

中国地区之间的市场分割

——基于“自然实验”的实证研究

马草原 李廷瑞 孙思洋

【摘要】本文基于“一价定律”，利用中国行政区域分界线两侧的空间近邻特征构造了一项自然实验，通过剥离商品跨地区贸易中的摩擦性障碍，有效识别了商品市场在不同行政区域之间的制度性分割。研究表明，省际分界线两侧存在显著的市场分割效应，但将同样的实验思路应用于地级市分界线附近时，却并未发现市场分割的迹象。进一步的分解发现，2001-2015年省际市场的制度性分割和摩擦性障碍都出现大幅下降，当前地区间商品价格变动的非一致性主要由摩擦性因素所致。

【关键词】市场分割；自然实验；空间近邻

【作者简介】马草原(通信作者)，西安交通大学经济与金融学院，电话：(029)82656948，E-mail：macaoyuan0931@163.com(西安 710061)；李廷瑞，孙思洋，西安交通大学经济与金融学院。

【原文出处】《经济学(季刊)》(京)，2021.3.931~950

【基金项目】本研究得到国家社科基金一般项目“要素市场分割视域下中国地区经济差距研究(20BJL026)”的资助。

一、引言

改革以来，中央与地方的财政关系经历了从高度集中的“统收统支”到“分税制”的转型，这种以“财政分权”为核心的制度变迁将经济利益引入了地方政府的目标函数，重塑了“央—地”政府治理模式，在优化激励机制、推动中国经济高速增长的同时，也引发了行政区域之间以邻为壑的市场分割现象。在实践中体现为：通过歧视性的政策法规保护偏袒本地企业，使用各种行政手段干预市场价格的形成，直接设置贸易壁垒限制外地商品进入，等等。地区分割不仅阻碍了国内市场的一体化进程，削弱了市场配置资源的效率，也延滞了区域协调发展战略的实现。

对中国地区间市场分割的初期研究多以定性描述为主，Young(2000)较早地将这一问题引入了实证研究领域。由于任何妨碍自由贸易的政策都会影响

地区间商品市场的正常套利，进而违背一价定律，导致地区间的商品价格呈现非一致性，因此 Young(2000)试图利用地区之间商品价格的发散现象为市场分割提供经验依据。这一重要观点引起了中国学者的广泛关注，不少研究沿着这一逻辑思路，结合 Parsley and Wei(1996)发展的相对价格分析方法，在进一步细分的商品价格数据基础上，通过观察地区间相对价格的离散程度及其时间趋势来推断市场分割程度的演化路径(桂琦寒等，2006；陆铭和陈钊，2009)。事实上，基于一价定律的“相对价格法”已经发展成为测算地区间市场分割的主流研究范式。

这些采用相对价格法的研究文献为我们判断中国地区间市场分割的程度及趋势提供了基本的统计学依据，但是，该方法长期以来存在着一个难以克服的缺陷：在造成商品价格离差的因素当中，既包括地

方政府过度竞争引起的制度性分割,也包括由于空间距离、信息传递、基础设施等商品流动中的摩擦性因素形成的非制度障碍,尽管相对价格法在理论层面通过引入“冰川成本”模型对一价定律进行了修正,却始终未能在实证层面真正地剔除“冰川成本”等摩擦性因素带来的干扰。由于不能对“总分割效应”实现有效分离,使得引起分割的制度性因素混杂在各种摩擦性障碍之中而难以识辨,这不仅影响了研究结论的可靠性、误判了真实的分割程度,而且将现有研究拖入了一种结论和前提之间需要循环论证的逻辑窘境:研究者必须首先预设市场分割的存在性,然后才能依据时间轴上商品价差的发散或收敛趋势来推断分割程度的趋向。

针对现有研究方法的不足,本文分别在行政区域分界线(省际分界线和地级市分界线)两侧构造了自然实验。基本思路是(以省际分界线为例),在每一条省界线附近,以“跨省相邻”的地级市配对作为实验组,而以“省内相邻”地级市配对作为对照组,空间近邻特征首先保证了商品流动过程中的摩擦性障碍在实验组与对照组之间的相似性。进一步,通过引入一系列衡量地级市层面经济社会发展情况的特征变量作为协变量,使用样本修剪方法最大限度地剔除了城市之间的“经济地理”差异,提取出一个符合自然实验随机性要求的子样本,经过样本修剪之后,两组之间唯一的系统性差异,仅在于实验组的相邻地级市之间“多了一条省际分界线”。基于这一新的识别策略,利用地级市和部分县区的分类商品价格指数,有效分离了不同行政区域之间商品市场分割中的制度性因素和摩擦性因素。研究发现,第一,在省份之间商品价格的总离差中,由行政分界线造成的制度性分割的贡献为9.07%,剩余超过90%的离差则来自摩擦性因素,这意味着如果不能有效剥离摩擦性因素造成的影响而将价格离差都归咎于制度障碍的话,将会严重高估商品市场的地区分割程度。第二,中国行政区域之间商品市场的制度性分割主要体现在省份之间,而在地级市之间并不存在。第三,2001-2015年,行政区域之间的市场总分割效应

下降了50.63%,其中制度性分割下降程度更大,达到60.48%,这意味着无论是从“制度性分割”还是“摩擦性分割”的角度,国内商品市场的一体化程度都在不断提高,基础设施建设的迅猛推进以及制度障碍的破除有效整合了区域市场。^①

二、文献综述

在中国经济转型与制度变革的进程中,不同行政区域之间的市场分割问题引起了国内外学术界的广泛关注。以Young(2000)为代表的早期研究发现,中国渐进式改革模式为地方政府以行政权力介入市场的寻租行为提供了便利,产业之间巨大的回报率差异诱使地方政府违背地区比较优势,不约而同地将生产要素和稀缺资源配置到高回报率率的行业,并且通过各种行政手段介入市场实施地方保护,导致了严重的市场分割现象。随后,大量学者围绕中国国内市场的整合程度及变化趋势展开了激烈的讨论(Poncet, 2003; 白重恩等, 2004; Fan and Wei, 2006; 范欣等, 2017)。绝大多数研究基本认同中国存在一定程度的市场分割,但由于不同研究中采用的测算方法及数据来源的差异较大,并且地区间存在着一些难以直接测量的隐性壁垒(黄贇琳和王敬云, 2006),使得关于国内市场分割的严重程度及其变化趋势迄今未能达成学术共识。

