

晚清厘金征收与市场整合^{*}

——基于双重差分法的量化研究

蔡 杨 杨 兰

内容提要:市场整合对经济发展具有重要影响,为理解近代中国经济社会艰难的发展历程,有必要考察这一时期损害市场整合的因素。本文采用双重差分法量化考察了晚清厘金对粮食市场整合的影响,发现厘金征收显著降低了相邻府间的市场整合水平,这种影响占全样本市场整合水平变化的60%。并且这一估计结果得到了多种稳健性检验的支持。此外,本文发现厘金也损害了长距离贸易和市场整合水平。本文的发现有助于理解近代中国艰难的经济发展历程,也丰富了一系列考察中国长期经济发展中市场整合问题的研究。

关键词:厘金 市场整合 双重差分法

一、引言

自亚当·斯密以来,市场发育对经济发展的重要性已为研究者所熟知,市场交换范围的扩大可以促进分工和专业化、提高资源配置效率,并最终推动经济增长。^①市场整合是市场发育程度的重要表现,因此众多研究者考察了当代中国能够影响市场整合的因素,包括交通基础设施、政府行为和对外开放等。^②中国长期历史发展中的市场整合问题也得到了研究者的关注。由于清代粮价数据保存相对完整,已有研究大都着重考察粮食市场整合的情况。薛华(Shiue)和凯勒(Keller)以及颜色和刘丛等学者考察了18世纪中国的市场整合程度,发现这一时期的市场整合在很大程度上受制于运输成本,运输成本较小的地区通常市场也更加整合。^③并且研究者大都认为这一时期整合

[作者简介] 蔡杨,中国人民大学经济学院博士研究生,北京,100872。杨兰(通信作者),马德里卡洛斯三世大学经济系硕士研究生,马德里,28903,邮箱:yleconomics@yeah.net。

* 作者感谢匿名审稿人和西南财经大学赵劲松副教授的建设性意见,文责自负。

① R. Studer, "India and the Great Divergence: Assessing the Efficiency of Grain Markets in Eighteenth- and nineteenth-century India," *The Journal of Economic History*, Vol. 68, No. 2, 2010, pp. 393 - 437; D. Chilosì, T. E. Murphy, and R. Studer, "Europe's Many Integrations: Geography and Grain Markets, 1620 - 1913," *Explorations in Economic History*, Vol. 50, No. 1, 2013, pp. 46 - 68.

② 有关基础设施的研究参见 B. Faber, "Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System," *The Review of Economic Studies*, Vol. 81, No. 3, 2014, pp. 1046 - 1070; 刘生龙、胡鞍钢:《交通基础设施与中国区域经济一体化》,《经济研究》2011年第3期。有关政府行为的研究参见 A. Young, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 4, 2000, pp. 1091 - 1135; 陆铭、陈钊:《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》2009年第3期; 范子英、张军:《财政分权、转移支付与国内市场整合》,《经济研究》2010年第3期。有关对外开放的研究参见陈敏、桂琦寒、陆铭、陈钊:《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)》2007年第1期; 毛其淋、盛斌:《对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率》,《经济学(季刊)》2012年第2期。

③ 参见 C. H. Shiue, "Transport Costs and the Geography of Arbitrage in Eighteenth-century China," *The American Economic Review*, Vol. 92, No. 5, 2002, pp. 1406 - 1419; C. H. Shiue and W. Keller, "Markets in China and Europe on the Eve of the Industrial Revolution," *The American Economic Review*, Vol. 97, No. 4, 2007, pp. 1189 - 1216; 颜色、刘丛:《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》2011年第12期。

的市场有效地推动了经济增长。^①对于近代中国的市场整合问题,已有实证研究发现“裁厘改统”、铁路、电报和对外开放对粮食市场整合产生了积极影响,也有一些学者对货币市场的整合情况给予关注。^②

近代中国正处于社会经济剧烈变化的时期:新式产业部门的出现和旧产业部门的衰落,此起彼伏的内战和外战,被迫的开放和随之而来的新思想、新技术、新制度的传入,以及政府为应对这些挑战采取的政策措施。但总体来看,近代中国的经济发展水平不仅落后于西方国家,其增长速度也十分缓慢。^③正如18世纪的市场整合曾推动当时的经济增长,近代中国艰难的经济也可能与有限的市场整合水平密切相关。虽然从总体上评估近代市场整合水平比较困难,但无疑近代中国确存在诸多损害市场整合的因素。^④

本文关注晚清的一项税制变革——厘金——对市场整合的影响。厘金是清王朝于1853年开征的对几乎所有商品征收的一种商品贸易税。厘金是长期依赖农业税的清王朝开辟新税源的重要财税制度变革,它不仅帮助清王朝渡过了19世纪中叶的军事危机和财政危机,还在之后成为清王朝财政收入的重要支柱。^⑤但目前较少有实证研究关注其对社会经济产生的影响。

本文对厘金征收与市场整合的因果关系进行量化考察。本文基于市场整合或一价定律的定义推断:如果两地间存在贸易,那么两地间的价格差会等于两地间的运输成本。在现实中,除了运输成本外,还有制度成本、风险和税收等因素制约着两地间的贸易。但我们仍然可以从比较两地间价格差的大小关系入手,来推断市场整合的情况。而厘金作为一种商品贸易税,很可能抬高了不同地区间的商品价格差,降低市场整合程度。

由于粮价数据易获得,本文着重考察厘金征收对粮食市场整合的影响。我们使用了1853—1860年中国南方111个府的月度价格数据,并匹配出257对相邻府的月度价格差。我们用相邻府对价格差的绝对值来度量市场整合情况,其数值越大,市场整合程度就越低。^⑥由于各省开始征收厘金的时间不完全相同,这为使用双重差分法(Difference-in-Differences, DID)提供了契机。双重差分法的估计表明征收厘金使相邻府对均价差上升了0.039两/石,这解释了样本中价格离散程度变化的60%。这意味着厘金显著降低了相邻府间的市场整合水平。这一结果得到了多方面稳健性检验的支持。最后,本文发现厘金也显著损害了以省会为中心的省内市场整合和省际市场整合。

本文的发现主要具有两方面的意义。首先,本文丰富了一系列关于中国长期经济发展中市场整合问题的研究,特别是晚清的市场整合问题。再者,研究者常常从市场发育的角度来解释国家或地

① 相关研究参见王国斌:《转变的中国:历史变迁及欧洲经验的局限》,江苏人民出版社2001年版,第15—17页;王志英:《剑桥中国经济史》,中国人民大学出版社2018年版,第284页;李伯重:《中国全国市场的形成,1500—1840年》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》1999年第4期。

