

“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

冯颖杰*

摘 要 国民政府于 1931 年废除厘金、改办统税，史称“裁厘改统”。经济史学者通常认为这一政策促进了商品流通，有利于现代经济发展，但从基本经济理论与实证数据出发的讨论仍然缺乏。本文以厘金的发展历史为背景，利用民国时期的粮价数据，对厘金废除前后的市场整合程度进行了时间与空间上的对比。研究发现，厘金制度阻碍套利实现，造成市场分割，从实证数据上看，厘金废除后，远距离粮食市场间的整合程度得到了显著提升。“裁厘改统”促进了民国时期的市场整合，从而对 20 世纪 30 年代的经济发展起到了积极作用。

关键词 裁厘改统，市场整合，粮食价格

一、引 言

市场条件通常被认为是影响现代经济发展的一个极其重要的因素。在前现代社会，交通落后，信息闭塞，市场被分割成一个个狭小的区域，而工业革命之后，一个日益广泛的、成熟的、统一的世界市场开始形成，这为西方国家现代经济的发展创造了良好条件。与西方先进国家相比，中国的现代经济发展相对滞后，不论是鸦片战争前已经产生的资本主义萌芽，还是近代以来出现的民族资本主义，它们的发展都艰难而缓慢。造成这一结果的原因十分复杂，国内外学者有众多的解释，其中分割的市场条件被认为是一个重要的影响因素。因为高度整合的市场是一个国家现代经济起飞的重要条件，只有信息完善的、一体化程度较高的市场，才能为现代工业部门提供广阔的需求空间，使供求匹配，并使资源在一个更大的范围内实现优化配置，从而走向竞争均衡的最优状态。尽管学术界对近代前后中国的市场整合程度存在一定争议，但不可否认的是，当时的中国确实存在诸多阻碍市场一体化的因素，

* 北京大学经济学院经济学系。通信地址：北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学 46 楼 1122 室，100871；电话：15810545905；E-mail: fengyingjie1001@yahoo. cn。作者感谢北京大学经济学院管汉晖、赵留彦老师对本文的评论，同时感谢匿名评审人对本文提出的修改意见。当然作者文责自负。

而自清末产生之初便被赋予“恶政”之名的厘金就是其中之一。

厘金制度起源于清朝咸丰年间,声势浩大的太平天国运动席卷南方数省,清政府财政拮据,军费困难。为地方筹饷考虑,清政府开设针对货物产销征收的“厘金”,并迅速在全国推广,此后直到1931年国民政府全面裁撤厘金、改办统税¹,厘金才彻底退出历史舞台。厘金的名目繁多,其中影响最为恶劣的是针对商品运销征收的各种通过税,所谓“货无巨细,逢关抽厘”,全国“五里一卡,十里一局”几成普遍,商民负担大大增加。厘金在商品产销的多个环节重复征收,并且地方往往各自为政,缺少统一的标准。因此,经济史学界通常认为厘金的征收增加了商品的运输成本,阻碍市场经济的发展,并成为近代中国地方势力的重要财源,对统一市场的形成产生了非常消极的影响,阻碍着原本就弱小的民族工商业的发展。

尽管厘金被公认有以上种种弊端,但如何从事实出发,更加清晰地刻画厘金与近代中国市场整合程度的关系,仍是值得研究的问题。本文的思路是将裁撤厘金看做一次制度转变,从粮食价格的协整关系出发,对比分析厘金废除前后市场整合程度的差异,从而第一次从规范的角度对厘金与近代中国市场整合程度的关系进行了探讨。1931年国民政府第三次裁撤厘金终获成功,国内各种厘金全面废除,针对部分商品种类的、一次纳清、不再重征的“统税”建立。如果厘金制度对市场的分割作用显著,那么裁撤厘金之后,国内市场的整合程度就应该得到很大提高,而考察市场整合程度的一个途径是研究不同地域市场的价格相关性。根据经济学理论,在一个商品可以完全自由、无成本流通的环境中,不同市场中相同产品的价格波动应该一致,否则就存在套利的空间,直至重新达到均衡为止。相反,商品运销成本越高,套利越困难,从而使不同地域价格水平出现不一致,于是形成了市场分割。由于近代中国有保存较为良好的粮食价格数据,本文关于裁撤厘金与市场整合的探讨也就从粮价展开,希望能够从中得到一些有益的结论。

本文以下部分这样安排:第二部分是文献综述;第三部分概括介绍厘金的历史、种类和性质,并通过与中世纪欧洲关卡税的对比,讨论了厘金的弊端;第四部分利用一个简单的供求模型从理论上分析了厘金废除对于市场价格关系的影响;第五部分利用上海、芜湖、天津三地的粮价数据做协整关系的实证分析,以说明厘金废除对市场整合程度产生的实际影响;最后是对本文结论的总结性评述。

二、文献综述

利用粮食价格数据来研究市场一体化程度在经济史学界有着悠久的传统,

¹ 历史上一般简称为“裁厘改统”政策。

如 Chuan and Kraus (1975) 考察了一年苏州米价的季节变化, 发现其变动幅度竟比一年上海米价的季节变动还小, 经反复论证, 他们认为苏州李煦的奏报不实, 但经过改算, 仍然认为康熙末年苏州米市的组织和效率颇为完善, 不亚于 20 世纪初的上海市场。不过, 他们的研究并不以市场整合为主要对象, 因此只是初步的观察论证。此后, 经济史学界对粮食市场整合的研究更加系统化, 并开始利用一些数学工具加以定量分析。Wang (1989) 以 1738—1789 年苏州、杭州、广州、汉阳、淮安米价的变动为依据, 发现有可观程度的同步性或连动性, 任何两地的相关系数均为正数, 多数在 0.6 或以上; 尤其苏州与各地的相关最为显著, 反映其在大范围米市中的中心地位。陈春生 (1993) 和陈仁义等 (2002) 运用相关系数估计的方法分别研究了广东和东南市场的整合程度。吴承明 (1996) 回顾了学术界利用粮价研究市场整合的成果, 并总结了主要的研究方法 with 规范。卢锋和彭凯翔 (2004) 系统地研究了清代、民国和新中国的实际米价的长期变动特点, 其中, 通过对民国时期上海、杭州、天津、广州、重庆等城市米价数据的研究发现, 近距离地区及沿海地区之间的市场存在相当程度的整合, 然而沿海城市与位于内地的重庆的整合程度非常低。以上这些研究中的数量分析主要采用相关系数估计的方法, 时间序列分析中的协整理论应用得较少, 这一方法更多地见于国外学者的研究论著中。例如, Persson (1999) 利用协整分析法研究了 16 世纪至 20 世纪间欧洲谷物市场的整合。Shiue and Keller (2007) 利用清代中国和西欧的粮价数据研究发现, 18 世纪末中国与西欧的市场运行是可比的, 尽管其运行情况要比同时期的英格兰要差一些。Stephens *et al.* (2008) 引入转换的误差纠正模型 (switching error correction model), 分析了存在粮食贸易与不存在粮食贸易情形下津巴布韦粮食市场的空间价格调整。

以上文献均是利用价格数据分析市场的整体运行状况, 但关于某一重大历史事件, 如本文所要研究的“裁厘改统”政策, 对市场运行绩效的影响的研究还并不多见。大多数文献对于厘金的研究都是基于历史的、制度的视角, 定性地而非定量地说明厘金对近代中国经济的阻碍作用。关于这方面的研究最早可追溯到 1936 年罗玉东的《中国厘金史》, 这部著作引用了故宫博物院所珍藏的大量奏折, 汇集史书、地方志中的大量史料, 理清了厘金制度的来龙去脉, 描述了清末以来各地厘金状况及造成的影响。傅衣凌 (1946) 联系其他社会经济条件, 详尽探讨了厘金制度的起源问题。郑备军 (2004) 从制度变迁理论出发, 系统地梳理了厘金制度的起源、变迁、废除以及负担的转嫁关系等。对于民国时期的“裁厘改统”运动, 目前的研究大多是基于财政史的角度, 分析了废除厘金对政府财政的实际影响, 如贾士毅 (1934) 在《民国续财政史》中对厘金种类、数量、危害、裁厘经过、实际成效等都有详细探讨, 并提供了大量的宝贵的数据。袁成毅 (1998) 详细介绍了裁厘问题的由来, 分析了国民政府前两次裁厘运动失败而第三次裁厘终获成功的原因,

并论述了厘金裁撤造成的结果。

真正基于价格水平反映厘金裁撤影响的资料仅来自民国时期政府、民间的一些实际调查报告。例如,林熙春、孙晓村1935年编写的《芜湖米市调查》对芜湖、上海两地的粮价进行了对比分析,详细描述了芜湖粮食转运成本状况及厘金裁撤对于芜湖米市的影响,发现厘金的废除使商人更加自由地选择商品销售途径,导致芜湖传统米市的衰落,但就直观数据来看,相隔并不遥远的芜湖、上海两地的粮食价格走势并不一致。然而,此调查报告只做了现象记录,并没有进一步的严格的数量分析,更缺乏以经济理论为基础的深入研究。

总之,目前对于厘金与市场整合程度的研究大都是分离的,对市场整合的研究主要通过价格水平分析市场运行的总体特点,对厘金的讨论主要关注其历史发展、制度设计以及对财政税收的影响,定性分析多,定量分析很少,更缺乏规范的实证研究。本文在以上两类文献的基础上,将厘金与市场整合问题联系起来,利用20世纪二三十年代的芜湖、上海、天津三地的粮价数据及时间序列分析中的协整方法,考察1931年厘金裁撤对市场整合程度的影响,并利用数据、史实,阐释它们之间可能存在的关系。

三、厘金概述

(一) 厘金的产生、发展与废除

厘金制度起源于清朝末年。鸦片战争后,清政府国库日益空虚,陷入了严重的财政危机。1851年太平天国运动爆发,席卷南方数省,政府军费开支骤增,而江南一带原本就是全国财富中心,战争阻断了这一极端重要的税赋来源,使政府财政更加艰难。于是,在咸丰三年(1853年),针对货物产销征收的“厘金”在江苏扬州出现。厘金最初是一种地方劝商捐助“经费”的临时筹款方式,按惯例,这种临时课税在战争结束后就应废止。然而,太平天国运动被镇压后,中央、地方都不愿放弃这种解决财政困难的有效手段,因此,厘金不仅没有废除,反而作为一种常设税种在全国各省推广开来。²到1861年,全国已有19个省份创办推广了厘金制度,“在厘金最滥的时期,竟有大小厘局、分卡一万处以上”(郑备军,2004,第9页)。同时,厘金的征收范围也不断扩大,几乎涵盖了一切日用百货商品。以开设厘金最早的江苏省为例,全省课厘货物共有25类,包括货物1241项(罗玉东,1936,第236页)。