在现有文献中,地区间市场分割程度的测算方法主要包括生产法、贸易法以及相对价格法。生产法的基本思路是,如果地区间不存在市场分割,在自由贸易条件下的地区产业结构将会充分体现各自的禀赋优势,进而形成地区专业化。因此,可以通过分析地区间产业结构差异的变化趋势来判断地区间市场分割的变动情况(Young, 2000; Bai et al., 2004; 白重恩等, 2004; 吴意云和朱希伟, 2015)。实际上,生产法只是对地区分割程度的一种间接推断,如果不能从地区间产业结构的差异中排除要素禀赋和规模经济等因素的影响,产业结构的相似性也就不能作为市场分割的直接证据。与生产法相比,贸易法对地区间市场分割的测度逻辑更为直接:通过分析地区间贸易的流量及结构,直接对地区间贸易壁垒的

大小进行判定。随着国内市场一体化程度的提高,地区间的贸易总量和贸易比重显著增加,但由市场分割导致的各种贸易壁垒则会阻碍地区间的贸易规模。Naughton(2000)最早利用中国省际贸易数据,基于“引力模型”测算了中国市场分割程度,并借助省际贸易与GDP及外贸增速的相对消长来判断市场分割的变化趋势。随后,一些学者在不同的数据基础上,同样基于引力模型及边界效应的估计方法,为省际贸易壁垒造成的市场分割程度提供了定量依据(Poncet, 2003, 2005; 黄赜琳和王敬云, 2006; 行伟波和李善同, 2010)。但是,贸易法在度量边界效应时需要基于地区投入产出表推算地区间的贸易流量,而地区层面的投入产出表仅存在于个别年份,数据可得性的不足严重制约了贸易法的应用和拓展。

鉴于生产法的潜在缺陷与贸易法面临的数据限制,许多学者转而使用相对价格法测算市场分割程度。早在Young(2000)的研究中,就曾依据省际同类商品价格的发散趋势来判断地区间市场的分割倾向,虽然方法略显粗糙且证据并不充分,但仍然启发了学者们从“价格离散”角度去观察中国地区间市场的分割水平。桂琦寒等(2006)沿用了Parsley and Wei(1996, 2001, 2002)的相对价格分析方法,借助“冰川成本”模型对一价定律进行了修正,通过测度地区间同类商品相对价格的波动趋势得到区域间市场整合程度的演化路径。该方法的基本原理是:在地区市场一体化的条件下,虽然由于“冰川成本”等交易成本的存在,不同地区的商品价格不可能完全相等,但会在“冰川成本”所允许的无套利区间内波动,而制度性的市场分割则会导致地区间商品价格的离散程度超出合理的波动范围。循着这一逻辑,大量研究通过测算历年不同行政区域之间各类商品相对价格的方差,来判断市场分割程度的变化趋势(桂琦寒等, 2006; 陆铭和陈钊, 2009; 赵奇伟和熊性美, 2009; 曹春芳等, 2017; 范欣等, 2017)。早期文献侧重于考察相邻省份之间分类商品相对价格的离散程度,在剔除商品类别固定效应的基础上,最终得到相邻省份间“市场分割指数”的时间序列(陈敏等, 2007; 陆

铭和陈钊, 2009; 赵奇伟和熊性美, 2009)。近期的一些文献则采用所有省份配对的方法来计算国内市场分割指数(宋冬林等, 2014; 付强, 2017; 曹春芳等, 2017),实际上,省份配对方法的变化对于经验分析的结果并无太大影响。

虽然相对价格法被广泛运用,但该方法却存在一个长期未能解决的缺陷,即对照组的缺失问题。既然认为制度性的市场壁垒导致了地区间相对价格的发散,那么在无制度分割状态下(仅包含摩擦性因素),地区相对价格的合理方差到底有多大?显然,要准确析出由于地方保护造成的制度性分割效应,就需要在时间截面上提供一个无制度性分割状态下的地区价格方差的对照组,通过与对照组的比较,才能真正证明地区之间是否存在,以及在多大程度上存在制度性的市场分割。换句话说,有说服力的证据应当基于时间截面的比较,而非时间轴上的趋势分析。

在近期的文献中,黄新飞等(2014)的一项研究值得特别关注,该研究基于断点回归方法,使用长三角区域(江苏、浙江与上海三省市)的城市农产品价格数据估计了省际边界对价格变化的影响,发现农产品价格在跨越行政分界线时出现了“跳跃”现象,进而认为在长三角区域存在显著的市场分割问题。该方法的重要贡献在于利用空间近邻特征为边界效应的证明提供了直接的对照组,但是,由于农产品的非标准化特征导致市场定价中存在信息障碍,使得价格的离散程度天然较大,因此单纯基于农产品价格的研究结论有可能过高估计了地区分割水平。与此同时,虽然基于省际分界线两侧农贸市场的空间近邻特征能够控制自然地理带来的摩擦性因素,但如果进一步考虑样本城市之间发展程度、基础设施以及房价等差异带来的“摊位成本”的不同,将会使地区之间的经济地理差别混杂在价格离散当中,进而影响研究结论的准确性。

三、实证策略:自然实验及模型设计

(一)自然实验的逻辑思路

一个基本判断是,如果没有政策干预造成的贸

易壁垒,商品可以在不同地区之间自由流动,那么同一种商品的价格将趋于一致。反之,如果不同行政区域之间政策或制度的扭曲对商品的自由流动造成了干扰,那么这种干扰作用将在不同行政区划分界线附近市场的商品价格分化上有所体现。按照这一思路,本文基于省际分界线两侧地级市的商品价格指数设计自然实验。实验组设计为:省际分界线两侧“跨省相邻”地级市之间的商品价格差异;对照组设计为:省际分界线两侧“省内相邻”地级市之间的商品价格差异。

实验的逻辑为,如果省级行政区域间不存在制度性分割,那么在省际分界线两侧相邻地级市的同类商品市场上,尽管该类商品的价格会由于摩擦性因素(比如信息传递、运输成本等)而存在差异,但这种价格差异不会因为“是否跨省”而出现“系统性”的变化。反之,如果我们观察到省界线两侧“跨省相邻”地级市之间的商品价格差异显著大于“省内相邻”地级市之间的商品价格差异,则意味着不同省份之间的确存在制度性的贸易壁垒。

本实验之所以选取空间相邻的地级市样本,是因为相邻地级市之间的比较可以将商品流动过程中的摩擦性因素降至最低,从而在最大程度上排除由于地理距离、文化差异、消费习惯、经济社会发展程度等因素对商品价格的影响。当然,自然地理上的充分邻近并不必然带来经济地理上的高度相似,因此自然实验的分组未必是随机的。为了证明结论的可靠性,我们还将基于一系列地级市层面的特征变量(协变量)对样本进行筛选,从总样本中提取出一个符合随机性要求的子样本进行稳健性检验。在这个子样本中,配对地级市之间经济社会发展情况的差异与“是否跨省”无关,从而近似地实现了实验组与对照组的随机分配。

