华南农业大学学报(社会科学版)
2025年第3期　JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第24卷)　(SOCIAL SCIENCE EDITION)

省际边界、农产品价格与统一大市场

任　韬[a,b],贺羿涵[a,b]

(首都经济贸易大学 a.统计学院; b.中国消费大数据研究院,北京 100070)

摘　要: 为明确省际边界对农产品价格及统一大市场的影响机制,基于2021—2023年20个省(区、市)蚂蚁商业联盟865家门店农产品条形码月度价格数据,实证分析省际边界对农产品价格的影响及其异质性,并进一步剖析省际边界对统一大市场的影响。研究发现:(1)农产品价格存在显著的边界效应,省际边界地区农产品价格显著低于非省际边界地区,距省际边界线越近,农产品价格越低;(2)农产品价格边界效应在多个维度存在异质性:在商品特性维度,蔬菜类、价格水平较低的农产品价格边界效应相对较强,边界地区农产品价格显著低于非边界地区;在地区维度,非东部地区、主产区以及与相邻省份消费偏好存在较大差异的省份,其农产品价格边界效应相对强于其他地区;(3)市场分割主要体现在相邻省份非边界县域地区,相邻省份边界县域地区市场相对统一。据此,相关部门应当建立跨省协调机制,与市场协同发力,完善基础设施建设和监管体系,多维施策缩小地区间农产品价格差异,助力建设统一大市场。

关键词: 省际边界;农产品价格;边界效应;统一大市场

中图分类号: F323.7　　**文献标识码:** A　　**文章编号:** 1672-0202(2025)03-0103-17

一、引言

在构建新发展格局的宏观背景下,《中共中央 国务院关于加快全国统一大市场的意见》明确指出,建设全国统一大市场是构建新发展格局的基础支撑和内在要求。建设全国统一大市场,其核心目标是打破市场分割,促进商品和要素的自由流动,实现资源的高效配置和区域经济的协调发展。然而,当前各地区农产品价格差异显著,成为制约全国统一大市场建设的主要障碍。根据一价定律,如果市场是统一的,若不考虑套利行为和贸易成本,同种商品在两地的价格应当是一致的。但现实中,由于地方保护主义政策、行政壁垒以及官员之间的"晋升锦标赛"等机制,地方政府倾向于采取市场保护措施,限制商品自由流通,建设本地市场,导致农产品价格在地区间存在显著差异,市场一体化程度较低。这种价格差异不仅削弱了市场资源配置效率,还加剧了区域发展不平衡,阻碍了全国统一大市场的形成。因此,深入研究各地区农产品价格差异的成因,探索消除价格差异的有效路径,对建设全国统一大市场、促进区域协调发展具有重要的理论价值和现实意义。

在影响商品价格的诸多因素中,省际边界作为制度性因素的关键表征,发挥着举足轻重的作用。既有研究表明,省际边界通过地方保护主义和行政壁垒抑制了跨省贸易流量,进而影响交易成本和资源配置效率,导致商品价格产生显著差异。具体而言,省际边界对商品价格的影响主要体现在两个方面:一方面,边界地区经济发展相对滞后,公共品提供较为落后[1],房价显著低于城

收稿日期: 2024-12-19　　**DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2025.03.008

基金项目: 国家社会科学基金青年项目(23CTJ021)

作者简介: 任　韬(1978—),男,北京人,首都经济贸易大学统计学院教授,主要研究方向为社会经济统计。E-mail:rentao@cueb.edu.cn

通讯作者: 贺羿涵(1999—),女,山西吕梁人,首都经济贸易大学统计学院博士研究生,主要研究方向为社会经济统计。E-mail:heyihannn@126.com

区腹地[2]，存在“国内宾大效应”；另一方面，省际边界线对地区间贸易流量存在显著的抑制作用，跨省贸易流量明显低于省内贸易流量。如知识产品在同城交易量最高，跨省相邻城市最低[3]；通过构建街道维度的专利引用配对空间数据集，发现地区间的专利引用受到显著抑制[4]。同时，由于地区间发展不平衡、不充分，一系列非制度性因素也对地区间双边贸易流量产生影响，如市场需求、市场供给、交通运输和经济环境等。部分学者通过设置自然实验，在控制了相关摩擦因素后发现，尽管边界效应仍显著存在，但其对省际总市场分割的影响程度较小，大部分市场分割效应来自地区间非制度性因素[5]。从省际边界对农产品价格的影响来看，一些学者依托微观价格数据，运用断点回归法探究了长三角地区省际边界和农产品价格差异的关系，发现跨边界的市场分割程度较大[6]。还有学者对省级区域间粮食市场整合程度进行了分析，发现水稻和小麦市场的整合程度较高，且与省份间的距离成反比，距离较近的省份市场整合程度更高[7]。

总体来看，现有研究在探讨省际边界对农产品价格的影响方面还存在一些不足。其一，数据获取层面存在局限。当前研究多采用价格指数代替商品微观价格进行研究，该方法存在无法剔除商品异质性、无法避免加总偏误和样本选择偏误、跨空间市场细分的大量信息丢失等问题。随着商品微观价格数据的发展，国外已经通过条形码数据研究商品价格相关问题，尽管国内也有相关研究，但数据滞后问题较为严重，且数据覆盖范围较小。其二，控制变量设置不够完善。虽然部分学者在探究商品价格的边界效应时设置自然实验并考量多种因素，但在分析省际边界对农产品价格的影响因素时，鲜有文献充分考虑非制度性因素对农产品价格的影响。其三，异质性分析视角较为单一。现有研究仅从价格与地区等视角探究省际边界对商品价格影响的异质性，缺乏对其他深层次异质性分类的考量。鉴于此，本文基于蚂蚁商业联盟提供的商品条形码数据，在控制了市场需求、市场供给、交通运输、经济环境和产业环境等非制度性因素基础上，分析省际边界对农产品价格的影响及其对统一大市场的作用。同时，从农产品价格水平、种类等商品特性维度，区域、产销地以及消费偏好等地区维度展开异质性分析，明确不同维度与水平下农产品边界效应的存在及其差异。通过明确省际边界对农产品价格的影响机制及异质性特征，为区域农业协调发展及建设统一大市场提供有效的理论支撑和政策建议。

二、理论分析与研究假说

（一）省际边界对农产品价格影响的理论分析

一价定律表明，在不考虑套利行为和贸易成本的理想条件下，同种商品在不同地区的价格应当趋于一致。然而，这种均衡状态在实际经济活动中难以实现。当地区间存在各种制度性和非制度性的显性或隐性因素影响贸易时，往往会产生额外的交易成本，进而引发套利行为，导致地区间价格差异的产生。

随着市场经济体制改革的深化，地方政府获得了更大的经济决策权。为了促进地方产业的发展及其政治晋升，地方官员通过设置贸易壁垒来建立本地经济优势，这一行为加剧了区域间的不均衡发展。地方保护主义政策作为市场分割的主观制度性影响因素，其制定时间、政策侧重点和政策强度均存在显著的地区异质性，因而难以进行统一的度量。在此背景下，现有文献通常使用省际边界和地级市行政边界等客观因素来表征市场分割的制度性影响，将距离、边界虚拟变量及其交互项引入回归模型，通过变量系数的估计值来反映边界效应的存在与强度。这一方法论的选择为分析制度性因素对地区间价格差异的影响提供了有效的框架，进而为理解区域经济一体化的复杂性提供了重要的理论支持。

地区间价格差异是区域发展不均衡性的直接体现，同时也是推动区域经济空间演化的关键动力[8]。根据新经济地理学的理论框架，城市边界在不同经济环境下可能导致额外的交易成本，进而引发价格差异。现有研究表明，包括食品和服务品在内的可贸易商品和包括公共品在内的不可

