

引用格式: 杨一单, 姚成胜, 高云鹏, 等. 中国口粮自给率的区域非均衡特征及空间收敛[J]. 资源科学, 2024, 46(4): 786–800.
[Yang Y D, Yao C S, Gao Y P, et al. Regional non-equilibrium characteristics and spatial convergence of China's self-sufficiency rate of rations[J]. Resources Science, 2024, 46(4): 786–800.] DOI: 10.18402/resci.2024.04.10

中国口粮自给率的区域非均衡特征及空间收敛

杨一单, 姚成胜, 高云鹏, 刘伟芳

(南昌大学经济管理学院, 南昌 330031)

摘要:【目的】从消费和需求两个角度探讨口粮安全的区域差异和空间收敛性, 以期为各区域更好地承担口粮安全责任提供科学依据。【方法】本文以口粮自给率作为衡量口粮安全的标准, 基于消费统计法测量2000—2020年中国省域口粮自给率, 利用Dagum基尼系数及其分解方法考察全国及四大区域口粮自给率相对差异的大小、来源及演变态势, 进一步应用Kernel密度估计及空间收敛分析其绝对差异分布的动态演进过程及空间收敛性特征。【结果】①2000—2020年全国口粮自给率呈三阶段上升, 四大区域口粮自给率上升程度差异明显, 上升程度总体呈现中部>东北>东部>西部的变化特征。②研究期内, 东部及东北地区口粮自给率区域内差异显著扩大, 中、西部地区略微扩大; 区域间差异对全国口粮自给率区域差异的贡献率均值高达47.92%, 远高于区域内差异20.38%的贡献率和超变密度31.71%的贡献率。③与西部地区不同, 东部、中部和东北地区口粮自给率在分布形态和极化趋势上相似, 表明研究期内三大区域内的绝对差异不断扩大, 存在高低两极分化现象。④空间溢出效应情境下, 全国和四大区域口粮自给率均存在显著的绝对 β 收敛和条件 β 收敛, 口粮生产的各影响因素对区域口粮自给率条件收敛起着决定作用。【结论】中国整体口粮的绝对安全掩盖了区域口粮的不安全, 但是未来口粮安全区域差异有缩小的可能。

关键词: 口粮自给率; 粮食安全; 区域差异; Dagum基尼系数; Kernel密度估计; 空间收敛; 中国

DOI: 10.18402/resci.2024.04.10

1 引言

进入21世纪以来, 中国粮食产销平衡区与主销区的粮食自给率分别由2000年的90.4%和51.2%下降至2020年65.1%和16.8%, 一些省份下降幅度甚至超过了50%^[1]。可以看出, 主销区粮食产销缺口不断增加, 产销平衡区也不断向主销区滑落, 主产区保障全国粮食安全的压力越来越大, 区域粮食供求失衡问题突出^[1]。为此, 自2020年以来, 习近平总书记在各地农业调研和中央农村经济工作会议中多次指示并强调, 保障粮食安全要由省长负责制转向党政同责, 粮食主产区、产销平衡区和主销区都要保面积、保产量, 共同承担起国家粮食安全的责任^[2]。然而, 中国人多地少水缺, 依靠国内资源来保

障涵盖大豆在内的广义粮食自给已无法实现^[3,4], 且在城乡居民食物消费结构转型和大食物观的背景下, 单纯追求高粮食自给率作为评价粮食安全的标准, 已与中国基本的国情农情和经济社会发展不相符^[5]。为此, 2013年中国政府确定了“谷物基本自给、口粮绝对安全”的新时代粮食安全战略。学术界也已明确界定“口粮”是指用于城乡居民直接食用的粮食品种, 专指稻谷和小麦两大类, 它具有生产效益低、需求弹性小的特点^[1,4,5]。因此, 新形势下的粮食安全党政同责和三大区域粮食安全责任共担应理解为口粮绝对安全责任, 而不是全口径的粮食安全责任^[5]。这是因为, 一方面口粮是保障经济社会稳定的准公共物品, 口粮绝对安全是各大区

收稿日期: 2023-05-15; 修订日期: 2023-08-02

基金项目: 赣鄱俊才支持计划·文化领军人才培养项目(23RCZZ18); 国家自然科学基金项目(41761110)。

作者简介: 杨一单, 女, 陕西汉中, 博士研究生, 主要研究方向为农业资源经济等。E-mail: echo_d0815@163.com

通讯作者: 姚成胜, 男, 江西上饶人, 博士, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为农业资源经济、区域可持续发展等。E-mail: yaochengsheng@163.com

2024年4月

域必须保持的应有底线^[1];另一方面,东部地区耕地质量好量少,耕地“非农化”和人地矛盾尤为尖锐;西部地区耕地质量低量多,面临保护脆弱生态环境的压力巨大^[6]。因而,以广义粮食自给率来指导不同区域粮食安全责任共担,不利于东部地区耕地资源的优化利用,也不利于西部地区生态环境保护政策的实施^[6,7]。

鉴于上述背景,当前迫切需要加强对中国口粮自给率区域差异问题的研究,为更好地实施粮食安全党政同责和三大区域粮食安全责任共担提供决策支持。然而,虽然有一些研究关注到了口粮自给率问题,但基本局限在全国口粮自给状况的总体判断层面。研究结果认为,中国口粮供给不但实现了绝对安全,而且库存压力大^[8,9],稻麦库存消费比已超过50%^[4],大体相当于城乡居民一年的消费量^[8]。为此这类研究指出,今后的重点应更加关注粮食的供求结构矛盾^[8],加强饲料粮生产和进口风险防范^[9,10]。另一些研究则突出强调了口粮自给率的重要性,并定量分析了全国层面口粮自给率的变化,认为口粮自给率是关系到城乡居民是否“吃得饱”的关键,因而稻麦自给率任何时候都必须保持95%以上,并且必须具有100%的自给生产能力^[5]。例如,杨明智等^[11]用消费统计法分析得到,中国口粮自给率由2005年的100%上升到了2016年的114.23%;Niu等^[12]研究发现,1980—2010年中国口粮自给率较高的县域地区数量明显增加。上述研究很好地展示了当前中国口粮自给率的总体状况,为更好地实现口粮绝对安全提供了科学参考,但仍存在以下3点不足:①中国不同区域口粮生产的自然资源禀赋和经济社会条件差异巨大,口粮供求的区域矛盾突出,然而区域口粮自给率的时空演变规律和非均衡特征的研究却较为贫乏,迫切需要加强。②现有关于口粮自给率的定量研究基本都未考虑城乡居民在外就餐以及口粮生产和运输过程中的损耗^[11,12],研究的精确性需要进一步提升。③在党政同责的政策调控下和城乡居民食物消费结构持续变化的过程中,未来口粮自给率的区域差异会如何演进,是持续扩大还是逐渐收敛,这一问题仍不明晰,亟待深入研究。

为此,本文在区域口粮供求不均衡导致的潜在

粮食安全隐患不断增加以及国家要求三大区域粮食安全责任共担的背景下,充分考虑城乡居民在外就餐比例和口粮消费前端的粮食损耗,全面测算2000—2020年全国及东、中、西、东北四大区域的口粮自给率并揭示其区域时空演变规律和非均衡特征,进而采用空间收敛性分析方法识别区域口粮自给率的空间敛散性和演进趋势,以期为各区域更好地承担起应有的口粮安全责任,更好地消除潜在的区域粮食安全风险提供科学依据。同时也为各区域推进山水林田湖草沙等各种自然资源的综合利用,生产更多更丰富的食物资源,更好地践行大食物观提供科学参考。

2 研究方法和数据来源

2.1 口粮自给率与消费量的计算方法

口粮自给率。指一个国家或地区的口粮产量占其消费总量的比重,是衡量口粮绝对安全的最关键指标^[11],计算公式为:

$$fq = G/D \times 100\% \quad (1)$$

式中: fq 为口粮自给率; G 为某一区域的口粮产量(稻麦产量之和); D 为某一地区的口粮消费总量。本文采用杨明智等^[11]的消费统计法来计算口粮自给率。消费统计法是一种直接推求口粮需求量的方法,且考虑因素全面。