② 有关“裁厘改统”的研究参见赵留彦、赵岩、窦志强:《“裁厘改统”对国内粮食市场整合的效应》,《经济研究》2011年第8期;冯颖杰:《“裁厘改统”与民国时期市场整合:基于上海、芜湖、天津三地粮价的探讨》,《经济学(季刊)》2012年第1期;有关铁路的研究参见颜色、徐萌:《晚清铁路建设与市场发展》,《经济学(季刊)》2015年第2期;有关电报的研究参见Y. Hao, Y. Z. Li, and J. V. Nye, “Wiring China: The Impact of Telegraph Construction on the Grain Markets in Late Imperial China, 1870—1911,” *The Economic History Review*, forthcoming, 2021.;有关对外开放的研究参见李嘉楠、代谦、庄嘉霖:《开放、市场整合与经济空间变迁:基于近代中国开埠的证据》,《世界经济》2019年第9期;有关货币市场整合情况的研究参见赵留彦:《银点套利与清末民国的货币市场整合——沪津洋厘市场的证据》,《经济学(季刊)》2015年第4期;赵留彦、隋福民:《从汇率与国际银价关系看清末民国外汇市场整合》,《中国经济史研究》2015年第1期。

③ 杜恂诚主编:《中国近代经济史概论》,上海财经大学出版社2011年版,第324—325页。

④ 一些学者认为认为近代的市场在商品结构、对外开放和贸易路线等方面出现了一些积极变化,但是也认为存在着众多损害市场整合的因素,参见刘佛丁、王玉茹、于建玮:《近代中国的经济发展》,山东人民出版社1997年版,第261—266页;杜恂诚主编:《中国近代经济史概论》,第308—311页。

⑤ 陈锋:《清代财政政策与货币政策研究》,武汉大学出版社2008年版,第380—381、398页。

⑥ 为行文方便,后文的价格差、均价差、低价差和高价差均是指经过绝对值处理后的数值。

区经济增长表现的差异。^①一方面,如前所述,市场整合可以带来专业化分工,进而提高生产效率和产出;另一方面,整合的市场也可以通过降低交易成本的方式带来规模经济,进而促进经济发展。^②就近代中国艰难的经济发展历程来说,市场分割的负面影响不容小觑。因此,本文对晚清厘金与市场整合关系的考察,有助于理解近代中国艰难的经济发展历程的深层原因。

此外,厘金作为近代一项重要的财政制度改革,虽然已经有学者实证考察了裁撤厘金的经济影响,但目前鲜有文献对厘金征收产生的社会经济影响直接进行量化研究。本文则基于双重差分法量化考察了厘金征收对市场整合的影响,不仅丰富了厘金研究的相关文献,也使得本文得到的因果关系更为可信。

二、历史背景

(一)厘金创设及影响

厘金创设与太平天国运动有密切关系。1851年兴起的太平天国运动席卷了中国十余省份,然而镇压太平天国运动之初,清政府就面临严重的财政危机。1850年户部银库实存银187万两,而此后又亏损近600万两,入不敷出已成常态;与之形成鲜明对比的是,在18世纪中后期,清王朝的中央财政银库存银达7000—8000万两。^③面对前所未有的财政困难,清政府惯常使用的推广捐输和铸大钱等方法已无助于从根本上解决财政危机。^④为另辟财源,清政府创立了厘金制度。

1853年太平军定都南京,清军在扬州外围建立江北营,遏止太平军北上,刑部侍郎雷以誠协办江北军务。为解决军饷问题,他开始在扬州附近的仙女庙等镇对米行商贾推行“捐厘助饷”之法,即所谓的“捐厘”,这便是厘金的起始。^⑤所谓厘金,就是“捐厘助饷”或“抽捐助饷”,所抽之物最初大体值百抽一,所以被称作“厘金”。其征收对象最初只是大米,后来推及许多货物,几乎无货不征。厘金出现后,其他省份也陆续开征厘金,大部分省份都是在19世纪50年代开征的(见表1)。并且征收厘金的地域范围不限于内地十八省,东北、新疆和内蒙古等地也征收厘金。

表1 各省开办厘金时间

省份	开办年月	省份	开办年月	省份	开办年月	省份	开办年月
江苏	1853年8月	江西	1855年8月	陕西	1858年2月	新疆	1860年5月
浙江	1854年	安徽	1855年8月	甘肃	1858年3月	贵州	1860年6月
湖南	1854年冬	四川	1855年12月	广东	1858年4月	云南	咸丰年间
广西	1854年11月	奉天	1856年11月	直隶	1858年8月	黑龙江	1885年1月
湖北	1855年1月	福建	1857年5月	山西	1859年1月	台湾	1886年2月
吉林	1855年7月	河南	1858年2月	山东	1859年10月	内蒙古	1904年3月

资料来源:周育民《清末〈各省厘金创办年月及人名表〉的订正与评议》,《上海师范大学学报(哲学社会科学版)》2008年第2期。

厘金共分为四类:百货厘、盐厘、洋药厘、土药厘。百货厘多以日用品和必需品为征税对象,其征收时间最早,征收范围也最广。通常所说的厘金,就是指百货厘,其中包括对粮食征收的厘金。按征税地点不同,可以将百货厘金分为三类:出产地厘金、销售地厘金和通过地厘金。^⑥出产地厘金是在

^① D. Chilosì, T. E. Murphy, and R. Studer, "Europe's Many Integrations: Geography and Grain Markets, 1620 - 1913," *Explorations in Economic History*, Vol. 50, No. 1, 2013, pp. 46 - 68.

^② D. C. North and R. P. Thomas, *The Rise of the Western World*, Cambridge: Cambridge University Press, 1973, pp. 51 - 52.

^③ 史志宏、徐毅:《晚清财政:1851—1894》,上海财经大学出版社2008年版,第66页。

^④ 徐毅:《江苏厘金制度研究:1853—1911年》,上海财经大学出版社2009年版,第54页。

^⑤ 参见罗玉东:《中国厘金史》,商务印书馆1936年版,第15—21页;郑备军:《中国近代厘金制度研究》,中国财政经济出版社2004年版,第57—63页。

^⑥ 罗玉东:《中国厘金史》,第60—61页。

出产地对商品征收的厘金；销售地厘金，又称坐厘，是指商品销售时征收的厘金；通过地厘金，又称行厘，以商品从一地运至另一地的运销行为为征收对象，主要形式为在商品起运地、到达地或运输途中设卡抽厘。

厘金对晚清财政收支产生了重要影响。收入方面，厘金帮助清王朝度过了19世纪五六十年代的军事危机和财政危机，后逐渐成为国家财政的主要来源之一。与此同时，田赋的比重在政府收入中却出现明显下降。清代前期田赋占财政总收入的比例达70%，而1891年田赋占财政收入的比重仅26.39%，而厘金收入占比也达18.21%。^①支出方面，厘金首先被用作镇压太平天国的兵饷，在太平天国之后又帮助清政府将其统治延续了半个世纪。^②此外，厘金被用于归还外债、修筑铁路、筹建海防，甚至为洋务企业提供经费，支持了早期的现代化建设。因此，无论从收入还是从支出来看，厘金都无疑对晚清财政产生了重要影响，但厘金本身也存在诸多弊端并对社会经济产生了很多负面作用。