贸易商品都展现出明显的边界效应[1,3,7,9]。具体而言,接近省际边界的地区往往在经济发展和公共品供给方面较为滞后[1],商品价格较低。进一步地,将分析范围细化至地级市边界,发现商品的地级市边界效应并不显著[5]。对知识产品在同城、同省相邻城市及跨省相邻城市间的交易量进行比较,发现同省相邻城市知识产品交易量高于跨省相邻城市[3]。

就市场贸易角度而言,农产品价格的影响因素主要包括以地方保护主义[10]、行政边界[1,3,7,9]为主的制度性因素和以市场需求、市场供给、交通运输、经济发展、产业发展[11]、文化习惯[12-13]为主的非制度性因素。尽管现有文献确认了边界效应的存在,但在实验设计中未能充分考虑市场需求供给、社会经济和产业环境等非制度性市场摩擦因素,导致对边界效应的估计存在偏差。为弥补这一缺陷,部分学者引入经济变量作为协变量,通过构造自然实验,以跨省相邻城市对为处理组,省内相邻城市对为控制组,匹配省际边界线附近的跨省城市样本,确保实验组和对照组配对样本之间的差异仅限于是否跨越行政边界线。研究发现,尽管省际存在边界效应,但该效应在省际总市场分割中所占比例较小,大部分市场分割效应归因于地区间的非制度性贸易因素[5]。需要说明的是,即使部分学者认为非制度性贸易因素可能是影响商品市场分割的主要因素,但诸如文化习惯、供需结构等非制度性因素难以在短期内发生显著改变,而省际边界这一制度性贸易因素在地理意义上虽也难以发生改变,但是通过探究省际边界对市场分割的影响,能够围绕其衍生出的一系列政策来缓解市场分割。

已有研究都证实了边界效应的存在,即省际边界会影响商品价格,使得商品价格存在边界效应。农产品作为商品具有以下特点:其一,生鲜农产品如蔬菜的流通费用占比较高[14],且易受外界因素干扰;其二,作为非标准化产品,其价格的地区间差异和波动程度均较大。基于上述因素,农产品价格形成机制易受到省际边界的影响。基于此,本文提出假说 1:

假说 1:省际边界显著影响农产品价格,越靠近省际边界线,农产品价格越低,农产品价格存在边界效应。

(二)省际边界对农产品价格影响的异质性理论分析

那么,所有商品价格都存在边界效应吗?商品价格边界效应是否在商品特性维度或地区维度上存在异质性?在探讨商品价格的边界效应时,现有研究揭示了其在商品特性和地区维度上的显著异质性。特别是农产品市场,这种异质性表现得尤为明显。

1. 商品特性异质性

在商品特性维度方面,研究发现,食品边界效应存在种类异质性,水稻市场地理距离阈值小于小麦市场的地理距离阈值,意味着水稻价格对外部冲击的影响更为敏感[7]。对全样本和分商品类别进行城市边界效应分析,发现粮食类的回归结果与基准回归结果一致,当商品价格差异高于 70% 分位数后,城市不存在边界效应,而对于标准化程度较高的商品,如软饮料和日化类商品,这一阈值降至 50% 分位数,表明这些商品更符合一价定律[15]。不难发现,在商品特性维度下,食品边界效应展现出显著的种类异质性。具体而言,不同粮食市场的地理距离阈值差异,致使其价格对外部冲击的敏感度不同。同时,标准化程度更高的商品,更趋近于一价定律。进一步地,服务产品边界效应也显示出种类异质性。例如,通信、交通、物业服务等行业的省际边界效应不显著,而教育、医疗等行业则存在显著的省际边界效应[9]。这可能与服务的地域性和专业性有关,导致其价格形成机制与一般商品有所不同。

2. 地区异质性

在地区维度方面,长三角城市群表现出显著的边界效应,而珠三角城市群则不明显[16],这可能与不同地区的市场结构和经济联系有关。这一发现揭示了商品边界效应在地区维度上可能存在的异质性。在农产品价格传导机制的研究中,不同资源禀赋区域的农产品价格存在显著差

异[17-18]。以鸡蛋价格为例,主产区的价格相对较低,且价格波动较小[18],这可能与资源禀赋对农产品供给的直接影响有关。此外,本地偏好也会通过影响相邻省份的农产品供给,进而影响价格。农产品市场存在明显的本地偏好,这可能与居民的饮食习惯、气候环境、文化习俗和传统信仰有关,从而导致农产品价格的边界效应表现出消费偏好异质性。

上述分析从包括价格、种类在内的商品特性维度和包括区域、资源禀赋、消费偏好在内的地区维度探讨了商品价格边界效应的异质性,基于上述分析,本文提出假说2:

假说2:农产品价格边界效应存在价格、种类、区域、资源禀赋以及消费偏好异质性。

关于本文所使用的商品价格数据,由于微观价格数据的不易获取,现有研究多采用加总的价格指数来代替具体价格,进而探究价格的影响因素。但是,用价格指数代替价格存在以下问题:(1)价格指数无法剔除商品异质性;(2)无法避免加总偏误和样本选择偏误;(3)关于跨空间市场细分的大量信息会丢失。以上原因导致价格指数数据向长期水平收敛的速度明显慢于商品原始价格数据,从而导致估计系数产生偏差[19]。随着条形码价格微观数据的出现,越来越多的学者使用这一直接价格数据开展相关研究。例如,Handbury[20]通过条形码价格数据对美国城市的生活成本进行测算,发现城市越大食品价格越低。Atkin[21]通过条形码商品价格数据探究零售产业链全球化和生活成本的关系,发现零售业全球化可以通过降低生活成本,显著提升墨西哥的社会福利。Stroebel[22]通过使用商品条形码价格数据,衡量了房价波动对当地零售价格的影响,发现房价对当地零售价格的推动并非由于当地成本上升,而是由于移动加价。不难发现,相比价格指数衡量价格波动,条形码数据有以下优点[19]:(1)同时有价格数据和销量数据,可以通过销量对价格进行加权构造基于客观权重的平均价格;(2)可以比较市场细分的程度,保留了市场细分的大量信息;(3)微观商品数据与人民生活关系密切,价格变动更具代表性。

三、数据与基本计量模型

(一)数据来源与样本分布

本文相关农产品零售数据来源于蚂蚁商业联盟①,其拥有超过100家中小型零售成员企业,9000多家门店,分布在30个省(区、市)。考虑到各省门店实际分布以及销售数据情况,本文选取蚂蚁商联在20个省(区、市)②的865家门店进行研究,研究周期为2021年1月—2023年12月,所涉及的农产品类别包括:干货类、蔬菜类、水果类、水产类、肉类和蛋类等(见表1),共596840条月度数据。

表1 农产品信息表

三级品类	四级品类
干货类	枸杞、白糖、黄豆、绿豆、花生、大米
蔬菜类	玉米、大白菜、菠菜、冬瓜、黄瓜、西红柿、芹菜、圆茄子、青椒、白萝卜、韭菜、土豆、莲藕、杏鲍菇、生姜、生菜、金针菇、牛角椒、南瓜、蒜头、大葱、老豆腐、胡萝卜
水果类	香蕉、苹果、西瓜、梨、葡萄、哈密瓜、柚子、火龙果、猕猴桃
水产类	鳙鱼、草鱼、鲫鱼、鳊鱼、带鱼、河虾、大闸蟹(公)、鲜鲈鱼、鲜鲳鱼、鱿鱼
肉类	猪排骨、牛肉、肉鸡
蛋类	鸡蛋、鸭蛋