² 由临时捐助转变为经常性课税其实是税收产生的常态,这里的论述仅仅是针对中国的厘金。

民国建立后，厘金制度被保留了下来。北洋政府时期，由于连年战争，军费开支巨大，中央和地方都把厘金作为确保财政收入的重要手段，地方军阀更以此为财富基础，努力扩张各自势力。尽管政府也曾不断提出整顿、裁撤厘金的计划，但收效甚微，厘金收入在政府财政中一直占据着相当重要的地位。贾士毅（1934）在《民国续财政史》中给出了民国八年（1919年）与民国十四年（1925年）厘金（主要指货物税）的预算状况（见附录I），当时厘金的预算收入大约在4000万元上下，从1919年到1925年增长了16.4%。

国民党取得政权后，分别于1927年、1928年、1930年召开会议，下达裁厘命令，前两次由于地方阻挠、政策不当均告失败，直到1931年全面裁撤厘金、改办统税，第三次裁厘终获成功，存在了近八十年的厘金被永远废止。尽管此次裁厘运动仍有许多受到诟病之处，但客观地说还是较为彻底的。表1给出了裁撤厘金前夕——民国十七年（1928年）所做的各省厘金状况调查，包括税率、税额等。从中可以看出，在国民政府建立之初，各省厘金征收以百货为主，税率参差不齐，最高者已达到20%以上，征收额最大的地区是江苏，其次是广东、浙江，全国厘金收入在5000万元以上。³据统计，1928年与1929年厘金收入在政府财政中所占比例分别为14%和10%⁴，尽管比例似乎不高，但必须考虑以下三个事实：1928年后国民政府已经第二次推行裁厘，尽管效果不好，但在此背景下，厘金征收毕竟受到一定限制；中国在此期间逐渐实现了关税自主，关税收入大幅增长；厘金税收很大部分是归入地方收入，6000余万元的收入仍然非常可观。所以，厘金在财政中仍占据着重要地位。

表1 1928年各省厘金状况调查汇总

省别	征税种类	原定税率	1927年全年收数 (银元)
江苏	百货		6 824 974
浙江	百货		5 144 843
安徽	百货		1 047 380
山东	百货	2%	
福建	百货		1 102 110
广东	百货	1%—15%	5 351 260
广西	百货		2 698 552
湖北	百货	3%	3 006 233
湖南	百货		3 511 155
河南	百货	25%	846 264
陕西	百货	5%	1 535 847
江西	百货		2 741 523

³ 关于全国局卡总数的统计存在问题，但大致估计在700个以上。

⁴ 根据贾士毅《民国续财政史》中的数据计算。

(续表)

省别	征税种类	原定税率	1927 年全年收数 (银元)
云南	百货		181 969
四川	百货	25%	464 112
贵州	百货		1 060 817
新疆	百货	3.40%	1 432 875
绥远	百货	2.50%	1 035 454
热河	百货	1.15%	970 698
察哈尔	茶		74 325
宁夏	百货	5%	260 403
山西	统税	2%	1 272 138
河北	统税	2.50%	1 248 694
辽宁			
吉林	产销税	2%	4 214 936
黑龙江	产销税	5%	3 620 355
甘肃	统捐	5%	496 950
总计			50 143 867

资料来源：贾士毅，《民国续财政史》，商务印书馆，1932—1934年。表内空白代表在原书中没有列出。

(二) 厘金的种类与性质

厘金产生之初只是一种地方创办的临时筹款方式，并无章法可循，因此，厘金征收就有了极大的自由空间，其名目繁多，程序复杂，成了滋生官员勒索、贪污的温床。本文并不讨论厘金制度的繁复细节，只对厘金的种类、性质做出区分，这对于正确理解厘金与市场一体化以及现代经济发展的关系都是十分必要的。

厘金是针对国内贸易的一种税赋，由于创办之初对货物值百抽一，故称“厘金”。厘金按其征税品种，可分为百货厘、盐厘、洋药厘、土药厘等很多类别，但按照商品类别的分类并不能准确反映厘金的性质，比较合理的一种分类标准是厘金征收的地点。按此标准厘金大致可分为三类：

(1) 出产地厘金，即在出产地对丝、布等土货征收的产地捐，采取先捐后售的方式；

(2) 通过地厘金，以货物由某地运至另一地的运销行为为征收对象。根据具体征收方式又可细分为三类，包括只在起运地征收一次的厘金或统捐，在起运地与到达地各征收一次的“起厘”与“落地厘”，以及在起运地征收一次而在中途征收一次、二次甚至多次的“起验制”厘金；

(3) 销售地厘金，即在商品销售地征收的“坐厘”、“埠厘”等。

从这一分类中可以看出，“厘金”是一个十分宽泛的概念，它涵盖了许多性质不同的税种。贾士毅（1934）在《民国续财政史》中比照外国税法对其做了一个分类，他认为坐厘、商捐、产地税、销场税等，大致类似于西方各

国的营业税、资本利息税，牙厘等接近于各国的所得税、行为税，货厘近于出产及日用品消费税，只有各类通过税，在当时各国租税制度中没有相对应的税种⁵，并称“最为商民痛心疾首必欲速去而后快者，唯‘逢关纳税，过卡抽厘’，如第四项之通过税，及类似厘金之杂税而已”。这里，通过税仅是一个统称，其中包含的税种很多。如图1所示⁶，通过税分成两大类，一类是在与其他国家签订的条约中规定的税目，主要与进出口商品有关；另一类是国家税法明定的税目，主要与行销内地的货物有关。对于各种税的具体定义，这里并不做进一步解释，而只关注其“通过税”的性质。由于“厘金”是比较习惯的称呼，本文以下仍然采用这一用法，但应当明确，厘金所指乃是各种类型的通过税。

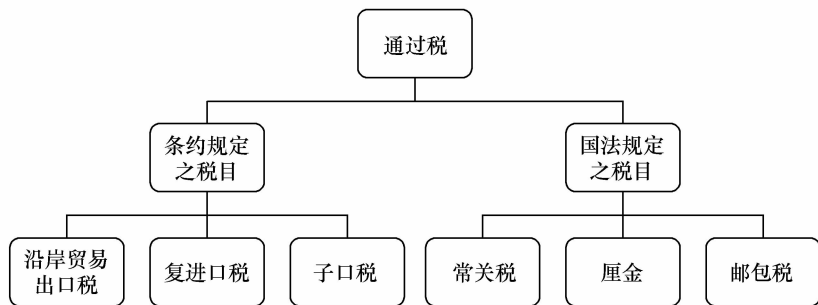


图1 通过税分类

（三）厘金的弊端

从现代财政学的角度来看，近代中国征收的厘金基本可归入商品税这一类别。商品和劳务税的税基十分广泛，在现代国家的财政体系中同样占据着十分重要的地位。所以，我们不能对厘金税收一概加以否定。事实上，近代中国征收厘金开创了对流通中商品进行征税的先例，符合商品经济不断发展的历史趋势，在某种程度上是一种税制的进步。

厘金真正的弊端在于它重复征收、缺少规范，并且地方各自为政，造成了财政主权的分散。一方面，厘金关卡对商品产销的多个环节重复征税，加重了生产者与消费者的税收负担，从而扭曲生产和交易的正常进行，带来效率的损失，这正是传统流转税制的弊端，也是现代国家普遍推行增值税的原因之一；另一方面，厘金税制混乱，没有统一的标准，成了近代中国地方军阀势力的财富保障，破坏了中国的财政主权统一，不利于统一的全国市场的形成。在厘金废除后，新设的统税由中央直接控制，税率统一，对货物征收，一税之后便可行销全国，这都在一定程度上避免了厘金的上述弊端。

⁵ 事实上，如下文中所述，在欧洲历史上也曾存在过各类关卡税，其性质与这里的通过税类似。

⁶ 此分类参见贾士毅，《民国续财政史》，商务印书馆，1932—1934年。

此外,关于主权统一对市场整合、经济增长的意义,我们还可从西欧中世纪的历史中得到更进一步的认识。与厘金关卡相似,中世纪欧洲大陆上也曾存在过大量的关卡,对来往的商品征收过路费。据记载,“在边界线上、河流道路上、城镇集市上和海港上,各种税费多如牛毛”,“在卢瓦河、萨穆河、奥斯河、罗恩河和加龙河上有数不清的收费站”,“即使在15世纪晚期的塞纳河,对航程在200英里以上的谷物所征的税超过其销售价格的一半”(波斯坦等,2003,第154—155页)。沉重的税负使商人的贸易面临着巨大阻碍,对欧洲市场整合产生了消极影响。中世纪晚期,欧洲面临着巨大的社会经济危机,传统的分散的领主经济趋于崩溃,中央集权的主权国家逐步在欧洲大陆上建立,地方关卡废除,一体化的市场逐渐形成。对于这段历史,Epstein(2000, p. 52)认为,“在封建系统中经济的发展是两种相对立的力量共同作用的结果”。一方面,封建经济会维持并强化分散的自给自足的经济方式,领主为维持其权利反对自由贸易,而这会导致农业创新的减少;另一方面,各地对集权的统一政治管辖权的追求最终战胜封建经济分散化的阻碍,降低了交易成本,促进了商品化与分工,推动了经济发展。

由此可见,主权统一对市场整合有着积极的影响。近代中国厘金税收的弊端不仅在于它加重了商民负担,更重要的是破坏了国家财政主权的统一,阻碍了一体化市场的形成,对市场经济的发展产生了不利影响。

四、裁撤厘金与市场一体化:理论分析

从经济学的视角来看,裁撤厘金是政府经济政策的变动,导致所谓制度转变(regime shift),或称为结构变动(structural break)。制度转变问题一直是经济学研究的重要内容,为此提出了大量的研究方法。在本部分中,我们从比较静态的角度分析废除厘金这一制度转变对于市场价格关系的影响。

以下只考虑关于一种商品的两个市场。设该同质商品为 X ,存在两个不同的市场A、B。市场的“不同”体现在空间上的差异,每个市场内有各自的供给者群体与生产者群体,两个市场的供给、需求曲线可能不同,但市场价格信息是公开的,不存在信息传导上的障碍。⁷商品在不同市场间的运输是允许的,但存在运输成本以及“厘金”,只有缴纳了各关卡税费的商品才被政府允许进入另一个市场交易。假定两市场间每单位商品的运输成本为 c ,须缴纳的厘金为 π 。⁸