口粮消费量的评估。由于中国净进口口粮的比例很小,故本文不考虑。鉴于口粮库存数据来源于产量且具有不可获得性,在不考虑其变化的情况下,全国和各省域口粮消费总量是指城乡居民直接消费的口粮数量和食品工业发展所需的口粮数量,加上用于种籽的口粮数量和收获、运输、储存、加工等环节的损失额。其计算公式为:

$$D = R_{fa} + ration_{ind} + ration_{seed} + ration_{loss} \quad (2)$$

式中: R_{fa} 为全国及各地区城乡家庭居民直接消费的口粮量(kg/人);口粮的工业消费用粮量、种籽用粮量和存储损耗量分别用 $ration_{ind}$ 、 $ration_{seed}$ 和 $ration_{loss}$ 来表示。工业用粮中稻谷所占比例为14.04%,小麦为15.23%^[11];根据《全国农产品成本收益资料汇编》计算种籽用粮量;口粮损耗量是指稻麦产后在储藏、加工、运输等环节的数量损耗,本文采用吕亚荣等^[13]的研究得到稻、麦产后损耗率分别为9.1%和7.9%。

$$R_{fa} = (f_r + f_{r,out}) \times P_r + (f_u + f_{u,out}) \times P_u \quad (3)$$

式中: f_r 和 $f_{r,out}$ 分别为各地区农村居民人均口粮消费量和在外就餐的人均口粮消费量; f_u 和 $f_{u,out}$ 分别为各地区城镇居民家庭人均口粮消费量和在外就餐的人均口粮消费量; P_r 和 P_u 分别为农村和城镇居民人口。其中,农村居民家庭人均口粮消费量(f_r)始终是按原粮统计的^[11],2012年以前城镇居民家庭人均口粮消费量(f_u)是按成品粮计算的,2013年以后则改成了原粮形式统计。为确保公式(3)中的 R_{fa} 为原粮形式,需要将2012年以前城镇居民家庭人均口粮消费量以及农村和城镇居民在外就餐的人均口粮消费量 $f_{r,out}$ 和 $f_{u,out}$ 转化为原粮形式进行计算,具体转化方法为将2000—2012年的 f_u 和 $f_{r,out}$ 及 $f_{u,out}$ 按成粮加工系数0.79(根据稻谷出米率75%,小麦加工出粉率85%得出)转化为原粮进行计算^[14]。根据已有研究,在外用餐口粮消费量农村设定为10.0%,城市为14.4%^[15]。

2.2 Dagum 基尼系数计算方法

Dagum 基尼系数^[16]在比较区域间(内)差异的测度方面以及解决均衡性、组间突变因素问题方面均较优^[17],本文采用这一系数对中国四大区域口粮自给率进行分解和比较分析。口粮自给率基尼系数 G 的计算如式(4)所示:

$$G = \frac{1}{2n^2 \bar{y}} \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| \quad (4)$$

式中: n 为全国的省级行政区数量($n=31$); $k=1, 2, 3, 4$ 分别为东、中、西和东北四大区域; j 和 h 分别为 k 中的不同区域; $n_j(n_h)$ 为 $j(h)$ 区域内的省份个数; i 和 r 分别为 $j(h)$ 区域内的不同省级行政区; $y_{ji}(y_{hr})$ 为 $j(h)$ 区域内的 $i(r)$ 省域的口粮自给率; \bar{y} 为全国口粮自给率的平均值。

在进行基尼系数分解之前,首先要按照各个区域的口粮自给率的平均值进行排序。基尼系数 G 可由区域内的差异贡献 G_w 、区域间的净值差异贡献 G_{tb} 和超变密度贡献 G_{bb} 三者相加得到。以 p_j 表示 n_j/n ,以 s_j 表示 $(n_j \times \bar{y}_j)/(n \times \bar{y})$,则3类贡献的公式如下:

$$G_w = \sum_{j=1}^k p_j s_j G_{jj} \quad (5)$$

$$G_{tb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} (p_j s_h + p_h s_j) G_{jh} D_{jh} \quad (6)$$

$$G_{bb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} (p_j s_h + p_h s_j) G_{jh} (1 - D_{jh}) \quad (7)$$

式中: G_{jj} 为 j 区域的基尼系数; G_{jh} 为 j 和 h 区域间的基尼系数; D_{jh} 为 j 和 h 区域间口粮自给率的相对影响。

2.3 核密度估计方法

核密度估计(KDE)是一种非参数估计方法^[18-20],常用于描绘数据动态分布。核密度估计优点是可以较准确地捕捉随机变量的分布特征,尽量避免参数估计中主观性的函数设置问题,进而提高估计结果的真实性^[18],因此该方法是测度区域差异的典型方法^[20]。假设随机变量 X 的密度函数为 $f(x)$,则点 x 的概率密度如公式(8):

$$f(x) = \frac{1}{NH} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - \bar{x}}{H}\right) \quad (8)$$

式中: N 为观测数值; $K(\cdot)$ 为核函数; H 为带宽; X_i 为独立同分布的随机变量; \bar{x} 为均值。核密度估计是通过核密度曲线图来呈现出结果的,本文通过绘制2000—2020年全国及其四大区域口粮自给率核密度曲线图,以此研究口粮自给率的动态演进特征。

2.4 空间收敛分析方法

国家要求粮食主产区、产销平衡区和主销区粮食安全责任共担,其根本目的就是要降低口粮自给率区域差异持续扩大导致的经济社会潜在风险。那么,在国家政策的调控以及城乡居民食物消费结构持续变化的条件下,未来口粮自给率的区域差异是否会呈现逐步收敛的演进趋势,这一问题需要得到进一步明确。为此,本文采用 β 空间收敛分析方法,揭示未来区域口粮自给率的敛散性特征,采用空间收敛分析的原因在于口粮自给率与口粮生产高度相关,而现有研究已表明口粮生产具有明显的空间集聚特征^[21,22]。

β 收敛是指初始发展水平低的区域具有更高的增幅,随着时间的推移,会赶上初始水平较高的区域,即各区域间的发展会存在“追赶效应”^[23,24]。 β 收敛包括绝对 β 收敛和条件 β 收敛。绝对 β 收敛是指假设影响口粮自给率的因素相一致的情况下,不同区域的口粮自给率发展水平仍呈收敛状态^[25]。条件 β 收敛是在摆脱了绝对 β 收敛,将各区域的经济水平、口粮生产等差异考虑在内,认为各区域在“资

2024年4月

源-社会-经济”复合系统下具有不同的增长路径,趋于各自的稳态水平。模型中加入控制影响口粮自给率的相关因素后,考察四大区域不同省份口粮自给率是否会收敛于相同的稳态。传统的计量经济学运用分析的前提假定条件之一是假定被考察样本的空间匀质性及独立同分布性,然而根据地理学第一定律可知,存在于地理空间的任何事物都是与其他事物相关的,越相近的事物关联越紧密^[23],所以应考虑加入空间效应的空间自回归(SAR)模型和空间误差模型(SEM)的 β 收敛^[26]。本文采用绝对 β 收敛检验方法,分析2000—2020年四大区域口粮自给率的发展是否趋同,模型如式(9)所示:

$$\ln\left(\frac{fq_{i,t+1}}{fq_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln fq_{i,t} + \rho w_{ij} \ln\left(\frac{fq_{i,t+1}}{fq_{i,t}}\right) + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

式中: $fq_{i,t}$ 和 $fq_{i,t+1}$ 分别为 i 省级行政区在 t 和 $t+1$ 期的口粮自给率; w_{ij} 为空间邻接权重矩阵; β 为收敛系数,在不考虑其他控制因素的情况下, $\beta < 0$ 表明口粮自给率存在收敛特征,反之则发散; α 为常数项; ρ 为空间滞后系数; ε 为误差项。

条件 β 收敛计算公式如下:

$$\ln\left(\frac{fq_{i,t+1}}{fq_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln fq_{i,t} + \rho w_{ij} \ln\left(\frac{fq_{i,t+1}}{fq_{i,t}}\right) + \theta Z_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (10)$$