注:三级品类与四级品类为蚂蚁商联生鲜分类,与国家统计局统计用产品分类目录有交叉,但并不完全一致。

① https://www.mayishanglian.com/。

② 包括浙江省、甘肃省、河南省、江西省、陕西省、安徽省、黑龙江省、四川省、山东省、湖北省、山西省、江苏省、北京市、河北省、云南省、广西壮族自治区、贵州省、内蒙古自治区、辽宁省、宁夏回族自治区。

图 1 展示了 20 个省份以 10 公里为带宽绘制的门店距离概率密度分布直方图。由图 1 可知,样本门店距离呈右偏分布,大部分样本门店分布在距离省际边界线 100 公里的区域内,且在 100 公里内在每一个以 10 公里为带宽的组内均有门店分布,门店分布相对均匀。

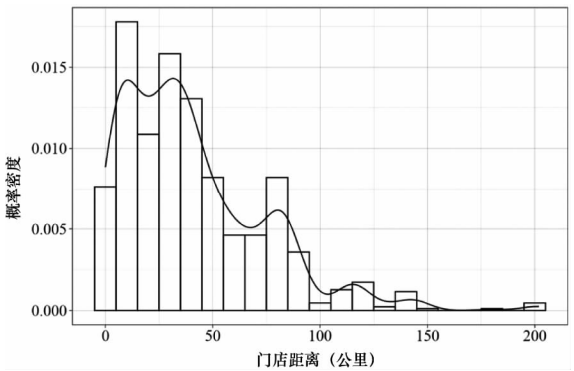


图 1　门店分布概率密度图

(二)变量测度与说明

1. 被解释变量

被解释变量为农产品销售价格(P),考虑到农产品价格较为特殊,相比年度农产品价格,月度农产品价格波动较大,故在时间维度选取月度农产品价格作为本文的被解释变量①。农产品销售价格由其包含的农产品 SKU 销售价格加权得到,权重为农产品 SKU 销售额与其对应的农产品种类销售额的比值。

2. 核心解释变量

核心解释变量为省际边界($Border_c$)、距离($Distance$)。其中,省际边界根据门店所在县域是否处于省际边界地区进行定义,若门店所在县域处于省际边界地区,则定义为 1,否则定义为 0;距离则根据门店到省际边界线的最短距离进行表征,使用百度地图 API 获取门店经纬度后,由 ArcGIS 软件计算得到。

3. 控制变量

除此之外,本文还控制了包括市场禀赋、消费潜力、物流水平、经济发展水平等一系列宏观经济变量。其中:(1)市场供给由粮食单位面积产量表征;(2)消费潜力由城镇居民常住人口、城镇居民人均可支配收入表征,反映了市场需求水平和收入水平;(3)物流水平由货运量表征,反映了交通运输禀赋;(4)经济发展水平由人均 GDP、第一产业产值占比表征。除第一产业产值占比外,其余变量作对数处理,相关经济变量均以 2021 年为基期的价格指数进行平减。

(三)计量模型设定

为检验省际边界对农产品价格的影响,本文构建如下回归模型:

$$p_{it}^{k}=\beta_0+\beta_1 Border_c_i+\beta_2 Distance_i\times I(Border_c_i=1)+\beta_3 Distance_i\times I(Border_c_i=0)+\gamma Control_{it}+\eta_c+\mu_k+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,i 代表门店,t 代表月份,k 代表农产品商品,p_{it}^{k} 为 t 月门店 i 所销售的农产品 k 的加权平均价格,在实际回归中取其对数作为被解释变量。$Border_c_i$ 代表省际边界虚拟变量,$Distance_i$ 代表门店距离,$Control_{it}$ 代表门店所在省份层面的宏观控制变量,η_c 代表城市固定效应,μ_k 代表种类固定效应,λ_t 代表时间固定效应,ε_{it} 代表误差项。本文主要通过系数 β_1 反映是否存在边界效应,若 β_1 小于 0,则边界地区农产品价格低于非边界地区,认为存在边界效应。β_2、β_3 分别反映了边界地区和非边界地区距离对农产品价格的影响。

为进一步探究农产品价格边界效应的异质性,本文分别引入异质性虚拟变量、边界虚拟变量的交互项和异质性虚拟变量、边界虚拟变量、距离三者的交互项,回归方程如下:

---

① 本文对数据及数据处理过程进行以下说明:(1)本文采用的数据为超市实体门店销售数据,根据企业信息表中农产品分类将相近的商品进行合并,并剔除误分类产品;(2)为了保证研究样本的完整性,剔除了研究周期内每个省份销售周数不足研究周期一半(即不足 78 周)的商品;(3)剔除规格信息不存在和不明确的商品,统一商品规格为千克;(4)价格可能存在异常值,剔除了商品种类维度前后 1% 的销售价格数据,根据客观赋权法计算每种农产品加权平均价格,权重为某门店某个农产品商品一定时期内销售额占该门店该商品所属农产品种类的销售额比例。

$$p_{it}^{k}=\beta_0+\beta_{1m}Border_c_i\times HeteVar_i+\beta_{2m}Distance_i\times I(Border_c_i=1)\times HeteVar_i+\beta_{3m}Distance_i\times I(Border_c_i=0)\times HeteVar_i+\gamma Control_{it}+\eta_c+\mu_k+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,$HeteVar_i$ 为异质性虚拟变量,通过系数 β_{1m} 反映异质性虚拟变量取值为 m 时是否存在边界效应,通过 β_{2m}、β_{3m} 分别反映异质性虚拟变量取值为 m 时边界地区和非边界地区距离对农产品价格的影响。

四、基准回归结果分析

(一)基准回归

本文分析了省份内和相邻省份对的农产品价格差和对数价格差的分布情况,初步探究省际边界对农产品价格的影响。由表2可知,无论是在省份内还是相邻省份间,农产品价格均存在差异。从价格差均值、中位数和标准差3个指标看,相邻省份间农产品价格差异显著大于省份内部农产品价格差异,即跨越边界时,农产品的价格差异会增大。独立配对样本T检验 P 值远小于0.05,省内价格差异小于省份间价格差异,存在显著的边界效应。

表2 相关数据分布

指标	门店分布		省份内		相邻省份对	
	门店数量(个)	门店距离(公里)	价格差	对数价格差	价格差	对数价格差
中位数	22.500	33.143	0.977	0.142	1.749	0.264
均值	43.250	40.674	1.843	0.213	3.006	0.348
标准差	62.289	33.325	3.045	0.227	5.064	0.308

进一步实证检验农产品价格是否存在边界效应,本文在回归方程中引入距离(*Distance*)和边界虚拟变量(*Border_c*)及其交互项。

表3 省际边界对农产品价格的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Border_c	-0.021***(0.006)		-0.013*(0.007)	-0.058***(0.012)
Distance		0.378***(0.128)	0.257*(0.147)	
Distance × 1. *Border_c*				1.903***(0.283)
Distance × 0. *Border_c*				0.088(0.157)
常数项	-9.000(6.675)	-9.147(6.678)	-9.130(6.676)	-9.002(6.674)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
种类固定效应	是	是	是	是
月份固定效应	是	是	是	是
观测值	596840	596840	596840	596840
调整 R^2	0.817	0.817	0.817	0.817
组间系数检验 P 值	—	—	—	0.000

注:括号内为聚类稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。下同。

表3展示了基准回归模型得到的农产品价格的边界效应估计结果。第(1)列只加入了边界虚拟变量,其估计系数为负,表明省际边界地区农产品价格显著低于非省际边界地区,存在显著的边界效应;进一步探究距离对农产品价格的影响,第(2)列结果表明,距省际边界线越远,农产品价格越高;第(3)列在回归方程中同时引入了边界虚拟变量和距离变量,结果与前两列一致,表明省际边界地区农产品价格显著低于非省际边界地区,且农产品价格会随着距离增加而明显增加,存在显著的边界效应。为探究这一效应是否同时存在于边界地区和非边界地区,第(4)列引入了距离和边界虚拟变量的交互项,结果表明,边界地区农产品价格显著低于非边界地区,且随着距离增

