
开放、市场整合与经济空间变迁： 基于近代中国开埠的证据

李嘉楠 代 谦 庄嘉霖*

内容提要 对外开放是否有利于国内市场整合是学界关注的热点。本文以 19 世纪中国被迫开埠作为开放的准自然实验,发现开放不仅促进了国内市场整合,而且影响了近代中国的经济空间变迁。通过分析 1818–1910 年中国南方 104 个府的上等米月度价格,我们发现口岸开埠显著促进了各府与周边地区的市场整合,设立租界的口岸具有更强的市场整合促进效应;沿海地区市场整合受开埠的促进效应更明显。以上结论在考虑不同邻近口岸开埠、贸易产品特征、市场空间范围及样本选择性偏误后保持稳健。本文进一步以清代常关分布作为近代出口贸易的工具变量,发现出口贸易规模增长能够促进国内市场整合,扩大国内市场规模,并促使更多企业进入市场,尤其是对沿海地区。

关键词 对外开放 通商口岸 市场整合 经济空间变迁

一 引言

对外开放在中国经济现代化转型历程中发挥着重要作用。开放长期影响的积累

* 李嘉楠:厦门大学经济学院 厦门大学王亚南经济研究院 计量经济学教育部重点实验室(厦门大学);代谦:中南财经政法大学经济学院;庄嘉霖(通讯作者):厦门大学经济学院 福建省厦门市思明区厦门大学经济学院 361005 电子信箱: jianan.li@xmu.edu.cn(李嘉楠); daiqianecon@163.com(代谦); 15720180155352@stu.xmu.edu.cn(庄嘉霖)。

作者感谢国家自然科学基金资助项目(71503223、71873114、71973047)和厦门大学中央高校基本科研业务费专项资金资助(20720181036)感谢厦门大学袁加军的技术支持,感谢匿名审稿人的宝贵建议。当然,文责自负。

离不开一个能够保障要素充分流动、体现要素禀赋优势的有效市场。关于中国开放与国内市场的研究,大多关注当代中国对外开放对国内市场整合和市场效率的影响(Young 2000; Fan 和 Wei 2006; 陆铭和陈钊 2009),鲜有文献从近代开放与近代国内市场整合的视角展开讨论。本文以中国近代被迫开埠作为准自然实验,检验开放对国内市场整合与经济空间变迁的影响,以一个更长远的视角讨论开放对中国经济的影响,希望从近代开埠的经验中发掘开放对经济增长的长期意义。

近代中国被迫开放的历史经验对于今天中国的市场化改革依然具有借鉴意义。经济长期增长需要构建允许要素自由流动的一体化市场。改革开放以来出现的国内市场分割,降低了资源配置效率,严重阻碍了经济发展(Young 2000; Poncet 2005; 陆铭和陈钊 2009)。当代开放对国内市场整合是否具有促进作用,在文献上依然存在争议。许多关于当代中国市场整合的研究指出,地方政府干预增加了国内市场贸易壁垒,提高了国内贸易成本,使国内企业寻求出口市场代替国内市场,从而造成国际贸易的发展与国内市场分割并存的现象(Poncet 2005; 朱希伟等 2005; 范子英和张军, 2010)。相比而言,由于近代中国国家能力衰落,政府对市场行为的直接干预较少,行政因素对市场造成的影响较小(戴一峰 2000; Brandt 等 2014)。同时,由于中国近代工业基础薄弱,国内生产的产品并不具有很强的国际贸易替代性(杜恂诚,1991; 董智勇 2008)。因此,以近代中国被迫开埠作为开放的准自然实验,可以在一定程度上减轻行政干预与国际贸易替代对国内市场的干扰,更适合检验开放对国内市场整合的作用。

近代中国被迫开放的历史经验可以帮助我们理解今天中国的区域发展不平衡问题。中国经济高速增长下的区域经济发展不平衡问题受到社会的广泛关注,其中沿海-内陆维度的区域经济差距尤为明显。区域经济差距扩大不仅阻碍国民经济稳定增长,也不利于社会和谐发展。对外开放是驱使沿海-内陆地理禀赋差异转化为经济发展差距的重要因素(陈钊 2007)。由于开放对经济空间影响具有历史延续性,本文通过研究近代开放对国内经济空间变迁的影响,探寻区域经济发展差距的历史原因,从而有助于我们理解当代中国区域经济发展不平衡问题。

在近代中国开放的过程中,通商口岸扮演了极为重要的角色。作为外部世界冲击的直接产物,大部分通商口岸被迫开放的地点和时间并不决定于国内经济改革或经济政策,因此可以作为识别开放对国内市场影响的准自然实验(Bernhofen 和 Brown, 2004,2005)。本文利用1818-1910年中国南方9省104个府的上等米月度价格数据,利用“相对价格法”构造粮食市场整合度指标,并综合南方口岸府开埠的时空分布信息以及出口贸易数据,构建府级面板数据以探讨开埠对国内市场整合与经济空间变迁

的影响。

本文的创新和贡献如下:(1)利用近代中国丰富的历史数据,以开埠作为开放的准自然实验,从市场整合的角度探讨开放的增长效应及其具体机制,丰富了关于贸易开放与国内市场整合的相关文献;(2)探寻近代开放对于中国现代市场形成的长期意义,为理解当代中国沿海-内陆区域经济不平衡问题提供新的经验证据;(3)进一步补充了关于清代中国粮食贸易的历史文献,为后续研究清代粮食市场与开埠通商的关系提供了新的证据。

本文分为六部分。第二部分回顾相关文献,第三部分介绍历史背景、数据来源和变量设置,第四部分分析开埠对近代国内市场整合的影响,第五部分探讨开埠对近代经济空间变迁的影响,最后总结全文。

二 文献综述

国际贸易开放对国内市场发展的影响受到了学界的广泛关注。一方面,许多研究表明国际贸易能够加强国内市场竞争,促使本土企业优胜劣汰、减少寻租行为和价格歧视(Tybout 和 Westbrook, 1995; Larrain 和 Tavares, 2004),并且引导本土产业实现纵向一体化,加强规模经济优势(黄玖立和李坤望, 2006; Liu 等, 2019);另一方面,贸易开放促使本国在产权保护、合同制定、企业管理等方面加强市场制度的规范化,并通过减少企业依赖国内制度寻租的激励,促进本国市场制度改革,推动本国市场现代化进程(Fogel 等, 2005; Chepeta, 2007)。

在中国当代市场化改革中,市场整合问题受到广泛关注。许多研究发现市场整合度提升对国家福利增长与区域经济发展具有积极影响(Allen 和 Arkolakis, 2014; Faber, 2014; Donaldson 和 Hornbeck, 2016)。贸易开放作为影响市场资源配置的重要因素,对国内市场整合的作用在文献中并无定论。一方面,有些学者发现对外开放加强了地方竞争,促使地方政府减少分割市场的活动,有利于促进国内商品市场整合(Li 等, 2003; 范爱军等, 2007);另一方面,也有学者发现经济开放可能加剧市场分割,特别是在经济水平较低的时候(陈敏等, 2007; 陆铭和陈钊, 2009)。现有文献主要立足于当代中国的市场分割,基于历史视角探讨开放与市场分割关系的研究仍然缺乏。此外,经济史文献主要关注前工业时代的市场整合,多数学者认为18-19世纪中国国内市场具有较高的整合水平(Shiue 和 Keller, 2007; 颜色和刘丛, 2011; Bernhofen 等, 2017)。但是,鲜有经验研究探讨近代以来国内市场整合及其决定因素。

许多经济史研究指出近代贸易开放促进了国内市场发展。开埠促进了口岸市场繁荣,促使各省开始以通商口岸为中心重建市场贸易网络(刘佛丁和王玉茹,1996;陶德臣,1999、2001)。口岸贸易的繁荣带动了国内市场规模扩大与农产品商品化程度提升(吴承明,2001;徐琳,2010)。如图1所示,1869-1908年中国国内市场商品总值、本国产品总值和进口产品总值均呈现快速增长。表1数据说明,近代中国具有比较优势的棉花和茶叶等农产品,其商品量和价格在鸦片战争之后大幅增长。

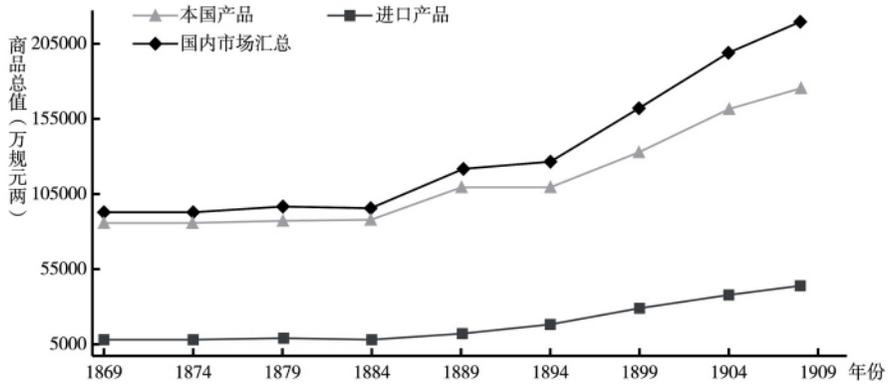


图1 对外开放后国内市场规模的扩大

说明:数据来自吴承明(2001)第300页表3。规元为中国近代通用的一种记账单位。

近代贸易开放不仅促进了口岸市场繁荣,而且使开埠口岸对周边地区产生经济溢出效应,推动腹地市场发展,带动了腹地产业结构的变迁,形成了港口-腹地的经济空间联系模式(吴松弟和樊如森,2004)。