研究者对厘金制度弊端的论述，大体可以概括为以下三点：第一，局卡林立，机构庞大，“五里一卡，十里一局”；第二，名目繁多，税率不一，抽厘过重，创设之初，每百文抽一文，并且货物过境只抽一次，以后税率逐渐上升，而且货物逢关抽厘；第三，章法不严，中饱私囊，^③比如厘金的实际税率远高于规定税率，两者之差则成为征税人员的私人收入。^④厘金制度对经济发展产生的负面影响广受诟病，主要概括为以下三方面：第一，厘金提高了商品成本和价格，严重阻碍商品流通，分割国内市场，阻碍国内商品贸易的发展；第二，厘金加重了手工业者和民族企业的负担，严重抑制近代民族工商业的发展；第三，厘金制度加剧了洋货与土货的不公平竞争，为外国侵略者的商品倾销大开方便之门。^⑤这是因为厘金只对国产商品征收，进口商品除纳5%的关税和2.5%的子口税外，不再抽厘。^⑥

（二）粮食贸易和市场

厘金对商品流通、市场整合的负面影响一直受到学者们的广泛讨论。就清代的商品市场而言，鸦片战争前已经出现了全国性市场，市场发育达到较高水平。^⑦粮食是占主导地位的商品，鸦片战争前粮食贸易约占国内贸易额的42%，居各类商品之首。^⑧在粮食贸易中，里程最长、运销量最大的便是沿长江的贸易，它从上游四川起，经两湖、江西、安徽到江苏、浙江为止，支流与干流相通，形成贯通东西向的粮食运输网络。每年长江中下游地区商品粮价值总额约为3160万两，占全国长途运销粮食总额的88%左右。^⑨

1840年以后，国内粮食贸易量继续增长，粮食的商品化水平逐渐提升，国内粮食需求和供应格局出现了重要变化。随着条约体系形成，原来全国最大的粮食集散地苏州逐渐衰落，形成了以通商口岸为中心的粮食贸易格局，其中上海成为全国最大的粮食净流入地区。伴随粮食需求地的变迁，1840年以后以粮食交换工业品或经济作物的趋势逐渐增强，这与之之前粮食流通基本为农产品的互通有无、调剂余缺不同，在一定程度上反映了近代经济转型。^⑩粮食供应地也出现明显变化，原先的四

① 史志宏、徐毅：《晚清财政：1851—1894》，第211页。

② 郑备军：《中国近代厘金制度研究》，第230—234页。

③ 郑备军：《中国近代厘金制度研究》，第234—235页。

④ 孙健：《清末九江地方厘务人员薪酬水平与厘金浮收关系研究》，《中国经济史研究》2019年第5期。

⑤ 陆景琪：《试论清代厘金制度》，《文史哲》1957年第2期；郑备军：《中国近代厘金制度研究》，第234—237页。

⑥ 子口税始于1858年的中英《天津条约》。条约规定英商运入中国的货物，或从中国运出的土货，除纳一次5%的进出口关税外，在内地只须于所经第一关（常关）缴纳2.5%的子口税，即可畅行全国，不另缴税，参见史志宏和、徐毅：《晚清财政：1851—1894》，第166—167页。

⑦ 王国斌：《转变的中国：历史变迁及欧洲经验的局限》，第12页。

⑧ 吴承明：《中国资本主义与国内市场》，中国社会科学出版社1985年版，第163页。

⑨ 侯杨方：《长江中下游地区米谷长途贸易（1912—1937）》，《中国经济史研究》1996年第2期。

⑩ 徐畅：《近代中国国内的粮食流通与粮食进口》，《东岳论丛》2011年第11期。

川、湖南和湖北等地区输出的粮食锐减,一些地方甚至成为粮食净流入地区。^①

就粮食流通来说,长距离贸易是粮食流通最重要的特征之一,沿长江的粮食贸易保持繁荣,沿海贸易路线兴起。^②与北方相比,此时南方粮食贸易和市场仍比较发达。北方由于农业生产水平不如南方,能提供的商品粮数量较少,粮食流通规模较小。^③并且南方的粮食贸易网络要远比北方地区复杂,前者的市场整合水平也远高于后者。^④就粮食流通所依赖的运输方式来说,1840年以后出现了轮船、铁路等新式运输方式,但发展程度相对有限。轮船主要航行于沿海和长江、珠江下游区域,而铁路的影响主要集中在沿线地区,广大内陆地区的粮食运输仍以人力、畜力、风力为主,粮食运输方式新旧并呈。^⑤

就粮食市场体系来说,近代粮食市场呈现出多层次性。从基层的农村集市开始,粮食逐步流向更高层级的市场,最终达到上海、天津这样的中心市场。这种市场体系的运作又表现出明显的不平衡性,中心市场出现了有效率的金融组织和运输储存方式,并对低层级的粮食市场施加影响,但这种影响主要体现在东南沿海和长江流域,广大农村地区几乎不受影响,农村基层市场长期保持在传统的自然经济状态。^⑥

这一时期,诸多有利于市场整合的因素发挥着作用,如铁路、电报和对外开放,这些因素通过降低运输成本、信息成本,和拉动出口贸易等方式促进国内市场整合。但晚清时期也存在着一系列损害商品流通、市场整合的因素。频繁战争破坏了市场环境,清政府限制民族资本主义的政策阻碍了市场正常发展。而厘金制度则直接阻碍了商品流通。^⑦

厘金制度下,局卡密集,私设、滥设关卡的现象极为常见。货物逢关抽厘,税率较高且重复征收,这增加了流通环节,大大降低了商品的流通量和购买量。厘金制度严重阻塞了粮食贸易,人为加强了各地区之间的经济封锁,不利于国内统一市场的发育。^⑧但这一论点尚未得到实证证据的支持,因此本文关于厘金征收对市场整合的量化影响,能够为该观点提供实证证据。

三、变量和数据介绍

实证研究所使用的变量主要包括市场整合的度量指标和厘金是否开征,以及一些控制变量,这部分将简要介绍这些变量和数据来源。

市场整合。由于市场整合的定义基于对各市场间的价格关系,并且已有大量实证研究采用市场间价格差来度量市场整合水平,因此本文也将价格差的绝对值作为度量市场整合的指标。^⑨价格数据来自中国社科院经济研究所整理出版的《清代道光至宣统间粮价表》(以下简称《粮价表》)。^⑩在乾隆朝(1736—1795),清廷建立了完善的粮价奏报制度。每月各府将其所辖县的粮价数据中挑选