加,农产品价格显著增加,而非边界地区距离与农产品价格之间的关系并不显著。组间系数检验 P 值远小于 0.05,表明边界地区和非边界地区距离与农产品价格之间的关系存在显著差异,进一步佐证了上述观点。假说 1 得到验证[①]。

(二)稳健性检验

考虑到门店选址可能会受农产品价格的影响,为进一步排除农产品价格边界效应可能存在的内生性问题,本文通过改变样本区间、增加控制变量、替换解释变量、样本匹配和安慰剂检验进行稳健性检验,验证本文基准回归结论的有效性。

1. 改变样本区间

考虑到边界效应可能存在作用范围,本文进一步限定距离小于 100 公里的门店作为样本进行分析,由表 4 第(1)列结果可知,农产品价格存在显著的边界效应,省际边界地区农产品价格显著低于非省际边界地区,且随着距离增加,农产品价格显著提高。由组间系数检验 P 值远小于 0.05 可知,这一结论在边界地区和非边界地区存在显著差异,与基准回归结果一致。考虑到直辖市经济水平较高、农产品价格相对较高,本文进一步剔除了直辖市样本进行稳健性检验,由表 4 第(2)列结果可知,剔除直辖市样本之后,农产品价格仍然存在显著的边界效应。

表 4　稳健性检验

变量	100 公里	剔除直辖市	增加控制变量	替换解释变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
Border_c	−0.050***(0.009)	−0.057***(0.012)	−0.051***(0.012)	
Distance ×1. *Border_c*	1.925***(0.286)	1.835***(0.291)	1.783***(0.277)	
Distance ×0. *Border*	0.248(0.158)	0.086(0.157)	0.172(0.157)	
Border				−0.256***(0.079)
Distance ×1. *Border*				0.587***(0.147)
Distance ×0. *Border*				−1.232**(0.584)
常数项	−9.129(6.843)	3.991(6.290)	−25.021***(7.764)	−8.855(6.646)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
种类固定效应	是	是	是	是
月份固定效应	是	是	是	是
观测值	550104	575384	596840	596840
调整 R^2	0.815	0.819	0.819	0.817
组间系数检验 P 值	0.000	0.000	0.000	0.004

2. 增加控制变量

对于可能存在的遗漏变量问题,考虑到模型设定时可能遗漏变量,使得解释变量与误差项相关,影响估计结果精度。进一步在基准回归方程中控制气候禀赋[②]、市场禀赋[③]以及门店相关信息[④]。由表 4 第(3)列回归结果可知,增加相关控制变量后,农产品价格存在显著的边界效应,省际

① 边界地区农产品价格相对较低可能有以下两点原因:其一,边界地区和非边界地区市场监管和经济活动存在差异,导致其竞争程度和市场效率不同,边界地区可能存在更多小型农户和本地市场,因而农产品价格较低;其二,随着距离的增加,运输成本的增加和物流效率的降低使农产品的最终价格增加。

② 气候禀赋由门店所在省份年平均气温、降水量表征。

③ 市场禀赋由市场活跃度指数、市场丰富度指数表征。其中,市场活跃度指数计算方式为:门店所属省份农产品月度单位面积销售额与 2021 年该省份农产品月度单位面积销售额中位数之比。市场丰富度指数计算方式为:门店所属省份农产品月度单位面积 SKU 数量与 2021 年该省份农产品月度单位面积 SKU 数量中位数之比。SKU 为最小销售单元。

④ 门店相关信息由门店面积表征。

边界地区农产品价格显著低于非省际边界地区。

3. 替换解释变量

本文重新设定边界虚拟变量，当门店距离小于100公里时，定义为1，认为门店处于省际边界地区，否则定义为0，认为门店处于非边界地区。由表4第(4)列回归结果可知，边界地区农产品价格显著低于非边界地区，存在显著的边界效应；但对于距离与农产品价格的关系，在边界地区，农产品价格会随着距离的增加而增加；而非边界地区，农产品价格则会随着距离增加而显著降低。这一结果表明，农产品价格边界效应可能存在辐射范围。

4. 样本匹配

省际边界地区作为处理组，和非边界地区这一控制组除存在“是否为边界地区”这一差异之外，可能还存在各种潜在差异，使得样本选择存在偏差，影响估计结果。基于此，本文通过构建logit模型，参考李峰波等的做法[23]，选取县域经济发展水平、产业结构、人口密度、政府分权、消费水平、金融发展水平和平均工资作为协变量①，采用最邻近匹配与核匹配方法进行样本匹配②。由图2可知，采用最邻近匹配进行样本匹配后，处理组和控制组倾向性得分概率密度分布基本相似，倾向性匹配结果较好。

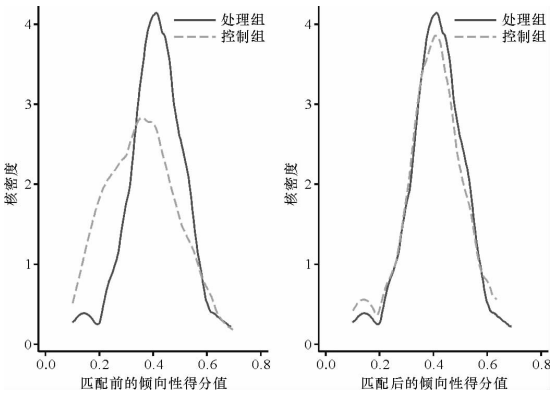


图2　邻近匹配

表5展示了采用最邻近匹配与核匹配方法进行样本匹配后的农产品价格边界效应回归结果。由表5可知，最邻近匹配和核匹配后的样本回归结果均表明，省际边界地区农产品价格显著低于非边界地区，且距离越远，农产品价格越高，边界地区这一距离效应更强。

表5　样本匹配后回归结果

变量	PSM最邻近匹配		PSM核匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Border_c	−0.032**(0.012)	−0.051***(0.016)	−0.016**(0.007)	−0.040***(0.012)
Distance×1. *Border_c*		1.807***(0.348)		1.676***(0.277)
Distance×0. *Border_c*		0.430***(0.138)		0.309**(0.146)
常数项	4.059(9.481)	11.454(9.241)	−15.316(9.465)	−13.478(9.419)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
种类固定效应	是	是	是	是
月份固定效应	是	是	是	是
观测值	134507	134507	296529	296529
调整R^2	0.828	0.828	0.817	0.817
组间系数检验*P*值	—	0.000	—	0.000

① 需要说明的是，经济发展水平由人均地区生产总值表征，产业结构由二产占比表征，人口密度由年末常住人口与行政区域总面积比值表征，政府分权由地方财政一般预算支出与收入比值表征，消费水平由社会消费品零售总额与年末常住人口比值表征，金融发展水平由年末金融机构各项贷款余额与年末常住人口比值表征，平均工资由城镇单位在岗职工平均工资表征。

② 除此之外，由于2023年县域协变量数据缺失值较多，本文仅使用2021年和2022年两年的数据进行样本匹配。

5. 安慰剂检验

本文采取随机抽取个体作为实验组进行安慰剂检验,重复抽样 500 次,绘制估计系数分布与相应 P 值的核密度图。由图 3 可知,随机抽取个体作为处理组时,大多数省际边界的估计系数值都集中在 0 附近,大多数估计系数 P 值也大于 0.05,与真实估计值之间相差较大,基准回归结果是稳健的。