⁷ 这一假设在近代中国应当是合理的,尽管中西部内陆省份受自然条件、经济水平等制约而较为闭塞,但在长江流域、东南沿海以及华北地区,商业活动兴盛,主要商品的市场价格都是公开的,而且随着近代通信技术条件等的发展,信息传导也更加迅速。

⁸ 厘金有从量征收与从价征收两种形式,又以从量征收为主,此处只对从量征收做出分析。

我们称此时的市场处于时期 1，作简单的供求图（图 2）如下：

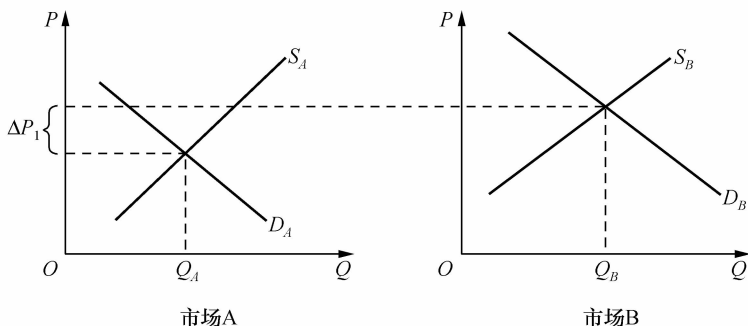


图 2 厘金废除前市场状况

由于不同地域消费者需求状况或者生产者成本状况各不相同⁹，不同市场内所形成的均衡价格可能不同。在我们的分析中，假设市场 B 的均衡价格高于市场 A，两市场间存在价格差 $\Delta P_1 (= P_B - P_A)$ 。如果存在粮食贸易，长期来看两地市场达到竞争均衡状态，即满足 (1) 式：

$$P_B - P_A = c + \pi. \quad (1)$$

在这一状态下，两地价格差恰等于两地间运输成本和厘金之和，商人在关于是否运输 A 市场商品到 B 市场的选择上是无差异的，套利行为不能获得更多收益。如果价格差大于两地间运送商品的成本，则套利行为就会发生，直至两市场回到竞争均衡状态。

在某一时刻 T_0 之后，厘金被废除，两地市场进入时期 2。此时 $\pi = 0$ ，两地间运送商品的成本减少。只要出现 $c < P_B - P_A$ ，将商品运往市场 B 出售就是有利可图的。市场 B 的供给增加，市场 A 的供给减少，两市场间的差价减小 ($\Delta P_2 < \Delta P_1$ ，见图 3)。

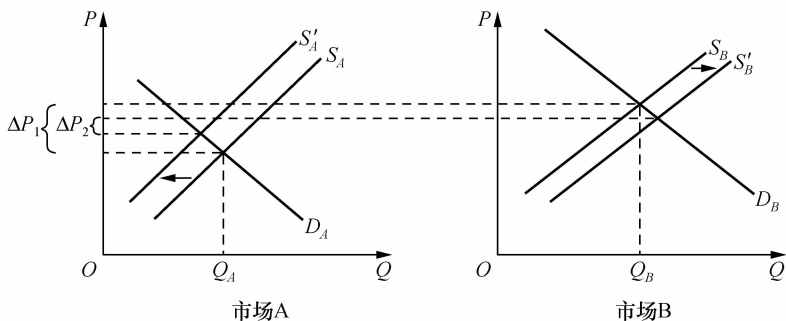


图 3 厘金废除后市场状况

⁹ 由于并非本文研究的重点，在这里不作详细区分。

最终, 两地间市场存在一个新的竞争均衡:

$$P_B - P_A = c. \quad (2)$$

极端情况下, 若随交通条件改善, 运输成本也消失, 则两市场价格差最终将完全消失。

以上讨论是以存在粮食贸易为前提的。如果价格差异小于两市场间运送商品的成本, 则不存在套利空间, 两地间不存在粮食贸易。例如, 在时期 1, 若满足 $\pi > P_B - P_A - c$, 则商人不会将 A 市场粮食运往 B 市场销售。

这一部分仅在理论上比较静态地分析了厘金废除对市场价格关系的影响。以下我们将利用协整分析方法, 从数据出发, 更细致地考察厘金废除对于粮食市场价格关系的影响。

五、基于粮价数据的实证分析

要说明裁撤厘金对于市场的影响, 还须从不同市场价格水平入手进行研究。本文选取粮食价格作为代表, 原因如下: 第一, 近代中国的粮价资料丰富, 整理较充分, 质量也较好, 而其他商品的价格数据则相对零散; 第二, 中国地域广阔、人口众多, 不同耕种条件与人口状况自然形成了粮食生产区与粮食消费区的分化, 明清以来国内粮食贸易日渐频繁, 市场发育比较成熟; 第三, 粮食贸易一直是厘金征收的重要对象之一, 其价格比较能够反映厘金对市场的影响。基于以上三点, 粮食价格可以很好地反映中国当时的市场运行情况。

(一) 粮价数据集

中国近代前后的粮价数据非常丰富。Wang (1992) 整理发表了长三角地区近 300 年来的米价变化数据, 主要是以苏州、上海的记录为依据。上海特别市政府社会局根据报载的日成交价记录整理了上海民国时期的月度粮价。社会经济调查所在 1935 年对芜湖米市进行了全面详尽的调查, 由林熙春、孙晓村编制了《芜湖米市调查》, 完整记载了 1924 至 1934 年间芜湖月度米价数据。南开经济调查所对民国时期天津市场的分品种粮价也做了较为详尽的记录。

尽管前人对粮价数据的整理已有许多, 但数据质量不尽相同, 有的残缺不全, 有的仅限于较短的时间跨度, 有的采用批发数据, 有的采用零售价格, 各地货币单位不一, 度量衡混乱。本文采用了芜湖、上海、天津三地的粮价序列, 这种选择是综合了数据真实性、完整性、代表性的结果。具体地, 此组数据具有如下特征:

1. 时间跨度大致相当，粮食品种具有可比性

芜湖与上海粮价序列包含自1924年1月至1934年12月的月度粳米价格数据，而天津序列则完整地包含了自1926年1月至1934年12月各月粳米价格，这些粮价数据包含丰富的信息，能较好反映粮食这种季节波动性较强的商品的特征。

2. 可信度高

芜湖、上海序列均来自社会经济调查所的米市调查，此调查直接受国民政府委托，深入地方，获得了非常宝贵的原始数据，而天津序列由南开经济调查所编制，专业性很强。

3. 具有一定地域代表性

“芜湖为皖省经济之中心，同时也是国内最大米市，长江下游各埠以及沿海缺米省份，常依赖芜米供给，地位重要，处于皖中皖南及沿江各县交通枢纽，附近生产粮食，年有六百万至一千万石米粮剩余，光绪24年开埠，广闽浙及华北诸商咸集于此”（林熙春和孙晓村，1935）。上海是当时国内最大的米粮消费市场，同时亦为最大集散市场，洋米内销及内外输送大多经此转运。天津自近代洋务运动以来成为当时北方最重要的工商业城市，粮食市场发达，涵盖京、津、冀周边各地，交通便利，沟通南北。在地理位置上，天津为北方港口，上海为长江入海口处港口，而芜湖为内陆长江口岸，三城市有南有北，有内陆有沿海，代表着不同的地域。

4. 三城市彼此间通过各种方式发生联系

此特征是进行市场整合分析的必要条件。上海、天津分别是南北方重要港口，相距大约1000公里，通过近代海上货轮运输紧密联系在一起。芜湖为长江口岸，与上海相距仅400公里，两城市依托长江流域内河航运，商路十分便捷。芜湖与天津相距约900公里，相互间既有通过内陆、运河发生的直接联系，也有经过上海中转的间接联系。此外，津浦铁路开通后，南北间的铁路货运也开始发挥重要作用。因此，这三座城市及其所代表的地域之间有着密切的市场联系。

5. 便于排除一些其他因素的影响

近代中国战乱频仍，地方军阀割据，这都严重阻碍着市场机制的正常运行。在我们所分析的时间跨度内，这三座城市尽管在一定程度上也受到了战争的破坏，但总体来说市场是持续的、完整的，且地方割据势力的影响很小，市场受到的管制也比较少，这为我们进一步的分析提供了帮助。

（二）计量分析方法

时间序列分析中的协整方法是研究空间市场关系的有力工具。一般地，如果一组变量非平稳，在经过某种线性组合之后可以变成平稳的，那么这组变量就被定义为是协整的。这些变量尽管非平稳，但随时间的推移它们将一

起运动,即存在某种影响这些序列的因素,使它们在长期中受到某种关系的约束。协整关系被视为长期均衡的现象,这是由于协整变量也许在短期会偏离它们的关系,但从长期看它们会回复到原有的联系中去。

理论上,不同地域间的粮食市场应当存在着协整关系。套利机制是影响不同市场价格运行的内在力量,发挥着某种“束缚”作用,使这些价格序列相互间不会发生太大偏离。但厘金制度会阻碍套利的实现,从而削弱不同市场间的协整关系,而厘金的废除作为制度转变,会从多个方面影响空间市场的价格关系,提升市场一体化的程度。

此外,协整分析的优势还在于它可以包含相当多的因素。协整分析关注的是序列间的关系,而只要市场是在正常运行,那么自然灾害、战争等外生冲击就都可以涵盖在其研究之中。因此,其结论也更加可靠。

本文沿用 Shiu and Keller (2007) 对粮食市场的一些基本假定,围绕 1931 年的“裁厘改统”政策,建立存在结构变动点的两时域协整与误差纠正模型。

设 t 期谷物供给为 z_t , 无弹性, 分布随机, 由外部农业环境决定, 其条件分布函数为

$$F_{z_t|z_{t-1}}(Z|z) = \Pr(z_t \leq Z | z_{t-1} = z). \quad (3)$$

每期生产的谷物都被当期消费, 设 t 期价格为 p_t , 市场反需求函数为

$$p_t = a + bz_t. \quad (4)$$

谷物收成遵守以下过程:

$$z_t = \rho z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

其中 ε_t 为白噪声序列。

假设天气等外生因素的冲击有着永久的效应, 粮食价格序列非平稳 ($\rho = 1$), 即有一个单位根。于是,

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

$$p_t = p_{t-1} + u_t, \quad (7)$$

$$u_t = b\varepsilon_t. \quad (8)$$

假设有两个市场 A、B, 其价格序列分别为 p_{At} 、 p_{Bt} , 且均满足 (7) 式, 即两市场价格序列均是非平稳的。若两地价格序列的线性组合是平稳的, 即存在 (α_A, α_B) , 使

$$\omega_t = \alpha_A p_{At} + \alpha_B p_{Bt} \sim I(0) \quad t = 1, \dots, T, \quad (9)$$