表1 鸦片战争前后部分农产品的商品化

	1840年以前		1894年	
	商品量(万担)	商品值(万两)	商品量(万担)	商品值(万两)
粮食	23 300.0	15 533.3	37 250.0	37 250.0
棉花	211.2	1277.5	270.8	2715.0
茶叶	215.3	2433.0	386.9	5330.0

说明:数据来自(吴承明,2001)第299页表1。

许多学者探讨了口岸经济溢出效应的历史案例,如20世纪初天津开埠对山东潍县等地棉花生产与贸易的促进作用(Yip,2011);上海开埠促进了江苏无锡等县与口岸的米粮、丝绸和劳动力市场整合(Kung等,2011);So等(2011)发现口岸的本土企业家能够借助社会关系网络促进口岸与周边地区的产业联系与贸易往来;Keller等(2017)基于一般均衡模型发现近代中国的开放通过技术进步与降低贸易成本促进国内贸易,提升了国内贸易的福利效应;Li和Han(2019)运用前沿空间计量模型检验了口岸对腹地的经济溢出效应。这些研究为我们探讨开埠对国内市场整

合的影响打下基础。

口岸作为“西学东渐”的窗口,为中国引入了西方国家的市场制度。西方国家的市场制度在技术引进、产权保护、公司管理模式和商业合作模式等方面完善了近代国内市场体制,并促进了地区经济长期增长(陈正书,1988;方颖和赵扬,2011;Brandt等,2014;Jia,2014)。同时,西方制度伴随口岸经济活动形成溢出效应,促进了口岸周边地区市场发展:首先,西方产权保护、契约等正式制度通过口岸企业的生产与贸易行为引入口岸周边地区(So等,2011);其次,企业家精神等非正式制度文化也通过企业家、知识分子和教会学校等媒介向非口岸地区传播(Rawski,1969);最后,西方金融和保险制度也从口岸向腹地引入,推动了国内经济的现代化进程(苏基朗和马若孟,2013)。

近代开放还通过引入西方国家的市场制度,引领了国内贸易制度的变革。近代以来,“买办”“行栈”等中介制度的兴起,在外来资本与本土经济之间发挥了沟通桥梁和商品流通平台的作用,加强了中国内地市场与国际市场的联系,促进了国内市场资源整合(汪熙,1980;庄维民,2000)。以“工商同业公会”为主的公会制度的形成,推广了现代交易制度和公司管理制度(魏文享,2013)。此外,近代开放还促使近代城乡集市规模扩大,并引导传统集市向专业化、层级化拓展(龚关,2001)。

近代开放对近代经济空间演变的影响可以在一定程度上解释当代中国经济发展的空间格局。贸易开放在引导市场向国际贸易港口扩展时,也会导致区域经济的发展差异。Fajgelbaum和Redding(2014)基于19世纪阿根廷对外开放的准自然实验,发现贸易开放能够通过引进技术和基础设施投资等途径,放大沿海地区的国际贸易成本优势,促进其贸易和非贸易部门发展,使沿海地区的市场发展和经济增长优于内陆地区。现有研究主要关注于当代贸易开放对沿海地理禀赋的释放,但中国沿海的地理禀赋优势在近代开放后就已经得到了空前放大(吴松弟,2004)。近代开放使得东部沿海与中西部内陆地区的市场发展逐渐出现差距,沿海地区的厘金收入规模与注册企业数量在开放后显著增长(杜恂诚,1991;罗玉东,2010)。

贸易开放与经济增长之间存在内生性问题。近代亚洲国家的被迫开放事件为识别两者之间的因果关系提供了良好的准自然实验。Bernhofen和Brown(2004、2005)以日本19世纪60年代被迫开埠为例,验证了李嘉图的比较优势理论。近代中国与日本有相似的开埠经历,大部分通商口岸被迫开放的地点和时间并不取决于国内的经济改革或经济政策。本文首次以近代开埠作为开放的准自然实验,探讨开放对国内市场整合与经济空间变迁的影响,并识别国际贸易的影响机制,以期获得有益的启示。

三 历史背景与数据

本文研究集中于近代中国南方地区大米市场,主要基于以下几个因素:首先,中国市场发展水平存在明显的南北差异(Shiue 和 Keller 2007; 颜色和刘丛 2011)。自宋代以来,中国经济重心南移,南方形成了高度密集的商业运输网络,商品交易较为频繁;其次,英、法、西、葡等国以贸易为目的约开的口岸多数集中于南方;再次,南方地区是水稻的主产区,也是国内大米贸易的主要市场。

(一) 开埠信息

在第一次鸦片战争(1840-1842年)爆发之前,中国长期处于经济封闭状态。中国在19世纪的开埠大体经历了四段集中的时期:第一段即《南京条约》的“五口通商”,分别为广州、厦门、福州、宁波和上海;第二段为1858-1864年,第二次鸦片战争后根据《天津条约》和《北京条约》开放的天津、营口、登州、汉口、九江、汕头、台湾淡水等十余个口岸,以及根据《中俄北京条约》开放的张家口等3个陆上口岸;第三段为19世纪70-80年代清政府与英、法、俄等国约开的宜昌、温州、芜湖等口岸;第四段则是甲午战争后、辛亥革命前(1895-1911),清政府依据《马关条约》《烟台条约》等陆续开放的重庆、沙市、苏州、杭州等口岸(严中平 2012)。本文研究样本覆盖南方24个开埠口岸府^①,其中多数口岸位于东部沿海地区或长江中下游沿线。开埠的空间分布随着时间推移呈现出“沿海—沿江—内陆”的递进趋势。

(二) 粮食价格与粮食市场整合

受限于史料,我们无法获取茶叶、蚕丝等直接参与国际贸易的经济作物国内价格数据,但考察国内大米市场的整合可以帮助我们识别开埠对国内商品市场整合的影响。第一,粮食作物与经济作物的生产长期存在替代性,并在农业生产分工中形成了专业从事经济作物生产的地区(方行 2012; 史志宏 2015)。近代贸易开放提高了经济作物的生产回报,扩大了国内经济作物的专业化种植规模,提高了经济作物主产区对外地粮食输入的依赖性,从而促进了粮食市场的地区间贸易(水海刚 2019)。因此,粮食市场能够体现开埠对国内市场的影响。第二,大米作为清代国内贸易量最大的大宗商品,本身具有贸易范围广、适合长途运输、单位获利空间小等特点,米粮贸易对国内其他商品贸易具有较好的代表性(Studer 2008; 李伯重 2010)。第三,清代因

^① 由于岛屿地理环境及其与外界市场联系的特殊性,本研究样本不包含台湾、琼州两个口岸府。

“粮价奏报制度”形成了一套系统、周全且时间跨度可以完整覆盖近代时期的大米价格数据。因此,现有经济史文献普遍以粮食市场整合为例研究近代商品市场整合(Shiue 和 Keller 2007; 颜色和刘丛 2011; 颜色和徐萌 2015)。

本文从王业键(2008)主编的清代粮价资料库(Modern History Data Base)收集整理出南方9省^①104个府上等米的价格,利用相对价格法(Parsley 和 Wei 2001; Fan 和 Wei 2006)构造粮食市场整合度指标,并综合南方9省24个口岸府的开埠年份信息,构建了1818-1910年的府级面板数据。

市场整合度指标(Vol)的构造方法如下:首先构建*i*府与其第*j*个邻府在*t*期第*m*个月的大米相对价格,并得到该价格与*t*期平均相对价格差值:

$$Q_{ij,t}^m = p_{ij,t}^m - \overline{p_{ij,t}} \quad (1)$$

其中 $p_{ij,t}^m$ 表示*i*府与其第*j*个邻府在*t*期第*m*个月的大米相对价格(两府粮价均取当月中值) $\overline{p_{ij,t}}$ 表示*i*府与其第*j*个邻府在*t*期的平均相对价格。本文通过两者差分去除了*i*府与*j*府在*t*期价格的共同趋势信息,得到去均值相对价格($Q_{ij,t}^m$)。如果 $Q_{ij,t}^m$ 的标准差变小,表明相对价格的波动幅度收窄,*i*府与其周边市场整合程度提高。通过对*i*府*t*期与其所有邻府的月度相对价格计算标准差,即可得到反映*i*府与其邻府在*t*期的市场整合程度指标($Vol_{i,t}$)。该指标取值在0到1之间,越接近0则表示*i*府与其邻府的市场整合程度越高。本文以每3年(36个月)为一期构建 Vol 指标。

(三) 其他变量说明

表2为描述性统计及变量说明。每两个府之间的贸易距离为两府之间驿路(官马大道)的距离,这一数据根据清政府1907年的驿路地图计算。根据邓亦兵(1995、2000)的研究及清代矢量地图^②确定各府是否沿海(Sea_i)并计算各府到海岸线的直线距离 Coa_dis_i 、各府到邻近(有粮食运输的)河流的直线距离 Riv_dis_i 、各府距离大运河的直线距离 Can_dis_i 。 X_cd_i 、 Y_cd_i 为各府经纬度信息^③。根据陈高儒(1939)的研究,本文控制了各府每期的自然灾害次数($Disa_{i,t}$)和战争次数($War_{i,t}$)。本文用各府1820年人口密度($Popu_i$)来控制各府的人口规模差异,并参考Harris(1954)的方法构建各府市场潜力指标(MP_i)^④,人口