(二)模型设定与数据说明

根据本文自然实验的基本逻辑,实验的结果变量选取为:在给定年份 t ,相邻地级市 i 与 j 之间第 k 种商品的价格差异 $\text{diff}_{ijk,t} = |\ln(I_{it}^k/I_{jt}^k)| = |\ln I_{it}^k - \ln I_{jt}^k|$, I_{it}^k 和 I_{jt}^k 分别是地级市 i 和 j 市场上商品 k 的价格指数。^②实验

的处理变量设定为代表“是否跨省”的虚拟变量 $\text{cross_province}_{ij}$, $\text{cross_province}_{ij}=1$ 表示 i 与 j “跨省相邻”, $\text{cross_province}_{ij}=0$ 表示 i 与 j “省内相邻”。据此,可以利用以下回归方程估计商品市场的省际分割效应:

$$\text{diff}_{ijk,t} = \beta \times \text{cross_province}_{ij} + \varphi_{g(i,j)} + \gamma_k + \delta_t + \varepsilon_{ijk,t}, \quad (1)$$

其中 β 测度了国内商品市场上由于省际行政分割而造成的处理效应, $g(i,j)$ 代表配对地级市 i 和 j 所属相邻省份交界地区 g , $\varphi_{g(i,j)}$ 为邻省交界地区固定效应, γ_k 为特定商品种类 k 的固定效应, δ_t 为年份效应, $\varepsilon_{ijk,t}$ 为随机误差项。

需要说明的是,模型中结果变量 $\text{diff}_{ijk,t}$ (相邻地级市的价格差异)的大小仅仅在同一条省际分界线两侧的配对地级市以及同一类商品之间才具有可比性,所以在回归中需要控制两省交界处的地区固定效应 $\varphi_{g(i,j)}$,以及特定商品种类的固定效应 γ_k 。此外,考虑到价格的发散或收敛态势有可能随宏观周期变化而呈现整体性差异,回归中还需要控制年份效应 δ_t 。基于以上模型估计的要求,本文采用虚拟变量最小二乘法(LSDV)对模型(1)进行估计。如果“是否跨省”是随机的,则处理变量 $\text{cross_province}_{ij}$ 与误差项相互独立,LSDV估计量就是一致和无偏的。此时 β 的估计量属于差分估计量(difference estimator),实质上相当于实验组与对照组的均值之差。

本文实证中所采用的价格指标为省际分界线两侧地级市的居民消费价格分类指数(CPI),原始数据来源于中国各省历年的统计年鉴及部分地级市统计年鉴,数据涵盖了地区、年份、消费品种类三个维度。在地区选择上,以可获得的地级市数据为基础,剔除了部分数据缺失严重的地区。在年份区间选择上,虽然各省历年的统计年鉴中部分城市的分地区价格指数有着更早年份的统计数据,但由于自2001年起,烟酒及用品从食品大类中划出单列为一类,且2001年前较多的城市数据存在缺失,为保证实验结论在时间上具有前后可比性,本文最终将样本期限设定为2001–2015年。在消费品种类的选择上,由于国家统计局针对居民消费价格指数的商品种类细

分经过数次调整,出于保持数据一致性和完整性的需要,与国内大多数研究相类似,本文在实证中选取了“七大类消费品”价格指数,包括食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备及其用品、医疗保健用品、交通和通讯工具、娱乐教育文化用品。除了中国各省历年的统计年鉴及部分地级市统计年鉴之外,本文实证部分中所涉及的地级市层面的其他经济社会发展数据来源于中国经济社会大数据研究平台(CNKI)、EPS全球统计数据平台、CSMAR经济金融数据库。

由于省会城市与地级市属于不同的量级,为了对照组和实验组的可比性,本文的样本仅包括位于省际分界线两侧的地级市。在剔除了2001-2015年间价格数据严重缺失的地级市之后,最终进入模型的省际分界线两侧的地级市共有107个,以空间相邻的原则进行两两配对,得到185对相邻地级市,共计18 614个观测值^③。

(三)自然实验的样本代表性

截至2018年,中国行政区域划分中地级行政单位共有334个。本文自然实验采用的位于省际分界线两侧的地级市共有107个,占全国地级市总量的近1/3,具备一定的代表性。但仍然需要进一步确认,仅仅对比省际分界线两侧地级市之间的价格水平,是否能够真实代表这两个省份整体(包括全省所有地区)的价格差异?

对此,我们分别使用以下两种方法测度省际市

场分割程度:(1)在本文自然实验框架下,仅利用省际分界线两侧地级市的CPI数据,计算出2001-2015年“跨省相邻”地级市价格水平差异 diff_{ijk} 的平均值;(2)按照主流的相对价格法(桂琦寒等,2006;陆铭和陈钊,2009),计算得到2001-2015年中国省际整体的价格差异。图1展示了两种方法的测算结果。^④

从图1中可以发现,基于两种不同的数据基础和计算方法得到的跨省价格水平差异曲线虽然在绝对数值上不具有可比性,但是在2001-2015年间二者的变化趋势基本一致。这也证明了基于省际分界线两侧相邻地级市价格水平计算的省际价格差异能够真实地反映两个省份整体价格水平差异的变化趋势。

(四)自然实验的随机性问题

影响实验结果的个体特征与该个体是否进入实验组相对独立是自然实验随机性的核心要求。在此原则下,虽然我们无法在事前确保地级市配对进入实验组的随机性,但在事后可以按照某个确定、统一的规则对样本进行修剪以提取出一个子样本,使得那些能够影响实验结果的个体特征在子样本的对照组和实验组之间无系统性差异,从而保证实验结果的随机性。

具体到本文的自然实验,个体差异包括空间相邻的地级市之间在资源禀赋、经济社会发展程度等方面的差异,这些差异可能会对相邻地级市之间的

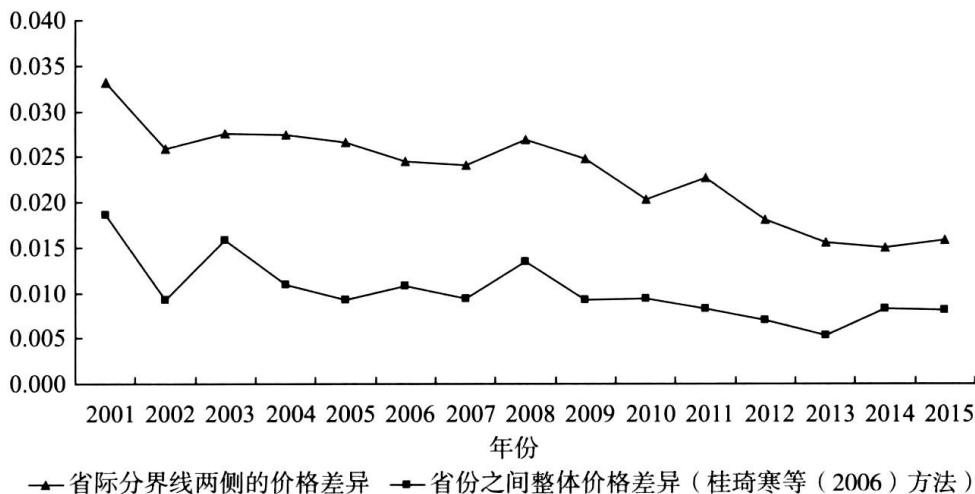


图1 自然实验的样本代表性

价格水平差异(实验结果)产生影响。因此在自然实验的随机性要求下,应当实现配对地级市之间在资源禀赋、经济社会发展程度上的差异与其是否进入实验组(“是否跨省”)相互独立。