则说明这两个价格序列是协整的, 两地市场价格之间存在长期的关系, 不会完全自由地背离。于是, 可以继续建立相应的误差纠正模型 (error correction

model):

$$\Delta p_{A_t} = \beta \Delta p_{B_t} + \alpha \omega_{t-1} + e_t. \quad (10)$$

(10) 式中 e_t 是误差项, Δp_{A_t} 、 Δp_{B_t} 分别是两市场价格的一阶差分, ω_{t-1} 为误差纠正项 (带有一阶滞后), 当两地价格序列协整时, 这项也是平稳的, 故可进行回归。 β 描述了两地价格变化间的短期关系, 而 α 是误差纠正系数, 描述的是回到均衡的调整速度, 测定了所纠正的最近时期均衡误差在总的均衡误差中所占的比例。

当存在单一结构变动点时, 设 T_0 为发生结构变动的时间点 (break-point), $1 < T_0 < T$, 协整与误差纠正模型至少可能发生三种意义上的改变:

1. 协整存在性变动

协整存在性是一种性质上的变化, 即在结构变动时点前, 一组变量间不存在 (存在) 协整关系, 而在该时点之后存在 (不存在) 协整关系。延续以上的模型设定, 若不存在 (α_A, α_B) , 使得以下关系成立:

$$\omega_t = \alpha_A p_{A_t} + \alpha_B p_{B_t} \sim I(0) \quad t < T_0, \quad (11)$$

同时, 存在 (α'_A, α'_B) , 使得以下关系成立:

$$\omega_t = \alpha'_A p_{A_t} + \alpha'_B p_{B_t} \sim I(0) \quad t \geq T_0, \quad (12)$$

则称两地间价格序列的协整关系存在性发生改变。这是由不协整转变为协整的情况, 相反方向的变动可按同样的方法定义。

对于协整存在性变动, 目前文献中的论述还很少, 杨宝臣和张世英 (2005) 将其定义为部分变化型变结构协整¹⁰, 并提出了三种统计量进行检验。但总的来看, 对于已知时间变动点的协整存在性变动问题, 尚没有完善的直接检验方法。本文将考虑这种可能出现的协整存在性改变, 采用分段检验的方法进行试探性的分析。

2. 协整关系的参数改变

第二种可能的变动是协整关系中参数的改变。具体的, 若存在 $(\alpha_A, \alpha_B) \neq (\alpha'_A, \alpha'_B)$, 使得以下关系成立:

$$\omega_t = \alpha_A p_{A_t} + \alpha_B p_{B_t} \sim I(0) \quad t < T_0, \quad (13)$$

$$\omega_t = \alpha'_A p_{A_t} + \alpha'_B p_{B_t} \sim I(0) \quad t \geq T_0, \quad (14)$$

则称协整关系的参数发生变动。

实际研究中一般通过以下回归:

¹⁰ 该文中对不存在协整关系的理解不准确, 不能因为存在参数向量使变量线性组合非平稳即认定变量间不存在协整关系。

$$p_{A_t} = \gamma_0 + \gamma_1 p_{B_t} + \omega_t, \quad (15)$$

提取残差 $\hat{\omega}_t$ 做平稳性检验, 以此来确定两变量间是否存在协整关系。因此, 协整关系的参数变动又可分为常数项的漂移、伴随趋势项的常数项漂移、体制转换等 (Gregory and Hansen, 1996)。

对协整关系参数改变的研究至少应考虑两个问题: (1) 考虑到结构变动前提下的协整存在性检验; (2) 协整关系参数变动的检验。对于这两个问题, 文献中已有相当多的研究, 如 Gregory and Hansen (1996) 给出了结构变动点未知时三种可能的协整检验统计量, Hansen (1992) 基于完全修正的最小二乘估计 (fully modified OLS) 给出了检验协整结构变动的一系列统计量。本文将借鉴这些研究成果, 在适合的情形下进行协整参数变动的检验。

3. 误差纠正过程的改变

以上两种情形的结构变动都是发生在协整回归过程中, 另一种可能的结构变动发生在误差纠正模型之中。外部政策的改变可能会影响不同地域价格之间向长期均衡的调整过程, 误差纠正模型中截距项、变量斜率都可能随之改变。

实际研究中建立误差纠正模型时, 通常将 (15) 式中得到的残差 $\hat{\omega}_{t-1}$ 作为误差纠正模型的解释变量, 并加入截距项、适当的滞后项:

$$\Delta p_{A_t} = c + \sum_d \beta_d \Delta p_{B_{t-d}} + \sum_{d'} \theta_{d'} \Delta p_{A_{t-d'}} + \alpha \hat{\omega}_{t-1} + e_t. \quad (16)$$

若 (16) 式的误差纠正模型可能发生结构变动, 则加入虚拟变量进行分析。例如, 假定

$$D_t = \begin{cases} 0 & t < T_0 \\ 1 & t \geq T_0 \end{cases}, \quad (17)$$

建立结构变动的误差纠正模型, 如 (18) 式, 并检验虚拟变量系数的显著性。

$$\Delta p_{A_t} = c + \sum_d \beta_d \Delta p_{B_{t-d}} + \sum_{d'} \theta_{d'} \Delta p_{A_{t-d'}} + \alpha \hat{\omega}_{t-1} + \alpha' D_t \hat{\omega}_{t-1} + e_t. \quad (18)$$

(18) 式中仅加入了虚拟变量与误差纠正项的交互项, 分析中也可添加更多的虚拟变量, 以观察截距项或其他变量的斜率是否发生变动。

综合以上的讨论可知, 结构变动下的协整分析包含的内容相当复杂。总结起来, 本文对各个序列的分析将包括: (1) 考虑结构变动的全时期协整存在性检验; (2) 分段序列协整存在性检验; (3) 对存在全时期协整关系的序列进行协整回归参数变动的检验; (4) 对存在协整关系的序列建立误差纠正模型, 考虑可能发生的结构变动。

最后, 在建立误差纠正模型的同时, 本文还考虑了各个序列组合的 Granger 因果关系 (Granger causality)。Granger 因果关系分析的是一个变量的变化是否会带来另一个变量的变化, 反映了一个变量的当前值与其他变量

的滞后值之间的相关关系（并非真正的因果关系）。标准的 Granger 因果检验通常考虑如 (19) 式的回归

$$\Delta p_{A_t} = c + \sum_d \beta_d \Delta p_{B_{t-d}} + \sum_{d'} \theta_{d'} \Delta p_{A_{t-d'}} + e_t. \quad (19)$$

如果 (19) 式中系数 β_d 联合显著，则 Granger 因果检验的原假设，即 p_B 不是 p_A 的 Granger 原因，将被拒绝。同理，当对 Δp_{B_t} 回归时，若 $\theta_{d'}$ 联合显著，则原假设 p_A 不是 p_B 的 Granger 原因被拒绝。

然而，对于协整变量而言，这种标准检验可能无法准确探测到可能存在的 Granger 因果关系。更有效的检验方法应基于 (16) 式的误差纠正模型进行。(16) 式中加入了协整回归的滞后残差，因此，Granger 因果关系的传导可能从误差纠正项及 p_B 的滞后差分项这两种渠道进行 (Granger, 1988)。即便 p_B 的滞后差分项系数联合不显著，若误差纠正项系数显著，Granger 因果关系仍然可能存在。事实上，Granger (1988) 的研究已经证明，存在协整的变量之间至少应当存在某一种方向上的因果关系。因此，本文对 Granger 因果关系的分析将基于误差纠正模型进行。

另外，需特别指出的是，协整变量之间有可能存在双向反馈。就本文的粮食市场而言，这意味着 A 市场与 B 市场可能会同时发生调整，产生双向的 Granger 因果关系。因此，对于每个市场组合，我们按照 (16) 式对两个市场分别建立误差纠正模型，分析其 Granger 因果关系。

(三) 实证结果

1. 描述性统计

三个序列的一些简单统计结果如表 2 所示：

表 2 三地粮价简单统计量

序列	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
芜湖	132	8.006591	1.834815	4.35	12.76
上海	132	9.892652	2.135100	6.29	15.65
天津	108	12.02694	2.036286	7.99	15.94

序列间的相关系数矩阵如表 3 所示：

表 3 三地粮价相关系数矩阵

	芜湖	上海	天津
芜湖	1.00000	0.77474	0.80791
		<0.0001	<0.0001
上海	0.77474	1.00000	0.70661
	<0.0001		<0.0001
天津	0.80791	0.70661	1.00000
	<0.0001	<0.0001	

注：相关系数下所标注的为显著性 p 值。

从以上统计发现,天津的粮价均值最高,上海的粮价波动强烈,芜湖的粮价均值最低,波动也相对较小,三地序列间确实存在着显著的线性相关关系。

2. 序列平稳性

图4给出了三地粮价的时间序列图:

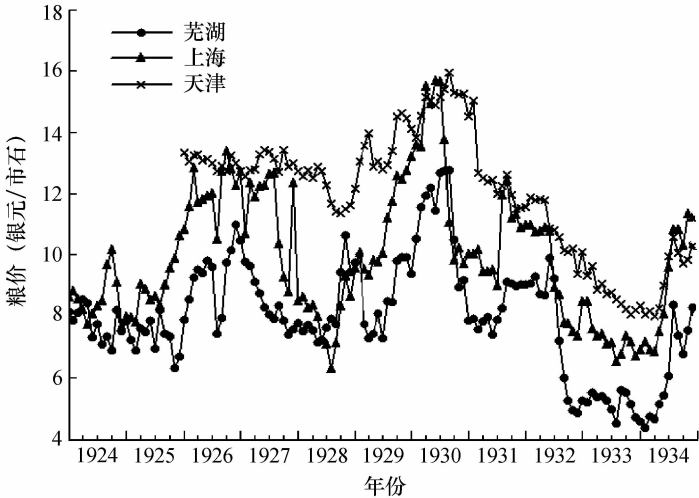


图4 三地粮价序列

总体来看,三地之中,芜湖米价最低,天津米价最高,这符合当时的现实,因为芜湖地处产粮区,是重要的粮食输出地,而天津一带并非产米区,大米主要从上海等地运输。三地米价大致遵循着相同的变化趋势,且都有较强烈的波动性,30年代前有一定的上升趋势,但在之后均发生了非常明显的连续下降,初步判断其可能非平稳。