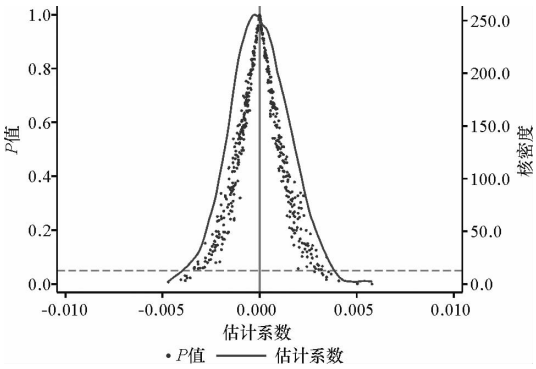


图 3　安慰剂检验结果

上述稳健性检验均表明,基准回归结果是稳健的。省际边界显著影响农产品价格,越靠近省际边界线,农产品价格越低,农产品价格存在边界效应,假说 1 得到验证。

(三)异质性分析

现有研究表明,商品在商品特性维度和地区维度存在异质性边界效应,基于此,本文从商品特性维度和地区维度探究农产品价格的异质性边界效应。

1. 价格异质性

为探究农产品价格边界效应是否存在价格异质性,本文基于分位数回归模型,探究了农产品价格在 10%、30%、50%、70%、90% 这 5 个分位点处省际边界的边际效应。由图 4 可知,随着农产品价格的升高,省际边界地区与非边界地区农产品价格差异不断缩小,即农产品价格边界效应减弱。当农产品价格位于 90% 分位点处时,省际边界地区和非边界地区农产品价格差异并不显著,农产品价格的边界效应可能存在于价格水平不太高的农产品中。进一步分析农产品价格,发现低价农产品大部分是蔬菜水果类产品。除本地生产供应的农产品以外,本省边界地区因与邻省距离较近,还会受到邻省的商品溢出影响。邻省商品流入本地,增加了市场供给,从而拉低了本地农产品价格,导致省内边界地区和非边界地区农产品价格差异进一步扩大。高价农产品大部分为水产类商品,该类商品多属于地产地销商品,相较蔬菜类农产品而言,标准化程度相对较高,价格相对统一。

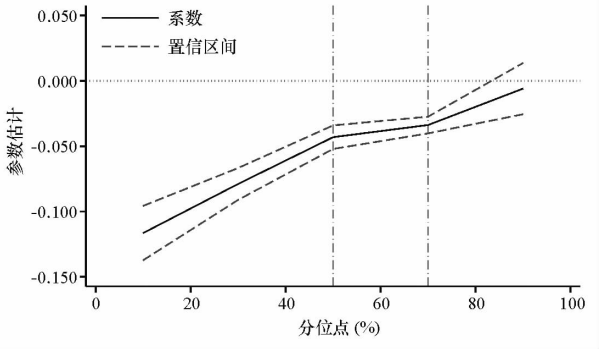


图 4　省际边界对不同分位数农产品价格的影响

2. 农产品种类异质性

通过探究农产品价格的边界效应的价格异质性,发现高价农产品价格不存在边界效应,地区间农产品价格相对统一。进一步分析发现,农产品价格边界效应的价格异质性可能根源于种类异质性。基于此,为验证这一观点,本文引入农产品三级品类、边界虚拟变量二者交互项和三级品类、边界虚拟变量、距离三者的交互项,探究农产品价格的种类异质性边界效应。表 6 展示了农产品价格边界效应的种类异质性。由表 6 可知,就三级品类而言,蔬菜类农产品存在显著的边界效应,即省际边界地区蔬菜类农产品价格显著低于非边界地区,蔬菜类农产品价格随着距离的增加而增加。干货类、蛋类、水产类、水果类、肉类农产品均不存在边界效应,主要可能存在以下三点原因:其一,较其他农产品,蔬菜类农产品保质期更短,运输成本、仓储成本更大,多属于地产地销商

品；其二，较蔬菜类农产品，其他农产品标准化程度更高，价格更加统一；其三，同一三级品类下包含众多四级品类，四级品类农产品一部分存在一部分不存在边界效应，会导致三级品类农产品边界效应系数估计结果出现误差。基于此，本文进一步探究四级品类农产品价格的边界效应[①]。

表6 省际边界对农产品价格的种类异质性影响

品类	*Border_c*	*Distance* × 1. *Border_c*	*Distance* × 0. *Border_c*	组间系数检验 *P* 值
蔬菜类	−0.101***	2.598***	−0.047	0.000
玉米	0.496***	−15.913***	−0.620*	—
菠菜	−0.122***	3.053***	−0.112	0.001
冬瓜	−0.204***	6.092***	−0.203	0.000
芹菜	−0.140***	8.806***	2.384***	0.000
青椒	−0.337***	6.581***	−1.528***	0.000
白萝卜	−0.066**	1.327**	0.073	0.067
韭菜	−0.342***	3.335***	−2.909***	0.000
土豆	0.084***	−0.157	0.961***	—
莲藕	−0.108***	6.317***	0.370	0.000
杏鲍菇	−0.096***	−3.179***	−1.128***	0.008
生菜	−0.189***	6.302***	0.716***	0.000
牛角椒	−0.176***	2.118*	−1.264***	0.005
南瓜	−0.458***	6.014***	−2.061***	0.000
蒜头	−0.051*	3.279***	−0.033	0.000
胡萝卜	−0.078***	0.037	0.191	0.083
干货类	0.010	−0.203	0.060	—
枸杞	0.251***	−3.333**	−0.090	—
白糖	−0.115**	0.098	−1.169**	0.051
花生	0.088**	−2.880***	0.657	—
蛋类	0.051	5.728***	1.980***	—
鸭蛋	0.099*	5.545***	2.431***	—
水产类	−0.043	1.774	−0.207	—
草鱼	−0.087**	1.509**	−0.678**	0.002
鲫鱼	−0.103***	3.899***	−0.563**	0.000
鲜鲈鱼	−0.068**	2.391***	−0.080	0.000
鳊鱼	−0.187***	5.631***	−0.937**	0.000
带鱼	−0.300***	8.095***	−1.324***	0.000
鱿鱼	0.349***	−6.178***	2.004***	—
水果类	0.016	−0.654	−0.132	—
香蕉	−0.090**	3.694***	−0.801***	0.000
苹果	0.073**	−1.526**	0.419	—
柚子	0.237***	−11.486***	1.327***	—
哈密瓜	0.165***	−7.704***	−1.568***	—
肉类	0.040	1.210	1.538**	—
猪排骨	0.207***	−4.424***	0.889***	—
牛肉	−0.093***	3.677***	0.595**	0.009
肉鸡	−0.140***	8.467***	2.748***	0.000

注：本文认为当边界变量显著小于0时，农产品价格才存在边界效应，由此仅对存在边界效应的农产品进行组间系数检验。

① 限于篇幅，在表6省际边界对四级品类农产品价格影响的回归结果中，本文仅展示边界变量显著的农产品品类系数估计结果。

由表 6 可知,包括菠菜、冬瓜、芹菜在内的大部分蔬菜类农产品价格和包括草鱼、鲫鱼、鲜鲈鱼在内的小部分水产品价格存在显著的边界效应,省际边界地区农产品价格低于非边界地区;除此之外,干货类中的白糖、水果类中的香蕉以及肉类中的牛肉和肉鸡均存在显著的边界效应。