自然禀赋和地理位置的差异通过空间相邻特征可以有效排除,但依然无法消除基础设施水平、人口密度、经济社会发展程度等其他方面的差异。需要特别指出的是,现实中无法找到两个完全相同的城市,因此相邻地级市之间的特征差异是难以彻底消除的,但只要配对地级市之间的特征差异的大小与其是否进入实验组或对照组无关,那么这些差异本身并不会影响本文的实验结果。然而,如果“跨省相邻”的配对地级市之间(实验组)的经济社会发展差异系统性地大于“省内相邻”的配对地级市(对照组),那么就难以证明所选样本城市之间的价格水平差异(实验结果)是唯一地由跨省所导致的,即实验受到了非随机性的干扰。在自然实验不可重复的条件下,可以通过事后修剪样本的方法进行纠正。

在修剪样本工作开始之前,首先要确定哪些特征变量可能会对实验结果(地区间价格差异程度)产生影响。通过尽可能多地查找、整理现有公开统计资料中地级市层面的各项宏观统计指标,结合已有研究文献中所涉及的影响地区间价格差异的宏观变量,在充分考虑统计指标间的相关性及数据可得性

的前提下,最终筛选出以下9个特征变量(见表1):经济发展水平、基础设施、邮电业务发展、商品房价格、社会总需求、人口密度、劳动力成本、工业化程度、外贸依存度。这些变量在地级市层面的数据基本完整,且在理论上会对地区物价产生影响。我们认为,在以空间相邻保证自然禀赋相似的前提下,倘若实验组和对照组之间的样本分布在这9个变量所代表的特征差异上不存在系统性的区别,那么本文的自然实验就能够在很大程度上保证随机性。^⑤

具体地,如果相邻地级市*i*和*j*的某一特征变量*X*在年份*t*的取值分别为*X_{it}*和*X_{jt}*,则相邻地级市之间该项特征变量的差异可定义为*X_{ijt}*=|*X_{it}*-*X_{jt}*|。一般来说,将“是否跨省”作为被解释变量对各项特征变量的差异*X_{ijt}*进行回归,只要模型整体不具备显著性,即可认为自然实验的分组是随机的(Stock and Watson, 2011)。也就是说,通过检验下列回归中斜率项的联合显著性,进而判定自然实验是否满足随机性:

$$\begin{aligned} \text{cross_province}_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \times \text{gdp}_{ijt} + \beta_2 \times \text{road}_{ijt} + \beta_3 \times \text{post}_{ijt} + \\ & \beta_4 \times \text{house}_{ijt} + \beta_5 \times \text{goods}_{ijt} + \beta_6 \times \text{popul}_{ijt} + \\ & \beta_7 \times \text{wage}_{ijt} + \beta_8 \times \text{industry}_{ijt} + \beta_9 \times \\ & \text{trade}_{ijt} + \varepsilon_{ijt}. \end{aligned} \quad (2)$$

在模型(2)中,如果不能拒绝 $\beta_s=0(s=1, \dots, 9)$ 的原假设,那么就可以认为样本通过了随机性检验。但在本实验中,由于9个特征变量之间存在较强的多重

表1 随机性检验的特征变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
gdp	经济发展水平	人均地区生产总值(万元)
road	基础设施	公路里程/地级市面积(千米/平方千米)
post	邮电业务发展	邮电业务总量/总人口(万元/人)
house	商品房价格	商品房销售额/商品房销售面积(万元/平方米)
goods	社会总需求	社会消费品零售总额/总人口(万元/人)
popul	人口密度	人口总数/地级市面积(人/平方千米)
wage	劳动力成本	职工平均工资(万元)
industry	工业化程度	第二产业增加值/GDP
trade	外贸依存度	货物进出口总额/GDP

共线性,虽然可以检验联合不显著的原假设,却难以准确地进一步检验每个特征差异各自是否不显著。鉴于此,我们还将通过单变量回归的方式分别检验每一项特征变量差异的显著性,从而提高随机性检验的“门槛”,以增强结论的可靠性。如果表1中某项特征变量X的差异 X_{ijt} 具备显著性,则表明跨省相邻地级市之间的这一特征差异系统性地大于省内相邻地级市之间的差异,意味着实验组和对照组的抽样至少在该项特征变量上不满足随机性。此时,为了获得近似于随机抽样的地级市配对样本,我们按照如下程序进行样本修剪:

第一,对于特征变量差异 X_{ijt} ,按其在样本期间(2001-2015)的平均值,对实验组中的地级市配对($\text{cross_province}_{ij}=1$)从大到小进行排序;

第二,按上述排序对实验组中的配对地级市逐对剔除,直到下列单变量回归中 X_{ijt} 的系数 α 不显著:

$$\text{cross_province}_{ij}=\alpha_0+\alpha\times X_{ijt}+\varepsilon_{ijt}. \quad (3)$$

由此得到针对该项特征变量X满足随机分配的地级市配对子样本。在对全部9个特征变量逐个重复以上样本修剪程序后,将所得到的9个子样本取交集,最终获得一个在严格标准下通过随机性检验的子样本。在本文实验所使用的修剪前样本中,共有185对相邻地级市15年的观测值,较大的样本量为本文的样本修剪提供了数据基础。

虽然空间近邻和样本修剪可以在很大程度上保证实验组与对照组的可比性,但考虑到中国的部分省际分界线存在山川形便特征,“跨省相邻”地级市之间的市场分割可能并不完全来自省际制度壁垒,而是在一定程度上包含了恰好与省际分界线重合的山川阻隔。为此,我们进一步利用中国1:100万地貌类型空间分布数据、中国一级河流空间分布数据等地理信息数据,识别出存在山川阻隔的相邻地级市。剔除这些样本并重新回归,可以检验省际分割效应的估计是否受到地理因素的干扰。^⑥