① 省份分别是安徽、江苏、浙江、福建、广东、广西、湖北、湖南、贵州。

② 本文的地理信息来源于哈佛大学费正清中国研究所(Fairbank Center for Chinese Studies)的清代行政区划矢量地图和《中国历史地图集:清代卷》(谭其骧,1996)。

③ 这里距离和经纬度都是从府的几何中心点开始计算。

④ 市场潜力计算方法为: $MP_i = \sum_{j=1}^{J(i)} \frac{dens_j}{dist_{ij}}$, $j=1, \dots, J(i)$ 其中 $dens_j$ 表示*i*府的第*j*个邻府1820年的人口密度, $dist_{ij}$ 为*i*、*j*两府几何中心点的直线距离。

数据来自曹树基(2001)的研究。此外,本文还控制了每个府是否与所有一级邻府同省($Border_i$)、是否是省会(Cap_i)等信息,以控制清代各个府的政治特征。

表2 变量描述性统计

	定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
核心变量						
$Vol_{i,t}$	与邻府的市场整合度	2778	0.05	0.04	0.00	0.30
$Treaty_{i,t}$	最近的口岸是否开埠(是=1)	2778	0.39	0.49	0	1
$Conces_{i,t}$	最近的口岸是否设立租界(是=1)	2778	0.25	0.43	0	1
$exp_{k,t}$	出口贸易总值(海关两)	512	8860 341	20 827 561.30	56	175 672 400
$Custom_{i,t}$	到清代常关的驿路距离总和	104	34 631.65	5744.35	25 953.03	52 406.63
$Lijin_{p,t}$	所属省份的厘金收入(银两)	378	1427 034	743 797.80	8714	3877 046
$Indus_{i,t}$	新设立工业企业数量	4284	0.16	1.00	0	24
控制变量						
$Dist_i$	到最近口岸的驿路距离(千米)	104	187.62	167.51	4.14	652.60
$Border_i$	与一级邻府是否属于同一省份(是=1)	104	0.31	0.46	0	1
$War_{i,t}$	爆发的战乱次数	2778	0.17	0.51	0	5
$Disa_{i,t}$	发生的自然灾害次数	2778	0.28	0.63	0	6
$Popu_i$	1820年的人口(千人)	104	165.35	180.33	16.90	874.10
X_{cd}_i	经度	104	113.94	4.71	105.47	121.54
Y_{cd}_i	纬度	104	27.72	3.29	20.90	34.57
Coa_dis_i	到海岸线的直线距离(千米)	104	310.85	257.12	4.07	918.72
Riv_dis_i	到河流的直线距离(千米)	104	309.39	261.64	0.03	974.91
Can_dis_i	到大运河的直线距离(千米)	104	719.62	488.22	1.28	1552.80
Sea_i	是否为沿海府(是=1)	104	0.24	0.43	0	1
Cap_i	是否为省会所在地(是=1)	104	0.09	0.28	0	1
MP_i	市场潜力指标	104	0.00	0.00	0	0.02

本文利用近代海关贸易数据识别出口贸易对近代市场整合的影响,并利用清代常关作为工具变量排除内生性。1868-1910年各口岸出口贸易总值($exp_{k,t}$)来自杨端六和侯厚培(1931)。常关位置信息来自滨下武志(2006),并结合矢量地图计算各府到所有常关的总距离($Custom_{i,t}$)。此外,本文还考察出口贸易对近代厘金收入和新增企业数量的影响,各省厘金收入数据($Lijin_{p,t}$)来自罗玉东(2010);新增企业数据($Indus_{i,t}$)来自杜恂诚(1991)。本文在回归中控制了省份及年份固定效应,还根据施坚雅(2000)的研究,将中国划分为9大经济巨区(Macro Region),控制各个府经济巨区固定效应;同时本文根据Buck(1937)的研究控制各府所属农业区固定效应。

四 开埠与国内市场整合

(一) 基准回归

本文以近代中国的开埠事件作为开放的准自然实验,通过分析南方9省的上等米市场价格,研究对外开放的冲击对国内市场整合的影响。为了比较开埠冲击发生前后国内市场整合的变化,本文在基准回归中采用双重差分法(以下简称为DID方法)的识别策略,考察各府在不同年份受到开埠冲击的总体平均效应。识别开埠对国内市场整合影响的基准回归方程为^①:

$$\ln(100 \times Vol_{i,t} + 1) = \alpha_1 + \beta_1 Treaty_{i,t} + \beta_2 \ln Dist_{i,t} + \beta_3 Treaty_{i,t} \times \ln Dist_{i,t} + \delta' X_{i,t} + \mu_{i,p} + \mu_{i,A} + \mu_{i,S} + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中 $\ln(100 \times Vol_{i,t} + 1)$ 表示 i 府 t 期与邻府粮价波动指标的对数值, $Treaty_{i,t}$ 为距 i 府最近的口岸府在 t 期是否已开埠的虚拟变量(是 = 1), 其系数反映开埠的直接影响。我们预期回归结果显著为负, 这意味着距离 i 府最近的口岸府开埠促进其与周边市场的价格整合。 $\ln Dist_{i,t}$ 表示 i 府到该口岸驿路距离的自然对数值^②, $Treaty_{i,t} \times \ln Dist_{i,t}$ 为开埠虚拟变量和 i 府到口岸驿路距离的交互项, 我们预期交互项系数显著为正, 这意味着 i 府距离口岸府越近, 则开埠对其市场整合作用越强; $X_{i,t}$ 为控制变量, 具体包含爆发战争次数 ($War_{i,t}$)、自然灾害次数 ($Disa_{i,t}$)、1820 年人口数量 ($Popu_{i,t}$)、市场潜力 ($MP_{i,t}$)、与一级邻府是否同省 ($Border_{i,t}$)、是否省会所在地 ($Cap_{i,t}$)、经纬度 ($X_cd_{i,t}$ 、 $Y_cd_{i,t}$) 和水路交通条件信息 ($Coa_dis_{i,t}$ 、 $Riv_dis_{i,t}$ 、 $Can_dis_{i,t}$)。 $\mu_{i,p}$ 、 $\mu_{i,A}$ 、 $\mu_{i,S}$ 与 η_t 分别表示 i 府所属省份、农业区、经济巨区固定效应和年份固定效应。

表 3 报告了基准回归的结果。第 (1) 列中, $Treaty$ 系数显著为负, 表明通商口岸开埠可使邻近的 i 府与其邻府上等米相对价格的波动程度下降, 市场整合程度提升; 交互项 $Treaty \times \ln Dist$ 的系数显著为正。回归结果表明, 口岸开埠对口岸自身和非口岸府的市场整合均具有积极影响。越接近口岸的非口岸府, 其市场整合受开埠的促进效应越强。具体而言, 开埠可使各府及周边的粮价波动程度平均下降约 32%, 随着 i 府到口岸距离每增加 1 倍, 开埠的效应将减弱约 4.6%。该结果与吴松弟和樊如森 (2004)

① 在实际回归中, 为反映价格波动的变化百分比, 本文对 $Vol_{i,t}$ 取自然对数; 又为避免出现对数为负, 实际被解释变量调整为 $\ln(100 \times Vol_{i,t} + 1)$ 。

② 若 i 府自身就是口岸府, 则 $Dist_{i,t}$ 取 1 千米。

开放、市场整合与经济空间变迁:基于近代中国开埠的证据

表 3 开埠与国内整合:基准回归

被解释变量 ln(100 × Vol + 1)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treaty</i>	-0.3202 ^{***} (0.1080)	-0.3222 ^{***} (0.1082)	-0.2834 ^{***} (0.1078)	-0.2808 ^{**} (0.1091)	-0.3342 ^{***} (0.1082)	-0.3296 ^{***} (0.1075)
ln <i>Dist</i>	-0.0034 (0.0189)	-0.0036 (0.0189)	0.0063 (0.0191)	0.0016 (0.0206)	-0.0032 (0.0206)	-0.0018 (0.0227)
<i>Treaty</i> × ln <i>Dist</i>	0.0461 ^{**} (0.0225)	0.0466 ^{**} (0.0225)	0.0407 [*] (0.0224)	0.0400 [*] (0.0227)	0.0506 ^{***} (0.0221)	0.0485 ^{**} (0.0221)
<i>Popu</i>	-0.0511 (0.0693)	-0.0520 (0.0695)	-0.0133 (0.0625)	-0.0098 (0.0629)	-0.0092 (0.0632)	-0.0339 (0.0603)
<i>X_cd</i>	-0.0147 (0.0260)	-0.0155 (0.0259)	-0.0243 (0.0239)	-0.0221 (0.0242)	-0.0217 (0.0244)	0.0812 ^{**} (0.0403)
<i>Y_cd</i>	0.0256 (0.0263)	0.0260 (0.0262)	0.0502 ^{**} (0.0234)	0.0488 ^{**} (0.0234)	0.0478 ^{**} (0.0235)	0.0085 (0.0484)
ln <i>Coa_dis</i>	0.0140 (0.0276)	0.0136 (0.0275)	-0.0029 (0.0246)	0.0005 (0.0251)	0.0014 (0.0255)	0.0372 (0.0403)
ln <i>Riv_dis</i>	0.0010 (0.0168)	0.0005 (0.0168)	0.0090 (0.0173)	0.0154 (0.0198)	0.0170 (0.0200)	0.0418 ^{**} (0.0193)
ln <i>Can_dis</i>	-0.0108 (0.0178)	-0.0109 (0.0178)	0.0081 (0.0188)	-0.0001 (0.0209)	-0.0007 (0.0210)	-0.0338 (0.0226)
<i>Cap</i>	0.0375 (0.0777)	0.0321 (0.0789)	0.0391 (0.0705)	0.0514 (0.0766)	0.0549 (0.0781)	0.0789 (0.0804)
<i>War</i>		0.0464 ^{**} (0.0223)	0.0483 ^{**} (0.0221)	0.0473 ^{**} (0.0222)	0.0429 [*] (0.0225)	-0.0326 (0.0324)
<i>Disa</i>		0.0008 (0.0166)	-0.0060 (0.0166)	-0.0064 (0.0166)	-0.0107 (0.0174)	-0.0165 (0.0198)
<i>Border</i>			-0.1527 ^{***} (0.0441)	-0.1620 ^{***} (0.0437)	-0.2776 ^{**} (0.1323)	-0.2664 ^{**} (0.1329)
<i>MP</i>				-12.7961 (9.4596)	-13.4308 (9.6050)	-21.7045 [*] (11.6100)
<i>Border</i> × <i>Year</i>					控制	控制
控制变量(邻府平均)						控制
观测值	2778	2778	2778	2778	2778	2778
调整后的 R ²	0.5385	0.5391	0.5462	0.5467	0.5596	0.5657