3. 地区异质性

因为部分农产品属于地产地销类产品,边界地区会受到邻省商品溢出影响,从而使得农产品价格降低。基于此,本文将门店样本按照地理位置划分为东部地区和非东部地区;同时,根据资源禀赋的不同,将样本再细分为主产区、主销区和产销平衡区[24],探究农产品价格边界效应的地区异质性。由表 7 可知,除东部地区外,非东部地区、主产区、主销区和产销平衡区均存在显著的边界效应,在这些区域内,省际边界地区农产品价格显著低于非边界地区。经济发展水平与政策环境可能会导致边界效应的异质性[16],由于东部地区经济更为发达,政策协调更好,市场统一程度较高,研究周期内边界效应并不显著。进一步分析各个区域内距离与农产品价格的关系,发现在主销区,不论在省际边界地区还是非边界地区,农产品价格随着距离的增加而显著增加,但这一效应在边界地区更强。相比非边界地区,主产区边界地区可能会面临更多的跨区域贸易,使得边界地区农产品价格相对较低,随着距离的增加,可能面临更多的物流成本和储存成本,推动主产区农产品价格上升。但在主产区非边界地区,农产品价格随着距离的增加而显著降低。这由于主产区农产品价格会受销售成本的影响,同时也受本地资源禀赋的影响,由于本地市场的饱和,越靠近市中心,农产品价格反而会下降。整体而言,在主产区,距离与农产品价格的关系可能是非线性的。

表 7　省际边界对农产品价格的地区异质性影响

变量	按地理位置划分		按资源禀赋划分		
	东部地区	非东部地区	主产区	主销区	产销平衡区
Border_c	-0.006(0.022)	-0.071***(0.013)	-0.083***(0.015)	-0.055**(0.021)	-0.063***(0.021)
Distance ×1. *Border_c*	3.564***(1.048)	1.929***(0.296)	0.787*(0.395)	4.419***(1.113)	2.044***(0.349)
Distance ×0. *Border_c*	1.220***(0.294)	-0.032(0.170)	-1.516***(0.313)	1.234***(0.307)	0.053(0.210)
常数项	-9.141(6.676)			-9.010(6.673)	
控制变量	是			是	
地区固定效应	是			是	
种类固定效应	是			是	
月份固定效应	是			是	
观测值	596840			596840	
调整 R^2	0.817			0.817	
组间系数检验 *P* 值	0.017	0.000	0.000	0.002	0.000

4. 消费偏好异质性

为探究农产品价格边界效应的消费偏好异质性,本文参考本地偏好指标构建方法[25],结合相关系数和标准差,构建了相邻省份消费偏好相似系数和差异系数,并计算了各省份与相邻省份的平均消费偏好相似系数和差异系数,具体计算方式如下所示:

$$Simlar_{mn} = \frac{\sum_{k=1}^{q}(r_{mk} \times r_{nk})}{\sqrt{\sum_{k=1}^{q} r_{mk}^2 \sum_{k=1}^{q} r_{nk}^2}} \tag{3}$$

$$Simlar_{m} = \frac{\sum_{n=1}^{p} Simlar_{mn}}{p} \tag{4}$$

$$Diff_{mn} = \sum_{k=1}^{q} | r_{mk} - r_{nk} | \tag{5}$$

$$Diff_{m} = \frac{\sum_{n=1}^{p} Diff_{mn}}{p} \tag{6}$$

其中,$Simlar_{mn}$为相邻省份 m 和省份 n 的消费偏好相似系数,$Simlar_{m}$ 为省份 m 消费偏好相似系数;$Diff_{mn}$为相邻省份 m 和省份 n 的消费偏好差异系数,$Diff_{m}$ 为省份 m 消费偏好差异系数。r_{mk} 为省份 m 中农产品 k 销售额与省份 m 所包含的研究样本农产品的销售额占比,r_{nk}则为省份 n 的对应农产品 k 销售额比例。

本文将省份按照消费偏好相似(差异)系数中位数进行划分,表8展示了农产品价格边界效应的消费偏好异质性。由表8可知,各个组内农产品价格均存在显著的边界效应。进一步分析边界效应强度,当与邻省消费偏好差异较大时①,由于与相邻省份边界地区地理距离和文化距离较小,本省边界地区农产品市场更容易受到邻省边界地区农产品市场需求的"挤出",符合本省消费偏好的农产品会从邻省涌入本省边界地区。根据供需关系,在需求稳定的情况下,供给增加会导致价格下降。反观本省非边界地区,由于其与邻省边界地区市场相对隔离,价格变动受邻省供需关系的影响较小,主要受本省内部市场供需关系影响,农产品价格相对稳定。因此,当本省和邻省消费偏好差异较大时,其价格波动更为明显,进一步扩大了本省边界地区和非边界地区农产品价格差距,强化了农产品价格的边界效应。

表8 省际边界对农产品价格的消费偏好异质性影响

变量	*Similar_A* (1)	*Similar_V* (2)	*Diff_A* (3)	*Diff_V* (4)
低于中位数样本				
Border_c	-0.067***(0.013)	-0.058***(0.013)	-0.050***(0.013)	-0.047***(0.010)
Distance×1.*Border_c*	1.989***(0.318)	1.733***(0.341)	2.174***(0.311)	1.927***(0.259)
Distance×0.*Border_c*	0.031(0.157)	0.051(0.166)	0.239*(0.138)	0.234*(0.133)
组间系数检验 *P* 值	0.000	0.000	0.000	0.000
高于中位数样本				
Border_c	-0.042***(0.013)	-0.056***(0.012)	-0.065***(0.013)	-0.067***(0.014)
Distance×1.*Border_c*	1.669***(0.369)	2.161***(0.279)	1.724***(0.346)	1.915***(0.360)
Distance×0.*Border_c*	0.233(0.157)	0.207(0.135)	0.026(0.167)	0.030(0.171)
组间系数检验 *P* 值	0.001	0.000	0.000	0.000
常数项	-9.444(6.608)	-9.184(6.701)	-7.444(6.624)	-8.460(6.739)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
种类固定效应	是	是	是	是
月份固定效应	是	是	是	是
观测值	596417	596417	596417	596417
调整 R^2	0.817	0.817	0.817	0.817

综上所述,假说2得到验证,农产品价格边界效应存在价格、种类、区域、资源禀赋以及消费偏好异质性。就价格维度而言,随着农产品价格的升高,省际边界地区农产品价格与非边界地区农

① 即与相邻省份消费偏好相似程度较小,或消费偏好差异程度较大。

产品价格差异不断缩小,即农产品价格边界效应减弱,农产品价格的边界效应可能存在于价格水平不太高的农产品中;就种类维度而言,包括菠菜、冬瓜、芹菜在内的大部分蔬菜类农产品和包括草鱼、鲫鱼、鲜鲈鱼在内的大部分水产品存在显著的边界效应,省际边界地区农产品价格低于非边界地区;就地区而言,非东部地区存在显著的边界效应;就资源禀赋而言,无论在主销区省际边界地区还是非边界地区,农产品价格随着距离的增加而显著增加,但这一效应在边界地区更强;就消费偏好维度而言,当本省与相邻省份消费偏好存在较大差异时,本省边界地区和非边界地区农产品价格会呈现出更明显的差距,农产品价格具有更强的边界效应。

五、进一步分析

(一)农产品价格变动的非对称性边界效应

本文进一步将农产品价格变动作为被解释变量引入回归方程,探究省际边界对农产品价格变动的影响。价格变动(*P_Change*)为农产品价格跨期变动,即农产品 t 期与 $t-1$ 期对数价格差。当对数价格差大于 0 时,认为农产品价格上升,记为 *P_Increase*;当对数价格差小于 0 时,认为农产品价格下降,记为 *P_Decrease*。表 9 汇报了省际边界影响农产品价格变动的估计结果。由表 9 第(1)、(3)、(5)列结果可知,相较于非边界地区,省际边界地区农产品价格更容易上升或下降,即省际边界地区农产品价格相对不稳定。这可能是因为,相较省际非边界地区,省际边界地区农产品价格更易受市场波动、市场竞争结构的多变性以及物流运输等环节的不确定性等外部因素的影响,导致其农产品价格相对不稳定。