(五)地级市之间的分割:自然实验设计

从理论上讲,行政区域间的分割不仅体现在省与省之间,还可能存在于同一省份内部的地级市之

间。为了更全面地反映中国行政区域之间的商品市场分割,我们将样本在行政区域上“下沉一级”,利用2001-2015年同一省份的相邻地级市内部县级层面的CPI数据,计算出地级市分界线两侧县区i与j之间的商品价格指数差异 diff_{ijkt} ,进而通过估计以下回归模型测算地级市之间的市场分割效应:

$$\text{diff}_{ijkt}=\beta\times\text{cross_city}_{ij}+\varphi_{g(i,j)}+\gamma_k+\delta_t+\varepsilon_{ijkt}. \quad (4)$$

显然,模型(4)可视为模型(1)的“县级版本”,主要区别在于其中处理变量 cross_city_{ij} 代表相邻县区i与j“是否跨市”, $\text{cross_city}_{ij}=1$ 表示i与j“跨市”, $\text{cross_city}_{ij}=0$ 表示i与j属于同一地级市,因此 β 测度了相邻地级市之间的商品市场分割效应。此外,在模型(4)中,尽管 γ_k 和 δ_t 的含义不变,分别为商品种类固定效应和年份效应,但地区固定效应 $\varphi_{g(i,j)}$ 将“下沉一级”,代表配对县区i和j所属相邻地级市交界地区g的固定效应。最后, ε_{ijkt} 为随机误差项。

我们尽可能广泛地搜集了县级层面的CPI细分数据,但受县级层面价格统计数据可得性的限制,2001-2015年间位于相邻地级市两侧的县级配对样本仅能得到62对。考虑到模型的稳健性和样本代表性问题,我们进一步将地级市政府所在区与地级市分界线两侧边界县之间的配对样本也纳入分析。此时实验组选取为:地级市政府所在区与相邻地级市边界县之间的商品价格差异;对照组选取为:地级市政府所在区与本地级市边界县之间的商品价格差异。如果存在地级市之间的分割,那么实验组的价格指数差异也将系统性地大于对照组。依据这一思路,我们共收集到102对“市政府所在区—县”的配对^⑦,加上前述62对“县—县”配对,最终得到2001-2015年11个省份共164对县区的CPI细分数据,剔除掉部分年份的数据缺失,共保留了11352个观测值。^⑧

四、实验结果分析

(一)省际分割的实证检验

1. 初步回归结果

首先基于未经样本修剪的全部地级市配对样本对模型(1)进行估计。全样本回归能够在充分满足空间邻近的条件下,较为全面地反映省级行政区域之间

的分割情况。表2报告了模型(1)的全样本估计结果。

表2中全样本回归结果表明,无论是否控制地区效应、商品种类效应或年份效应,处理变量 $\text{cross_province}_{ij}$ 的系数均在1%的水平上显著为正,并且不同模型设定下的系数估计值无明显变化,表明不同省份之间的确存在制度性的市场分割。具体地,在同时

控制了地区效应、商品种类效应和年份效应的模型中,“跨省”导致省际分界线附近相邻地级市价格指数差异显著扩大约0.22个百分点。^⑨

2. 随机性检验结果

利用实验设计中提出的随机性检验和样本修剪方法,表3报告了样本修剪前后随机性检验的估计结

表2 模型(1)的全样本估计结果

解释变量	被解释变量: diff_{jkt}			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\text{cross_province}_{ij}$	0.0022*** (0.0004)	0.0021*** (0.0004)	0.0022*** (0.0003)	0.0022*** (0.0003)
地区效应	否	否	是	是
商品种类效应	否	是	是	是
年份效应	否	是	否	是
R^2	0.0022	0.0870	0.0559	0.1011
观测值	18 614	18 614	18 614	18 614

注:***、**、*分别表示在0.01、0.05、0.1的水平上显著;括号内为聚类到邻省交界地区的稳健标准误。由于个别年份及地区的数据缺失,观测值为18 614个,而非19 425个(185对地级市 $\times$ 15年 $\times$ 7种消费品)。

表3 随机性检验的估计结果

解释变量	被解释变量: $\text{cross_province}_{ij}$			
	修剪前样本		修剪后样本	
	单变量回归	全变量回归	单变量回归	全变量回归
gdp_{ijt}	0.0472*** (0.0101)	-0.0043 (0.0173)	0.0213 (0.0184)	-0.0302 (0.0247)
road_{ijt}	0.4561*** (0.0430)	0.4132*** (0.0448)	0.0786 (0.0673)	0.0519 (0.0706)
post_{ijt}	1.5354*** (0.3834)	1.2272*** (0.3586)	0.6956 (0.4612)	-0.4059 (0.3924)
house_{ijt}	1.0260*** (0.1977)	0.3779* (0.1931)	0.3475 (0.2312)	0.1417 (0.2412)
goods_{ijt}	0.1954*** (0.0406)	-0.0339 (0.0656)	0.1003 (0.0730)	-0.0235 (0.0934)
popul_{ijt}	0.0002*** (0.0001)	-0.0001** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	
wage_{ijt}	0.2256*** (0.0333)	0.0547 (0.0396)	-0.0001 (0.0399)	-0.0573 (0.0499)
industry_{ijt}	0.6055*** (0.1425)	0.4038*** (0.1562)	0.1077 (0.1892)	0.2874 (0.1935)
trade_{ijt}	-0.0611 (0.0622)	-0.0648 (0.0529)	-0.5706*** (0.1473)	
R^2	—	0.0550	—	0.0046
F 检验	—	14.60 (0.000)	—	1.61 (0.128)
观测值	—	1 966	—	1 763

注:F统计量下方括号中是伴随概率。由于个别年份及地区的 trade_{ijt} 数据缺失,因此未修剪的样本观测值为1 966个,而非2 775个(185对地级市 $\times$ 15年);修剪后的样本观测值为1 763个,而非2 010个(134对地级市 $\times$ 15年)。

果,其中“单变量回归”是以单个特征差异为解释变量的模型(3)的回归结果,“全变量回归”是将9个特征差异同时作为解释变量的模型(2)的回归结果。^⑩

在基于修剪后样本的单变量回归结果中,仅有一个变量即 trade_{ijt} 的系数在1%的水平上显著为负,而当把所有变量都纳入回归模型时,由于存在多重共线又导致变量 popul_{ijt} 和 trade_{ijt} 的系数显著为负。特征差异的系数显著为负,意味着“跨省”反而使得相邻地级市之间的特征差异缩小,此时跨省相邻地级市之间的价格差异显然不是由该特征差异所致,而只能归因于省际制度性分割,因此,随机性检验的回归系数为负事实上有利于本文结论的稳健性。但是,这些系数显著为负的变量会导致随机性检验模型在整体也具备了显著性,从而对利用F检验判断