① 吴承明:《中国的现代化:市场与社会》,生活·读书·新知三联书店2001年版,第193页。

② 徐畅:《近代中国国内的粮食流通与粮食进口》,《东岳论丛》2011年第11期。

③ 许宗仁:《中国近代粮食经济史》,中国商业出版社1996年版,第66页。

④ 王哲:《历史空间数据可视化与经济史研究——以近代中国粮食市场为例》,《中国经济史研究》2017年第5期。

⑤ 徐畅:《近代中国国内的粮食流通与粮食进口》,《东岳论丛》2011年第11期。

⑥ 杜恂诚主编:《中国近代经济史概论》,第319页。

⑦ 杜恂诚主编:《中国近代经济史概论》,第308—309页。

⑧ 廖声丰、顾良辉:《百年厘金研究述评》,《中国社会经济史研究》2012年第4期。

⑨ 相关研究参见 M. J. Slaughter, "Does Trade Liberalization Converge Factor Prices? Evidence from the Antebellum Transportation Revolution," *Journal of International Trade & Economic Development*, Vol. 10, No. 4, 2001, pp. 339 - 362; R. Dobado and G. A. Marrero, "Corn Market Integration in Porfirian Mexico," *The Journal of Economic History*, Vol. 65, No. 1, 2005, pp. 103 - 128; T. Andrabi and M. Kuehlwein, "Railways and Price Convergence in British India," *The Journal of Economic History*, Vol. 70, No. 2, 2010, pp. 351 - 377; 颜色、徐萌:《晚清铁路建设与市场发展》,《经济学(季刊)》2015年第2期。

⑩ 中国社会科学院经济研究所编:《清代道光至宣统间粮价表》,广西师范大学出版社2011年版,第10、14—21、23册。

出最高价和最低价,上报到省府,由省级政府制定一个包括当月各府最高价和最低价的粮价单,然后由各省督抚(1748年后由巡抚)将粮价单同奏折一起奏报至中央。目前广泛使用的粮价数据除了《粮价表》外,还有《清代粮价资料库》。两套粮价数据相比,前者的数据缺失更少。^①因此本文选取《粮价表》作为粮价数据来源。

《粮价表》中的粮价数据来自中国社会科学院经济研究所藏的粮价抄档资料,它提供了1821—1911年府级月度低价数据和高价数据。本文选取了南方111个府1853年1月至1860年12月的中米月度低价和高价数据。^②本文之所以选择南方地区,是因为该地区拥有较发达的粮食贸易,而南方诸省开征厘金的时间始于1853—1860年(见表1)。根据CHGIS提供的1820年行政区划,^③本文进一步将这些府和与之相邻的府两两配对,一共得到257个相邻府对。本文将每个府中米低价和高价作算术平均得到均价,分别计算相邻府对的均价差、低价差和高价差作为市场整合水平的代理变量。这些代理变量的数值越大,市场整合水平越低。^④

相邻府对的价格差只刻画了府间短距离的粮食贸易,有必要考察更大范围内的市场整合情况。由于省会通常是一省的经济中心和贸易中心,本文计算了省会与省内各府的价格差,用以刻画各省以省会为中心的贸易和市场整合情况。

此外,本文还试图考察厘金征收对省际市场整合的影响,因此需将上述变量汇总至省对层面。本文通过计算每个省中所有府粮价的算术平均得到省级粮价,进一步得到相邻省对均价差。由于府对面板数据比省对面板数据具有更多观察值,本文将府对面板数据作为基准回归。

厘金征收。本文的核心解释变量“厘金”是一个表示厘金是否开征的虚拟变量,若相邻府对有至少一个府开征厘金,则“厘金”数值为1,否则该变量数值为0。研究中,本文试图从地方志中获取每个府开征厘金的具体时间,但在本文111个府中,有51个府(占比46%)从1851年至1911年未编修府志或县志,其中33个府(占比30%)直到1949年都未编修府志或县志。^⑤此外,通常地方志中会有专门部分介绍当地的户口、田赋和杂项等财税情况,但是在上述方志中,罕有各府厘金开征时间的信息。因此,本文没有选择地方志作为厘金开征时间的数据来源。

本文使用的厘金开征时间来自周育民《清末〈各省厘金创办年月及人名表〉的订正与评议》。^⑥该研究基于省级地方志、朱批奏折和军机处档案等史料对前人提供的各省厘金开征时间进行修订。本文以该研究中每省开征厘金的时间作为该省各府开征厘金的时间。

① 罗畅:《两套清代粮价数据资料的比较与使用》,《近代史研究》2012年第5期。

② 由于不同地区的主要粮食品种存在差异,现有对晚清粮食市场整合的研究大都关注某一区域市场,比如颜色和徐萌主要关注的是北方小麦市场,李嘉楠等和郝煜等学者则关注南方稻米市场。本文样本中的府都是来自江苏、福建、广东、广西、湖南、湖北、四川和贵州八个省,不包括江西、浙江、安徽和云南。这是因为后四个省在本文考察的时间段内无中米价格数据。此外,也不包括台湾府和琼州府,因为这两个府没有与其他府相邻。参见颜色、徐萌:《晚清铁路建设与市场发展》,《经济学(季刊)》2015年第2期;李嘉楠、代谦、庄嘉霖:《开放、市场整合与经济空间变迁:基于近代中国开埠的证据》,《世界经济》2019年第9期;Y. Hao, Y. Z. Li, and J. V. Nye, “Wiring China: The Impact of Telegraph Construction on the Grain Markets in Late Imperial China, 1890—1911,” *The Economic History Review*, forthcoming 2021.

③ Harvard Yenching Library, “China Historical Geographical Information System”, accessed Nov. 17, 2020, www.fas.harvard.edu/~chgis/.

④ 值得注意的是,此时中国既有国内贸易的粮食又有进口粮食,厘金只对国内贸易征收,进口粮食只需缴纳子口税而免征厘金。但19世纪中期进口粮食的占比非常低:1867年中国进口大米85万余担,合8500万市斤,19世纪中期中国的粮食产量约为3678亿斤,进口大米占粮食总产量的比例不到0.03%。这意味着本文使用的价格差较好地反映了国内粮食贸易和市场整合的影响,几乎不受进口粮食和子口税的影响。进口大米数据参见许道夫:《中国近代农业生产及贸易统计资料》,上海人民出版社1983年版,第121页;粮食产量数据参见史志宏:《十九世纪上半期的中国粮食亩产量及总产量再估计》,《中国经济史研究》2012年第3期。

⑤ 这些数据是基于《中国地方志总目提要》中的各地地方志名录,经作者统计得到。参见金恩辉、胡述兆主编:《中国地方志总目提要》,汉美图书有限公司1996年版。

⑥ 周育民:《清末〈各省厘金创办年月及人名表〉的订正与评议》,《上海师范大学学报(哲学社会科学版)》2008年第2期。

控制变量。本文首先控制了初始经济发展水平、商业发展水平和税收水平等个体特征。政府征收厘金的主要目的是开辟新税源、获得更多财政收入,所以政府可能倾向于在初始经济发展水平较高、商业贸易发达、税收较多的地区开征厘金。因此,控制这些个体特征有助于缓解内生性问题。经济发展水平由人口密度、城市化率度量,商业发展水平由市镇数量度量。三个变量的数据都来自《中国人口史(1368—1953)》。^① 该著作提供了清代6个年份的人口密度数据,本文选取其中1851年的人口密度;该研究还提供了1776和1910年的府级城市化率和市镇数量,本文选取了1776年的城市化率和市镇数据。税收水平由田赋度量,本文从《中国历代户口、田地、田赋统计》中获得1820年的府级地丁正杂银数据。^② 由于本文面板数据中的个体是指府对,因此本文将相邻两个府的上述四个指标计算算术平均作为这个府对的初始人口密度、城市化率、市镇数量和税收水平。在考察省际市场整合水平时,本文通过计算相邻两省中所有府的平均人口密度、城市化率、市镇数量和税收水平作为该省对的测量指标。由于这些变量都是短期内不随时间变化的个体特征,实证分析通过引入这四个变量与时间趋势的交互项进行控制。