由表 9 第(2)、(4)、(6)列可知,不论是省际边界地区还是非边界地区,距离省际边界线越远,农产品价格越不容易上升;同时,距离省际边界线越远,农产品价格越不容易下降,可见远离边界地带的农产品价格相对稳定。

表 9　省际边界对农产品价格变动的影响

变量	*P_Change* (1)	*P_Change* (2)	*P_Increase* (3)	*P_Increase* (4)	*P_Decrease* (5)	*P_Decrease* (6)
Border_c	0.001**(0.000)		0.003**(0.001)		−0.002*(0.001)	
Distance ×1. *Border_c*		0.021(0.018)		−0.087*(0.048)		0.120**(0.058)
Distance ×0. *Border_c*		−0.008(0.006)		−0.082***(0.019)		0.078***(0.022)
常数项	−1.225(2.392)	−1.221(2.391)	−1.194(3.666)	−1.153(3.667)	−1.013(2.833)	−1.049(2.831)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
种类固定效应	是	是	是	是	是	是
月份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	559040	559040	284612	284612	274428	274428
调整 R^2	0.077	0.077	0.214	0.214	0.209	0.209
组间系数检验 *P* 值	—	0.086	—	0.894	—	0.389

除此之外,本文还探究了农产品价格变动边界效应是否存在价格异质性。由图 5 可知,当农产品价格变动程度位于 90% 分位点处时,相较于省际非边界地区,省际边界地区农产品价格更容易变动。随着农产品价格上升幅度的增大,省际边界地区相较于非边界地区农产品价格更容易上升;当农产品价格下降程度位于 90% 分位点处时,相较于省际非边界地区,边界地区农产品价格越容易下降,随着农产品价格下降幅度的增大,边界地区和非边界地区农产品价格下降的差异并不显著。这一结果表明,整体而言,边界地区农产品价格相对不稳定。

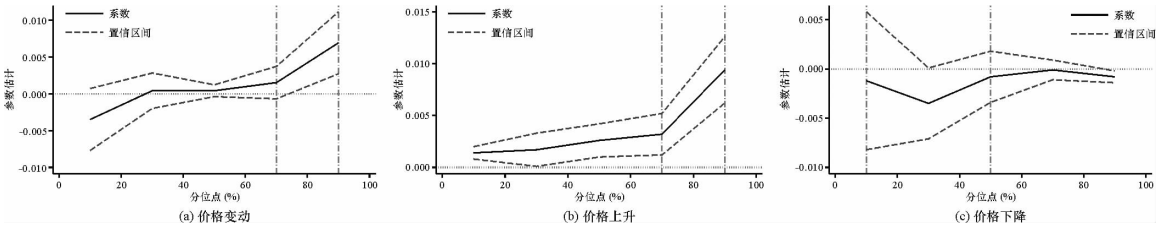


图5　省际边界对不同分位数农产品价格变动的影响

（二）省际边界与统一大市场

最后，本文测度了县域维度的市场分割指数[26]，探究了省际边界与统一大市场之间的关系。表10展示了省际边界对统一大市场影响的估计结果。由表10第（1）列可知，相较于非边界县域，省际边界县域之间的价格差异的波动程度较小，即市场分割程度较小。考虑到相邻省份的边界县域不一定共边，本文进一步剔除了不共边的县域样本并重新进行结果估计。由表10第（2）列可知，省际边界县域之间的市场分割仍显著小于非边界县域。

表10　省际边界对统一大市场的影响

变量	（1）	（2）
0. *Border_c_x* × 1. *Border_c_y*	−0.002（0.003）	−0.007***（0.002）
1. *Border_c_x* × 0. *Border_c_y*	−0.002（0.002）	−0.012**（0.005）
1. *Border_c_x* × 1. *Border_c_y*	−0.009***（0.003）	−0.013***（0.002）
常数项	−8.734*（4.909）	−15.243**（5.603）
控制变量	是	是
地区固定效应	是	是
月份固定效应	是	是
观测值	49745	33522
调整 R^2	0.245	0.259

省际边界对市场分割的影响显著，且市场分割现象在非边界地区更为明显，而边界地区的市场则相对统一。这种差异的形成是由于边界地区之间地理位置邻近，更频繁的经济合作和政策协调缓解了贸易壁垒对商品价格的影响，促进了区域经济一体化。同时，边界地区的交通网络和物流体系也使得商品和服务的流通更为便利。此外，信息畅通度和高市场透明度增强了市场的竞争力，使价格机制更加统一，进一步降低了市场分割程度。另外，由于边界地区社会文化交流的频繁，市场一体化程度更高。这些因素共同作用，促进了边界地区市场的统一性。相比之下，非边界地区之间则由于地理距离相对较远，两地在政策联动、经济合作以及文化交流等方面频率相对较小，市场一体化进程相对滞后。随着数字经济的蓬勃发展，国内市场统一程度显著提升。然而，值得关注的是，数字经济对欠发达地区市场统一的促进作用更强[11]，这在一定程度上扩大了边界地区间市场统一程度和非边界地区间市场统一程度的差距，进而导致非边界地区的市场分割现象显著强于边界地区。

六、结论与建议

本文采用了商品条形码销售价格数据，探讨了省际边界对农产品价格的影响；进一步地，从多维视角探究了农产品价格边界效应的异质性；最后，测度县域市场分割指数，分析了省际边界与统

一大市场之间的关系,得出以下结论与建议:

(一)结论

1. 农产品价格存在显著的边界效应

农产品价格存在显著的边界效应,省际边界地区农产品价格显著低于非省际边界地区,距省际边界线越近,农产品价格越低。经过改变样本区间、增加控制变量、替换解释变量、样本匹配和安慰剂检验等一系列稳健性检验后,基准回归结果仍然成立。进一步分析边界地区和非边界地区距离对农产品价格的影响,发现边界地区、非边界地区距离与农产品价格之间的关系存在显著差异:在边界地区,距省际边界线越近,农产品价格越低;而在非边界地区,距离与农产品价格之间的关系并不显著。除此之外,本文通过探究农产品价格变动的边界效应,发现边界地区价格相对不稳定,距省际边界线越远,农产品价格越稳定。

2. 农产品价格在价格、种类、地区、资源禀赋以及消费偏好维度存在异质性边界效应

从价格维度看,随着农产品价格的升高,省际边界地区农产品价格与非边界地区农产品价格差异不断缩小,即农产品价格边界效应减弱。当农产品价格位于90%分位点处时,省际边界地区农产品价格和非边界地区农产品价格差异并不显著,农产品价格的边界效应可能存在于价格水平不太高的农产品中;从种类维度看,大部分蔬菜类农产品和小部分水产品存在显著的边界效应,省际边界地区农产品价格低于非边界地区;从地区和资源禀赋看,非东部地区和主产区农产品价格边界效应较强,在主销区,不论在省际边界地区还是非边界地区,农产品价格随着距离的增加而显著增加,但这一效应在边界地区更强;从消费偏好维度看,与相邻省份消费偏好存在较大差异的省份,其边界地区与非边界地区农产品价格差异更大,农产品价格具有更强的边界效应。

3. 市场分割主要体现在相邻省份非边界县域地区

通过测度县域维度的市场分割指数,探究了省际边界与统一大市场的关系,发现相较于相邻省份非边界县域,相邻省份边界县域的价格差异的波动程度较小,边界地区市场相对统一,市场分割多体现在非边界地区。剔除不共边的县域样本后,结果仍然成立。