自然实验的随机性造成干扰。对此,我们在全变量回归模型中剔除了两个系数显著为负的变量 popul_{ijt} 和 trade_{ijt} ,此时针对模型整体显著性的F检验的P值为0.128,说明基于修剪后样本的全变量回归方程即便在10%的水平上也不再显著。

经过样本修剪之后的地级市配对中,虽然相邻城市之间的经济社会发展程度还会存在差异,但这种差异已经不会因为配对地级市是否“跨省”而出现系统性放大。这意味着可能会影响实验结果的特征变量的差异与该地级市配对是否进入对照组或实验组无关,“是否跨省”这一事件已具备随机性。

3. 基于修剪后子样本的回归结果

在满足自然实验随机性的修剪后子样本中,重新估计模型(1),回归结果见表4。

表4 样本修剪后的模型(1)回归结果

解释变量	被解释变量: diff_{ijt}			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\text{cross_province}_{ij}$	0.0024*** (0.0006)	0.0025*** (0.0005)	0.0026*** (0.0006)	0.0025*** (0.0006)
gdp_{ijt}			0.0001 (0.0008)	0.0003 (0.0008)
road_{ijt}			0.0021 (0.0013)	0.0028** (0.0013)
post_{ijt}			0.0053 (0.0328)	0.0117 (0.0409)
house_{ijt}			-0.0005 (0.0034)	0.0005 (0.0043)
goods_{ijt}			-0.0039 (0.0035)	-0.0047 (0.0044)
popul_{ijt}			3.67e-06 (2.30e-06)	4.30e-06 (2.69e-06)
wage_{ijt}			0.0007 (0.0016)	0.0007 (0.0016)
industry_{ijt}			0.0078 (0.0054)	0.0041 (0.0059)
trade_{ijt}				-0.0026 (0.0030)
地区效应	否	是	是	是
商品种类效应	否	是	是	是
年份效应	否	是	是	是
R^2	0.0027	0.0982	0.0953	0.0965
观测值	13 501	13 501	11 843	9 606

注:***、**、*分别表示在0.01、0.05、0.1的水平上显著;括号内为聚类到邻省交界地区的稳健标准误。由于个别年份及地区的价格数据缺失,第(1)、(2)列的观测值为13 501个,而非14 070个(134对地级市×15年×7种消费品);由于 trade_{ijt} 数据存在缺失,第(3)、(4)列的观测数均非14 070个。

表4中,第(1)、(2)列是未引入任何协变量的回归结果,无论是否控制地区效应、商品种类效应和年份效应,处理变量 $\text{cross_province}_{ij}$ 的系数均在1%的水平上显著为正,“跨省”导致相邻地级市之间价格指数差异扩大约0.24或0.25个百分点。实际上,如果自然实验满足随机性,处理变量与扰动项相互独立,此时无论是否遗漏解释变量,OLS都满足一致性和无偏性。但是遗漏变量可能会放大扰动项的方差进而影响OLS的估计效率,因此在后两列中进一步引入相邻地级市之间的各种特征差异作为协变量,以提高估计效率。由于 trade_{ijt} 在个别地区和年份的数据缺失,第(3)、(4)列分别估计了不包括该变量和包括所有变量的模型。结果显示,无论是否引入各项特征差异,核心解释变量系数的大小与显著性均无明显变化,结论稳健。

进一步,在剔除省际分界线与“山川阻隔”存在叠加问题的配对地级市样本之后,对模型(1)进行重新估计。结果表明, $\text{cross_province}_{ij}$ 的系数不仅仍旧显著为正,系数值还略有增加,这意味着即便考虑行政区域分界线的山川形便特征,省际商品市场的分割依然显著存在。^①

(二)地级市分割的实证检验

将地区配对样本“下沉一级”,进一步分析同一省内的地级市之间的商品市场分割情况。表5报告了模型(4)的估计结果,其中第(1)、(2)列基于全部164对县级配对样本(102对“市政府所在区—县”配对加上62对“县—县”配对),第(3)列仅利用62对“县—县”配对样本。这三列结果显示,无论是否控制地区

效应、商品种类效应和年份效应,也不论样本覆盖范围的大小,核心解释变量 cross_city_{ij} 的系数均不显著且数值较小,不存在地级市之间的分割迹象。

由于处理变量的系数不具备显著性,因此我们不必担心实验组与对照组之间由于“跨市”引起的县区特征差异是否会对实验结果产生影响。但由于市政府所在区与地级市边界线两侧的县并不一定是相邻的,因此市政府所在区与配对边界县之间的空间邻近程度在实验组和对照组之间可能存在明显差距。一般而言,地级市政府所在区与本地级市的县区之间的距离相对更近,而与相邻地级市的县区之间距离相对更远,这种系统性的偏差可能会削弱实验结果的随机性。为了得到空间等距样本,我们基于谷歌地图测量了102对“市政府所在区—县”之间的空间距离,虽然无法保证实验组中配对区县的空间距离完全等于对照组,但为了回归结果的可靠性,可以通过样本修剪使得实验组中配对区县的空间距离小于或等于对照组,即保证任一地级市政府所在区与“跨市配对”的县之间距离相对更近。按此标准对样本进行修剪后,得到剩余58对县区的配对样本。表5第(4)列报告了使用这一修剪后样本对模型(4)的估计结果,其中 cross_city_{ij} 的系数仍然不显著,再次证明地级市之间并不存在商品市场的分割。

表2和表4已经说明,无论模型如何设定以及样本是否修剪,均能识别出数值稳定且显著的省际市场分割效应,而表5的各列估计结果则一致表明在地级市之间却并不存在明显的市场分割。结合这两项经验证据即可得到一个基本判断:中国商品市场的

表5 基于地级市分界线两侧县区价格比较的回归结果

解释变量	被解释变量: diff_{ijt}			
	(1)	(2)	(3)	(4)
cross_city_{ij}	0.0007 (0.0005)	0.0007 (0.0005)	-0.0007 (0.001)	0.0002 (0.0009)
地区效应	否	是	是	否
商品种类效应	否	是	是	是
年份效应	否	是	是	是
R^2	0.0002	0.1247	0.1212	0.0677
观测值	11 352	11 352	4 264	3 948

注:***、**、*分别表示在0.01、0.05、0.1的水平上显著;括号内为聚类到相邻地级市交界地区的稳健标准误。由于个别年份及地区的价格数据缺失,第(1)、(2)列的观测值为11 352个,而非17 220个(164对县区×15年×7种消费品);第(3)列的观测值为4 264个,而非6 510个(62对县区×15年×7种消费品);第(4)列的观测值为3 948个,而非6 090个(58对县区×15年×7种消费品)。

