983	0.5747	0.4877	0.5136
第二阶段: 匹配样本						
	被解释变量: $\ln Density_{i,t} - \ln Density_{i,1910}$					
$\ln Export_access_i$	1.3183*** (0.2224)	1.3288*** (0.2805)	1.0261*** (0.3153)	0.9513*** (0.2986)	0.9602*** (0.2815)	1.0484*** (0.2187)
K-P Wald F 统计量	8.43	8.43	8.63	8.10	8.23	9.00
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	153	153	153	153	153	153
调整 R^2	0.6042	0.5897	0.6670	0.6300	0.6246	0.6644

注: (1)*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; (2) 限于篇幅, 只报告基准回归的第一阶段结果, 未报告控制变量结果。

(二) 稳健性检验

1. 竞争性假说

附录表 A8 排除一系列可能干扰长期因果识别的竞争性假说: 一方面, 出口可达性包含地级市到近代口岸的距离信息, 可能反映除贸易成本以外的地理区位差异。例如, 邻近沿海、沿江口岸的地区通常水陆交通较便利, 国内贸易发达, 也有利于经济长期增长。本文对此采取两种稳健性检验: 其一, 将样本限定在近代口岸及其接壤地级市, 考察口岸 1911—1924 年平均出口总值 ($Export_i$) 的长期影响; 其二, 利用口岸基期人口与直线距离构建“国内市场可达性”指标进行安慰剂检验, 证明距离因素并未通过国内贸易影响区域经济长期增长。另一方面, 出口规模不同的口岸也可能在制度、基础设施、文化观念等方面存在差异 (Jia, 2014; 张川川等, 2021), 并通过这些渠道影响区域经济长期增长。本文通过控制竞争性假说代理变量排除其潜在干扰。

2. 近代出口贸易与经济集聚水平

由于近代人口数据缺失, 本文基准回归样本没有纳入东北地区, “长差分”策略也未能直接考察近代出口贸易对经济集聚水平的影响。事实上, 大连、牛庄等东北口岸也

在近代出口贸易中占据重要地位，遗漏东北地区可能导致样本选择性偏误。^①鉴于此，附录表 A9 在纳入东北地级市样本后，将被解释变量替换为人口密度水平值和夜间灯光平均强度两种指标，考察近代出口贸易对区域经济集聚水平的长期影响。回归结果表明，近代出口贸易在不同时期均显著促进了经济集聚。^②

3. 后续事件冲击

本文研究纵跨近现代百年，在此期间发生的许多事件也可能深刻影响区域经济长期增长，降低长期因果识别的准确性。例如，抗日战争对国民经济造成巨大破坏，还迫使工业迁移，改变地区产业结构；“三线建设”推动一批内陆工业城市兴起；改革开放后，除经济开发区和“入世”外，当代出口贸易以及地方政府财政支出也有力推动区域经济增长。本文为此采取两种稳健性检验，其一是构建交互项，考察上述事件 (*Event*) 对出口可达性的调节效应；其二是直接控制事件变量。附录表 A11 回归结果显示， $\ln Export_access_i$ 系数保持显著为正，说明近代出口贸易的长期影响并未受到后续事件冲击的严重干扰。

4. 其他稳健性检验

附录表 A12 还进行以下稳健性检验：(1) 仅保留 $Export_access_i$ ，并将固定效应从省份替换为八大经济区，以缓解解释变量数量过多造成的样本自由度损失。(2) 对 $Export_access_i$ 进行前后 5% 缩尾处理，缓解异常值影响。(3) 利用距地级市 i 最近的前五个口岸数据构建 $Export_access_i$ ，以避免该变量对近代出口影响的系统性高估。(4) 在构建 $Export_access_i$ 时剔除选址内生性较强的口岸数据，若其余口岸的出口可达性影响仍显著，则说明该影响并非由少数口岸的经济领先优势所主导。(5) 基于第一次世界大战期间中国进口受阻而出口快速增长的事实，将解释变量分别替换为 1914—1920 年进、出口可达性的年平均增长率，以排除进口贸易对出口影响的混淆。(6) 利用空间误差模型回归缓解由于横截面空间相关性导致的估计偏误。上述稳健性检验结果均与基准回归保持一致，验证了本文实证结果的稳健性。