为更准确地判断序列平稳性,我们还须使用严格的假设检验方法。增广的DF检验(Dickey and Fuller, 1979)是判断时间序列平稳性常用的方法,简称为ADF检验。例如,对于A粮食市场,该检验利用下式的回归

$$\Delta p_{A_t} = \delta_0 p_{A_{t-1}} + \sum_d \delta_d \Delta p_{A_{t-d}} + \varepsilon_t. \quad (20)$$

对 δ_0 作假设检验。在原假设下 p_{A_t} 非平稳, $\delta_0=0$,若能否定原假设,则可以认为 p_{A_t} 平稳。ADF检验需要选择适当的滞后差分项长度,不同的滞后长度可能会得出不同的结果。信息准则通常被认为是选择滞后长度的较好标准,其基本含义是,变量个数增加导致模型拟合度增加的同时对变量个数进行惩罚,在拟合度与变量个数之间做出最优选择(赵国庆等,2008)。本文利用Schwarz信息准则选择ADF检验的滞后长度。该准则采用贝叶斯方法,故也称为贝叶斯信息准则(BIC)。具体而言,该准则要求选择滞后项长度使得

(21) 式所表示的 BIC 值达到最小：

$$\text{BIC} = -2l_{n,k}/n + k\ln(n)/n, \quad (21)$$

其中， n 是样本数量， k 是滞后项数， $l_{n,k}$ 是对数最大似然值。

表 4 报告了对三地粮价做平稳性检验的结果¹¹，从中可以发现，三组价格序列的水平值非平稳，而经过一次差分之后都拒绝了原假设，因而可以认为三个序列均只有一个单位根。

表 4 三地粮价 ADF 检验结果

城市	水平值		一次差分后	
	t 统计量	P 值	t 统计量	P 值
芜湖	-2.410727	0.1408	-10.85326	0.0000
上海	-2.547698	0.1067	-12.21094	0.0000
天津	-1.136384	0.6993	-10.58983	0.0000

注：表中 P 值根据 MacKinnon(1996)给出的单边 P 值计算法得出。

3. 协整存在性检验

根据之前的讨论，对每组地域价格组合的协整存在性检验分为两类：

(1) 全时期协整存在性检验。通常的做法是按照 (15) 式做回归，对残差做 ADF 检验。但已有大量研究表明，当存在结构变动时，传统 ADF 检验的势会急剧下降 (Gregory and Hansen, 1992)，从而难以发现可能存在的变结构协整关系。因此，本文在做传统 ADF 检验的同时，考虑了加入时期虚拟变量的协整回归，即

$$p_{At} = \gamma_0 + \gamma_0' D_t + \gamma_1 p_{Bt} + \omega_t, \quad (22)$$

其中， D_t 是时期虚拟变量。由于本文研究的是废除厘金对于协整关系可能造成的结构性影响，故以 1931 年废除厘金政策全面实施为界，将序列划分为两个时期。以下的分段检验同样依据这一思路。

需要说明的是，(22) 式的回归只存在截距项的漂移，这是因为，如果全时期存在协整关系，根据第四部分的分析，厘金废除的影响表现在商品运送成本的减小，反映在回归式中就是截距项的变动。

(2) 分段协整存在性分析。全时期序列不能通过协整检验时可能存在两种情况：序列间确实不存在协整关系，或协整存在性发生变动。因此，有必要对序列样本做时期划分，分段进行协整检验。为了与全时期检验进行对比，本文对所有序列组合做分段协整检验，而不仅限于那些不存在全时期协整关系的样本。

表 5 中给出了回归及检验的主要结果，表中组合顺序代表着回归方程的形式，

¹¹ 下文中段协整检验以 1931 年为界分别进行，为保证分析的严格性，我们对三地序列也进行了划分时期后的 ADF 检验，但结果表明三地粮价在各个时期均是非平稳的。

第一个市场的价格为被解释变量 (p_A), 第二个市场的价格为解释变量 (p_B)。

表5 三地粮价协整检验结果

组合	时期	系数估计值			残差检验
		$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}'_0$	$\hat{\gamma}_1$	t-statistic
上海-芜湖	1924—1934	2.674402		0.901538	-4.603226***
		1.916115	0.520136	0.974925	-4.717669
	1924—1930	1.673121		1.002325	-3.598152**
	1931—1934	2.860349		0.906387	-3.632296**
天津-上海	1926—1934	5.543495		0.638653	-2.398990
		8.554027	-2.072569	0.432837	-2.697356
	1926—1930	10.24896		0.279459	-1.366914
	1931—1934	3.684433		0.742650	-3.567841**
天津-芜湖	1926—1934	5.347722		0.823560	-3.072194
		7.874830	-1.545968	0.596683	-3.097499
	1926—1930	9.682171		0.399257	-2.198634
	1931—1934	5.025444		0.788227	-3.294491*

注: (1) 残差检验的临界值根据 Mackinnon(1991)给出的脉冲响应面函数得出,与样本量有关,具体临界值表在附录3中给出。(2) 残差检验利用 Schwarz 信息准则确定适当的滞后长度。(3) *、**和***分别代表统计显著性为10%、5%和1%。(4) 所有组合加入虚拟变量回归后的残差t统计量都未标注显著性水平。

就整个时期来看,仅有上海-芜湖组合通过了传统的协整检验,其残差的t统计量达到了0.01的显著性水平。天津-上海、天津-芜湖组合的残差t统计量都较大(绝对值较小),统计上不显著。考虑到结构变动后,各个组合的残差ADF检验的t统计量都减小了,但都变化不大。¹²因此,全时期分析的结果表明,只有上海与芜湖市场的价格间存在整个时期的协整关系。

考虑到可能发生的协整存在性变动,我们继续做分段协整检验。更进一步的结论被发现了:上海-芜湖组合的价格在前后两个时期均存在显著的协整关系,后一个时期的残差t统计量减小,但废除厘金并没有对两地市场间的关系造成本质上的改变;然而,天津-上海、天津-芜湖组合却与此不同,这两种组合在前一个时期残差检验的t统计量很大,统计上不显著,即厘金废除前不存在协整关系,但在后一个时期,t统计量都变小了,天津-上海组合尤为明显,在后一个时期达到了0.05的显著性水平,而天津-芜湖组合也已达到了0.10的显著性水平,因此,厘金裁撤可能使得这两组市场价格关系发生了本质的变化,即由不协整转变为协整。

以上结果说明厘金的废除可能对近距离市场关系影响较小,而对远距离市场间的价格关系有更加显著的影响。这一结果也与地域经济状况有关。东南沿海、沿江地区一直是中国历史上经济繁荣、市场发达的区域,芜湖与上

¹² 当协整回归中加入虚拟变量时,残差ADF检验的临界值应当发生一定变化,但 Gregory and Hansen (1996)并未给出变动点已知时的检验临界值,故本文中不讨论其t值的显著性,仅直观地观察其变动情况。

海间的联系可能更为密切，故厘金裁撤前后市场一体化程度都保持较高水平；相反，天津远在华北，且北方经济亦不如东南发达，市场联系相对较弱，而厘金裁撤减少了长距离贸易的阻碍，为市场一体化程度的提升创造了有利条件。

此外，还应关注表 5 中斜率项与截距项的估计值。对于斜率项，当存在协整关系时，我们预期它应接近于 1。但是通过观察存在协整关系的各组回归结果，只有上海-芜湖组合的系数估计值接近于 1，天津-上海、天津-芜湖 1931—1934 年的系数估计值都与 1 有一定偏离，这可能是受到了样本容量较小的影响。对于截距项，当存在协整关系时，我们预期它在后一个时期应当减小。尽管天津-上海、天津-芜湖组合的截距项估计确实变小了，但如前所述，这两地市场在前一个时期不存在显著的协整关系，前后两个时期不可以直接对比。上海-芜湖组合的截距项增大了，这与预期不符，但在以上协整回归中我们无法直接验证这种改变的显著性，这种参数变动将在下一步检验中进行分析。

4. 协整关系参数变动检验

以上我们只讨论了各组合协整关系的存在性，尚未说明协整关系参数是否发生结构变动。Hansen (1992) 基于完全修正的最小二乘估计，提出了协整关系存在前提下的一系列检验统计量¹³。因此，我们可以对上海-芜湖序列的协整关系做进一步的结构稳定性分析。假定两时期协整关系如 (13)、(14) 式，则 Hansen 检验的原假设为

$$H_0 : (\alpha_A, \alpha_B) = (\alpha'_A, \alpha'_B).$$

当结构变动时点已知时，采用 F_m 统计量。当结构变动时点未知时，采用 Sup F 统计量：

$$\text{Sup}F = \sup_{t/T \in \Gamma} F_{nt},$$

通常取 Γ 为 $[0.15, 0.85]$ 。尽管本文中为将厘金废除时间作为可能的结构变动时点，但为从数据中观察结构变动的更多信息，我们仍然计算了几乎整个时期（去除首尾两端时段）的 F_m 统计量，具体结果如图 5 所示¹⁴：

图 5 表明，如果认为结构变动时点已知，则废除厘金的时点处（1931 年 1 月） F_m 统计量小于已知变动时点时的临界值，并且其附近时间内的 F_m 仍然较小；如果认为变动时点未知， F_m 统计量序列的最大值仍然小于对应的 Sup F 统计量临界值。所以，综合来看，没有证据表明上海-芜湖间的协整关系发生了参数改变。

¹³ 关于各统计量的具体构造及检验临界值参见 Hansen, “Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 1992, 10(3), 321—335。