说明:小括号中的值为标准误,*、**和***分别代表 p < 0.1、p < 0.05 和 p < 0.01;所有标准误均以府为单位进行聚类处理;各回归均控制了省份、年份、经济巨区及农业区固定效应。下表同。

的港口-腹地市场联系模式保持一致,进一步检验了口岸经济的溢出效应。在第(2)-(6)列中我们逐步加入其他控制变量:第(2)列控制了 i 府 t 期发生战乱与自然灾害次数,发现战乱(War)显著不利于市场整合,这可能是战争对交通网络和市场运行的破坏所致;第(3)和(4)列陆续控制了“是否与邻府同省”的虚拟变量($Border$)和市场潜力指标(MP),前者系数显著为负,说明同一省份内部的市场整合程度更高;第(5)和(6)列引入行政边界与年份的交互固定效应($Border \times year$)以控制行政边界随时间变化的影响;第(6)列加入 i 府一级邻府的控制变量的平均数,以此进一步控制邻府特征对市场整合的影响。在上述不同的控制条件下, $Treaty$ 系数保持显著为负,交互项 $Treaty \times \ln Dist$ 的系数保持显著为正,结果保持稳健。

基准回归的稳健性检验结果见表4。首先,前文变量 $Treaty_{i,t}$ 仅关注距 i 府最近的口岸开埠带来的冲击,无法反映与 i 府邻近的其他口岸开埠所造成的影响。为了检验 i 府的市场整合是否受到其他口岸陆续开埠的促进,本文对核心解释变量的定义进行变换:表4第(1)列考察距离 i 府第二近的口岸开埠的影响,第(2)和(3)列以 i 府为中心,分别考察其半径300km、500km以内最早开埠的口岸所造成的影响。回归结果显示,上述口岸开埠对 i 府及其周边的市场整合也具有积极影响,且该影响随 i 府与口岸距离缩短而增强,结果与表3保持一致。其次,中国南方的小麦市场规模小,主要用于口粮的补充,市场化程度低,其商品功能较弱(罗畅,2015)。如果开埠对南方小麦的贸易影响不显著,意味着开埠对粮食贸易的积极影响主要依赖于商品市场整体的发展,而非基于粮食自身的非市场特征。表4第(4)列显示开埠对南方小麦价格整合并不存在显著影响。第(5)列针对小麦价格数据缺失值较多的问题,只对大米和小麦都存有价格数据的府-年观测,再次识别开埠对大米市场整合的影响,结果显著为负,说明第(4)列结论成立不是由小麦的样本偏差造成。再次,各府与其邻府地理上相邻,排除市场因素,粮食价格波动程度依然容易受到其他共同因素影响(如相似的文化或者气候条件)。因此我们需要扩大邻府范围,弱化或排除这些非市场联系的干扰。表4第(6)列考察开埠对 i 府与其二级邻府^①粮食贸易的影响,第(7)列考察开埠对 i 府与同省其他各府的粮食贸易的影响,开埠的显著影响均保持不变。最后,开埠选址基于多方因素考虑,可能与口岸府自身的地理禀赋、初始经济条件有关。为了排除口岸选址带来的样本选择偏差影响,表4第(8)列只对非口岸府回归,结果仍与基准回归保持一致,且系数绝对值大了很多。

① 一级邻府为与 i 府接壤的府;二级邻府为与 i 府的一级邻府接壤的除 i 府外的府。

表 4 开埠与国内市场整合：稳健性检验

被解释变量 ln(100 × Vol + 1)	(1)	(2)	(3)	(4)
	距离 第二近的口岸	300km 内 最早开埠的口岸	500km 内 最早开埠的口岸	小麦市场
<i>Treaty</i>	- 1. 0039 *** (0. 3183)	- 0. 2686 ** (0. 1295)	- 0. 2035 * (0. 1185)	- 0. 2703 (0. 2394)
<i>Treaty</i> × ln <i>Dist</i>	0. 1852 *** (0. 0610)	0. 0572 ** (0. 0247)	0. 0535 *** (0. 0186)	0. 0389 (0. 0536)
<i>Border</i> × <i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
观测值	2778	2230	2581	657
调整后的 R ²	0. 5731	0. 5398	0. 5469	0. 7218
被解释变量 ln(100 × Vol + 1)	(5)	(6)	(7)	(8)
	大米市场(对应到 小麦样本)	市场整合： 二级邻府	市场整合： 同省的府	非口岸府
<i>Treaty</i>	- 0. 2150 * (0. 1224)	- 0. 6501 *** (0. 1231)	- 0. 1677 * (0. 0901)	- 0. 6900 *** (0. 1946)
<i>Treaty</i> × ln <i>Dist</i>	0. 0423 (0. 0278)	0. 1335 *** (0. 0261)	0. 0225 (0. 0193)	0. 1075 *** (0. 0367)
<i>Border</i> × <i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
观测值	446	2739	2862	2188
调整后的 R ²	0. 4467	0. 4849	0. 7173	0. 5785

说明：所有回归均控制：府到口岸驿路距离、战争、自然灾害、1820 年人口、市场潜力、是否与所有一级邻府同省、是否省会所在地及经纬度等变量 结果未在表格中汇报。下表同。

近代中国的对外开放是一个漫长渐进的过程 不同时期、不同历史背景下的口岸开埠可能对国内市场整合产生不同的影响。为了考察时间因素对本文所研究问题的影响，本文以 1818–1849 年为基期，将 1850–1910 年均分为 4 个时段同时加入回归方程。分时段回归结果见表 5。第 (1) 列结果显示，在 1818–1849 年 根据《南京条约》首批约开的“五口通商”对国内市场整合具有一定的促进效应；在 1850–1865 年，口岸

表 5 开埠与市场整合：分时段回归

被解释变量 ln(100 × Vol + 1)	(1)	(2)
	全部	非口岸府
<i>Treaty</i>	- 0. 1530 ** (0. 0638)	- 0. 1906 *** (0. 0593)
<i>Treaty</i>	0. 2051 *** (0. 0669)	0. 1969 ** (0. 0757)
× <i>I</i> (1850–1865)		
<i>Treaty</i>	- 0. 0963 * (0. 0519)	- 0. 1373 ** (0. 0621)
× <i>I</i> (1866–1880)		
<i>Treaty</i>	- 0. 1996 *** (0. 0620)	- 0. 2203 *** (0. 0694)
× <i>I</i> (1881–1895)		
<i>Treaty</i>	- 0. 5219 *** (0. 1045)	- 0. 5154 *** (0. 1244)
× <i>I</i> (1896–1910)		
<i>Border</i> × <i>Year</i>	控制	控制
观测值	2778	2188
调整后的 R ²	0. 5786	0. 5996

开埠对市场整合的促进作用并不明显,交互项系数呈现正向显著,这一方面是由于开埠前期的国际贸易规模较小,对国内市场影响有限;另一方面也与同时期太平天国战乱对商品市场造成严重破坏有关。在随后的3个时段中,开埠的积极影响逐期增强,在甲午战争后的15年中(1896-1910年),口岸开埠对各府与其周边市场整合的促进作用相对于基期(1818-1849年)平均提升约52%。表5回归结果与史实相符:19世纪60年代后,工业化与农产品商品化程度的提升促进了国内市场整合;甲午战争后中国全面开放格局逐渐形成,加之长途运输技术进步和买办制度兴起,中国对外贸易规模增长迅速(吴松弟2009)。第(2)列报告了对非口岸府分时段回归的结果,与全样本回归保持一致,再次验证了近代开埠对非口岸地区具有经济溢出效应。分时段回归结果识别了近代中国各时期的市场整合差异,发现开放对国内市场整合具有长期且渐进的促进效应,该效应主要在第二次鸦片战争之后开始显现。