六、影响机制分析

基于研究假说，本文从外部规模经济与历史沉没投资两方面探讨近代出口贸易推动区域经济长期增长的机制。

(一) 外部规模经济

近代出口贸易通过引导工业集聚产生外部规模经济效应，在集聚与增长的良性循环中持续推动区域经济增长。据此，表 3 利用《中国工业调查报告》(刘大钧，1937) 数

^① 长期来看，东北地区似乎并未受益于近代出口贸易，甚至在改革开放后出现经济衰退和人口外流现象，这不仅是因为该地区在新中国成立后长期实行偏离比较优势的发展战略，还可能与其近代出口产品结构有关。《中国旧海关史料(1859—1948)》数据显示，1924 年东北口岸的农产品和原材料出口占比分别达到 75.4% 和 10.4%，工业制成品出口占比远低于其他地区口岸，故该地区近代出口贸易难以发挥外部规模经济和历史沉没投资两种长期影响机制。

^② 本文主要关注区域经济长期增长趋势，而非静态的经济空间分布，故人口密度与夜间灯光强度仅用于稳健性检验。此外，本文还实证发现近代出口贸易可促进地级市实际人均 GDP 长期增长，见附录表 A10。

据验证出口对工业集聚的短期影响。^①列(1)、(2)分别以工业企业密度(企业数/平方千米)和工业资本密度(元/平方千米)度量其近代工业集聚水平,列(3)则以劳均工业产值(元/人)度量其工业劳动生产率。回归结果表明,近代出口贸易在短期内显著促进了工业集聚与工业劳动生产率提升。该结果初步验证了外部规模经济的历史基础。

表3 近代出口贸易与历史工业集聚

被解释变量	1933年工业企业密度	1933年工业资本密度	1933年劳均工业产值
	(取对数)	(取对数)	(取对数)
	(1)	(2)	(3)
$\ln Export_access_i$	9.9726*** (3.5711)	18.1705*** (6.8469)	13.3449** (5.7377)
K-P Wald F 统计量	13.71	13.71	13.71
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
观测值	205	205	205
调整 R^2	0.0363	0.0815	0.1889

注: (1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; (2) 表3控制变量不含1851—1910年人口密度的前定差分; (3) 限于篇幅,未报告第一阶段和控制变量结果。

表4构建出口可达性与历史工业企业密度($Firmden_{i,1933}$)的交互项,考察外部规模经济的长期效应。表4Panel A关注该机制对当代经济集聚与经济效率的影响,列(1)利用2005年人口抽样调查数据计算外地流入劳动力占本地地级市劳动适龄人口的比重度量劳动力集聚水平^②;列(2)参考Dix-Carneiro and Kovak(2017)构建“地区收入溢价”(Regional Earnings Premia)指标,该指标可在控制劳动者个体特征、行业特征的基础上准确度量地区劳动力平均收入水平。回归结果显示, $\ln Export_access_i$ 和 $\ln Export_access_i \times \ln Firmden_{i,1933}$ 系数均显著为正,说明近代出口贸易通过历史工业集聚显著促进当代劳动力集聚与收入增长。列(3)、(4)分别以2005年工业企业密度和劳均工业产值作为被解释变量,实证发现近代出口贸易通过历史工业集聚促进当代工业集聚与劳动生产率提升。列(5)利用Malmquist法测算地级市TFP,回归结果仅有交互项显著为正,说明近代出口贸易对TFP的积极影响主要由历史工业集聚传导。在表4Panel A的基础上,表4Panel B进一步考察外部规模经济在区域人口长期增长中发挥的作用。 $\ln Export_access_i$ 和 $\ln Export_access_i \times \ln Firmden_{i,1933}$ 系数均显著为正,说明近代出口贸易可通过历史工业集聚发挥外部规模经济效应,推动区域人口长期增长。交互项在改革开放前也保持显著,说明外部规模经济是出口贸易得以稳定持续发挥影响的重要机制。

^① 《中国工业调查报告》包含民国17省份共2435家拥有动力设备,且工人数在30人以上的工业企业。由于不含甘肃、宁夏、云南、贵州、东北三省和内蒙古局部地区数据,表3、表4、表5回归样本有所删减。删减后样本的基准回归结果保持稳健。