¹⁴ 图中 F 统计量序列及临界值均根据 Hansen(1992) 给出的程序计算得出。

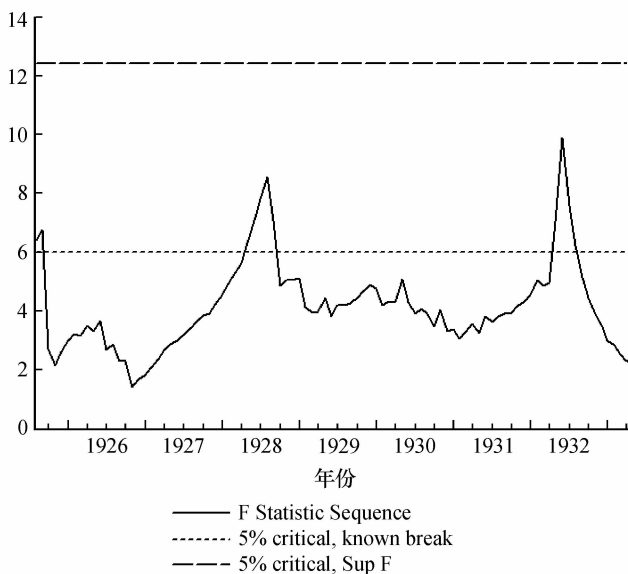


图5 上海-芜湖协整参数变动检验

5. 误差纠正模型与 Granger 因果关系

通过以上一系列检验,可以认为上海-芜湖序列间存在整个时期的协整关系,且协整参数没有显著变化,而天津-上海、天津-芜湖序列间在废除厘金前不存在协整关系,而在废除厘金后存在协整关系。对于所有存在协整关系的组合,我们可进一步按照(16)式建立误差纠正模型。模型中变量的滞后长度根据 Schwarz 信息准则确定。

表6给出了天津与上海、天津与芜湖两种市场组合1931—1934年的误差纠正模型估计,实际上包含了四个单方程回归,表中组合顺序代表着回归方程形式,第一个市场的价格差分值为被解释变量(Δp_{A_t}),第二个市场的价格差分值(及滞后)为解释变量(Δp_{B_t})。结果显示,回归(1)和回归(3)的拟合情况较好:总体模型分别达到了0.01和0.10的显著性水平;截距项的数值较小,且不显著;误差纠正系数符号为负,并且均达到0.05的显著性水平。此外,天津-上海组合中,天津价格当期变动与其滞后一期的价格变动可能存在负向关系。相反,回归(2)和回归(4)的拟合结果很差,所有变量系数均不显著,并且模型总体上也不显著。这意味着,在与天津价格的关系中,上海价格和芜湖价格并不存在显著的调整过程。综合以上所有回归结果可以发现,在天津与上海、天津与芜湖这两种市场组合中,Granger因果关系很可能是单向的,即上海价格是天津价格的Granger原因,芜湖价格是天津价格的Granger原因,而不存在相对应的显著的反向Granger因果关系。更具体地,回归(1)和回归(3)中 $\Delta p_{B_{t-1}}$ 均不显著,说明在这两个调整机制中,Granger因果关系只通过误差纠正项来传导。

表 6 误差纠正模型回归结果(一)

	天津-上海 (1)	上海-天津 (2)	天津-芜湖 (3)	芜湖-天津 (4)
截距项	-0.120 (-1.658)	0.058 (0.520)	-0.105 (-1.374)	0.022 (0.218)
Δp_{Bt-1}	0.146 (1.394)	0.311 (1.425)	-0.039 (-0.327)	0.079 (0.403)
Δp_{At-1}	-0.289** (-2.044)	0.031 (0.195)	-0.169 (-1.141)	0.200 (1.275)
$\hat{\omega}_{t-1}$	-0.183*** (-2.911)	0.062 (0.645)	-0.183** (-2.570)	0.138 (1.457)
模型的 F 统计量	4.652***	0.889	2.683*	1.205
Schwarz criterion	1.618	2.481	1.728	2.295

注:(1) 第一行数值是参数估计结果,第二行括号内的数值是相应的 t 统计量。(2) *、**和*** 分别代表统计显著性为 10%、5%和 1%。(3) 使用表 5 中天津-上海、天津-芜湖 1931—1934 年的回归残差作为误差纠正项。

对上海与芜湖组合的分析则更加复杂。之前的讨论已经证明,上海与芜湖间存在着整个时期的协整关系,并且协整参数没有发生结构变动。因此,我们可以对上海、芜湖建立全时期的误差纠正模型,并在模型中维持长期均衡关系不变。但是,误差纠正过程仍可能存在结构变动,因此,可加入虚拟变量及其交互项,建立结构变动下的误差纠正模型,并检验结构变动的显著性水平。具体回归结果在表 7 中列出。

表 7 误差纠正模型回归结果(二)

	上海-芜湖 (1)	芜湖-上海 (2)	芜湖-上海 (3)	芜湖-上海 (4)
截距项	0.018 (0.222)	-0.001 (-0.019)	-0.019 (-0.308)	-0.019 (-0.306)
Δp_{Bt-1}	-0.095 (-0.837)	0.186** (2.438)	0.161* (1.955)	0.160** (2.098)
Δp_{At-1}	0.0003 (0.003)	-0.032 (-0.374)	-0.030 (-0.354)	-0.030 (-0.366)
$\hat{\omega}_{t-1}$	-0.084 (-1.222)	0.158*** (3.082)	0.128** (2.409)	0.129** (2.459)
$D_t \Delta p_{Bt-1}$			-0.010 (-0.050)	
$D_t \hat{\omega}_{t-1}$			0.295* (1.679)	0.290** (2.078)
模型的 F 统计量	0.906	9.216***	6.487***	8.173***
Schwarz criterion	2.837	2.253	2.294	2.257

注:(1) 第一行数值表示参数估计结果,第二行括号内的数值是相应的 t 统计量。(2) **和*** 分别代表统计显著性为 5%和 1%。(3) 使用表 5 中上海-芜湖全时期回归(无虚拟变量)的残差作为误差纠正项。

表 7 中回归 (1) 与回归 (2) 是不加入虚拟变量的误差纠正模型。结果发现,回归 (1) 的模型总体不显著,并且所有变量系数不显著,而回归 (2)

的拟合结果较好,模型在总体上非常显著,截距项较小且不显著,代表短期调整关系、误差纠正速度的系数均显著,且误差纠正系数符号为正¹⁵。这说明在上海与芜湖市场的关系中,Granger因果关系同样是单向的:上海价格是芜湖价格的Granger原因,并且这种影响通过误差纠正项和滞后价格差分项这两种渠道来传导。结合表6的结论不难发现,上海作为当时全国最大的米粮消费市场和贸易集散市场,其价格无论对米粮产区芜湖,还是米粮消费区天津,都有着明显的影响。

我们进一步考虑误差纠正模型的结构变动。回归(1)模型总体不显著,因此不再加以分析,我们仅对回归(2)进行结构稳定性检验。回归(3)加入了虚拟变量与误差纠正项及上海价格滞后差分项的交互项。结果显示,虚拟变量与误差纠正项的交互项系数是正的且达到了0.10的显著性水平,表明芜湖市场在后一个时期误差纠正系数可能变大了,而虚拟变量与上海价格滞后差分项的交互项的系数不显著,这提示我们芜湖市场误差纠正模型的结构变动可能只发生在误差纠正系数上。因此,回归(4)中仅添加虚拟变量与误差纠正项的交互项,结果该项系数仍然为正且达到了0.05的显著性水平。这说明在与上海市场的关系中,芜湖市场在后一个时期的误差纠正速度加快了:1924—1930年间芜湖市场误差纠正速度约为每期12.9%,到1931—1934年间达到每期41.9%。因此,就芜湖与上海组合来看,厘金的废除加快了芜湖市场的误差纠正速度。

(四)对结论可靠性的进一步分析

以上实证分析表明,废除厘金后三地粮食市场的整合程度提升,这支持了我们对于厘金阻碍市场一体化的判断。但是,要确保这一结论的可靠性还须进一步的分析。

1. 模型选择

如前所述,本文选用了结构变动下的协整与误差纠正模型来研究厘金废除对市场价格关系的影响。结构变动协整考虑的是,在某一时刻处,某种外生因素的变化,如本文所研究的厘金废除,是否会给系统带来结构性的影响。然而,这一方法并没有考虑影响价格调整机制的一个重要因素——贸易流动。事实上,贸易流动是市场间联系的重要表现。粮食贸易流动的存在与否很可能会改变空间价格的调整机制(Stephens *et al.*, 2008),从而给本文的实证分析带来影响。这涉及了门槛值协整(threshold cointegration)的问题:当市场价格差小于交易成本时,不存在粮食贸易,当价格差大于等于交易成本时,存在粮食贸易,交易成本相当于市场间状态转变的临界值,这种随机的状态

¹⁵ 这是因为回归中使用了上海对芜湖作协整回归的残差,符号为正符合误差纠正的机制。

变化可能会给协整关系、误差纠正过程带来影响。从某种角度看，这也是一种特殊的结构变动，只是在每一个时期，价格关系都有可能发生变化，这取决于状态变量的取值落在哪一个值域上。

在本文的研究中，这种“随状态的变化”显然也是可能存在的。因此，一个更理想的分析框架应当能够将“结构变动协整”与“门槛值协整”模型这两者的思想结合起来，或可以称其为“结构变动的门槛值协整”（threshold cointegration with structural change）。这一模型至少应当解释以下一系列问题：

(1) 考虑门槛值协整的前提下，协整关系的存在性是否变化？

(2) 考虑门槛值协整的前提下，在结构变动点前后的时期之间，协整参数是否存在差异？

(3) 门槛值协整的误差纠正模型是否发生结构性变动？特别是，结构变动点前后的门槛值本身是否也会发生变化？

这一系列的问题是对一个同时存在“门槛值调整”和“结构变动”的体系的完整刻画。然而，就目前的计量文献来看，尚不存在这样的较为系统的研究。考虑到本文所研究的主题，较成熟的结构变动协整模型仍然是更加适合的分析方法。尽管在这一框架内我们没有考虑门槛值调整问题，但本文的结论仍然是相对可靠的。因为对于协整存在性问题，Balke and Fomby (1997) 的研究已经说明，在线性关系框架内发展出的标准协整检验方法（如 ADF 检验，PP 检验等）仍然可以适用于存在门槛值协整的情形。在其后的研究文献中，如 Hansen and Seo (2002)，也仍然使用标准的协整检验方法验证协整的存在性。所以，即便考虑门槛值调整，本文最关键的计量结果之一表 5 所得出的结论仍然是可靠的。

2. 其他影响因素

(1) 粮食品种。尽管我们选取的是相同品种大米的价格，但现实中三地的籼米仍存在一定差异。芜湖米质较劣，上海本地消费的大米更多出自江南一带，品质最好，而上海、天津作为重要的贸易港口，又有大量的洋米输入。这种品质差异性使其不能完全相互替代，从而使以上相应的计算结果更倾向于低估三地粮食市场的整合程度。然而，这种品质差异性持续存在于我们所分析的前后两个时期，因而并不会对两时期的对比结果造成显著影响。