(二) 开埠、租界与国内市场整合

在所有的通商口岸中,租界作为近代中国的“国中之国”,西方殖民者依照其本国的法律体系和制度实行管理(陈正书,1988;苏基朗和马若孟,2013)。如果开埠能够通过引进市场制度的示范效应促进国内市场整合,我们预期成为租界的开埠口岸对市场整合程度的促进作用更大。本文利用租界识别市场制度的影响,回归方程为:

$$\ln(100 \times Vol_{i,t} + 1) = \alpha_2 + \gamma_1 Treaty_{i,t} + \gamma_2 \ln Dist_i + \gamma_3 Treaty_{i,t} \times \ln Dist_i + \gamma_4 Treaty_{i,t} \times Conces_{i,t} + \sigma' X_{i,t} + \mu_{i,P} + \mu_{i,A} + \mu_{i,S} + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Conces_{i,t}$ 表示距*i*府直线距离最短的口岸府截至*t*期是否已设立租界的虚拟变量(是=1)。值得注意的是,虽然租界属于口岸的一部分,但租界设立的时间往往晚于港口开埠。因此,方程(3)在基准回归的基础上引入交互项 $Treaty_{i,t} \times Conces_{i,t}$,以此识别在通商口岸的基础上设立租界的进一步影响^①。

表6报告了方程(3)的回归结果。在控制省份、年份固定效应(第(1)列)、经济巨区和农业区固定效应(第(2)列)、同一省份边界的时间效应“*Border × Year*”(第(3)列)以及控制邻府信息(第(4)列)的情况下,交互项 $Treaty \times Conces$ 的回归系数都显著为负,这表明设立租界能够在口岸开埠的基础上进一步促进粮食市场整合,体现出制度示范效应是开埠影响近代国内市场发展的重要途径。一次项 $Treaty$ 的系数符号为负,交互项 $Treaty \times \ln Dist$ 的系数符号为正,与基准回归一致,但显著性水平略有下降,

^① 本文考察的24个南方口岸中,有50%的口岸在开埠后设立了租界。由于租界样本是口岸样本的子集,为了避免多重共线性问题,本文在方程(3)中未加入 $Conces_{i,t}$ 的一次项。

这意味着口岸的市场整合效应可能部分来自租界的制度溢出效应。第(2)–(4)列中 *Treaty* 的系数保持显著为负。在一定程度上说明租界的影响机制是在开埠的基础之上形成的,而非开埠效应的简单替代。

本文进一步考虑潜在的样本选择性偏差问题。通商口岸和租界所

被解释变量 $\ln(100 \times Vol + 1)$	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treaty</i>	-0.1439 (0.1077)	-0.2013* (0.1090)	-0.2650** (0.1114)	-0.2194* (0.1112)
<i>Treaty</i> × $\ln Dist$	0.0340 (0.0206)	0.0393* (0.0216)	0.0495** (0.0214)	0.0444** (0.0204)
<i>Treaty</i> × <i>Conces</i>	-0.1912*** (0.0651)	-0.1382** (0.0568)	-0.1156** (0.0558)	-0.1778*** (0.0611)
经济巨区固定效应		控制	控制	控制
农业区固定效应		控制	控制	控制
<i>Border</i> × <i>Year</i>			控制	控制
控制变量(邻府平均)				控制
观测值	2778	2778	2778	2778
调整后的 R ²	0.5253	0.5497	0.5617	0.5463

在地自身的市场整合优势可能在近代以前已就存在。本文针对该问题进行安慰剂检验。将 *i* 府近代开放前(1842 年以前)的市场整合情况对 *i* 府 1842 年后是否开埠(*Treaty_i*) 以及是否设立租界(*Conces_i*) 进行回归分析。表 7 报告了安慰剂检验结果。第(1)–(3)列考察 *i* 府 1818–1842 年平均市场整合程度是否与 *i* 府 1842 年之后开埠经历以及设立租界的经历有关。*Treaty* 和 *Conces* 的系数均不显著,这表明口岸与租界府的市场整合程度在开放以前并不显著优于其他府;第(4)–(6)列选取 1839 年(鸦片战争爆发前一年)进行截面回归,回归结果保持稳健。安慰剂检验进一步排除了开埠的样本选择性偏差问题。

表7 安慰剂检验

被解释变量 $\ln(100 \times Vol + 1)$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	1818–1842 年平均值			1839 年当期值		
<i>Treaty</i>	0.0484 (0.0557)	0.0078 (0.0655)		0.0300 (0.0719)	0.0053 (0.0854)	
<i>Conces</i>			-0.0915 (0.0888)			-0.0311 (0.1164)
控制变量		控制	控制		控制	控制
观测值	104	104	104	104	104	104
调整后的 R ²	0.8318	0.8348	0.8368	0.7585	0.7581	0.7583

(三) 开埠、出口贸易与国内市场整合

国际贸易作为推动中国近代商品经济发展与经济市场化转型的重要因素,在促进

国内市场整合中发挥了重要作用(刘佛丁和王玉茹,1996; Keller等 2017)。国际贸易的市场整合效应主要来自出口贸易,这是由于出口需求驱使国内各地区更加充分发挥其要素禀赋优势参与国际分工,从而促进了市场分工与地区间贸易。因此我们预期开埠所带来的出口规模增长将有助于提升市场整合水平。

虽然近代开埠在一定程度上外生于国内经济改革或经济发展水平,但口岸的出口贸易增长与国内市场整合之间仍可能存在内生性问题。具体而言, i 府市场整合程度与其受国际贸易渗透程度可能同时受到一些不可观测因素(如交通网络通达度、社会、政治、文化因素等)的影响,这些影响可同时存在于口岸府和非口岸府之中。为了排除内生性导致的估计偏误,本文以清代前期的常关分布作为近代出口贸易的工具变量。清代常关于19世纪之前已全部建立完成,常关的设立一方面基于边防军事目的,另一方面也承担着征收国内商品贸易往来过路税的重任。鸦片战争以前,常关税收在国家财政中占据重要地位,其收入仅次于田赋、盐税,但在近代开放以后,常关逐渐衰落并被废弃(廖声丰和廖慧贞 2012)。已有学者指出,近代以来的开埠选址在一定程度上承袭了历史上常关的空间布局,这与常关所在地的经济发展水平并无显著关联(滨下武志 2006; Jia 2014)。

由于 i 府可能同时受到多个口岸府国际贸易的影响,本文构建贸易市场准入指标 $TA_{i,t}$ 以衡量 i 府市场受南方地区各口岸陆续开埠贸易的影响^①。其计算公式为: $TA_{i,t} = \sum_{k=1}^{24} \frac{exp_{k,t}}{Dist_{i,k}}$ 。其中 $exp_{k,t}$ 表示南方地区第 k 个口岸府($k=1, 2, \dots, 24$,为本文所考察的口岸府编码)在 t 期的出口贸易总值(单位:海关两), $Dist_{i,k}$ 表示 i 府到口岸 k 的驿路距离。 $TA_{i,t}$ 与各口岸的贸易规模正向相关,其数值越大,说明 i 府到各个出口贸易规模大的港口距离越近,其受各口岸出口贸易的影响越强。工具变量回归方程为:

第一阶段:

$$\ln TA_{i,t} = \theta + \lambda_1 \ln Custom_i \times T_t + \omega' X_{i,t} + \mu_{i,P} + \mu_{i,A} + \mu_{i,S} + \eta_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

第二阶段:

$$\ln(100 \times Vol_{i,t} + 1) = \alpha_3 + \rho_1 \ln \hat{TA}_{i,t} + \varphi' X_{i,t} + \mu_{i,P} + \mu_{i,A} + \mu_{i,S} + \eta_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

第一阶段中,工具变量 $Custom_i$ 表示 i 府到南方地区共计32个常关所在府的驿路距离总和,其数值越小,说明 i 府越接近清代常关网络的中心位置,具有越好的地区贸

① 虽然贸易市场准入指标能够更全面地考察口岸陆续开埠贸易的影响,但不容易区分每个府所受到的开放冲击,而且贸易数据在1818-1867年存在缺失。相比之下,变量 $Treaty$ 能够刻画开埠冲击发生前后国内市场的变化,从而更好地发挥本文利用历史事件进行准自然实验的优势。综合以上考虑,本文选用 $Treaty$ 作为解释变量进行基准回归分析。

易禀赋,更容易受到国际贸易的影响。为了将截面变量 $Custom_i$ 与出口贸易的面板数据相匹配,本文假设常关网络对国际贸易的影响在时间维度上保持匀速增长,并构建 $Custom_i$ 与时间趋势 T_t 的交互项来解释出口贸易在时间和空间两个维度的变化。第二阶段中, $\ln \hat{TA}_{i,t}$ 为根据第一阶段回归所得的贸易市场准入指标估计值。为了方便解释出口与市场整合的关系,对 $Vol_{i,t}$ 、 $TA_{i,t}$ 和 $Custom_i$ 取自然对数。其余变量定义同前。

表8 考察清代常关分布对国内市场整合的直接影响。第(1)列识别常关位置对近代开放以前(1818-1842年)的市场整合的影响,发现 i 府到常关的驿路总距离与近代开放前 i 府的市场整合程度不显著相关;第(2)列取鸦片战争爆发前1年(1839年)进行截面分析,工具变量的系数仍不显著,第(1)和(2)列回归结果说明接近常关网络中心的地区在近代开埠前