(二)建议

1. 建立跨省协调机制以降低边界影响

已有研究和本研究均证实了农产品价格的边界效应是客观存在的,省际边界显著影响地区内和地区间农产品价格差异,表明相关行政管理还缺乏地区间协调机制。因此,政府部门应当引导跨边界合作,完善基础设施、物流设施建设,提升省际流通效率,进而弱化省际边界对农产品价格的影响。同时,在制定农产品相关调价措施时应当考虑省际边界对农产品价格的辐射范围,合理规划价格水平。

2. 多维施策,缩小地区间农产品价格差异

针对农产品价格边界效应的异质性,在价格维度方面,应当强化省际边界农产品价格监控,针对低价农产品及时调控,鼓励规模化、标准化生产以降低成本,缓解边界效应;在种类维度方面,加强省际合作,促进蔬菜、水产品流通,依据市场需求调整结构,提高农产品的多样性和质量;在地区和资源禀赋维度方面,东部及主销区应完善物流设施,提高运输效率,并利用边界资源优势发展特色农产品;在消费偏好方面,需深入调研分析,指导农产品产销策略调整,增强市场适应性。

3. 政府与市场协同发力,共同推动全国统一大市场建设

政府和市场需要协同发力,政府需发挥其“看得见的手”的宏观调控作用,同时利用市场“看不见的手”的自我调节作用。具体而言,政府应致力于完善市场监管体系,加速制定统一大市场的相关标准和法律法规。强化现代流通体系建设,推动省际市场基础设施的互联互通,从而降低交易

成本,进一步强化市场一体化的规模效应和集聚效应,为全国统一大市场的构建提供有利的竞争环境和坚实的物质基础。

参考文献:

[1]马光荣,赵耀红. 行政区划壁垒、边界地区公共品提供与经济发展[J]. 金融研究, 2022(8):55 - 73.
[2]张航. 城市发展的行政制约:城区边界、公共品与房价[J]. 经济学(季刊),2023(5):1919 - 1935.
[3]吴小康,铁瑛. 知识产品交易、边界障碍与效率损失评估[J]. 世界经济, 2023(10):170 - 195.
[4]刘修岩,王峤. 知识溢出的边界效应——来自专利引用数据的证据[J]. 经济研究,2022(11):84 - 101.
[5]马草原,李廷瑞,孙思洋. 中国地区之间的市场分割——基于"自然实验"的实证研究[J]. 经济学(季刊),2021(3):931 - 950.
[6]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[J]. 经济研究,2014(12):18 - 32.
[7]黄新飞,欧阳艳艳,汪璐. 外部供给、地理距离与中国粮食市场整合研究[J]. 统计研究, 2013(9):50 - 56.
[8]杨长江,徐盛. 长安缘何米贵? 中国地区间相对价格水平研究[J]. 世界经济,2021(8):55 - 81.
[9]高晶,林曙. 省际边界、方言边界和一价定律[J]. 金融研究,2018(4):138 - 154.
[10]杜丽群. 全国统一大市场的理论逻辑、历史演进及新时代发展[J]. 人民论坛·学术前沿, 2023(24):54 - 66.
[11]赵静梅,李钰琪,钟浩. 数字经济、省际贸易成本与全国统一大市场[J]. 经济学家, 2023(5):89 - 99.
[12]刘毓芸,戴天仕,徐现祥. 汉语方言、市场分割与资源错配[J]. 经济学(季刊),2017(4):1583 - 1600.
[13]丁从明,吉振霖,雷雨,等. 方言多样性与市场一体化:基于城市圈的视角[J]. 经济研究,2018(11):148 - 164.
[14]依绍华. 流通产业公益性研究[M]. 北京:中国社会科学出版社,2015:16.
[15]黄新飞,李腾,陈思宇. 中国城市边界效应的"一价定律悖论":来自长三角的证据[J]. 世界经济, 2014(11):100 - 118.
[16]黄新飞,舒元,郑华懋. 中国城市边界效应下降了吗? ——基于一价定律的研究[J]. 经济学(季刊),2013(4):1369 - 1386.
[17]许世卫,李哲敏,董晓霞,等. 中国农产品在产销间价格传导机制研究[J]. 资源科学,2010(11):2092 - 2099.
[18]刘芳,王琛,何忠伟. 果蔬产品产销间价格传导机制研究[J]. 农业技术经济, 2012(1):99 - 108.
[19]BRODA C M, WEINSTEIN D E. Understanding international price differences using barcode data[Z]. NBER working papers, 2008:No. 14017.
[20]HANDBURY J, WEINSTEIND E. Goods prices and availability in cities[J]. Review of economic studies,2015(1):258 - 296.
[21]ATKIN D FABER B, GONZALEZ-NAVARRO M. Retail globalization and household welfare: evidence from mexico[J]. Journal of political economy,2018(1):1 - 73.
[22]STROEBEL J,VAVRA J. House prices, local demand and retail prices[J]. Journal of political economy, 2019(3):1391 - 1436.
[23]李峰波,程文浩,徐淑华. "撤县设区"对城市创新水平的影响研究——基于PSM-DID模型的实证分析[J]. 经济问题探索, 2024(8):38 - 53.
[24]魏后凯,贾小玲. 中国粮食主产区萎缩态势及其福利损失[J]. 中共中央党校(国家行政学院)学报,2023(5):65 - 79.
[25]行伟波,张康,石光,等. 本地偏好、省际壁垒与产业政策效果:基于乘用车市场的实证分析[J]. 财贸经济,2023(6):104 - 125.
[26]桂琦寒,陈敏,陆铭,等. 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[J]. 世界经济,2006(2):20 - 30.

Interprovincial Border, Agricultural Product Prices and the Unified Large Market

REN Tao[a,b], HE Yi-han[a,b]

(*a. School of Statistics*; *b. China Consumption Big Data Academy*, *Capital University of Economics and Business*, *Beijing* 100070, *China*)

Abstract: To clarify the impact mechanism of provincial boundaries on agricultural product prices and the unified national market, this paper is based on the monthly price data of agricultural product barcodes from 865 stores in 20 provinces、cities and autonomous regions from 2021 to 2023, this paper conducts an empirical analysis of the impact of provincial boundaries on agricultural product prices, as well as their heterogeneity in terms of commodity characteristics and regional dimensions. Furthermore, it analyzes the influence of provincial boundaries on the unified large market. The study found that, First, there is a significant border effect of agricultural commodity prices, interprovincial administrative border agricultural commodity prices are significantly lower than non-interprovincial administrative border agricultural commodity prices, the closer to the interprovincial administrative border line, the lower the price of agricultural commodities; Second, agricultural product price border effects are heterogeneous in several dimensions: in the dimension of commodity characteristics, the price border effect is relatively strong for agricultural products with lower price levels and vegetables, whose prices are significantly lower in border areas than in non-border areas; in the regional dimension, non eastern regions, major production areas, and provinces with significant differences in consumption preferences with neighboring provinces have relatively stronger boundary effects on agricultural product prices compared to other regions; Third, market segmentation is mainly reflected in non-border county areas of adjacent provinces, while the market in border county areas of adjacent provinces is relatively unified. Based on the research findings, this paper argues that relevant departments should establish cross-provincial coordination mechanisms, work in tandem with the market, improve infrastructure construction and the regulatory system, implement multi-dimensional measures to narrow the price differences of agricultural products among regions, and contribute to the construction of a unified market.

Key Words: inter-provincial border; agricultural commodity prices; border effects; the unified market

【责任编辑:王娟】