式中: $Z_{i,t}$ 为与口粮自给率相关的各控制变量; θ 为对应控制变量的系数向量。由于口粮自给率受生产和消费两方面影响,为此选取口粮生产的播种面积、受灾面积、劳动力投入数量、机械总动力、化肥施用量作为口粮生产的影响因素,选取人均收入和人均GDP作为影响口粮消费的因素^[27,28]纳入式(10)。

2.5 数据来源

本文选取2000—2020年为研究时段,按国家统计局的划分方法将中国31个省域(因数据缺失未包含港澳台)划分为东、中、西和东北四大区域。文中城乡人口、城镇人均粮食购买量与食物消费总支出数据及全国人均动物性食物消费数据来源于《中国统计年鉴》。各省城镇居民人均口粮消费量数据来源于31个省(市、区)统计年鉴,并按照式(3)将其折算成原粮,其中缺失数据采用平滑法进行补齐。农村居民人均口粮消费、农业机械总动力、农业生产

化肥施用量等数据来源于《中国农村统计年鉴》。由于缺乏口粮生产劳动力、机械总动力、化肥施用量的直接统计数据,因而参考姚成胜等^[29]的研究,分别采用第一产业劳动力、农业机械总动力、农业生产化肥施用量乘以口粮播种面积在农作物播种面积中所占比重获得。

3 结果与分析

3.1 中国口粮自给率的发展现状

3.1.1 全国和区域口粮自给率变化

根据式(1)计算得到2000—2020年全国和四大区域的口粮自给率变化如图1所示。

(1)全国口粮自给率总体上升,呈现出三阶段变化特征。2000—2020年全国口粮自给率从79.22%上升到108.95%,提高了29.73个百分点,且从2009年开始,口粮自给率均超过100%,实现了口粮绝对安全。具体看,口粮自给率的变化可以分为2000—2003年的缓慢下降,2003—2012年的快速上升和2012—2020年先升后降3个阶段:①第一阶段全国口粮自给率从79.22%持续下降到75.93%,年均下降1.09个百分点,主要是由于这段时间中国粮食供过于求,农民种粮积极性因粮价下降而降低^[30],人们也误将调整种植结构的政策简单地理解为“压粮扩经”^[30],这一阶段口粮播种面积明显下降,口粮产量下降大于需求量下降,因而口粮自给率明显下降。②第二阶段全国口粮自给率从75.93%快速上升到115.33%,年均提高4.38个百分点,主要原因在于自2004年开始国家高度重视粮食安全问题,先后

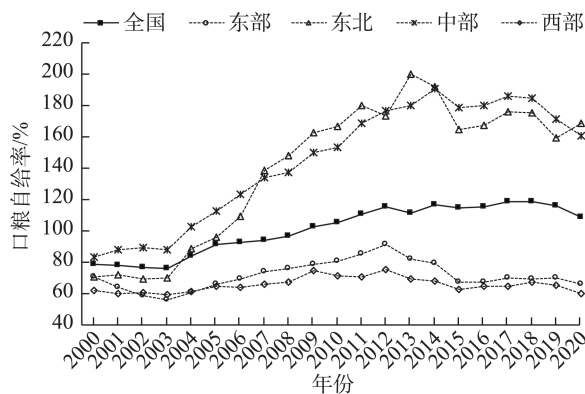


图1 2000—2020年中国各区域口粮自给率

Figure 1 Self-sufficiency rate of ration in different regions of China, 2000-2020

出台了取消农业税、实施农资购置补贴、种粮直补等一系列支农惠农政策;与此同时稻谷和小麦收购价格也不断提高^[31],稻麦产量增幅达33.09%。期间人口增速放缓,口粮消费减少了15.34%,使得口粮自给率快速提高。③第三阶段前期(2012—2018年)全国口粮自给率从115.33%缓慢上升到119.12%,年均提高0.63个百分点,究其原因在于该时期口粮供给已出现结构性过剩,同时粮食生产的资源与生态环境约束日益增强,为了生产更多优质稻麦产品,国家大力实施化肥和农药“双减”政策,期间口粮产量增长而消费则基本维持稳定。后期(2018—2020年)全国口粮自给率由119.12%下降至2020年的108.95%。究其原因在于:2020年口粮产量仅较2018年增长了215.52万t,增幅为0.74%;但在口粮消费方面,2020年为新冠疫情爆发第一年,民众囤粮积极性大幅提高,人均口粮消费量较2018年增长了14.89 kg/人,消费总量则增长了9.21%。这也是2020—2022年中央1号文件连续3年都强调保障粮食和农产品稳定供给的关键原因。

(2)四大区域口粮自给率均值呈现中部>东北>东部>西部的特征。2000—2020年东、中、西和东北四大区域口粮自给率均值分别为71.76%、144.85%、65.98%和140.57%,呈现出中部>东北>东部>西部的变化特征,其中东部和西部地区口粮自给率均值接近,均明显低于全国口粮自给率;而中部和东北地区口粮自给率均值接近,均远高于全国口粮自给

率。可见,四大区域口粮自给率呈现出两两相似的区域组合分化。分阶段来看,2003年以前四大区域口粮自给率与全国平均水平都相差不大,但自2003年财政部明确划分粮食主产区、主销区和产销平衡区后,口粮生产明显向稻麦生产条件优越的中部和东北粮食主产区集聚^[31],2003—2020年两大区域口粮自给率均值分别高出全国平均水平49.37和47.04个百分点。与此同时,东部粮食主销区和西部产销平衡区口粮生产占全国比重大幅下降,2003—2020年口粮自给率均值分别比全国平均水平低32.19和38.37个百分点;尤其是2012—2020年,两大区域口粮自给率分别持续下滑了25.46和15.66个百分点。可以看出,自2012年以来东、西部地区已明显将维护口粮绝对安全的压力转移给了中部和东北地区,加剧了中部地区土壤和水资源污染、东北地区黑土退化等一系列农业生态环境问题。

3.1.2 省域口粮自给率的变化

为进一步明确四大区域内部各省域之间口粮自给率的差异,根据式(1)对2000—2020年中国31个省域的口粮自给率进行了测算,结果如图2所示。

(1)2000年全国省域口粮自给率均值较低,自给率高于和接近均值的省域大多集聚在东、中部地区。全国31个省域口粮自给率的均值为69.92%,自给率最高的江苏为115.95%,最低的山西省仅为22.09%,省域差异明显。31个省(市、区)中有16个口粮自给率大于均值,分别为东部的江苏、浙江、山