除上述变量外,本文还控制了一些随时间和控制变化的因素。自然灾害无疑也会影响到粮价。本文的灾害数据来自《中国灾害通史·清代卷》,该专著整理了地方志中关于旱灾、水灾、虫灾、风灾、地震和雹灾等灾害的记录。^③ 本文对变量“灾害”定义如下:若相邻府对中至少有一个府发生上述灾害,则“灾害”数值为1;反之,该变量数值为0。

本文研究的时间范围(1853—1860)与太平天国(1851—1864)重合,因此还需控制以太平天国为代表的社会冲突:战争和民变。战争数据来自《中国历代战争年表》(下)。^④ 变量“战争”定义如下:若某年一对相邻府对中至少一个府发生战争,则该府对这一年所有月份中“战争”数值为1,否则该变量数值为0。民变数据来自《中国历史大事年表·近代史卷》,本文从该专著中获得了涉及民众抗租抗税、焚烧衙署和会党活动等有关记录。^⑤ 若某月某府对中至少一个府出现民变,则变量“民变”的数值为1,否则该变量数值为0。此外,19世纪50年代的太平天国起义除通过战争的方式直接影响到粮价外,还可能通过军事占领使市场分割。因此本文从《太平天国地理志》中获得相关数据,来控制太平天国占领影响。^⑥ 如果某月一对府处于太平天国的控制下,则变量“太平天国占领”的数值为1,否则该变量数值为0。

最后,近代中国的通商口岸也可能影响市场整合水平,^⑦因此本文控制了通商口岸的影响,该数据来自《中国近代经济史统计资料选辑》。^⑧ 本文对“通商口岸”的定义如下:若相邻府对中至少有一个府在某年成为通商口岸,则“通商口岸”的数值为1,否则该变量数值为0。^⑨

上述所有变量的描述性统计见表2。面板A汇报了府对面板数据的描述性统计,面板B汇报了府对层面市场整合指标的变化情况,面板C、D分别汇报了“省会—省内其他府”和省对面板数据的描述性统计。面板B显示,在本文考察的时间段内,相邻府对的均价差、低价差和高价差都有上升。其中均价差从0.257两/石上升至0.322两/石,变化量为0.065两/石,上涨比例为25.3%。

① 曹树基:《中国人口史(1368—1953年)》,待出版。

② 梁方仲编:《中国历代户口、田地、田赋统计》,中华书局2008年版,第554—568页。

③ 朱凤祥:《中国灾害通史·清代卷》,郑州大学出版社2009年版,第607—614页。

④ 中国军事史编写组:《中国历代战争年表》(下),中国人民解放军出版社2003年版,第503—537页。

⑤ 沈起炜编:《中国历史大事年表·近代史卷》,上海辞书出版社1983年版,第66—184页。

⑥ 华强:《太平天国地理志》,广西人民出版社1991年版,第172—429页。

⑦ 李嘉楠、代谦、庄嘉霖:《开放、市场整合与经济空间变迁:基于近代中国开埠的证据》,《世界经济》2019年第9期。

⑧ 严中平等编:《中国近代经济史统计资料选辑》,科学出版社2012年版,第36—38页。

⑨ 感谢匿名审稿人关于控制变量的建议。

表 2 描述性统计

面板 A: 相邻府对面板数据					
变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
均价差(两/石)	19965	0.275	0.265	0	2.12
低价差(两/石)	19971	0.317	0.28	0	2
高价差(两/石)	20486	0.315	0.323	0	2.8
厘金(0-1)	25641	0.604	0.489	0	1
人口密度(人/km ²)	25641	1252.502	1452.833	45.386	8667.891
城镇化率(%)	25641	4.854	3.411	0	17.163
市镇(个)	25641	9.035	8.417	0	38.5
税收(两)	25641	71986.68	85821.12	156.105	568185.2
灾害(0-1)	25641	0.068	0.252	0	1
战争(0-1)	25641	0.078	0.268	0	1
民变(0-1)	25641	0.003	0.057	0	1
太平天国占领(0-1)	24641	0.032	0.176	0	1
通商口岸(0-1)	25641	0.111	0.314	0	1
面板 B: 相邻府对市场整合指标变化					
	1853年1月	1860年12月	变化量(比例)		
均价差(两/石)	0.257	0.322	0.065(25.3%)		
低价差(两/石)	0.304	0.347	0.043(14.1%)		
高价差(两/石)	0.279	0.370	0.091(32.6%)		
面板 C: “省会-省内其他府”面板数据					
变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
均价差(两/石)	12352	0.271	0.256	0	2.155
厘金(0-1)	15244	0.628	0.483	0	1
面板 D: 省对面板数据					
变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
均价差(两/石)	773	0.641	0.396	0.01	1.99
厘金(0-1)	990	0.718	0.45	0	1
人口密度(人/km ²)	990	880.974	212.592	520.523	1186.797
城镇化率(%)	990	4.404	1.343	2.571	6.816
市镇(个)	990	7.664	3.179	3.268	11.361
税收(两)	990	813079.4	309407.2	243683.5	1232549

四、主要实证结果

(一) 基准回归

本文采用双重差分法检验厘金对市场整合的影响,基准回归模型设置如下:

$$P_{c_{yt}} = \alpha + \beta \text{likin}_{c_{yt}} + \delta_c + \theta_y + \gamma_t + (X_c \text{trend})' \rho + Y_{c_{yt}} \eta + u_{c_{yt}} \quad (1)$$

其中 c 表示府对, y 表示年份, t 表示月份。被解释变量 $P_{c_{yt}}$ 是第 c 对府在第 y 年第 t 月之间价格差的绝对值。具体在实证检验中,本文采取了三种价格差:均价差、低价差和高价差。核心解释变量 $\text{likin}_{c_{yt}}$ 是表示第 c 对府在第 y 年第 t 月是否开征厘金的虚拟变量,若这对府中有一个府开征厘金,则该变量取值为 1,否则取值为 0。 β 是本文所关注的系数,它刻画了厘金征收对价格差的影响。根据

前文的假说,我们预期 β 显著为正。 δ_c 是个体固定效应,控制了相邻府对中不随时间变化的特征,如距离、地形等地理因素。 θ_y 是年份固定效应,控制了不随个体变化的年度特征。 γ_t 是月份固定效应,控制了不随个体变化的月度特征,比如价格的月度波动等。 X_c 是一系列短期内不随时间变化的个体特征,包括人口密度、城镇化率、市镇数量和税收,为避免和个体固定效应形成完全多重共线性问题,回归模型将这些个体特征和时间趋势 *trend* 交乘, ρ 是这个交互项的系数矩阵。 Y_{cjt} 是一系列随个体和时间变化的控制变量,包括灾害、战争、民变、太平天国占领和通商口岸, η 是这些控制变量的系数矩阵。 α 是常数项, u_{cjt} 是随机扰动项。