^② 本文将人口抽样调查中“近5年内来本乡镇街道居住”且来自“本省其他地级市”或“其他省”的18—65岁人口定义为外来流入劳动力。

表4 近代出口贸易、外部规模经济与区域经济长期增长

Panel A						
被解释变量	2005年流入 劳动力占比	2005年地区 收入溢价	2005年工业 企业密度	2005年劳均 工业产值	2005年 地区 TFP	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
$\ln Export_access_i$	0.2319*** (0.0580)	0.2998*** (0.0801)	2.0503*** (0.6337)	0.5532* (0.3014)	0.0926 (0.0631)	
$\ln Export_access_i \times \ln Firmden_{i,1933}$	0.0161** (0.0069)	0.0177* (0.0100)	0.0055*** (0.0013)	0.0028*** (0.0006)	0.0014*** (0.0004)	
K-P Wald F 统计量	7.92	7.92	7.92	7.92	5.91	
控制变量	是	是	是	是	是	
省份固定效应	是	是	是	是	是	
观测值	205	205	205	205	203	
调整 R^2	0.3875	0.5894	0.5902	0.3892	0.8853	
Panel B						
被解释变量	$\ln Density_{i,t} - \ln Density_{i,1910}$					
	1953年 (1)	1964年 (2)	1982年 (3)	1990年 (4)	2000年 (5)	2010年 (6)
$\ln Export_access_i$	0.6449** (0.2687)	0.5907* (0.3230)	0.3042 (0.3476)	0.4332 (0.3092)	0.8159*** (0.2498)	0.9502*** (0.2223)
$\ln Export_access_i \times \ln Firmden_{i,1933}$	0.0035*** (0.0006)	0.0032*** (0.0006)	0.0033*** (0.0005)	0.0033*** (0.0006)	0.0032*** (0.0007)	0.0040*** (0.0008)
K-P Wald F 统计量	6.27	6.27	6.23	6.13	5.84	6.78
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	205	205	205	205	205	205
调整 R^2	0.6782	0.6871	0.7175	0.6999	0.6446	0.6623

注：(1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ ；(2) 表4回归均控制机制变量的一次项，Panel A控制变量不含1851—1910年人口密度的前定差分；(3) 限于篇幅，未报告第一阶段和控制变量结果。

(二) 历史沉没投资

近代出口贸易通过历史沉没投资塑造地区要素禀赋，促进当代比较优势产业发展。表5列(1)、(2)利用1933年劳动密集型产业资本密度($L_invest_{i,1933}$)和资本占比($RL_invest_{i,1933}$)考察近代出口贸易对劳动密集型产业投资空间分布的短期影响^①，发现近代出口贸易显著促进了劳动密集型产业集聚与区域专业化。列(3)、(4)实证检验

^① 对比不同时期的工业调查数据可知，近代存续至今的工业企业的主营业务不会发生大大变化，故本文参考袁其刚等(2015)界定当代国民经济行业中的劳动密集型产业，并根据主要产品类型将其匹配至近代数据。

近代出口贸易能否在长期形成历史沉没投资,考虑到沉没投资以企业为主要存续载体,本文利用1985年、2004年工业普查数据计算各地级市在1911—1949年间建立,且在普查年正常经营的劳动密集型企业固定资产密度($Hist_invest_{i,1985}$, $Hist_invest_{i,2004}$)度量历史沉没投资水平。^①根据劳动密集型产业的规模报酬递增属性可推测,这些企业的固定资产存量应与其沉没投资规模高度正相关。回归结果表明,近代出口贸易显著促进了劳动密集型产业的历史沉没投资积累。

表5 近代出口贸易与历史沉没投资

被解释变量	$\ln L_invest_{i,1933}$	$RL_invest_{i,1933}$	$\ln Hist_invest_{i,1985}$	$\ln Hist_invest_{i,2004}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Export_access_i$	9.5530*** (3.4236)	0.5883** (0.2601)	4.3245** (1.8732)	1.6403*** (0.5441)
K-P Wald F 统计量	13.71	13.71	13.29	10.42
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	205	205	246	246
调整 R^2	0.0542	0.1365	0.3837	0.4016

注: (1)*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; (2)表5控制变量不含1851—1910年人口密度的前定差分; (3)限于篇幅,未报告第一阶段和控制变量结果。