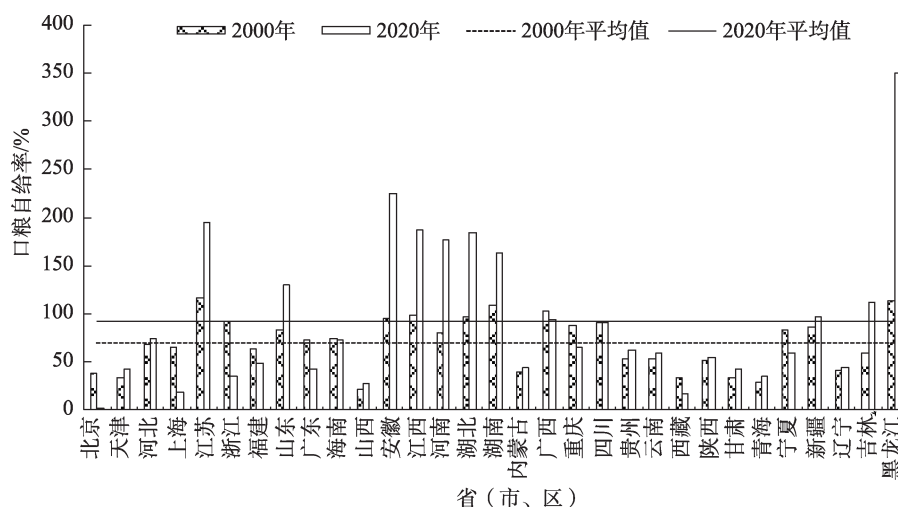


图2 2000—2020年中国省域口粮自给率

Figure 2 Self-sufficiency rate of China's provincial ration, 2000-2020

东、广东和海南5省,中部的安徽、江西、河南、湖北和湖南5省,西部的广西、重庆、四川、宁夏和新疆5省(市、区)以及东北的黑龙江。其中江苏、湖南、广西和黑龙江4省(区)口粮自给率大于100%,浙江、江西、安徽、湖北和四川5省在[90%, 100%)区间,山东、河南、新疆和重庆4省(区)在[80%, 90%)区间。此外,东部的河北、上海和福建3省(市)的口粮自给率也超过63%,接近平均水平。可以看出,除河北、山东和河南外的其他东、中部10省都处于长江流域或东南沿海,加上西部的广西、重庆和四川3省(市、区)也处于亚热带季风气候,上述13省(市、区)水资源丰富,光热水土条件适合水稻生产,2000年水稻产量占全国81.84%。东、中部的河北、山东和河南属于小麦核心产区,黑龙江属东北的水稻核心产区,以上4省稻麦总量占全国比重的24.03%,较其人口占比高出1.18个百分点,因而口粮自给率较高;新疆和宁夏则是由于地广人稀,稻麦生产条件在西部相对优越。

(2)2020年全国省域口粮自给率大幅提高,自给率高于或接近均值的省域集中于10个粮食主产区。全国31个省域口粮自给率均值为91.98%,较2000年提高了31.55个百分点,自给率最高的黑龙江为349.91%,最低的北京仅为1.16%,口粮自给率的区域差异大幅扩大。31个省域中自给率高于均

值的由2000年的16个下降为11个,分别为东部的江苏和山东2省,中部5省(山西除外),西部的广西和新疆2区以及东北的吉林和黑龙江2省。此外,四川口粮自给率为91.22%,接近均值水平。可以看出,除西部的广西和新疆外,其余10个省均为粮食主产区。就东部地区而言,2000—2020年江苏和山东口粮自给率分别大幅提高了78.49和46.33个百分点,河北和天津则略微提高,其他6省(市)由于快速工业化和城镇化导致的耕地“非农化”和“非粮化”问题突出,其稻麦产量下降幅度大于需求量,平均口粮自给率下降了31.60个百分点。与东部地区比较,2000—2020年中部江西、湖南、湖北、河南和安徽5省以及东北的吉林和黑龙江2省口粮自给率提升幅度超10个百分点,其次安徽升高了130.48个百分点。就西部地区而言,除广西、重庆和西藏口粮自给率下降超过10个百分点外,其他8省(区)口粮自给率均呈现略微提高的趋势。

3.2 中国口粮自给率的区域差异分解及动态演进规律

3.2.1 全国及四大区域口粮自给率的差异分解

采用式(4)–(7)探究全国以及四大区域内和区域间口粮自给率的差异大小及演变态势,结果如图3和表1所示,从中可以看出:

(1)全国、东部及东北地区口粮自给率的区域

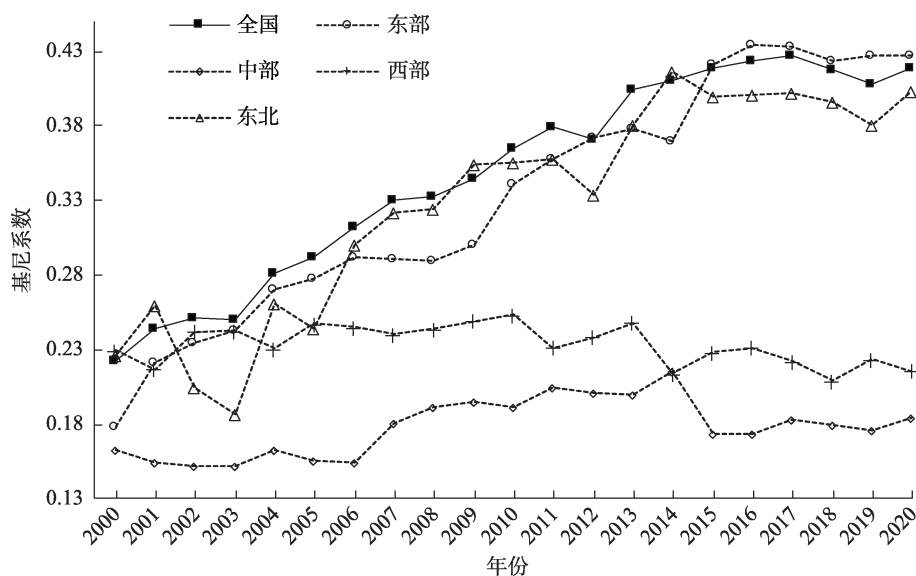


图3 2000—2020年全国及四大区域内口粮自给率基尼系数

Figure 3 Gini coefficient of ration self-sufficiency rate in China and its four regions, 2000-2020

表1 2000—2020年中国各大区域间口粮自给率差异的基尼系数

Table 1 Gini coefficient of the difference of ration self-sufficiency rate among different regions in China, 2000-2020

| 年份 | 东部-东北 | 东部-中部 | 东部-西部 | 东北-中部 | 东北-西部 | 中部-西部 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2000 | 0.226 | 0.213 | 0.221 | 0.249 | 0.251 | 0.252 |
| 2001 | 0.270 | 0.264 | 0.235 | 0.265 | 0.270 | 0.270 |
| 2002 | 0.240 | 0.296 | 0.255 | 0.235 | 0.241 | 0.269 |
| 2003 | 0.241 | 0.295 | 0.254 | 0.223 | 0.238 | 0.267 |
| 2004 | 0.313 | 0.341 | 0.262 | 0.268 | 0.303 | 0.321 |
| 2005 | 0.313 | 0.358 | 0.273 | 0.251 | 0.301 | 0.346 |
| 2006 | 0.361 | 0.368 | 0.277 | 0.300 | 0.361 | 0.381 |
| 2007 | 0.400 | 0.383 | 0.278 | 0.333 | 0.411 | 0.406 |
| 2008 | 0.418 | 0.378 | 0.280 | 0.319 | 0.431 | 0.396 |
| 2009 | 0.441 | 0.402 | 0.286 | 0.361 | 0.437 | 0.402 |
| 2010 | 0.454 | 0.414 | 0.317 | 0.360 | 0.458 | 0.429 |
| 2011 | 0.465 | 0.437 | 0.317 | 0.367 | 0.477 | 0.468 |
| 2012 | 0.432 | 0.433 | 0.327 | 0.354 | 0.434 | 0.458 |
| 2013 | 0.511 | 0.468 | 0.332 | 0.396 | 0.513 | 0.494 |
| 2014 | 0.530 | 0.473 | 0.323 | 0.402 | 0.538 | 0.518 |
| 2015 | 0.538 | 0.502 | 0.356 | 0.376 | 0.519 | 0.518 |
| 2016 | 0.545 | 0.511 | 0.365 | 0.382 | 0.515 | 0.520 |
| 2017 | 0.547 | 0.512 | 0.362 | 0.387 | 0.522 | 0.530 |
| 2018 | 0.544 | 0.512 | 0.350 | 0.382 | 0.512 | 0.517 |
| 2019 | 0.516 | 0.487 | 0.356 | 0.372 | 0.482 | 0.502 |
| 2020 | 0.551 | 0.490 | 0.355 | 0.393 | 0.530 | 0.507 |
| 均值 | 0.422 | 0.406 | 0.304 | 0.332 | 0.416 | 0.418 |