此外,本文以各省厘金开征时间作为该省所有府厘金开征时间,这可能忽视了省内各府厘金开征时间的差异。因此本文还根据周育民和罗玉东的研究确定了各省首批开征厘金的府对,并专门对这些府对进行回归。^①

表3给出了基准回归的结果。模型(1)、(2)和(3)使用了全样本进行回归,模型(4)、(5)和(6)只使用了各省第一批开征厘金的府对进行回归。所有模型都控制了个体固定效应、年份固定效应和月份固定效应,并且模型(2)、(5)还控制了个体特征与时间趋势交乘项,模型(3)、(6)进一步控制灾害、战争、民变、太平天国占领和通商口岸等变量。表3的回归结果显示,不论是全样本的回归还是只包括第一批开征厘金府对的回归,征收厘金显著提升了相邻府对的均价差,这一结果在增加控制变量后保持稳健。此外,在模型(4)一(6)对各省第一批开征厘金府对回归中厘金的系数,比模型(1)一(3)中全样本回归的厘金的系数更大。这表明全样本对厘金效应的估计可能处于实际水平的下限。但全样本的回归结果已经具备经济意义上的显著性,以模型(3)的结果为例,征收厘金使相邻府对的均价差显著上升了0.039两/石,这解释了样本中价格离散程度变化(0.065两/石)的60%。总之,表3的估计结果表明厘金征收显著地降低了市场整合水平。^②

表3 基准回归

	被解释变量:均价差					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本			第一批开征厘金的府对		
核心解释变量:						
厘金	0.048 *** (0.015)	0.040 *** (0.015)	0.039 *** (0.015)	0.064 ** (0.030)	0.051 ** (0.025)	0.051 ** (0.025)
控制变量:						
灾害			0.053 * (0.029)			0.020 * (0.012)
战争			0.009 * (0.005)			0.020 (0.015)
民变			0.016 * (0.009)			0.020 ** (0.010)
太平天国占领			0.059 ** (0.025)			0.104 ** (0.052)
通商口岸			-0.019 (0.019)			-0.051 ** (0.024)

① 即这些府对开征厘金的时间与所在省开征厘金时间相同,参见周育民:《清末〈各省厘金创办年月及人名表〉的订正与评议》,《上海师范大学学报(哲学社会科学版)》2008年第2期;罗玉东:《中国厘金史》,第423、438页。此处感谢匿名审稿人的建议。

② 本文也尝试将月度数据汇总到年度层面进行实证检验,得到的结果与表3类似。

续表 3

	被解释变量: 均价差					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本			第一批开征厘金的府对		
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体特征 × 时间趋势		控制	控制		控制	控制
常数项	0.213 *** (0.011)	0.154 *** (0.029)	0.164 *** (0.032)	0.132 *** (0.024)	0.125 ** (0.053)	0.100 (0.062)
聚类数量	257	257	257	69	69	69
观察值	19965	19965	19965	5007	5007	5007
R ²	0.776	0.787	0.787	0.804	0.822	0.823

说明:本表汇报的估计系数均由 OLS 估计得到,个体特征包括人口密度、城市化率、市镇数量和税收;括号内为在府对层面聚类的稳健标准误;***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。

此外,就控制变量来说,灾害、战争、民变和太平天国占领的系数一直都是正数,通商口岸的系数都是负向的,这与预期相符。其中,灾害、民变和太平天国占领的系数是显著的,表明这些因素对市场整合造成了显著负面影响。

(二) 平行趋势检验

基准回归使用双重差分法识别厘金对市场整合的影响,该方法的前提是实验组和对照组满足平行趋势假定。检验平行趋势假定的模型设置如下:

$$P_{c_{yt}} = \alpha + \sum \beta_k D_{c_{yt+k}} + \delta_c + \theta_y + \gamma_t + (X_c trend)' \rho + Y_{c_{yt}} \eta + u_{c_{yt}} \quad (2)$$

此时,核心解释变量为 $D_{c_{yt+k}}$,是表示距离厘金开征 k 期的哑变量。例如, $D_{c_{yt}}$ 是厘金第 c 对府开征厘金的当期, $D_{c_{yt-1}}$ 是第 c 对府开征前的一期, $D_{c_{yt+1}}$ 是第 c 对府开征后的一期。其余变量的含义与基准回归相同。此时平行趋势检验中系数 β_k 的含义是,距离冲击发生的 k 期的府对相较于其他未在回归中设置哑变量样本的均价差变化。

图 1 汇报了 $D_{c_{yt+k}}$ 的估计系数与置信区间。图 1 的结果显示,在厘金开征之前,系数没有呈现出明显的上升或下降趋势,但在厘金开征当月,系数迅速上升,并保持正向显著。图 1 的结果意味着本文使用的双重差分法较好地满足了平行趋势假定。

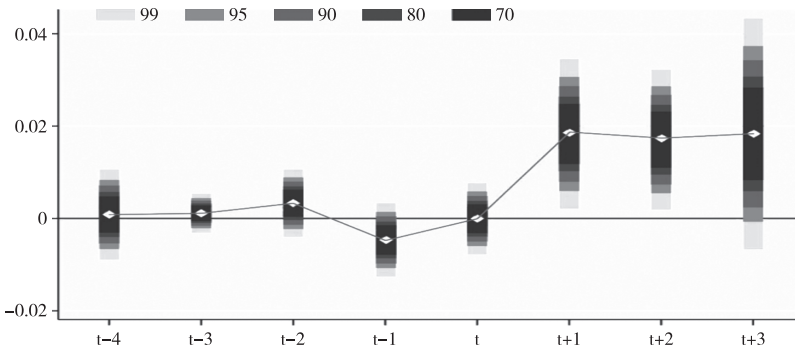


图 1 平行趋势检验

说明:本图的被解释变量是均价差,使用全样本进行估计,标准误是府对层面聚类的稳健标准误;本图汇报了各期的估计系数及 99%、95%、90%、80% 和 70% 的置信区间。

(三) 稳健性检验

基准回归的被解释变量是均价差,但《粮价表》中还提供了丰富的中米月度低价和高价信息。本文利用这些数据计算相邻府对的月度低价差和高价差,并将其作为被解释变量进行回归,表4汇报了回归结果。估计结果显示,厘金的系数仍然是显著的正数。并且表3模型(3)基准回归的系数(0.039)恰好介于表4模型(3)和(6)(低价差、高价差作因变量)时的系数(0.29、0.52)之间。这印证了基准回归的稳健性。

本文使用价格差代理市场整合水平,但是当价格差低于两地间的交通成本时,两地不存在粮食贸易。这意味着,较小的价格差可能并不能反映市场整合水平。因此,表5面板A模型(2)—(5)分别将均价差最小的1%、5%、10%和20%的样本剔除。面板A的结果显示,在多次剔除较小的均价差样本后,厘金的系数一直是显著的正数,并且系数数值保持稳定。这支持了基准回归的结论。