被解释变量	(1)	(2)	(3)
$\ln(100 \times Vol + 1)$			
时间区间	1818-1842	1839	1868-1910
$\ln Custom \times T$	-0.0113 (0.0089)	0.0010 (0.0228)	0.0074* (0.0042)
观测值	1850	104	4284
调整后的 R^2	0.6865	0.8360	0.4767

说明:所有回归均以府的编号进行聚类;在两阶段回归中,由于贸易流量为1868-1910年年度数据,第(3)列时间区间为1868-1910年, t 取1年为1期。下表同。

市场整合并不具备显著优势;第(3)列对工具变量第二阶段的时间区间(1868-1910年)进行回归,工具变量系数显著为正: i 府到常关的总距离越近,近代开埠后市场整合程度越高。表8(1)-(3)列回归结果共同说明常关的位置无法通过近代开埠以外的渠道对市场整合产生影响,在一定程度上验证了工具变量的排他性假设。

表9 识别了出口贸易对近代国内市场整合的影响。第(1)和(2)报告了OLS回归的结果, $\ln TA$ 的系数保持显著为负,说明出口贸易规模的增长显著促进了 i 府与其周边市场整合。该影响对非口岸府依然显著,且非口岸府回归的系数绝对值比全样本回归更大(第(2)列)。第(3)和(4)列报告了工具变量回归的结果。在第一阶段中, $\ln Custom \times T$ 系数显著为负, i 府到清代常关的总距离越近,则在开埠后受出口贸易的辐射越强,这意味着常关分布可对各府近代贸易市场准入程度产生显著影响;在第二阶段中, $\ln TA$ 系数仍显著为负,出口贸易对国内市场整合的促进作用保持稳健。具体而言,各口岸出口贸易对 i 府的总影响每增长1%,可使 i 府与其周边粮食市场整合程度平均提升0.44%(第(3)列),使非口岸府的市场整合程度平均提升0.52%(第(4)列)。表9通过工具变量回归排除了内生性问题导致的估计偏误,并验证了出口贸易对国内市场整合的促进作用。

表9 出口贸易与国内市场整合

区域范围	(1)	(2)	(3)	(4)
	全部区域	非口岸府	全部区域	非口岸府
第一阶段	被解释变量: $\ln TA$			
$\ln Custom \times T$			-0.0197*** (0.0015)	-0.0168*** (0.0011)
C-D Wald F 统计量			178.30	214.71
Anderson 典型			181.15***	221.70***
相关 LM 检验			(0.0000)	(0.0000)
第二阶段	被解释变量: $\ln(100 \times Vol + 1)$			
$\ln TA$	-0.0491*** (0.0168)	-0.1124*** (0.0289)	-0.4442*** (0.0866)	-0.5254*** (0.1159)
观测值	4284	4284	4284	3369
调整后的 R^2	0.4762	0.4891	0.4222	0.4749

说明: 第一阶段 C-D Wald F 统计量为弱工具变量检验统计量, 该值大于 10 则拒绝存在弱工具变量; Anderson 典型相关 LM 检验 (Anderson Canonical Correlation LM Test) 为工具变量相关性检验, 括号中的 p 值为接受原假设 (工具变量与内生变量无关) 的概率; 限于篇幅, 未报告第一阶段观测值及调整后的 R^2 。表 11 同。

五 市场整合与经济空间变迁

通过前面的分析, 本文发现对外开放对近代国内市场整合具有显著的促进作用。由于各地区贸易成本的差异, 市场整合在空间上具有不平衡性 (颜色和刘丛 2011; 颜色和徐萌 2015)。近代中国沿海-内陆维度的国际贸易成本差距十分明显, 东部沿海地区由于其外连世界市场、内接国内市场的地理区位优势, 国际贸易成本远低于中西部内陆。对外开放能够放大沿海地区的国际贸易成本优势, 对沿海地区的经济增长与市场发展产生更强的促进作用 (Fajgelbaum 和 Redding 2014)。基于上述讨论, 我们预期开埠不仅对沿海地区的市场整合具有更强的促进作用, 而且使得沿海市场的整体发展水平优于内陆, 进而影响了近现代中国区域经济的失衡增长。

(一) 市场整合与经济空间变迁

本文首先用方程 (6) 和 (7) 检验开埠对国内市场整合的影响是否存在地区差异:

$$\ln(100 \times Vol_{i,t} + 1) = \alpha_4 + \pi_1 Treaty_{i,t} + \pi_2 Sea_i + \pi_3 Treaty_{i,t} \times Sea_i + \psi' X_{i,t} + \mu_{i,p} + \mu_{i,A} + \mu_{i,S} + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\ln(100 \times Vol_{i,t} + 1) = \alpha_5 + \tau_1 Treaty_{i,t} + \tau_2 \ln Coa_dist_i + \tau_3 Treaty_{i,t} \times \ln Coa_dist_i + \phi' X_{i,t} + \mu_{i,p} + \mu_{i,A} + \mu_{i,S} + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

方程(6)中 Sea_i 是表示 i 府是否沿海的虚拟变量(是 = 1), $Treaty_i \times Sea_i$ 用于识别地理禀赋和开埠的交互效应。方程(7)中 Coa_dist_i 表示 i 府到海岸线的直线距离, 交互项则用于识别沿海区位条件对于开埠效应的扩散性影响。其余变量定义同前。

表 10 考察了开埠对国内市场整合影响的地区差异。第(1)–(3)列报告了方程(6)的回归结果。在控制省份、年份、农业区和经济巨区固定效应(第(1)列)、控制邻府特征(第(2)列)、仅对非口岸府回归(第(3)列)的情况下, $Treaty$ 的系数显著为负, Sea 的系数不显著, 开埠的市场整合促进效应保持稳健, 沿海府与非沿海府在开埠前市场整合无显著差异。交互项 $Treaty \times Sea$ 系数符号保持为负, 并在非口岸府样本回归中显著(第(3)列), 说明开埠对沿海府的市场整合促进作用强于内陆府, 且该效应在非口岸府尤其显著。第(4)–(6)列报告了方程(7)的回归结果。 $Treaty$ 的系数均显著为负, 开埠对市场整合的促进效应保持稳健。 $\ln Coa_dist$ 一次项系数不显著, 说明在开埠以前, 距海岸线较近或较远的府市场整合程度并无显著差异。交互项的回归系数显著为正, 这意味着距海岸线越近、与国际贸易对接越便利的府, 开埠对其粮食市场整合的促进作用越强。第(6)列交互项系数绝对值最大且显著度最高, 说明沿海非口岸府在开埠后市场整合的提升最明显。表 10 回归结果表明, 近代开埠不仅对沿海港口市场整合的提升大于内陆, 而且对沿海非口岸府的市场整合具有更显著的促进作用。

表 10 开埠与国内市场整合：影响的地区差异

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(100 \times Vol + 1)$	全部区域	全部区域	非口岸府	全部区域	全部区域	非口岸府
$Treaty$	-0.0745 [*] (0.0403)	-0.0732 [*] (0.0400)	-0.1074 ^{**} (0.0443)	-0.3113 ^{**} (0.1217)	-0.3065 ^{**} (0.1200)	-0.5427 ^{***} (0.1588)
Sea	0.0801 (0.0551)	0.0442 (0.0625)	0.0834 (0.0757)			
$Treaty \times Sea$	-0.0887 (0.0626)	-0.0852 (0.0620)	-0.1675 ^{**} (0.0825)			
$\ln Coa_dist$				-0.0052 (0.0257)	0.0084 (0.0247)	0.0298 (0.0393)
$Treaty \times \ln Coa_dist$				0.0401 [*] (0.0228)	0.0396 [*] (0.0229)	0.0768 ^{***} (0.0282)
控制变量(邻府平均)		控制			控制	
观测值	2778	2778	2188	2778	2778	2188
调整后的 R^2	0.5501	0.5545	0.5663	0.5424	0.5496	0.5618

(二) 出口贸易、市场发展与经济空间变迁

通过前述分析,本文发现近代开埠对沿海地区的市场整合具有更强的促进作用,该作用可能来自沿海地区国际贸易成本优势。市场整合程度与市场发展程度密切相关,开埠可能通过出口规模增长促进沿海地区市场发展,进而影响经济空间变迁。本文从市场规模与新增企业数量两个角度考察出口贸易对近代市场发展的影响及其地区差异。一方面,出口贸易将国内与世界市场的供需衔接,扩大了国内市场规模,尤其是对于作为国际贸易集散地的沿海港口地区(吴承明,2001);另一方面,贸易开放能够通过技术扩散效应和基础设施建设等途径,使得沿海地区贸易和非贸易部门得到更快发展(Fajgelbaum和Redding,2014),从而吸引各行业的新增企业进入沿海市场。

为了检验出口贸易对国内市场规模的影响,本文引入清代 P 省 t 期的厘金收入($Lijin_{P,t}$,单位:银两)作为其市场规模的代理变量。厘金是清代各省针对国内贸易的运输和交易环节所征收的税款,是清代财政收入的主要来源之一。厘金收入的增长可在一定程度上反映贸易流量和市场规模的增长(罗玉东,2010)。清代1853-1910年省级厘金数据来自《中国厘金史》。本文将厘金收入($Lijin_{P,t}$)赋值到各省的省会府^①,并针对省会府样本进行回归分析。