(2) 战争。战争作为一种外部冲击并不影响我们的协整分析，但战争可以破坏市场，阻碍商业活动正常进行。1924 年到 1934 年间，国内爆发多次战争，先后有国民大革命、国民党军阀内战及日本入侵，等等。本文所挑选的三个样本均处在东部地区，芜湖在大革命期间虽受一定破坏，但从总体上看，米市在这一时期运行还是正常的，上海作为近代中国最重要的工商业城市，尽管也受到一些战争影响，但总的来说较为安定，数据也很完整，而天津市场在这一时期几乎没有受到大的影响。总的来看，并没有证据表明后一时期有更加和平的环境，从而促进了市场一体化的提升。

(3) 地方割据势力。造成市场分割的一个重要因素是地方割据势力的存在,这也正是近代中国的现实状况。本文中三个城市的选取对这一点也有考虑。安徽、江苏、浙江一带是南京国民政府统治的核心区域,其主要的政治、经济基础均在此处,所以割据因素在这里并不显著,而京津冀一带虽也受到地方军阀的影响,但北平、天津作为北方最重要的城市,中央政府的掌控占据主导地位。因此,可以基本排除割据势力对本文分析的影响。

(4) 交通条件。正如第四部分的讨论所述,影响市场一体化程度的一个重要因素是交通运输成本。交通条件的改善直接影响着空间范围上的市场整合,但并没有证据表明1930年后,以芜湖、上海、天津为中心的主要贸易区交通条件发生显著变化,从而影响市场运行的绩效。这一点可以利用史实做出说明。尽管铁路、公路、轮船在这一时期有了很大发展,但芜湖一带的粮食运输仍以民船为主,延续着过去传统的方式,这是当时商人综合考虑成本与时间因素的结果(林熙春和孙晓村,1935)。上海、天津等地的粮食运输途径更加丰富,也更加现代化。两地间海运、铁路、公路等都很发达,但公路运输在当时价格高昂,只以客运为主。铁路、货轮运输早已展开,自清末漕粮停运,南北间粮食运输就主要依赖货轮商船,1912年津浦铁路通车后,也通过铁路进行运输(樊如森,2003)。上海、天津作为重要的港口城市,对海运途径也更为依赖。总之,这些商路在1930年后并没有发生显著变化,不会影响本文的主要结论。

六、总结评述

本文从理论和实证数据上说明了,在国民政府裁厘改统政策实施后,芜湖、上海、天津三地粮食市场间的一体化水平得到了不同程度的提升。由于历史数据有限,对更广泛的市场运行绩效的研究仍然是困难的。因此,要说明裁撤厘金的实际效果,还须从史料中寻找更多的证据。

首先,厘金的废除有利于贸易发展。据一项调查显示,机器缫丝每箱成本约500两,外贸出口至少可卖到800两,丝厂获利丰厚。但一箱丝从产地四川运出,一路课税,成本将增至1100两,丝厂便会大大亏本(朱伯康和施正康,2005,第519页)。厘金及由厘金变名的各种具有通过税性质的捐税尽行裁撤、改以统税后,税收办法简便划一,不再受机构庞杂、税目繁多之害。统税征收范围限定于几种大型机制商品,从此“就厂征税,一税之后,便可行销全国”(孙翊刚,1987,第396—397页)。成本的减轻有利于商品流通,“市场顿呈活跃,各项日用品跌价,一般商民喜出望外”¹⁶。同时,商品流通渠

¹⁶ 参见《中华民国史资料丛稿·大事记》第17辑第1页,中国社会科学院近代史研究所中华民国史研究室编,1983年版。

道的畅通又促进了对外贸易的发展，对外出口额由 1932 年的 2.973 亿美元增加到 1937 年的 4.315 亿美元（斯拉德科夫斯基，1956，第 218 页）。

其次，厘金废除直接影响着商人们的行为。税金“壁垒”的消除赋予了商人更自由的选择权。《芜湖米市调查》中有一段生动的记载：“皖省在米厘局未撤以前，所有剩余米粮，大致皆聚集芜湖，然后始运出口，自厘捐局裁撤以来，米市涣散，米商视各地米价之高低而趋，芜市价高，则集芜而出售，否则直趋下游各埠，不受任何限制，因而米粮之经芜湖出口者，较前已衰退多矣。”（林熙春等，1935，第 61 页）这段对芜湖米市衰落的描述证明了套利行为的存在。厘金局存在之时，各地粮食须通过各局起验，按照规定课税运销，不仅成本升高，行动更是受到各种限制。厘金制度的废除，不仅减轻了商人负担，更是赋予其任意行销的自由。一旦拥有这种自由，商人逐利的本性会驱动其流向最能获利之所。

在这一时期，中国商业流通量与商业资本持续增长。1920 到 1936 年间国内市场商品流通总量已由 72.54 亿两增长到 127.71 亿两，年均增长 3.60%。全部商业资本在 1920 年达到 31.7 亿两，1936 年包括东北在内达到了 56.12 亿两，1920—1936 年间年平均增长率达 3.63%（王玉茹，2008，第 167 页）。另外，近代工厂产品的流通量大大增加，带动了这一时期的商业发展。¹⁷农产品商品化速度加快，到 1936 年农产品的商品值较 1920 年增加一倍多，年增长率 5%（王玉茹，2008，第 74 页）。总之，从 20 世纪 20 年代到 30 年代，中国商业总体上得到了很大发展，市场发育大大加速。

市场一体化的提升更重要的意义在于促进一国现代经济的增长。市场扩大刺激了农工商业，特别是近代化生产的发展。商品行销区域扩大，产品的运销顺畅，生产者才能不断进行资本积累，扩大生产规模，并采用先进的生产技术。中国工业在这一时期持续发展，1926 年原煤、生铁产量分别为 2304 万吨、40 万吨，到 1935 年增长到 2675 万吨、60.8 万吨，棉纺工业纱锭数量由 1926 年的 406.7 万枚增加到 1935 年的 552.7 万枚（郑友揆，1984：第 66 页）。1929 到 1936 年间，尽管受到世界性经济大萧条的影响，中国工业生产的产品总值仍然从 7738 亿元上升到 12274 亿元，1932 年到 1936 年中国经济的年均增长率达到 1.7%（Yeh，1977）。当然，经济增长与众多因素相关，在这一时期，国民政府先后实行了关税自主、废两改元、法币改革、整顿金融等重要经济政策，这在一定程度上都有利于经济迅速走出世界性大萧条的阴影，步入继续增长的轨道。“裁厘改统”与这些政策一起，对民国时期的现代经济发展产生了积极的影响。

¹⁷ 据吴承明(1994)估计，近代工厂产品增长率达到 6.28%，见《近代中国市场商品量的估计》，《中国经济史研究》1994 年第 4 期。

附录 I 民国八年与十四年厘金(主要指货物税)预算情况¹⁸

单位:银元

省份	民国八年(1919年)		民国十四年(1925年)	
	经常数	临时数	经常数	临时数
京兆				
直隶	533 936		926 790	
奉天	3 120 182		5 049 778	
吉林	2 026 680		3 770 359	
黑龙江	2 206 346		3 270 218	
山东	379 864		797 364	
河南	728 702		846 000	
山西	635 980	2 309	743 980	2 309
江苏	6 177 172	13 716	6 428 507	13 716
安徽	1 752 990		1 538 700	
江西	2 236 977		2 572 511	
福建	1 430 000		1 430 000	
浙江	1 687 934		1 819 822	
湖北	3 223 227		3 223 227	
湖南	2 352 456	5 660	2 352 456	5 660
陕西	1 000 000		1 010 000	
甘肃	1 305 659		997 067	
新疆	232 197		472 401	
四川	819 402		819 402	
广东	4 562 179	5 000	4 562 179	5 000
广西	1 497 647		1 435 441	
云南	642 015		642 015	
贵州	472 612		461 298	
热河	128 540		364 148	
绥远			66 290	
察哈尔	72 140		72 140	
川边				
总计	39 224 837	26 685	45 672 093	26 685

附录 II 芜湖、上海、天津籼米价格¹⁹单位:银元/市石²⁰

年份	月份	芜湖	上海	天津
1924	1	8.15	8.6	
	2	7.86	8.8	
	3	8.13	8.55	
	4	8.54	8.2	

¹⁸ 数据取自贾士毅《民国续财政史》。¹⁹ 芜湖、上海价格序列取自《芜湖米市调查》第72—75页、第81页,天津价格序列取自《南开经济指数资料汇编》第267—270页、第275页。²⁰ 三地原始数据度量衡不同:芜湖序列单位为沚斛石,1石合1.11市石;上海序列单位为海斛石,1石合1.17027市石;天津序列单位为升,1市升合0.98升,1市石合100市升。经换算,将三地数据单位统一为市石。

(续表)

年份	月份	芜湖	上海	天津	
1924	5	8.44	7.71		
	6	7.32	8.05		
	7	7.74	8.32		
	8	7.07	8.49		
	9	7.35	9.68		
	10	6.87	10.15		
	11	8.19	9.08		
	12	7.51	7.66		
	1925	1	7.84	7.97	
		2	7.22	7.94	
		3	6.89	7.79	
		4	7.61	9.04	
5		7.5	8.87		
6		7.86	8.52		
7		6.95	8.63		
8		8.19	8.36		
9		7.42	9.01		
10		7.34	9.56		
11		6.3	9.86		
12		6.68	10.6		
1926	1	7.89	10.82	13.34	
	2	8.55	11.55	13.06	
	3	9.27	12.81	13.26	
	4	9.53	11.71	13.28	
	5	9.41	11.8	13.08	
	6	9.82	11.91	13.14	
	7	9.61	12	12.98	
	8	7.42	10.5	12.75	
	9	7.94	12.72	12.9	
	10	9.76	13.38	12.75	
	11	10.14	12.79	13.26	
	12	10.98	12.24	13	
1927	1	10.48	12.71	12.75	
	2	9.79	10.67	12.57	
	3	9.64	12.33	12.77	
	4	9.11	11.88	12.79	
	5	8.75	12.23	13.27	
	6	8.29	12.26	13.43	
	7	8.05	12.62	13.37	
	8	7.93	12.66	13.14	
	9	8.35	10.35	12.7	
	10	7.85	9.27	13.43	
	11	7.39	8.79	12.87	
	12	7.57	12.32	13	