地区间分割现象主要存在于省级行政区域之间。

(三)省际分割的分解及其变化趋势

在本文自然实验框架下,可以将“跨省相邻”地级市之间商品价格指数的差异视为“总分割”,而将充当对照组的“省内相邻”地级市之间的价格指数差异视为“摩擦性分割”^⑩,二者之差即为省际行政分界线导致的“制度性分割”。按照这种分割构成,可以对样本期间(2001-2015)的省际总分割程度进行分解分析,观察其两个部分的比重及变化轨迹,如

图2所示。

由图2可见,无论是总分割程度,还是分解之后得到的摩擦性分割和制度性分割,省份之间的市场分割都是在波动中逐渐收敛的,说明省际贸易壁垒趋于弱化,省际商品市场逐步走向整合。为了剔除样本期限内各种短期冲击对市场分割趋势的干扰,更加清晰地识别出三类分割之间的比重关系,我们进一步使用HP滤波方法去掉波动项,仅保留了趋势项,测算结果见表6。

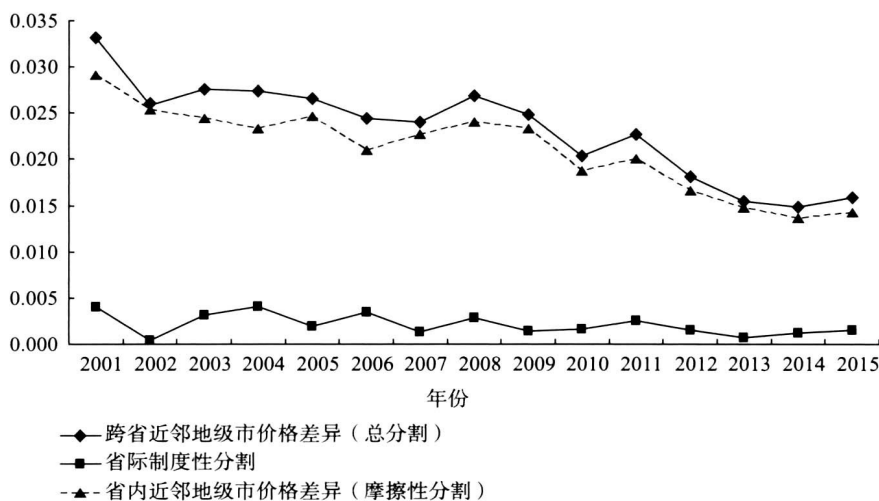


图2 省际市场分割的分解及变动趋势

表6

各类分割程度的“趋势项”及比重

年份	省际总分割	摩擦性分割	摩擦性分割比重	制度性分割	制度性分割比重
2001	0.0303	0.0273	90.15%	0.0030	9.91%
2002	0.0293	0.0265	90.21%	0.0029	9.85%
2003	0.0284	0.0256	90.25%	0.0028	9.81%
2004	0.0275	0.0248	90.31%	0.0027	9.75%
2005	0.0265	0.0240	90.42%	0.0026	9.65%
2006	0.0256	0.0232	90.56%	0.0024	9.51%
2007	0.0247	0.0224	90.74%	0.0023	9.32%
2008	0.0237	0.0215	90.93%	0.0022	9.14%
2009	0.0226	0.0206	91.13%	0.0020	8.95%
2010	0.0214	0.0195	91.30%	0.0019	8.78%
2011	0.0202	0.0185	91.48%	0.0017	8.61%
2012	0.0189	0.0173	91.67%	0.0016	8.44%
2013	0.0176	0.0161	91.87%	0.0015	8.26%
2014	0.0163	0.0150	92.07%	0.0013	8.10%
2015	0.0150	0.0138	92.29%	0.0012	7.93%
平均值	0.0232	0.0211	91.03%	0.0021	9.07%
总变动	-50.63%	-49.45%	—	-60.48%	—

由表6可知,2001—2015年间商品市场的省际总分割中,平均有91.03%的部分来自运输条件、信息障碍以及基础设施等诸多复杂的摩擦性因素,而省际制度性分割仅贡献了9.07%。从长期变化趋势来看,2001—2015年省际总分割程度下降了50.63%,其中制度性分割下降程度更大,达到60.48%。到2015年,省际市场总分割中制度性分割的比重仅占7.93%,纯粹由于“跨省”导致的价格指数差异只有0.12个百分点。这一趋势表明,2000年以来我国基础设施建设的迅速推进显著整合了区域商品市场,同时也意味着2000年以来中央政府实施的推动地区市场一体化、破除省际制度性分割的政策是有效的。

五、简要结论

在学者们围绕中国地区间市场分割演变趋势的长期争论过程中,逐渐形成了以相对价格法为代表的测度地区间分割程度的研究范式。但由于对照组的缺位,现有研究无法从地区间价格离差中分离出制度性分割和摩擦性障碍。为了解决这一方法缺陷,本文基于省、市两级行政区域分界线附近的商品市场设计了一项自然实验,通过空间相邻配对和样本修剪,有效剥离了由于自然地理和经济地理等非制度性因素造成的摩擦性分割,准确地析出了制度性的市场分割效应。实证结果显示,中国行政区域间的分割主要存在于不同省份之间,而地级市之间并不存在明显的市场分割。在省际总分割效应中,省际行政分界线导致的制度性分割占到9.07%,其余超过90%的部分则来源于摩擦性分割。在2001—2015年间,省际总分割程度下降50.63%,其中制度性分割下降幅度更大,达到60.48%,表明国内市场整合程度已经得到大幅改善。

由于有效区分了市场分割的不同来源,本文自然实验的测算结果为进一步推动国内市场一体化提供了更为准确的政策参照。我们的研究表明,目前省际制度性分割的效应已相对较小,造成地区间商品价格偏离“一价定律”的主要因素是摩擦性分割。因此,通过促进地区之间交通基础设

施的连通性、改善物流储运条件、利用数字平台降低跨地区的搜寻和匹配成本等途径,可以进一步削减市场摩擦性因素造成的地区间贸易障碍。

应当指出的是,本文的研究结论仅仅是针对商品市场中的分割而言的,中国地区间要素市场的一体化水平可能远不及商品市场的整合程度。但对于资本和劳动等具有流动性的生产要素,同样可以使用本文自然实验的识别策略来测度要素市场上的制度性分割。此外,本文的估计结果直接衡量的是行政区划在相邻地区之间形成的市场分割效应,但地区间的商品市场分割还体现在空间上不相邻的行政区域之间。在不相邻地区间的商品贸易中,那些与空间距离和市场可达性密切相关的各种摩擦性因素,可能会在市场分割中起到更大的作用。