表6构建出口可达性与沉没投资密度($Hist_invest_i$)的交互项,考察历史沉没投资的长期效应。表6Panel A关注该机制对地区要素禀赋与比较优势产业发展的影响。具备专业生产技能或管理知识的人力资本是当代中国比较优势产业所需的关键生产要素,近代出口贸易带来的历史沉没投资可能成为该要素禀赋的重要来源。列(1)利用地级市2004年劳动密集型产业中拥有技术职称的工人占比($SKill_{i,2004}$)度量技能型人力资本存量,列(2)参考孙浦阳等(2018)测算劳动密集型企业的管理效率指标($ME_{ij,2004}$)进行企业层面识别,该指标一定程度上反映管理知识、经验的积累。 $\ln Export_access_i$ 和 $\ln Export_access_i \times \ln Hist_invest_{i,2004}$ 系数均显著为正,说明近代出口贸易通过历史沉没投资为当代比较优势产业提供专业技能和知识的人力资本要素支持。^②列(3)测算2004年劳动密集型产业的区位熵指标($Entropy_{i,2004}$)^③,发现近代出口贸易通过历史沉没投资显著促进了当代比较优势产业的区域专业化。考虑到比较优势产业与出口贸易紧密相关,列(4)利用出口依存度指标($Exp_dep_{i,2005}$)发现历史沉没投资机制有利于地级市当代出口贸易发展。在表6Panel A的基础上,表6Panel B进一步考察历史沉没投资在区域人口长期增长中发挥的作用。由于缺乏1985年前的历史沉没投资数据,我们仅关注1990年、2000年和2010年三个年份。回归结果表明,近代出口贸易能够通过历史沉没投资显著推动区域人口长期增长,这既与劳动密集型产业的就业创造能力有

① 1985年工业普查的企业信息仅限于大中型国企,考虑到该数据可能存在固定资产价格扭曲问题,本文还利用雇佣工人密度度量历史沉没投资,结果保持稳健。

② 附录表A13还利用近代新式学堂数据,验证近代出口贸易在短期内通过劳动密集型产业投资激励人力资本投资。

③ 区位熵的测算方法见附录B。

关，也是因为历史沉没投资促进当代比较优势产业发展与出口福利提升，进而吸引人口集聚。

总之，本部分实证分析表明，近代出口贸易通过外部规模经济与历史沉没投资两种路径依赖机制推动区域经济长期增长，该发现与研究假说相吻合。

表6 近代出口贸易、历史沉没投资与区域经济长期增长

Panel A				
被解释变量	$SKill_{i,2004}$	$ME_{ij,2004}$	$Entropy_{i,2004}$	$Exp_dep_{i,2005}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Export_access_i$	1.6116*** (0.6041)	0.1741* (0.0934)	0.3424** (0.1679)	0.3603** (0.1475)
$\ln Export_access_i \times \ln Hist_invest_{i,2004}$	0.0040** (0.0020)	0.0031*** (0.0011)	0.0017** (0.0007)	0.0225** (0.0109)
K-P Wald F 统计量	5.59	31.26	5.59	10.78
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	是	否	否
观测值	246	87 073	246	222
调整 R^2	0.7839	0.2307	0.6356	0.4714
Panel B				
被解释变量	$\ln Density_{i,t} - \ln Density_{i,1910}$			
	1990年	2000年	2010年	2010年
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Export_access_i$	0.7251*** (0.2731)	1.0173*** (0.3194)	1.1572*** (0.2975)	1.1350*** (0.2911)
$\ln Export_access_i \times \ln Hist_invest_{i,1985}$	0.0037*** (0.0012)	0.0031** (0.0015)	0.0030** (0.0015)	
$\ln Export_access_i \times \ln Hist_invest_{i,2004}$				0.0041** (0.0018)
K-P Wald F 统计量	4.24	4.33	4.53	4.59
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	246	246	246	246
调整 R^2	0.6004	0.5273	0.5531	0.5516

注：(1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ ；(2) 表6回归均控制机制变量的一次项，Panel A控制变量不含1851—1910年人口密度的前定差分；(3) Panel A列(2)为企业层面回归，控制省份、行业固定效应以及企业个体特征变量，包括企业年龄、雇佣规模和劳均产值；(4)限于篇幅，未报告第一阶段和控制变量结果。