(续表)

年份	月份	芜湖	上海	天津
1928	1	7.78	8.49	12.75
	2	7.52	8.61	12.57
	3	7.71	8.26	12.77
	4	7.55	8.34	12.5
	5	7.15	7.98	12.88
	6	7.24	7.19	12.75
	7	7.63	7.08	12.29
	8	7.91	6.29	11.67
	9	7.74	7.1	11.43
	10	9.43	8.32	11.37
	11	10.63	9.28	11.5
	12	9.45	8.64	11.63
1929	1	9.75	9.54	12.16
	2	10.01	10.08	13.06
	3	7.74	9.51	13.56
	4	7.29	9.31	13.97
	5	7.42	9.81	12.88
	6	8.1	9.74	13.04
	7	7.28	10.05	12.78
	8	8.49	11.19	12.95
	9	8.45	11.74	13.39
	10	9.81	12.55	14.51
	11	9.92	12.46	14.63
	12	9.92	12.75	14.47
1930	1	9.39	13.19	14.12
	2	10.54	13.56	13.84
	3	11.55	13.51	14.54
	4	11.92	15.48	15.14
	5	12.18	14.92	15.04
	6	11.44	15.65	14.9
	7	12.69	15.62	15.14
	8	12.73	13.74	15.4
	9	12.76	11.03	15.94
	10	10.51	9.8	15.29
	11	8.94	10.22	15.22
	12	9.18	9.69	15.26
1931	1	7.85	10.01	14.51
	2	7.93	10.02	15.02
	3	7.57	10.15	12.67
	4	7.83	9.44	12.5
	5	7.97	9.43	12.39
	6	7.41	9.49	12.45
	7	7.9	8.98	12
	8	8.26	11.93	12.26
	9	9.13	12.41	12.61

(续表)

年份	月份	芜湖	上海	天津
1931	10	9.06	11.18	11.96
	11	8.99	11.3	11.5
	12	9.04	10.86	11.53
1932	1	9.03	10.97	11.57
	2	9.06	10.95	11.88
	3	9.3	10.74	11.79
	4	8.71	10.75	11.81
	5	8.68	10.87	11.8
	6	9.9	10.75	10.88
	7	9.24	8.93	10.82
	8	7.19	8.68	10.59
	9	5.99	7.78	10.16
	10	5.25	7.75	10.1
	11	4.93	7.5	10.22
	12	4.84	7.34	9.38
1933	1	5.24	8.45	10.1
	2	5.2	8.47	9.33
	3	5.52	7.58	9.64
	4	5.36	7.33	8.87
	5	5.4	7.39	9.06
	6	5.25	7.09	8.73
	7	4.95	7.1	8.77
	8	4.5	6.51	8.54
	9	5.6	6.74	8.39
	10	5.51	7.34	8.24
	11	5.13	7.13	8.07
	12	4.71	6.68	8.2
1934	1	4.56	6.89	8.34
	2	4.35	7.14	8.06
	3	4.73	6.87	8.17
	4	4.64	6.83	7.99
	5	5.12	7.48	8.27
	6	5.41	8.05	9.02
	7	6.05	9.59	9.94
	8	8.38	10.82	10.59
	9	7.36	10.82	10.06
	10	6.78	10.29	9.71
	11	7.53	11.34	9.83
	12	8.29	11.21	10.36

注：存在约 6% 的数据缺失，本文通过 TRAMO (Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers) 程序插入补充到序列中 (Gomez and Maravall, 1997)，并进行了季节调整。

附录 III AEG 检验临界值表

样本容量 N	检验水平 α		
	0.01	0.05	0.10
132	-3.98163	-3.38342	-3.07735
108	-4.00021	-3.39372	-3.08437
84	-4.02976	-3.41001	-3.09545
60	-4.08401	-3.43964	-3.11561
48	-4.13259	-3.46591	-3.13346

参 考 文 献

- [1] Balke, N., and T. Fomby, "Threshold Cointegration", *International Economic Review*, 1997, 38 (3), 627—645.
- [2] 波斯坦等,《剑桥欧洲经济史》,王春法等译。北京:经济科学出版社,2004年中译版。
- [3] 陈春生,“清代中叶岭南区域市场的整合——米价动态的数理分析”,《中国经济史研究》,1993年第2期,第99—106页。
- [4] 陈仁义、王业键、周昭宏,“十八世纪东南沿海米价市场的整合性分析”,《经济论文丛刊》,2002年第30卷第2期,第151—172页。
- [5] Chuan, H., and R. Kraus., *Mid-Ch'ing Rice Markets and Trade: An Essay in Price History*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1975.
- [6] Dickey, D., and W. Fuller, "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 1979, 74(366), 427—31.
- [7] Engle, R., and C. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 1987, 55(2), 251-76.
- [8] Epstein, S., *Freedom and Growth: the Rise of States and Markets in Europe, 1300—1750*. Routledge: LSE, 2000.
- [9] 樊如森,“清末至民国的京津粮食供应”,《中国历史》,2003年第2期,第58—64页。
- [10] 傅衣凌,“清末厘金制起源新论”,《社会科学季刊》,1946年第2卷第1、第2期。
- [11] Gomez, V., and A. Maravall, *Program TRAMO (Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series) Instructions for the User*. Madrid: Secretaria de Estado de Hacienda, 1997.
- [12] Granger, C., "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, 1988, 39(1—2), 199—211.
- [13] Gregory, A., and B. Hansen, "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 1996, 70(1), 99—126.
- [14] Hamilton, J., *Time Series Analysis*. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1994.
- [15] Hansen, B., "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Business & Economic Statistics*, 1992, 10(3), 45—59.
- [16] Hansen, B., and B. Seo, "Testing for Two-regime Threshold Cointegration in Vector Error-correction Models", *Journal of Econometrics*, 2002, 110(2), 293—318.
- [17] 贾士毅,《民国续财政史》。上海:商务印书馆,1932—1934年。
- [18] 孔敏等,《南开经济指数资料汇编》。北京:中国社会科学出版社,1988年。
- [19] 林熙春、孙晓村,《芜湖米市调查》。上海:社会经济调查所,1935年。

- [20] 刘佛丁、王玉茹,《中国近代的市场发育与经济增长》。北京:高等教育出版社,1996年。
- [21] 卢锋、彭凯翔,“中国长期米价研究(1644—2000)”,《经济学(季刊)》,2005年第4卷第2期,第427—460页。
- [22] 罗玉东,《中国厘金史》。上海:商务印书馆,1936年。
- [23] MacKinnon, J., “Critical Values for Cointegration Tests”, in Engle, R. and C. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. Oxford: Oxford University Press, 1991, 267—276.
- [24] MacKinnon, J., “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, 1996, 11(6), 601—618.
- [25] Maddala, G., and I-M. Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- [26] 彭凯翔,《清代以来的粮价:历史学的解释与再解释》。上海:上海人民出版社,2006年。
- [27] Persson, K., *Grain Markets in Europe, 1500—1800: Integration and Deregulation*. New York: Cambridge University Press, 1999.
- [28] Ravallion, M., “Testing Market Integration”, *American Journal of Agricultural Economics*, 1986, 68(1), 102—109.
- [29] Shiue, C., and W. Keller, “Markets in China and Europe on the Eve of the Industrial Revolution”, *American Economic Review*, 2007, 97(4), 1189—1216.
- [30] 斯拉德科夫斯基,《中国对外经济关系简史》,鄒藩封等译。北京:中国财政经济出版社,1956年。
- [31] Stephens, E., E. Mabaya, S. Von Cramon-Taubadel, and C. Barrett, “Spatial Price Adjustment with and without Trade”, Discussion Paper, Cornell University, 2008.
- [32] 孙翊刚,《中国赋税史》。北京:中国财政经济出版社,1987年。
- [33] Wang, Y., “Food Supply and Grain Prices in the Yangtze Delta in the Eighteenth Century”, in the Second Conference on Modern Chinese Economic History, The Institute of Economics, Academia Sinica, 1989.
- [34] Wang, Y., “Secular Trends of Rice Prices in the Yangzi Delta, 1638—1935”, in Rawski, T., and L. Li (eds.), *Chinese History in Economic Perspective*. University of California Press, 1992, 35—68.
- [35] 王玉茹主编,《中国经济史》。北京:高等教育出版社,2008年。
- [36] 吴承明,《中国资本主义与国内市场》。北京:中国社会科学出版社,1985年。
- [37] 吴承明,“利用粮价变动研究清代的市場整合”,《中国经济史研究》,1996年第2期,第88—94页。
- [38] 杨宝臣、张世英,“部分协整型协整变结构检验”,《系统工程学报》,2005年第20卷第3期,第239—255页。
- [39] Yeh, K., “China’s National Income, 1931—1936”, in Hou, C. (ed.), *Modern Chinese Economic History*. Taipei: The Institute of Economics, Academia Sinica, 1977.
- [40] 袁成毅,“南京国民政府三次裁厘述评”,《民国档案》,1998年第2期,第70—76页。
- [41] 赵国庆、于晓华、曾寅初,“通货膨胀预期与 Granger 因果性研究”,《数量经济技术经济研究》,2008年第4期,第29—39页。
- [42] 郑备军,《中国近代厘金制度研究》。北京:中国财政经济出版社,2004年。
- [43] 郑友揆,《中国的对外贸易和工业发展(1840—1948)》。上海:上海社会科学出版社,1984年。
- [44] 中国社会科学院近代史研究所中华民国史研究室编,《中华民国史资料丛稿·大事记》第17辑。北京:中华书局,1983年。

Abolition of Likin and Market Integration during the Period of the Republic of China: A Study Based on Grain Prices of Shanghai, Wuhu and Tianjin

YINGJIE FENG
(*Peking University*)

Abstract The Nanking Nationalist Government abolished Likin in 1931. Economic historians generally believe that this promoted the circulation of commodities and the development of modern economy, but few studies are from the perspective of basic economic theories and based on empirical data. Using the grain prices in the 1920s and 1930s, this paper contrasts market integration of three regions before and after the abolition of Likin. I find that Likin hindered the realization of arbitrage and led to market segmentation. Empirical analysis shows that long-distance grain markets were significantly more integrated after the abolition of Likin. Abolishing Likin improved the performance of the market, thus having positive effects on economic development in the 1930s.

JEL Classification N15, N45, O47