内差异显著扩大,中、西部地区的区域内差异扩大不明显。①2000—2020年全国口粮自给率基尼系数由0.222上升到了0.419,提高了0.197,表明全国口粮自给率区域差异不断拉大。主要原因在于中部和东北地区口粮自给率大幅提升,远高于全国平均水平;东部和西部则整体下降,远低于全国平均水平(图1)。②2000—2020年东部和东北地区口粮自给率基尼系数与全国变化趋势基本一致,增幅分别为138.33%和78.32%,可见东部地区的区域内差异扩大最明显,究其原因是作为主销区的浙江、上海、北京和广东口粮自给率下降均超过30个百分点,而作为主产区的江苏和山东则提高均超过45个百分点,两类省市间的自给率差距较大。东北3省之间的差异也十分明显,2000—2020年黑龙江和吉林口粮自给率大幅提高,辽宁仅提升3.51个百分点,3省之间的差距大幅增加(图2)。③2000—2020年西部地区口粮自给率基尼系数都在(0.21, 0.25)的区间变动,均值为0.234,说明其区域内差异明显较东部和东北地区小,究其原因在于研究期间仅广

西、重庆、西藏和新疆口粮自给率变化超过10个百分点,其他7省(区)变化幅度均很小(图2)。④2000—2020年中部地区口粮自给率基尼系数由0.163波动到0.185,均值为0.178,区域内差异最小,其主要原因在于湖北、湖南、江西、安徽4省作为中国稻谷生产中心的地位得到不断加强^[32,33],河南小麦产量占全国的比重由22.24%上升到27.96%,5个粮食主产区的口粮自给率都提高了54个百分点以上,它们之间的差距变化仅略微增大。比较而言,山西口粮自给率仅上升了4.94个百分点,与上述5个粮食主产区的差距明显扩大,这是中部地区口粮自给率基尼系数有所增大的主要原因。

(2)6种组合模式的区域间差异都显著扩大,区域间差异总体上大于四大区域内差异。2000—2020年东-东北、中-西、东北-西、东-中、东北-中部以及东-西各区域间的基尼系数分别提高了0.325、0.255、0.279、0.277、0.144和0.134,均值分别为0.422、0.418、0.416、0.406、0.332和0.304。可以看出,上述各种组合的区域间口粮自给率差异均明显

大于四大区域内差异。这是因为四大区域内口粮生产的资源禀赋条件和农业生产的经济技术条件以及经济发展水平和食物消费模式较区域间差异更小。总体而言,区域间口粮自给率差异对中国口粮自给率区域差异的影响要明显高于区域内的差异。

3.2.2 区域口粮自给率差异的来源及贡献率

图4显示了研究期内区域内、区域间和超变密度贡献率对全国口粮自给率区域差异贡献大小的变化,从中可以看出:

2000—2020年区域间差异对全国口粮自给率区域差异的贡献率从26.10%波动上升到56.05%,提高了29.95个百分点,并且在2004年之后一直超过超变密度贡献率,是全国口粮自给率区域差异的最大来源,进一步定量揭示了前文判断。因此,缩小区域间口粮自给率的差异是降低全国口粮自给率区域差异的关键,这也说明要求粮食主销区和产销平衡区实现粮食安全责任共担具有充分的科学

依据。与区域间差异的贡献率变化趋势相反,2000—2020年超变密度和区域内差异对全国口粮自给率区域差异贡献率均呈显著的波动下降趋势,其值分别由47.45%和26.45%下降到26.75%和17.20%,分别下降了20.70和9.25个百分点,且超变密度贡献率始终明显高于区域内贡献率,较高的超变密度贡献率表明四大区域内均存在口粮自给率较高的省域,其值要显著高于同一区域内的其他省域。

3.2.3 区域口粮自给率的动态演进规律

Dagum 基尼系数无法直观地刻画出四大区域口粮自给率绝对差异变化的动态演进规律^[34],为此采用Kernel函数考察四大区域口粮自给率的分布位置、形态、延展性、极化特征等动态演进趋势(表2、图5)。

从分布位置看,中部和东北地区口粮自给率核密度曲线峰值呈现明显的右移分布,且中部地区右移幅度小于东北地区,表明这两大区域口粮自给率不断上升,中部地区口粮自给率提升幅度小于东北

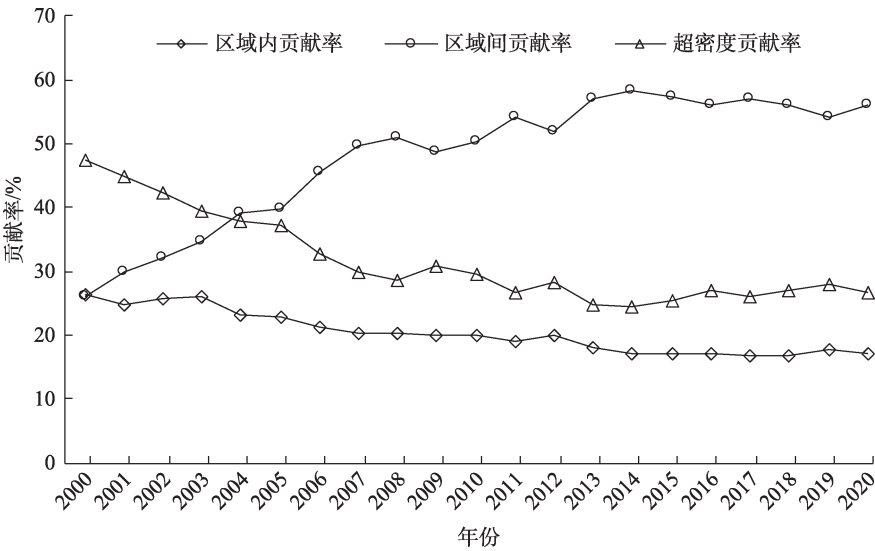


图4 2000—2020年中国口粮自给率区域差异贡献率及其变动趋势

Figure 4 Regional difference contribution rate and its changing trend of ration self-sufficiency rate in China, 2000-2020

表2 2000—2020年中国口粮自给率动态演进特征

Table 2 Dynamic change characteristics of ration self-sufficiency rate in China, 2000-2020

| 区域 | 分布位置 | 主峰分布形态 | 分布延展性 | 极化趋势 |
|----|------|-----------|----------|---------|
| 东部 | 左移 | 波峰下降,宽度扩大 | 右拖尾,延展拓宽 | 多极化向无极化 |
| 中部 | 右移 | 波峰下降,宽度扩大 | 左拖尾,延展变窄 | 多极化趋势 |
| 西部 | 左移 | 波峰上升,宽度缩小 | 右拖尾,延展拓宽 | 无极化趋势 |
| 东北 | 右移 | 波峰下降,宽度扩大 | 右拖尾,延展拓宽 | 多极化趋势 |

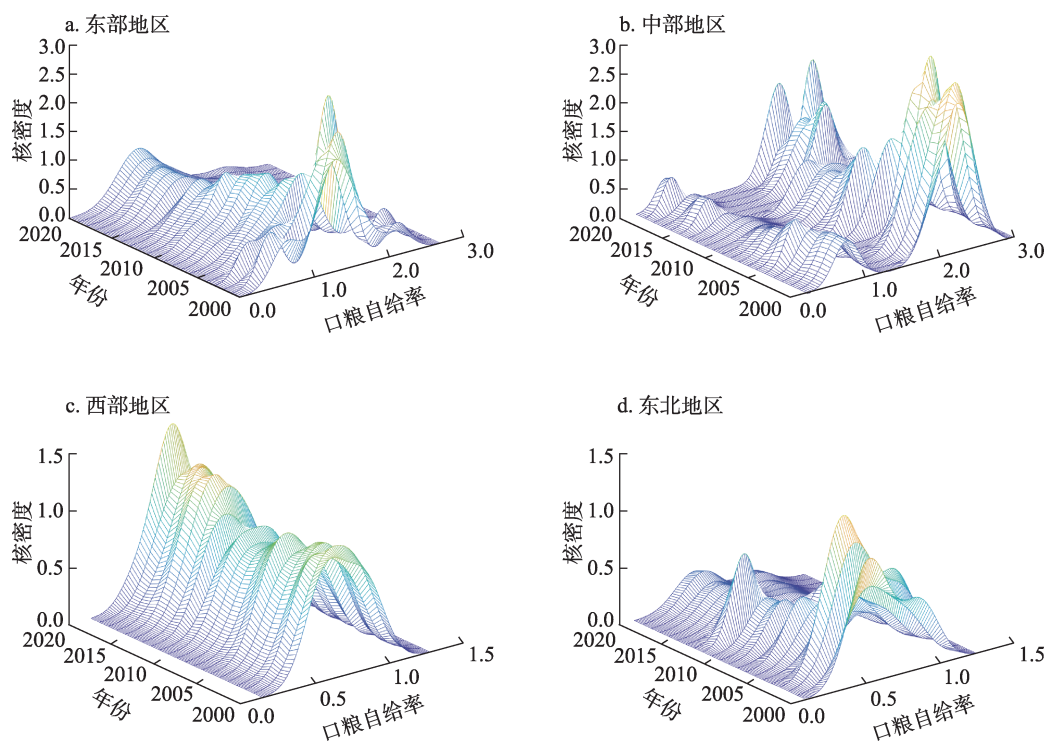


图5 2000—2020年四大区域口粮自给率的核密度变化图

Figure 5 Kernel density map of ration self-sufficiency rate of the four regions in China, 2000-2020