七、结论与政策建议

国际贸易如何影响国内区域经济增长是当代中国经济发展的重要议题。本文利用近代口岸贸易数据与近现代人口数据,实证探讨出口贸易对区域经济增长的长期影响及其机制。研究发现,近代出口贸易显著促进了1910—2010年我国地级市人口长期增长,该影响在工具变量识别以及多种稳健性检验中保持成立。机制分析表明,近代出口贸易一方面通过外部规模经济持续促进工业集聚与劳动生产率提升,另一方面通过历史沉没投资为当代比较优势产业发展提供要素禀赋优势。本文研究揭示国际贸易对区域经济增长的影响具有路径依赖性,说明当今中国的区域经济差距不仅来自改革开放后经济全球化的深入参与,还在路径依赖作用下延续并逐渐强化了近代出口贸易所塑造的经济空间布局。

基于上述结论,本文提出以下政策启示:我国政府实施区域经济协调发展战略应对历史因素加以重视。首先,应注重发挥近代出口贸易的历史基础优势,通过产业投资、基础设施建设、统一市场准入标准等措施增强优势地区的空间辐射能力,培育带动区域经济协同增长的“增长极”。其次,鉴于国际贸易影响的路径依赖性,应紧密结合各地区历史上的对外贸易基础以及产业结构特征,合理规划区域间产业分工布局,发挥规模经济优势与要素存量优势。同时,对历史上对外贸易相对欠发达的地区,应重点补足其要素禀赋与市场开放度的短板。最后,政府资源空间配置应与历史路径依赖及其背后的市场机制相协调,确保由市场力量主导区域经济协调可持续增长。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., S. Johnson, and J. Robinson, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*, 2001, 91 (5), 1369-1401.
- [2] Allen, T., and D. Donaldson, “The Geography of Path Dependence”, NBER Working Paper, 2018, No. w28059.
- [3] Alix-Garcia, J., and E. Sellars, “Local Fundamentals, Trade, and the Changing Urban Landscape of Mexico”, *Journal of Urban Economics*, 2020, 116 (1), No. 103213.
- [4] [日] 滨下武志,《中国近代经济史研究:清末海关财政与通商口岸市场圈》,高淑娟、孙彬译。南京:江苏人民出版社,2006年。
- [5] Bleakley, H., and J. Lin, “Portage and Path Dependence”, *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127 (1), 587-644.
- [6] 曹树基,《中国人口史:第五卷》。上海:复旦大学出版社,2001年。
- [7] 陈诗启,《中国近代海关史(晚清部分)》。北京:人民出版社,1993年。
- [8] Cosar, K., and P. Fajgelbaum, “Internal Geography, International Trade, and Regional Specialization”, *American Economic Journal*, 2016, 8 (1), 24-56.
- [9] Davis, D., and D. Weinstein, “Bones, Bombs, and Break Points: The Geography of Economic Activity”, *American Economic Review*, 2002, 92 (5), 1269-1289.
- [10] Demurger, S., J. Sachs, W. Woo, S. Bao, and C. Gene, “The Relative Contributions of Location and Preferential Policies in China’s Regional Development: Being in the Right Place and Having the Right Incentives”, *China Economic Review*, 2002, 13 (4), 444-465.
- [11] Dix-Carneiro, R., and K. Kovak, “Trade Liberalization and Regional Dynamics”, *American Economic Review*, 2017, 107 (10), 2908-2946.