企业是市场贸易活动主要参与者,新增企业数量能够在一定程度上反映当地市场的繁荣程度与产业发展水平。本文检验出口贸易对 i 府 t 期新增注册的企业数量($Indus_{i,t}$)的影响及其地区差异。近代新增企业数据来自《民族资本主义与旧中国政府(1840-1937)》。该书详细记录了1840-1927年中国内地各府历年新增各行业企业名录(按投资方主体分为官资、民资、官商合资和中外合资4种类型)。为了与国际贸易数据相匹配,本文截取了1868-1910年南方各府新增企业信息进行回归分析^②。

表11利用清代常关分布作为近代出口贸易的工具变量,识别了贸易开放对近代经济空间变迁的影响。第(1)和(2)列考察了贸易开放对沿海与内陆市场整合的影响差异:第一阶段结果显示,到清代常关的总距离越近的府,受出口贸易的影响越强;第二阶段中 $\ln TA$ 的系数均显著为负,说明出口规模增长显著促进了近代国内市场整合;同时,交互项 $\ln TA \times Sea$ 的系数符号为负(第(1)列),交互项 $\ln TA \times \ln Coa_dist$ 的系数符号为正(第(2)列),系数符号与表10保持一致。第(3)和(4)列考察了出口贸易对各省厘金收入的影响。回归结果显示 $\ln TA$ 的系数显著为正,且沿海省份的回归系数值比

① 为了方便解释厘金收入的百分数变化,本文对 $Lijin_{P,t}$ 取自然对数。

② 为了方便解释企业数量的百分数变化,且考虑到部分“府-年”观测中企业设立数量为0,故将被解释变量设置为 $\ln(Indus_{i,t} + 1)$ 。

全样本回归大了许多,这说明出口贸易规模增长能够显著提升各省厘金收入,贸易开放有利于扩大国内市场规模。第(5)和(6)列考察了出口贸易对近代新增企业数量的影响。第二阶段结果显示,ln TA 的系数保持显著为正,说明出口规模增长显著促进了近代企业进入市场。在第(5)列中,交互项 ln TA × Sea 的系数显著为正,第(6)列中交互项 ln TA × ln Coa_dist 系数显著为负,说明沿海地区每年的新增企业数量更多,市场更加繁荣。这与 Fajgelbaum 和 Redding(2014)的结论保持一致:贸易开放使沿海地区的贸易和非贸易部门产业都获得了更快的发展。表 11 从出口贸易的角度检验了开埠对近代国内市场整合与市场发展影响的地区差异,并说明开放在近代中国经济空间变迁中发挥了重要作用。

表 11 出口贸易、市场发展及近代经济空间变迁

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全部区域	全部区域	全部区域	沿海省份	全部区域	全部区域
被解释变量: ln TA						
第一阶段						
ln Custom × T	-0.0202*** (0.0015)	-0.0200*** (0.0015)	-0.0647*** (0.0115)	-0.0589*** (0.0159)	-0.0203*** (0.0015)	-0.0201*** (0.0015)
ln Custom × T × Sea					-0.0001 (0.0001)	
ln Custom × T × ln Coa_dist						
C-D Wald F 统计量	94.07	78.85	25.41	13.69	94.06	77.91
Anderson 典型 相关 LM 检验	184.95*** (0.0000)	156.08*** (0.0000)	27.26*** (0.0000)	16.97*** (0.0000)	184.87*** (0.0000)	154.24*** (0.0000)
第二阶段	被解释变量		被解释变量		被解释变量	
	ln(100 × Vol + 1)		ln Lijin		ln(Indus + 1)	
ln TA	-0.4190*** (0.0860)	-0.4867*** (0.1294)	0.5125*** (0.0913)	2.7111*** (0.5807)	0.1483*** (0.0469)	0.7633*** (0.0737)
ln TA × Sea					0.2903*** (0.0244)	
ln TA × ln Coa_dist		0.0080 (0.0161)				-0.0851*** (0.0092)
观测值	4284	4284	364	162	4284	4284
调整后的 R ²	0.4286	0.4192	0.7461	0.6298	0.2243	0.1636

说明:第(3)和(4)列仅对各省省会府进行面板回归,时间区间为1853-1910年;第一阶段仅报告工具变量对ln TA的回归结果,未报告对ln TA × Sea和ln TA × ln Coa_dist的回归结果。

贸易开放可能对国内市场的空间变迁产生持续影响。本文利用口岸开埠时间信息和民国 1911-1927 年新增企业数据(杜恂诚,1991)进一步考察开埠对地区市场发展的持续作用。表 12 第(1)和(2)列分别取 1911 和 1919 两个年份进行截面回归,考察距 i 府最近口岸的开埠时间长度($Treaty_last_i$)对其当年新增企业数量的影响,第(3)列则以 1911-1927 年新增企业的年平均数量作为被解释变量。第(1)-(3)列回归结果显示, $\ln(Treaty_last_i + 1)$ 保持显著为正,这表明距 i 府最近的口岸开埠时间越长, i 府在民国时期新增企业的数量越多,市场越繁荣。表 12 的回归结果表明开埠能够对腹地市场产生持续的经济溢出效应,促进近代国内市场发展。

表 12 开埠对市场发展的持续影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)
$\ln(Indus + 1)$	1911 年	1919 年	1911-1927 年平均
$\ln(Treaty_last + 1)$	0.2179** (0.1062)	0.3563* (0.1845)	0.3453* (0.1897)
观测值	97	97	97
调整后的 R^2	0.3571	0.5536	0.5839

说明:表 12 为截面回归,由于行政区划变化,少数府无法与民国时期的地名对应,故截面样本量从 104 个府下降到 97 个; $Treaty_last$ 定义为“当期年份- i 府开埠年份”(第(3)列当期年份取 1927 年),若 i 府为非口岸府,则该变量取 0。

六 结论

对外开放如何影响市场整合,并在经济空间变迁与区域经济的长期增长中又发挥着怎样的作用,这是经济学家始终关注的热点问题之一。我们将视野拉长到 19 世纪晚清中国被迫开放这一时期,通过近代开埠的准自然实验对这一问题进行了深入分析,并获得一些有益的启示。

基于对 19 世纪中国南方地区上等米市场的分析,本文发现近代中国的对外开放显著促进了国内市场的整合。近代开埠不仅使通商口岸自身的市场更加繁荣,而且对内促进了口岸经济腹地的市场整合。在开埠的基础上,租界引进的市场制度形成了更强的市场整合效应。开放在整合中国内部经济的同时引发中国经济空间变迁,使沿海地区对外贸易的地理禀赋优势得以放大,沿海府在开埠后市场整合得到显著提升,一定程度上为今天中国区域经济发展差异奠定了历史基础。

为了剔除内生性偏误,本文以清代常关分布作为近代出口贸易的工具变量,通过两阶段回归验证了出口贸易对国内市场整合及经济空间变迁的促进作用。基于厘金收入和近代新增企业数据,本文进一步发现近代贸易开放推动了国内尤其是沿海地区市场规模的扩大以及企业数量的增长。本文结果表明,国际贸易影响国内市场整合,为中国参与国际分工打下坚实基础。

近代开放开启了中国经济的现代化进程,其历史经验可为我们从对外开放角度理解“中国奇迹”提供重要启示。未来中国经济的高质量发展需要进一步打破市场分割,构建高度一体化且区域均衡协调的成熟市场。不断扩展对外开放广度,提升对外开放水平,这对于中国的市场化改革具有重要意义。

参考文献:

- 曹树基(2001):《中国人口史:第五卷(清时期)》,上海:复旦大学出版社。
- 陈高儒编(1939):《中国历代天灾人祸表》,上海:上海书店。
- 陈敏、桂琦寒、陆铭、陈钊(2007):《中国经济增长如何持续发挥规模效应?——经济开放与国内商品市场分割的实证研究》,《经济学(季刊)》第1期。
- 陈正书(1988):《租界与近代上海经济结构的变化》,《史林》第4期。
- 陈钊(2007):《政府行为、市场整合、工业集聚与地区差距——中国区域经济发展的经济学逻辑》,《学习与探索》第2期。
- 戴一峰(2000):《晚清中央与地方财政关系:以近代海关为中心》,《中国经济史研究》第4期。
- 邓亦兵(1995):《清代前期的粮食运销和市场》,《历史研究》第4期。
- 邓亦兵(2000):《清代前期商品流通的运道》,《历史档案》第1期。
- 董智勇(2008):《中国近代对外贸易结构对产业结构的影响》,《生产力研究》第5期。
- 杜恂诚(1991):《民族资本主义与旧中国政府(1840-1937)》,上海:上海社会科学院出版社。
- 范爱军、李真、刘小勇(2007):《国内市场分割及其影响因素的实证分析——以我国商品市场为例》,《南开经济研究》第5期。
- 范子英、张军(2010):《财政分权、转移支付与国内市场整合》,《经济研究》第3期。
- 方行(2012):《清代前期经济运行概述》,《中国经济史研究》第1期。
- 方颖、赵扬(2011):《寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献》,《经济研究》第5期。
- 龚关(2001):《近代华北集市的发展》,《近代史研究》第1期。
- 黄玖立、李坤望(2006):《出口开放、地区市场规模和经济增长》,《经济研究》第6期。
- 李伯重(2010):《十九世纪初期中国全国市场:规模与空间结构》,《浙江学刊》第4期。
- 廖声丰、廖慧贞(2012):《浅析晚清常关衰落的原因》,《历史档案》第2期。
- 刘佛丁、王玉茹(1996):《中国近代的市场发育与经济增长》,北京:高等教育出版社。
- 陆铭、陈钊(2009):《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期。
- 罗畅(2013):《清代乾隆朝长江流域粮价研究》,《中国经济史研究》第2期。