表4 低价差和高价差回归

	被解释变量:低价差			被解释变量:高价差		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
核心解释变量:						
厘金	0.035 ** (0.014)	0.029 ** (0.014)	0.029 ** (0.014)	0.061 *** (0.017)	0.053 *** (0.017)	0.052 *** (0.017)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体特征 × 时间趋势		控制	控制		控制	控制
控制变量			控制			控制
常数项	0.421 *** (0.010)	0.375 *** (0.024)	0.377 *** (0.027)	0.086 *** (0.014)	0.018 (0.033)	0.035 (0.037)
聚类数量	257	257	257	257	257	257
观察值	19971	19971	19971	20486	20486	20486
R ²	0.814	0.819	0.819	0.752	0.762	0.763

说明:本表汇报的估计系数均由OLS估计得到,个体特征包括人口密度、城市化率、市镇数量和税收,控制变量包括灾害、战争、民变、太平天国占领和通商口岸;括号内为在府对层面聚类的稳健标准误;***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$ 。

此外,由于样本期间(1853—1860)社会冲突较多,可能存在厘金开征后,社会冲突导致厘金税卡被破坏或废弃的情况。这造成厘金制度中断,干扰基准回归的结果。为处理这一问题,表5面板B将出现社会冲突的府对剔除后进行回归。^①具体来说,面板B的模型(1)剔除了江苏和湖北两省的府对,因为这两个省是样本中太平军与清军交战的主战场。模型(2)、(3)和(4)分别剔除了出现过战争、民变和被太平天国占领的府对,模型(5)则将这三类府对都剔除。面板B的结果显示,厘金的系数一直保持正向显著。这表明在剔除了那些可能出现厘金制度中断的府对后,厘金仍显著地抬高了价格差,加剧了市场分割。

① 此处感谢匿名审稿人的建议。

表 5 子样本回归

面板 A	被解释变量:均价差				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	剔除最小 1%	剔除最小 5%	剔除最小 10%	剔除最小 20%
核心解释变量:					
厘金	0.039 *** (0.015)	0.039 *** (0.015)	0.039 ** (0.015)	0.040 *** (0.015)	0.043 ** (0.017)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体特征 × 时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.164 *** (0.032)	0.163 *** (0.032)	0.184 *** (0.035)	0.185 *** (0.035)	0.184 *** (0.038)
观察值	19965	19698	18943	18154	16012
R ²	0.787	0.788	0.788	0.788	0.783

面板 B	被解释变量:均价差				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	剔除江苏、湖北	剔除战争府对	剔除民变府对	剔除太平天国占领府对	剔除战争、民变和太平天国占领府对
核心解释变量:					
厘金	0.039 *** (0.015)	0.038 ** (0.019)	0.044 ** (0.017)	0.039 *** (0.015)	0.032 * (0.019)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体特征 × 时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.116 *** (0.024)	0.043 (0.059)	0.119 *** (0.045)	0.122 *** (0.023)	0.166 *** (0.017)
观察值	17712	11550	14797	18526	8936
R ²	0.795	0.764	0.741	0.791	0.742

说明:本表汇报的估计系数均由 OLS 估计得到,个体特征包括人口密度、城市化率、市镇数量和税收,面板 A 和面板 B 模型(1)中控制变量包括灾害、战争、民变、太平天国占领和通商口岸,面板 B 模型(2)的控制变量包括灾害、民变、太平天国占领和通商口岸,面板 B 模型(3)的控制变量包括灾害、战争、太平天国占领和通商口岸,面板 B 模型(4)的控制变量包括灾害、战争、民变和通商口岸,面板 B 模型(5)的控制变量包括灾害和通商口岸;***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。

五、进一步讨论

前文已经实证检验了开征厘金对相邻府间短距离粮食贸易和市场整合的影响,这部分内容将检验厘金对长距离贸易和市场整合的影响。

(一)以省会为中心的市场整合

省会通常是一省的经济中心、贸易中心,因此省会与省内其他府的价格差能够较好地反映省内市场整合情况。表 6 对此进行了考察,其中被解释变量是省会与省内其他府所形成的均价差,核心

解释变量是每对府所在省份是否开征厘金的虚拟变量。模型(1)汇报了全样本的回归结果,由于较小的均价差可能不能反映市场整合情况,模型(2)—(5)分别将均价差最小的1%、5%、10%和20%样本剔除后进行回归。表6不同模型的回归结果均显示征收厘金显著提高了均价差,并且系数大小基本不变。其中模型(1)全样本的回归结果表明,征收厘金使省会与省内其他府的均价差上升了0.057两/石。这意味着厘金损害了省会与省内其他府的市场整合水平。

表6 以省会为中心的市场整合

	被解释变量:均价差				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	剔除最小1%	剔除最小5%	剔除最小10%	剔除最小20%
核心解释变量:					
厘金	0.057*** (0.021)	0.057*** (0.021)	0.056*** (0.020)	0.055*** (0.019)	0.054*** (0.017)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.291*** (0.010)	0.292*** (0.010)	0.302*** (0.010)	0.302*** (0.011)	0.310*** (0.013)
观察值	7796	7622	7101	6236	5022
R ²	0.809	0.812	0.818	0.818	0.830

说明:本表汇报的估计系数均由OLS估计得到,括号内为在府对层面聚类的稳健标准误;***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$ 。

(二)省际市场整合

前文已经考察了厘金征收对相邻府间和省内市场整合水平的影响,而省际间市场整合水平如何受厘金影响尚不清楚。而较长距离的省际贸易意味着整个经济在更大范围内实现资源的优化配置,对经济增长产生着重要作用。因此表7检验了厘金征收对相邻省间市场整合水平的影响,被解释变量是相邻省间的均价差,核心解释变量是表示相邻省间中至少有一个省开征厘金的虚拟变量。^①表7的模型(1)展示了全样本的回归结果,由于一些较低的价格差可能意味着不存在省际贸易,因此模型(2)—(5)分别将最小的1%、5%、10%和20%的均价差样本剔除进行回归。表7中所有估计系数都是显著的正数。模型(1)全样本的回归结果显示,厘金征收使省间均价差显著上升1.037两/石。这表明厘金也降低了省际市场整合水平。

表7 省际市场整合

	被解释变量:均价差				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	剔除最小1%	剔除最小5%	剔除最小10%	剔除最小20%
核心解释变量:					
厘金	1.037*** (0.272)	0.868*** (0.260)	0.909*** (0.266)	0.980*** (0.309)	0.470** (0.213)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

① 表7中标准误是省对层面的聚类稳健标准误,由于聚类数量较少,本文也使用了稳健标准误,结果与表7类似。

续表 7

	被解释变量:均价差				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	剔除最小1%	剔除最小5%	剔除最小10%	剔除最小20%
月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体特征×时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	3.321*** (0.767)	2.905*** (0.778)	3.072*** (0.816)	3.249*** (0.904)	4.698*** (1.061)
观察值	773	765	734	696	618
R ²	0.300	0.286	0.287	0.288	0.487