地区。东部和西部地区的核密度曲线峰值呈现不明显的左移分布,且东部地区左移幅度大于西部地区,表明这两大区域的口粮自给率缓慢下降,东部地区口粮自给率下降幅度大于西部,与图2一致。

从分布形态看,东部、中部和东北三大区域口粮自给率分布曲线主峰峰值持续下降、宽度有所增加,表明三大区域口粮自给率的离散程度呈扩大趋势,也说明2000—2020年三大区域内口粮自给率的绝对差异不断扩大。比较而言,西部地区波峰上升,宽度变窄,表明研究期内西部口粮自给率呈现向中心集聚的态势,区域内各省域口粮自给率的绝对差异缩小(图3)。

从分布延展性看,东部、西部和东北地区口粮自给率分布曲线存在明显的右拖尾现象,表明三大区域内均存在口粮自给率较高的省份,且显著高于区域内其他省份,这也进一步细化了超变密度的研究结果。此外,上述三大区域口粮自给率分布均呈现拓宽态势,表明各区域内口粮自给率较高省份在研究期间不断升高,呈现出“高中更高”的现象,使各区域口粮自给率的区域内差异不断扩大。就中部地区而言,除山西外其他5个省域均是粮食主产

区,因而口粮自给率的区域内差异较其他三大区域不明显,存在明显的左拖尾现象。

从极化现象看,东部、中部和东北地区口粮自给率分布曲线均呈现多极化态势,说明区域内口粮自给率存在两极分化现象,西部地区则呈无极化态势,说明区域内口粮自给率未产生两极分化态势。具体而言,东部地区呈现由多极化向无极化演变,即2005年以前主峰与侧峰高度落差相对较大,具有显著的梯度效应;2005年以后极化现象明显得到缓解;2015年以后则呈现出无极化态势,说明东部口粮自给率的多极分化现象得到缓解。中部地区一直处于不明显的两极分化,主峰与侧峰高度落差相对较大,且侧峰幅度较小,这说明了中部地区口粮自给率存在一定的梯度效应,但梯度效应与极化趋势都较小。东北地区口粮自给率在2010年以前为单峰,峰值偏高;2010年以后变为多级分化,主峰与侧峰的高度落差相对较大且它们之间的间距也逐渐变大,说明了东北地区口粮自给率存在显著的梯度效应,多极化现象随着时间推移越来越明显。

3.3 中国口粮自给率的空间收敛

计算得到,2000—2020年间,除了2003年外,口

2024年4月

粮自给率的莫兰指数均大于0(表3),且在10%的水平下显著,说明中国口粮自给率具有较强的空间正相关性,应选取包含空间效应的空间计量模型进行收敛性分析。由于存在SLM、SEM两类空间计量经济模型,因而需要通过空间滞后项和空间误差项的LM检验来判断选取哪种类型模型进行分析。根据检验结果,空间误差项的两个LM检验值分别为688.211和270.993,在1%的水平下显著,拒绝了无空间误差项的原假设;空间滞后项的两个LM检验值分别为418.412和65.722,在1%的水平下显著,也拒绝了无空间滞后项的假设,因此应采用包含空间误差项和空间滞后项的SDM模型。进一步采用LR检验分析SDM模型能否简化为SEM模型或SLM模型,结果得到LR检验值分别为134.36和111.13,均在1%的水平下显著,拒绝了SDM可以退化为SEM或SLM模型的原假设,即选择SDM模型分析是最优的。为进一步确定是使用固定效应SDM模型还是随机效应SDM模型,还需进行Hausman检验,结果显示检验的统计量为43.38,在1%的显著水平上拒绝随机效应的原假设,因而应选择固定效应的SDM模型来分析中国区域口粮自给率的空间收敛特性。

3.3.1 全国 β 收敛检验

从表4和表5中可以看出:①全国口粮自给率绝对收敛系数 β 显著为负,表明全国口粮自给率存在绝对收敛,即各省域口粮自给率发展存在追赶效应,自给率较低的省域未来会比自给率较高的省域拥有更高的增长速度,且区域差异将会缩小,收敛的速度为2.2%。②条件 β 收敛率明显高于绝对 β 收敛率。在口粮播种面积($GRSA$)、机械化水平($TAMP$)、化肥施用量(CFU)等因素的综合作用下,口粮自给率将以5.10%的速度条件收敛,比绝对收敛速度高了2.90%,即随着上述影响因素的提高,口粮自给率区域差异将会呈现逐年缩小的态势。由于不同省域的自然条件和经济水平都存在差异,口粮自给率的收敛趋势也相应存在差异,因此条件收敛的结果相对更可靠,更加符合现实。③地理位置邻近或经济发展水平相似的省域有较多的相似性与共缘性,但由于存在一定“位势差”的原因,其口粮自给率不会完全相同^[35]。全国空间溢出效应系数 ρ 均显著为正,说明未来口粮自给率较低省域逐渐减小甚至消除差距,加快了收敛速度。可能的原因是,虽然中国整体已实现了口粮的绝对安全,但研究期内区域间差异持续扩大,因而未来国家必将进

表3 2000—2020年口粮自给率Moran's I

Table 3 Moran's I of ration self-sufficiency rate, 2000-2020

| 年份 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 |
|-----------|----------|----------|----------|---------|----------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Moran's I | 0.179*** | 0.171*** | 0.184** | 0.075 | 0.229*** | 0.159** | 0.232*** | 0.140** | 0.171*** | 0.254*** | 0.241*** |
| Z值 | 2.542 | 2.448 | 2.049 | 1.049 | 2.445 | 2.022 | 2.793 | 2.072 | 2.448 | 2.865 | 2.664 |
| 年份 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2019 | 2020 | |
| Moran's I | 0.231*** | 0.191*** | 0.249*** | 0.161** | 0.120* | 0.121* | 0.258*** | 0.334*** | 0.465*** | 0.464*** | |
| Z值 | 2.516 | 2.365 | 2.69 | 1.938 | 1.46 | 1.474 | 2.777 | 3.666 | 4.972 | 4.968 | |

注:*,**、***分别表示在10%、5%、1%水平上通过显著检验,下同。

表4 中国口粮自给率绝对 β 收敛结果

Table 4 Absolute β convergence results of ration self-sufficiency rate in China

| | 全国 | 东部 | 中部 | 西部 | 东北 |
|---------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| β | -0.359*** (-15.17) | -0.290*** (-8.09) | -0.460*** (-10.25) | -0.505*** (-11.16) | -0.368*** (-4.80) |
| wfq | 0.173*** (4.06) | -0.092 (-1.52) | 0.323*** (5.01) | -0.033 (-0.32) | -0.115 (-1.51) |
| ρ | 0.294*** (5.85) | 0.294*** (4.37) | 0.181* (1.73) | 0.031 (0.32) | -0.033 (-0.27) |
| 收敛速度 | 0.022 | 0.017 | 0.031 | 0.035 | 0.023 |