- [12] Duranton, G., and D. Puga, "Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies", In: Duranton, G., J. Henderson, and W. Strange (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 4. Amsterdam: North Holland Press, 2004, 2063-2117.
- [13] Fajgelbaum, P., and S. Redding, "Trade, Structural Transformation and Development: Evidence from Argentina 1869-1914", *Journal of Political Economy*, 2022, 130 (5), 1249-1318.
- [14] Fujita, M., and T. Morri, "The Role of Ports in the Making of Major Cities: Self-Agglomeration and Hub-Effect", *Journal of Development Economics*, 1996, 49 (1), 93-120.
- [15] 黄玖立、李坤望, "出口开放、地区市场规模和经济增长", 《经济研究》, 2006年第6期, 第27—38页。
- [16] Jedwab, R., E. Kerby, and A. Moradi, "History, Path Dependence and Development: Evidence from Colonial Railways, Settlers and Cities in Kenya", *Economic Journal*, 127 (603), 1467-1494.
- [17] Jia, R., "The Legacies of Forced Freedom: China's Treaty Ports", *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96 (4), 596-608.
- [18] 久保亨, "近现代中国的对外贸易结构和工业发展", 载于章开沅主编《对外经济关系与中国近代化》。武汉: 华中师范大学出版社, 1990年, 第463—475页。
- [19] Krugman, P., "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 1991, 99 (3), 483-499.
- [20] 刘大钧, 《中国工业调查报告》。南京: 经济统计研究所, 1937年。
- [21] 刘修岩、吴燕, "出口专业化、出口多样化与地区经济增长——来自中国省级面板数据的实证研究", 《管理世界》, 2013年第8期, 第30—40页。
- [22] 陆铭、李鹏飞、钟辉勇, "发展与平衡的新时代: 新中国70年的空间政治经济学", 《管理世界》, 2019年第10期, 第11—23页。
- [23] 鲁晓东、李荣林, "中国对外贸易结构、比较优势及其稳定性检验", 《世界经济》, 2007年第10期, 第39—48页。
- [24] Martin, P., and G. Ottaviano, "Growth and Agglomeration", *International Economic Review*, 2001, 42 (4), 947-968.
- [25] 欧阳晓、易思维, "新式教育、人力资本与中国近代产业升级", 《中国经济史研究》, 2021年第6期, 第76—89页。
- [26] [美] 苏基朗、马若孟, 《近代中国的条约港经济: 制度变迁与经济表现的实证研究》, 成一农、田欢译。杭州: 浙江大学出版社, 2013年。
- [27] 孙浦阳、侯欣裕、盛斌, "服务业开放、管理效率与企业出口", 《经济研究》, 2018年第7期, 第136—151页。
- [28] Tombe, T., and X. Zhu, "Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China", *American Economic Review*, 2019, 109 (5), 1843-1872.
- [29] 武鹏、金相郁、马丽, "数值分布、空间分布视角下的中国区域经济发展差距 (1952—2008)", 《经济科学》, 2010年第5期, 第46—58页。
- [30] 吴松弟, "中国近代经济地理格局形成的机制与表现", 《史学月刊》, 2009年第8期, 第65—71页。
- [31] 严中平, 《中国近代经济史统计资料选辑》。北京: 中国社会科学出版社, 1955年。
- [32] 杨端六、侯厚培, 《六十五年来中国国际贸易统计》。南京: 中央研究院社会学研究所, 1931年。
- [33] 袁其刚、刘斌、朱学昌, "经济功能区的‘生产率效应’研究", 《世界经济》, 2015年第5期, 第81—104页。
- [34] 袁为鹏, 《集聚与扩散: 中国近代工业布局》。上海: 上海财经大学出版社, 2007年。
- [35] 张川川、张文杰、李楠、杨汝岱, "清末开埠通商的长期影响: 外商投资与进出口贸易", 《世界经济》, 2021年第11期, 第27—48页。
- [36] 张妍、冯晨、白彩全, "开放、知识传播与长期人力资本积累", 《世界经济》, 2021年第2期, 第3—22页。
- [37] 郑友揆, 《1840—1948中国的对外贸易和工业发展》。上海: 上海社会科学院出版社, 1984年。
- [38] 周茂、陆毅、符大海, "贸易自由化与中国产业升级: 事实与机制", 《世界经济》, 2016年第10期, 第78—102页。

International Trade and Long-Term Regional Economic Growth

—A Study of Modern China

ZHUANG Jialin

(Zhongnan University of Economics and Law)

CHEN Wen*

(Xiamen University)

CHEN Ming

(Fudan University)

Abstract: Based on the history of modern China, we explore the long-term impact of international trade on domestic regional economic growth. The empirical study reveals that export significantly promoted long-term regional population growth. The findings remain stable in instrumental variable estimation utilizing the opening time and location of treaty ports, and in several robustness tests. We also find that external economies of scale and historical sunk investment might be two important mechanisms of the long-term impacts. Path dependence in the impact of international trade is then verified and it reveals an important historical source of China's unbalanced regional economic growth.

Keywords: international trade; regional economic growth; modern China

JELClassification: F10, F43, R11

* Corresponding Autor; Chen Wen, School of Economics, Xiamen University, Xiamen, Fujian 361005, China; Tel: 86-15960262517; E-mail: wendych@xmu.edu.cn.