说明:本表汇报的估计系数均由 OLS 估计得到,个体特征包括人口密度、城市化率、市镇数量和税收;括号内为在省对层面聚类的稳健标准误;***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。本表的相邻省对包括:福建-广东、广东-湖南、广东-广西、广西-贵州、广西-湖南、湖南-贵州、湖南-四川、湖南-湖北、湖北-四川、贵州-四川。

六、结论

市场发育对经济发展的重要性已为研究者所熟知,为理解近代经济社会的艰难发展历程,有必要探讨那些损害市场整合的因素。本文量化考察了晚清一项重要的财税制度变革——厘金——对市场整合的影响。通过双重差分法,本文发现厘金征收使相邻府的粮食均价差提高了 0.039 两/石,这解释了样本中价格离散程度变化(0.065 两/石)的 60%,该结果意味着厘金显著降低了相邻府之间的市场整合水平。上述结果得到了平行趋势检验和稳健性检验的支持。最后,本文还发现厘金也显著降低了长距离的市场整合水平。

近代初期欧洲的经济增长离不开市场和商业贸易的推动。^① 工业革命后,一个成熟的世界市场也为西方国家的经济发展创造了良好条件。^② 在中国,虽然 18 世纪的市场整合水平与西欧相当,^③ 并且市场贸易和专业化分工也明显推动了当时的经济增长。^④ 但在 1840 年以后,中国不仅经济发展水平明显落后于西方,而且增长速度也十分缓慢。^⑤ 有限的市场整合水平可能是经济增长缓慢的重要原因:虽然近代中国的市场整合水平和商品贸易量可能比 1840 年以前有所提升,^⑥ 但是明显落后于同时期的西方国家,甚至是印度和日本。^⑦ 由于数据限制,本文未能全面地探讨近代市场出现的诸多新变化及其影响因素。但厘金从 1853 年出现,直至 1931 年“裁厘改统”,前后存在近 80 年,几乎贯穿整个近代的经济发展。本文对厘金与市场整合关系的量化考察,有助于理解近代,特别是晚清的经济发展历程,也丰富了一系列考察中国长期经济发展中市场整合问题的研究。

① D. C. North and R. P. Thomas, *The Rise of the Western World*, Cambridge: Cambridge University Press, 1973, pp. 114.

② K. H. O'Rourke and J. G. Williamson, *Globalization and History: The Evolution of a Nineteenth-century Atlantic Economy*, Cambridge: MIT Press, 1999, pp. 269 - 271.

③ C. H. Shiue, and W. Keller, "Markets in China and Europe on the Eve of the Industrial Revolution," *The American Economic Review*, Vol. 97, No. 4, 2007, pp. 1189 - 1216.

④ 相关研究参见王国斌:《转变的中国:历史变迁及欧洲经验的局限》,第 15—17 页;万志英:《剑桥中国经济史》,第 284 页;李伯重:《中国全国市场的形成,1500—1840 年》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》1999 年第 4 期。

⑤ 杜恂诚主编:《中国近代经济史概论》,第 324—325 页。

⑥ 吴承明:《近代国内市场商品量的估计》,《中国经济史研究》1994 年第 4 期。

⑦ L. Evans, "Junks, Rice and Empire: Civil Logistics and the Mandate of Heaven," *Historical Reflections / Reflexions Historiques*, Vol. 11, No. 3, 1984, pp. 271 - 313.

The Levy of Likin and Market Integration in the Late Qing Dynasty: A Quantitative Study Based on Difference-in-Differences

Cai Yang, Yang Lan

Abstract: Market integration has an important impact on economic development. In order to understand the difficult process of China's economic and social development in modern history, it is necessary to examine the factors harmful to China's market integration during this period. This paper utilizes Difference-in-Differences to analyze the negative impacts of Likin on grain market integration in the late Qing Dynasty. We find that the levy of Likin significantly reduced the degree of market integration among contiguous prefectures and this effect accounts for 60% of total variance in the market integration level. The result is supported by a variety of robustness tests. In addition, this study also finds that the levy of Likin has a significantly negative impact on the degree of long-distance market integration. The findings of this paper allow us to have a better understanding of the hard process of economic and social development of modern China, and at the same time, this paper enriches a series of research on China's market integration in long-run economic development.

Keywords: Likin, Market Integration, Difference-in-Differences

(责任编辑:马烈)

《白银与战争:晚清战时财政运筹研究》出版

暨南大学刘增合教授的力作《白银与战争:晚清战时财政运筹研究》入选“2019年国家哲学社会科学成果文库项目”,2021年4月由社会科学文献出版社出版。

本书将白银纳入考察视野,围绕晚清战时财政协济行动与非财政问题,重新发掘晚清咸丰朝以降之战时清廷财政制度嬗变之脉络,分析、阐释与此密切相关的问题,即战时财政制度运作中所涉及的一系列未被前人重视的面相,以及作者在研究过程中形成的新治史体会。大致内容如下:(1)清廷咸丰初年的变制行为,属于极端情况下的“被迫变革”,但结果不理想,只能酌拨旧制与咨商拨解新制交叉运行。(2)晚清战时财政协济制度的嬗变,并非一步到位,而是如巨流被阻于群山、沟壑,只能择薄弱之处冲出重围,曲折前行。由最初的户部酌拨制度,历经咨商拨济、就地筹饷制度、隔省筹饷、外债与内款组合运作等关键环节,达至新旧措施多重组合之制度。(3)战时地方督抚与统帅自筹军饷,因各种因素限制如安全利益、个人人脉、作战业绩、廷枢以及上谕的理解支持等,呈现能力各异之现象。(4)富裕省份作为协济主体,与协济对象关系的复杂,众多承担军饷协济省份的督抚司道,因辖区的安全利益,与统兵者交谊疏密,其心胸、格局表现各异,且督抚协济的积极与否,很大程度上受司道州县官员的牵制,清廷干预程度与协济成效之间也存在一定的关联。(5)清廷部署开辟战时新财源的行动紊乱杂沓,其中的随意性、无章法极为明显,且汲取财源意识欠缺、理财能力低下、理财思路偏狭,一味放权的结果就最终形成政治“异变”——外省势力坐大。(6)西征靖疆时期,清廷调融湘淮两股势力,平衡分饷的意识较强,但调融能力受制于战时部库存储实银的多寡及调度、指拨外省财源能力之强弱,调融行动只能是偏重一端而牺牲另外一端。

作者信守整体史观,将晚清战时财政协济行动与非财政问题研究的有机结合,从宏观着眼、微观入手,关注咸同以及光绪前期的战时财政协济制度及其运作,兼及各类非财政问题和制度之外的各类因素,诸如战争进程、人脉关系、畛域利益、国际关系,以及中外媒介之舆论干政等,精确把握财政因素与非财政因素的纠葛,梳理财政演变中的上层与下层附属机构、中央与省地层面的彼此照应,详细分析各个领域的彼此影响、相互制约,如实叙述事件各方的意图和言行,近真呈现晚清战时财政制度演变脉络。(佟胤)