表5 中国口粮自给率条件 β 收敛结果Table 5 Results of conditional β convergence of ration self-sufficiency rate in China

| | 全国 | 东部 | 中部 | 西部 | 东北 |
|-------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| β | -0.637*** (-25.90) | -0.658*** (-14.70) | -0.798*** (-16.95) | -0.648*** (-14.44) | -0.978*** (-11.27) |
| <i>GRSA</i> | 0.518*** (11.94) | 0.338*** (4.69) | 1.538*** (9.94) | 0.326*** (4.11) | 0.519 (1.11) |
| <i>RPOP</i> | -0.033 (-1.01) | -0.280** (-2.53) | -0.871*** (-4.62) | -0.071** (-2.47) | -0.659* (-1.82) |
| <i>DAM</i> | -0.012 (-1.23) | 0.013 (0.87) | 0.009 (0.47) | -0.007 (-0.52) | 0.010 (0.27) |
| <i>TAMP</i> | 0.008 (0.23) | -0.044 (-0.66) | 0.076 (1.34) | -0.145*** (-2.82) | 1.863*** (3.48) |
| <i>CFU</i> | 0.209*** (4.47) | 0.704*** (6.46) | 0.006*** (3.96) | 0.203*** (3.55) | -0.145 (-0.27) |
| <i>RRI</i> | 0.107 (1.48) | 0.075 (1.04) | -0.229 (-1.63) | 0.262 (1.17) | 0.081 (0.48) |
| <i>PGDP</i> | -0.053 (-0.58) | 0.069 (0.61) | 0.409 (1.18) | -0.191 (-0.75) | 0.069 (0.61) |
| ρ | 0.351*** (6.73) | 0.019 (0.23) | 0.057 (0.54) | 0.081 (0.87) | 0.019 (0.23) |
| 收敛速度 | 0.051 | 0.054 | 0.080 | 0.052 | 0.191 |

一步加大落实主产区、主销区和产销平衡区粮食安全责任共担制度,东部主销区和西部产销平衡区将更多地集中粮食生产资源优势提高口粮产量,以保障其应有的口粮自给率;而中部和东北主产区各省则更多地是推进口粮生产供给侧改革,推广优质适口的口粮品种,口粮产量将趋于稳定,因而未来口粮自给率将趋于收敛。

3.3.2 区域 β 收敛检验

由表4可以看出,四大区域回归系数均为负数,且都通过了1%水平下的显著性检验,说明四大区域口粮自给率均具有绝对 β 收敛趋势。但是绝对 β 收敛假定四大区域内部各省域之间是同质的,这一假定过强,需要加入一系列控制变量来考察其条件 β 收敛。加入控制变量的条件 β 收敛检验结果如表5所示,可以得到四大区域口粮自给率也均存在条件 β 收敛,东北地区的收敛速度最快,而后依次为中部、东部和西部地区。其次,不论从整体还是四大区域来看,影响口粮消费的人均收入(*RRI*)和人均国民收入(*PGDP*)对口粮自给率收敛的影响均不显著,进一步表明当前及今后口粮消费已趋于稳定^[36],

消费端对口粮自给率的影响已不明显,口粮生产端才是口粮自给率变化的决定因素。

为此,本文重点分析口粮生产的各控制变量对四大区域口粮自给率收敛的影响,具体结果如下:
①口粮播种面积(*GRSA*)在东中西三大区域均通过1%显著性水平的正相关检验,表明扩大口粮播种面积可以显著缩小三大区域的口粮自给率差异,因为扩大口粮播种面积是促进口粮自给率较低省域口粮增产和压实口粮绝对安全底线的最直接手段,而对中部和东部的影响大于西部。主要是由于中部地区多为粮食主产区,东部地区耕地质量好;相反西部为生态脆弱地区,耕地质量低,单纯扩大口粮播种面积对西部地区口粮自给率收敛影响缓慢。对东北地区而言,其人均口粮播种面积远高于东、中、西三大区域,因而扩大播种面积对缩小东北地区口粮自给率差异只有不显著的正向作用。
②口粮生产劳动力投入(*RPOP*)在四大区域均通过了至少10%显著性水平的负相关检验,表明提高口粮生产劳动力投入拉大了口粮自给率的区域差异,原因可能在于:在口粮生产农业机械化水平不断提高

2024年4月

的条件下,劳动力投入的增加将无法使劳动力和农业机械2种资源的配置达到最优,降低了两者的口粮边际产出水平,导致口粮产量较低省域的口粮产量下降更为明显^[31]。③农业机械化(TAMP)在1%的显著性水平下对西部和东北地区分别具有负向和正向影响,表明简单提高农业机械化水平并不利于西部地区口粮自给率趋于收敛,因为西部地处山区(尤其是西南山区),土地难以形成适度规模,不利于大中型机械化推进;比较而言,东北平原地势平坦,人均耕地面积大,适合机械化发展,因而提高机械化水平能缩小区域口粮自给率差异^[31]。而对东部和中部地区有不显著的负向和正向影响,由于东部地区人地矛盾尖锐,单纯加大农业机械无法从根源加快口粮自给率收敛,而中部地区主产区机械化发展已经较为成熟,提高农业机械化水平对口粮自给率空间收敛效果不明显。④化肥施用量(CFU)在1%显著水平下对东、中、西三大区域的影响均为正,表明增施化肥可以促进口粮增产,进而缩小口粮自给率差异。但当前中国各省域稻麦生产的化肥施用强度均已大大高于国际公认的225 kg/hm²上限^[37],严重损害了农田生产的可持续性,减肥增效乃是当前迫切的任务。⑤自然灾害(DAM)对四大区域口粮自给率区域差异的影响均不显著,表明随着各地高标准农田建设的推进,自然灾害对各大区域口粮生产的负面影响已大幅下降。

4 结论与政策建议

4.1 结论

本文基于2000—2020年面板数据对中国整体和东、中、西及东北四大区域口粮自给率的区域非均衡特征、分布动态演进过程及空间收敛性特征进行了全面分析,研究结论如下:

(1)2000—2020年全国口粮自给率呈三阶段上升,2020年口粮自给率较2000年的集聚特征更明显;四大区域口粮自给率上升幅度差异明显,呈现中部>东北>东部>西部的特征。

(2)2000—2020年东部及东北地区口粮自给率的区域内差异显著扩大,中、西部地区区域内差异略微扩大,总体上看四大区域之间差异的扩大程度要明显大于区域内差异的扩大程度,研究期内区域间差异对全国口粮自给率区域差异的贡献率均值

高达47.92%。

(3)东部、中部和东北地区口粮自给率在分布形态和极化趋势上相似,表明研究期内三大区域内的差异不断扩大,存在高低两极分化现象;西部口粮自给率则呈现向中心集聚的态势,未有高低两极分化现象。从分布位置来看,中部地区口粮自给率提升幅度小于东北地区;而东部地区口粮自给率下降幅度大于西部地区。

(4)四大区域口粮自给率均存在显著的绝对 β 收敛和条件 β 收敛,且条件 β 收敛率明显高于绝对 β 收敛率;其中口粮生产的各影响因素对区域口粮自给率条件收敛起着决定作用,收敛速度则呈现东北>中部>东部>西部的变化特征。

4.2 政策建议

本文研究得到口粮自给率存在严重的空间发展非均衡性,因此降低区域间差异程度、合理控制区域内部极化现象、推进区域口粮绝对安全责任共担迫在眉睫。为此提出以下建议:

(1)夯实东、西部地区重点省域的口粮生产底线,强化东、西部口粮生产条件相似区域协作。口粮绝对安全责任共担任务分配应瞄准东部和西部具有较好自然资源禀赋的省域。区域内部口粮自给率存在显著的非均衡特征,且存在自给率较高省域。因此,各区域应当充分发挥本区域口粮自给率较高省域的空间溢出效应,强化区域内口粮自给率较高省域与自然资源禀赋和经济条件相似的口粮自给率较低省域的联动发展。例如,发挥东部江苏地区优势,形成江浙沪区域口粮生产协调区;强化山东与河北的引领作用,构建京津冀鲁口粮生产协调区;在西南地区,以四川和广西为核心,构建川渝滇桂黔口粮生产协调区;在西北以新疆和宁夏为核心,推动形成新疆-青海和陕甘宁口粮生产协调区,促进东部和西部地区口粮自给率快速收敛。