特别感谢主编和三位匿名审稿人针对本文修改提出的宝贵意见,当然文责自负。

注释:

①需要强调,现有文献中,虽然多数结论也认为地区间商品价格的离差程度呈现下降趋势,但由于价格离差中包含了大量摩擦性因素,因此并不能根据这一下降趋势来直接断定地区间的制度性分割效应在减弱。

②与相对价格法的观点一致,对地区间价格差异的度量应当使用相对比例,而非缺乏可比性的绝对差距,并且价格差异的度量还应独立于两地价格进入计算公式的顺序。因此,我们采用相对价格对数的绝对值来测度价格差异。

③在所有地级市价格数据均无缺失的理想情况下,观测值数量应为19 425个(185对地级市×15年×7种消费品),但由于个别年份及地区的价格数据缺失,最终实际观测值为18 614个,较大的样本量能够保证实证结果不会因个别样本数据的缺失而发生重大变化。限于篇幅,地级市配对结果未列出,备索。

④桂琦寒等(2006)以及陆铭和陈钊(2009)采用省级层面的商品价格指数数据,通过“去均值”消除与特定商品种类相联系的固定效应带来的系统偏误。本文在计算省际分界线两侧地区价格差异时并未采用“去均值”处理,而是在自然实验的回归模型(1)中引入了分类商品的固定效应,从而控制了商品类别不同导致的系统性偏差。

⑤出于对稳健性的担忧,我们通过替换相似统计指标的方法进行了大量稳健性检验,结果并未影响本文的核心结论。

⑥相关地理数据来自中国科学院地理科学与资源研究所资源环境科学与数据中心。通过比较地级市分界线与其两侧地区的海拔等级、地级市分界线与一级河流是否重合,在本文使用的配对地级市样本中共识别出48对存在山川阻隔的相邻地级市。限于篇幅,这些配对地级市样本没有报告,留存备案。

⑦在“市政府所在区—县”的配对中,市政府所在区与配对的县之间在空间上并不相邻,在后文的实证中,我们还将考虑空间距离差异对自然实验的影响。

⑧限于篇幅,县区配对结果未列出,备案。

⑨考虑到农产品的非标准化与信息障碍导致其价格离差天然较大,从而可能对估计结果产生影响,我们进一步将CPI商品类别中的食品大类整体剔除,仅保留六大类消费品的CPI数据。回归结果与全样本非常接近,系数的变化仅在小数点后的第4位体现。限于篇幅,这部分结果未予报告。

⑩为了节省篇幅,将单变量回归结果报告在了同一列。

⑪限于篇幅,这一回归结果未报告,留存备案。

⑫正如表5结果所示,省内的相邻地级市之间并不存在制度性分割,因此仅包含摩擦性分割。

参考文献:

[1]Bai, C., Y. Du, Z. Tao, and S. Y. Tong, "Local Protectionism and Regional Specialization: Evidence from China's Industries", Journal of International Economics, 2004, 63(2), 397-417.

[2]白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷,“地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势”,《经济研究》,2004年第4期,第29-40页。

[3]曹春方、张婷婷、范子英,“地区偏袒下的市场整合”,《经济研究》,2017年第12期,第91-104页。

[4]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7卷第1期,第125-150页。

[5]Fan, C. S., and X. Wei, "The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China", The Review of Economics and Statistics, 2006, 88(4), 682-697.

[6]范欣、宋冬林、赵新宇,“基础设施建设打破了国内市场分割吗?”,《经济研究》,2017年第2期,第20-34页。

[7]付强,“市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨识”,《经济研究》,2017年第3期,第47-60页。

[8]桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊,“中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析”,《世界经济》,2006年第2期,第20-30页。

[9]黄新飞、陈珊珊、李腾,“价格差异、市场分割与边界效应——基于长三角15个城市的实证研究”,《经济研究》,2014年第12期,第18-32页。

[10]黄贇琳、王敬云,“地方保护与市场分割:来自中国的经验数据”,《中国工业经济》,2006年第2期,第60-67页。

[11]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,第42-52页。

[12]Naughton, B., "How Much Can Regional Integration Do to Unify China's Markets", Working Paper, 2000.

[13]Parsley, D. C., and S. Wei, "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations", The Quarterly Journal of Economics, 1996, 111(4), 1211-1236.

[14]Parsley, D. C., and S. Wei, "Explaining the Border Effect: The Role of Exchange Rate Variability, Shipping Costs,

and Geography", *Journal of International Economics*, 2001, 55(1), 87–105.

[15] Parsley, D. C., and S. Wei, "Currency Arrangements and Goods Market Integration: A Price Based Approach", NBER Working Paper, 2002, #8468.

[16] Poncet, S., "Measuring Chinese Domestic and International Integration", *China Economic Review*, 2003, 14(1), 1–21.

[17] Poncet, S., "A Fragmented China: Measure and Determinants of Chinese Domestic Market Disintegration", *Review of International Economics*, 2005, 13(3), 409–430.

[18] 宋冬林、范欣、赵新宇, “区域发展战略、市场分割与经济增长——基于相对价格指数法的实证分析”, 《财贸经济》, 2014年第8期, 第115–126页。

[19] Stock, J. H., and M. W. Watson, "Dynamic Factor Models",

In: Clements, M. P., and D. F. Hendry(eds.), *The Oxford Handbook of Economic Forecasting*. Oxford: Oxford University Press, 2011, 35–60.

[20] 吴意云、朱希伟, “中国为何过早进入再分散: 产业政策与经济地理”, 《世界经济》, 2015年第2期, 第140–166页。

[21] 行伟波、李善同, “引力模型、边界效应与中国区域间贸易: 基于投入产出数据的实证分析”, 《国际贸易问题》, 2010年第10期, 第32–41页。

[22] 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), 1091–1135.

[23] 赵奇伟、熊性美, “中国三大市场分割程度的比较分析: 时间走势与区域差异”, 《世界经济》, 2009年第6期, 第41–53页。

Inter-Regional Market Segmentation in China: An Empirical Study Based on Natural Experiment

Ma Caoyuan Li Tingrui Sun Siyang

Abstract: Based on "the Law of One Price", we construct a natural experiment using the spatial adjacency among boundaries of administrative division in China, in which the institutional segmentation of commodity markets among division is effectively identified by isolating frictional barriers in cross-regional trade. It was showed that provincial boundaries were flanked by significant segmentation effects, whereas no such effects for prefectural boundaries, which means such segmentation basically lies in the former. Further decomposition reveals the institutional segmentation and frictional barriers dropped dramatically from 2001 to 2015, and the current inconsistency of the cross-regional price fluctuation was mainly caused by frictional factors.

Key words: market segmentation; natural experiment; spatial adjacency