- 罗玉东(2010):《中国厘金史》,北京:商务印书馆。
- 史志宏(2015):《清代农业生产指标的估计》,《中国经济史研究》第9期。
- 水海刚(2019):《口岸贸易与腹地社会:区域视野下的近代福州及闽江流域研究》,厦门:厦门大学出版社。
- 谭其骧编(1996):《中国历史地图集:清代卷》,北京:中国地图出版社。
- 陶德臣(1999):《上海开埠与近代上海茶市》,《古今农业》第2期。
- 陶德臣(2001):《福州开埠与近代福州茶市》,《古今农业》第3期。
- 汪熙(1980):《关于买办和买办制度》,《近代史研究》第4期。
- 王业键编(2008):清代粮价资料库 <http://mhdb.mh.sinica.edu.tw/index.php>, 2008-01。
- 魏文享(2013):《回归行业与市场:近代工商同业公会研究的新进展》,《中国经济史研究》第4期。
- 吴承明(2001):《中国的现代化:市场与社会》,北京:三联书店。
- 吴松弟(2004):《港口-腹地与中国现代化的空间进程》,《河北学刊》第3期。
- 吴松弟(2009):《中国近代经济地理格局形成的机制与表现》,《史学月刊》第8期。
- 吴松弟、樊如森(2004):《天津开埠对腹地经济变迁的影响》,《史学月刊》第1期。
- 徐琳(2010):《开放、扩展与市场分割:近代国内市场的形成与特征》,《上海经济研究》第5期。
- 颜色、刘丛(2011):《18世纪中国南北方市场整合程度的比较——利用清代粮价数据的研究》,《经济研究》第2期。
- 颜色、徐萌(2015):《晚清铁路建设与市场发展》,《经济学(季刊)》第1期。
- 严中平编(2014):《中国近代经济史统计资料选辑》,北京:中国社会科学出版社。
- 杨端六、侯厚培(1931):《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”。
- 朱希伟、金祥荣、罗德明(2005):《国内市场分割与中国的出口贸易扩张》,《经济研究》第12期。
- 庄维民(2000):《近代山东行栈资本的发展及其影响》,《近代史研究》第5期。
- [日]滨下武志(2006):《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。
- [美]施坚雅(2000):《中华帝国晚期的城市》(叶光庭、徐自立、王嗣均、徐松年、马裕祥、王文源译),北京:中华书局。
- [美]苏基朗、马若孟(2013):《近代中国的条约港经济》(成一农、田欢译),杭州:浙江大学出版社。
- Allen T. and Arkolakis, C. “Trade and the Topography of the Spatial Economy.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(1), pp. 1085-1140.
- Bernhofen, D. and Brown, J. “A Direct Test of the Theory of Comparative Advantage: The Case of Japan.” *Journal of Political Economy*, 2004, 112(1), pp. 48-67.
- Bernhofen, D. and Brown, J. “An Empirical Assessment of the Comparative Advantage Gains from Trade: Evidence from Japan.” *The American Economic Review* 2005, 95(1), pp. 208-225.
- Bernhofen, D.; Eberhardt, M.; Li, J. and Morgan, S. “The Evolution of Markets in China and Western Europe on the Eve of Industrialization.” University of Nottingham discussion papers, 2017.
- Brandt, L.; Ma, D. and Rawski, T. “From Divergence to Convergence: Reevaluating the History behind China’s Economic Boom.” *Journal of Economic Literature*, 2014, 52(1), pp. 45-123.

- Buck, J. *Land Utilization in China: A Study of 16786 Farmers in 168 Localities and 38256 Farm Families in Twenty Two Provinces in China, 1929-1933*. Chicago: The University of Chicago Press, 1937, pp. 262-353.
- Chepeta, A. "Trade Liberalization and Institutional Reforms." *Economics of Transition*, 2007, 15(2), pp. 211-255.
- Donaldson, D. and Hornbeck, R. "Railroads and American Economic Growth: A 'Market Access' Approach." *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(2), pp. 799-858.
- Faber, B. "Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System." *The Review of Economic Studies*, 2014, 81(3), pp. 1046-1070.
- Fajgelbaum, P. and Redding, S. "External Integration, Structural Transformation and Economic Development: Evidence from Argentina 1870-1914." *NBER Working Papers*, No. 20217, 2014.
- Fan, C. and Wei, X. "The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China." *Review of Economics and Statistics* 2006, 88(4), pp. 682-697.
- Fogel, K.; Morck, R.; Yeung, B. and Zhao, M. "Trade Liberalization and Institutional Change." Harvard Institute of Economic Research discussion paper No. 2098, 2005.
- Harris, D. "The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States." *Annals of the Association of American Geographers*, 1954, 44(4), pp. 315-348.
- Jia, R. "The Legacies of Forced Freedom: China's Treaty Ports." *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(4), pp. 596-608.
- Keller, W.; Santiago, J. and Shiue, C. "China's Domestic Trade during the Treaty-Port Era." *Explorations in Economic History*, 2017, 63, pp. 26-43.
- Kung, J.; Lee, D. and Bai, N. "Chinese Farmer Rationality and the Agrarian Economy of the Lower Yangzi in the 1930s," in B. So, eds., *Treaty-Port Economy in Modern China: Empirical Studies of Institutional Change and Economic Performance*. Los Angeles: University of California Press, 2011, pp. 118-146.
- Larrain, B. and Tavares, J. "Does Foreign Direct Investment Decrease Corruption?" *Cuadernos De Economía*, 2004, 41(123), pp. 217-230.
- Li, J. and Han, X. "Bayesian Lassos for Spatial Durbin Error Model with Smoothness Prior: Application to Detect Spillovers of China's Treaty Ports." *Regional Science and Urban Economics*, 2019, 77, pp. 38-74.
- Li, J.; Qiu, L. and Sun, Q. "Interregional Protection: Implications of Fiscal Decentralization and Trade Liberalization." *China Economics Review*, 2003, 14(3), pp. 227-245.
- Liu, Q.; Qiu, D. and Zhan, C. "Trade Liberalization and Domestic Vertical Integration: Evidence from China." *Journal of International Economics*, 2019, forthcoming.
- Parsley, D. and Wei, S. "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers of Currency Fluctuations." *The Quarterly Journal of Economics*, 2001, 111(4), pp. 1211-1236.
- Poncet, S. "A Fragmented China: Measure and Determinants of Chinese Domestic Market Disintegration." *Review of International Economics*, 2005, 13(3), pp. 409-430.
- Rawski, T. "Chinese Dominance of Treaty Port Commerce and Its Implications, 1860-1875." *Explorations in Economic History*, 1969, 7(1-2), pp. 451-473.

Shiue , C. and Keller , W. “Markets in China and Europe on the Eve of the Industrial Revolution. ” *The American Economic Review* , 2007 , 97(4) , pp. 1189–1216.

So , B. ; Yip , H. ; Shiroyama , T. and Matsubara , K. “Modern China’s Treaty-Port Economy in Institutional Perspective: An Introductory Essay ,” in B. So , eds. , *Treaty-Port Economy in Modern China: Empirical Studies of Institutional Change and Economic Performance*. Los Angeles: University of California Press , 2011 , pp. 1–32.

Studer , R. “India and the Great Divergence: Assessing the Efficiency of Grain Markets in Eighteenth- and Nineteenth-Century India. ” *The Journal of Economic History* , 2008 , 68(2) , pp. 393–437.

Tybout , J. and Westbrook , M. “Trade Liberalization and Dimensions of Efficiency Change in Mexican Manufacturing Industries. ” *Journal of International Economics* , 1995 , 39(2) , pp. 53–78.

Yip , H. “The Regional Development of Wei County’s Cotton Textile Market Economy: 1920–1937 ,” in B. So , eds. , *Treaty-Port Economy in Modern China: Empirical Studies of Institutional Change and Economic Performance*. Los Angeles: University of California Press , 2011 , pp. 96–117.

Young , A. “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China. ” *The Quarterly Journal of Economics* 2000 , 115(4) , pp. 1091–1135.

Openness , Market Integration and Economic Spatial Transition: Evidence from the Treaty Opening in Modern China

Li Jianan; Dai Qian; Zhuang Jialin

Abstract: The impact of international openness on domestic market integration has been extensively debated in academic circles. This study considers China’s treaty opening in the 19th century as a quasi-natural experiment to examine the impact of openness on domestic market integration and economic spatial transition. Analysing the monthly rice price between 1818 and 1910 in 104 prefectures of South China , it is found that the market integration of the prefectures and their surroundings was promoted by the opening of treaty ports. The establishment of concessions strengthened the influence of treaty opening on market integration. Market integration in coastal areas experienced greater promotional effects following the treaty opening. The conclusions are robust after considering the opening of different neighbouring treaties , characteristics of commodity goods , market spatial scope and the possibility of bias in sample selection. Using the distribution of historical customs of the Qing Dynasty as an instrumental variable , we further find that the growth of export trade could not only promote domestic market integration , but also expand the domestic market scale and encourage more enterprises to enter the market , especially in coastal areas.

Key words: open economy , treaty ports , market integration , economic spatial transition

JEL codes: F15 , N15 , N75

(截稿: 2019 年 7 月 责任编辑: 宋志刚)