(2)优先建设“口粮”安全产业带,因地施策助力食物消费转型升级。目前全国层面已实现了口粮绝对安全,但区域不均衡特征明显,应策应国家推进粮食安全产业带的建设需求,优先建设以东北黑龙江、长江流域湖南、湖北、江西、安徽、江苏为核心的稻谷产业带;以河南、河北、山东、安徽、江苏为核心的黄淮海小麦产业带,引导粮食产业集聚并打

造“三链协同”的粮食产业体系。同时在口粮自给率较低的东部和西部地区,因地制宜地利用各种山水林草资源,增加食物供给的多样性。在东部地区,大力推进渤海、东海、南海内陆海水养殖业可持续发展,大力发展远洋捕捞,提升水产品生产供应能力;在西部地区,充分利用并优化西部青藏、内蒙古、新疆、川滇等地区的草场资源,大力发展节粮型畜牧业;充分利用东南沿海丘陵区各类园地,西南山区大力发展水果种植业,推动食物系统向更加全面、营养和健康方向转型。

参考文献(References):

- [1] 普冀喆,周琳,钟钰,等.我国粮食产销平衡区和主销区粮食自给底线设定研究[J].农业经济问题,2022,(7):113-123.[Pu M Z, Zhou L, Zhong Y, et al. Setting bottom lines for grain self-sufficiency in the grain production-and-consuming-balancing areas and major grain-consuming areas in China[J]. Issues in Agricultural Economy, 2022, (7): 113-123.]
- [2] 姚成胜,杨一单,殷伟.三大区域粮食安全责任共担的角色定位与推进路径:基于中国省域口粮自给率差异视角[J].经济学家,2023,(6):100-109.[Yao C S, Yang Y D, Yin W. Role positioning and propelling path of the “three regions” in taking responsibility for China’s food security: Perspective of provincial differences in edible grain self-sufficiency rate[J]. Economist, 2023, (6): 100-109.]
- [3] 朱晶,臧星月,李天祥.新发展格局下中国粮食安全风险及其防范[J].中国农村经济,2021,(9):2-21.[Zhu J, Zang X Y, Li T X. China’s food security risks and prevention strategy under the new development pattern[J]. Chinese Rural Economy, 2021, (9): 2-21.]
- [4] 成升魁,李云云,刘晓洁,等.关于新时代我国粮食安全观的思考[J].自然资源学报,2018,33(6):911-926.[Cheng S K, Li Y Y, Liu X J, et al. Thoughts on food security concept in China in the New Period[J]. Journal of Natural Resources, 2018, 33(6): 911-926.]
- [5] 辛翔飞,王济民.我国粮食自给水平目标设定:研究综述与政策启示[J].自然资源学报,2019,34(11):2257-2269.[Xin X F, Wang J M. Target setting of food self-sufficiency level in China: Literature review and policy enlightenment[J]. Journal of Natural Resources, 2019, 34(11): 2257-2269.]
- [6] Liu Y S, Zhou Y. Reflections on China’s food security and land use policy under rapid urbanization[J]. Land Use Policy, 2021, DOI: 10.1016/j.landusepol.2021.105699.
- [7] Wang J Y, Zhang Z W, Liu Y S. Spatial shifts in grain production increases in China and implications for food security[J]. Land Use Policy, 2018, DOI: 10.1016/j.landusepol.2017.11.037.
- [8] 黄季焜.对近期与中长期中国粮食安全的再认识[J].农业经济问题,2021,(1):19-26.[Huang J K. Recognition of recent and mid-long food security in China[J]. Issues in Agricultural Economy, 2021, (1): 19-26.]
- [9] 刘长全,韩磊,李婷婷,等.大食物观下中国饲料粮供给安全问题研究[J].中国农村经济,2023,(1):33-57.[Liu C Q, Han L, Li T T, et al. The security of feed grains supply in China from the perspective of a Big Food Concept[J]. Chinese Rural Economy, 2023 (1): 33-57.]
- [10] 朱晶,李天祥,臧星月.高水平开放下我国粮食安全的非传统挑战及政策转型[J].农业经济问题,2021,(1):27-40.[Zhu J, Li T X, Zang X Y. Emerging challenges and coping strategies in China’s food security under the high-level opening up[J]. Issues in Agricultural Economy, 2021, (1): 27-40.]
- [11] 杨明智,裴源生,李旭东.中国粮食自给率研究:粮食、谷物和口粮自给率分析[J].自然资源学报,2019,34(4):881-889.[Yang M Z, Pei Y S, Li X D. Study on grain self-sufficiency rate in China: An analysis of grain, cereal grain and edible grain[J]. Journal of Natural Resources, 2019, 34(4): 881-889.]
- [12] Niu Y N, Xie G D, Xiao Y, et al. The story of grain self-sufficiency: China’s food security and food for thought[J]. Food and Energy Security, 2022, DOI: 10.1002/fes3.344.
- [13] 吕亚荣,王立娇.消费前端粮食损失数量和环境足迹的评估[J].农业现代化研究,2022,43(1):29-37.[Lv Y R, Wang L J. Estimation of the quantity and environmental footprint of grain loss at front consumption ends[J]. Research of Agricultural Modernization, 2022, 43(1): 29-37.]
- [14] 陈锡文,韩俊.农业转型发展乡村振兴[M].北京:清华大学出版社,2019.[Chen X W, Han J. Agricultural Transformation Development and Rural Revitalization[M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2019.]
- [15] 金涛,夏晴,岳蒙蒙,等.粮饲兼顾视角下江苏省粮食供需格局及其优化策略[J].经济地理,2016,36(6):136-141.[Jin T, Xia Q, Yue M M, et al. Supply-demand balance evaluation in grain-feed perspective: The case of Jiangsu Province[J]. Economic Geography, 2016, 36(6): 136-141.]
- [16] 陈明华,刘文斐,王山,等.长江经济带城市生态效率的空间格局及演进趋势[J].资源科学,2020,42(6):1087-1098.[Chen M H, Liu W F, Wang S, et al. Spatial pattern and temporal trend of urban ecological efficiency in the Yangtze River Economic Belt[J]. Resources Science, 2020, 42(6): 1087-1098.]
- [17] 余威震,罗小锋,薛龙飞,等.中国农村绿色发展水平的时空差异及驱动因素分析[J].中国农业大学学报,2018,23(9):186-195.[Yu W Z, Luo X F, Xue L F, et al. Spatiotemporal difference and driving factors of green development in rural China[J]. Journal of China Agricultural University, 2018, 23(9): 186-195.]
- [18] 刘华军,乔列成,孙淑惠.黄河流域用水效率的空间格局及动态演进[J].资源科学,2020,42(1):57-68.[Liu H J, Qiao L C,

2024年4月

- Sun S H. Spatial distribution and dynamic change of water use efficiency in the Yellow River Basin[J]. *Resources Science*, 2020, 42(1): 57-68.]
- [19] 卢照地, 张正峰. 京津冀国土空间格局演变及其驱动因素的区域差异性研究[J]. *中国土地科学*, 2022, 36(10): 42-52. [Lu Z D, Zhang Z F. Research on regional variability in the evolution of territorial space pattern and its driving factors in Beijing-Tianjin-Hebei Region[J]. *China Land Science*, 2022, 36(10): 42-52.]
- [20] Kuang B, Lu X H, Zhou M, et al. Provincial cultivated land use efficiency in China: Empirical analysis based on the SBM-DEA model with carbon emissions considered[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2020, DOI: 10.1016/j.techfore.2019.119874.
- [21] Chatterjee T. Spatial convergence and growth in Indian agriculture: 1967-2010[J]. *Journal of Quantitative Economics*, 2017, DOI: 10.1007/s40953-016-0046-3.
- [22] 李隆玲, 武拉平. 乡村人口变迁对我国粮食安全的影响[J]. *中国农业大学学报(社会科学版)*, 2020, 37(1): 80-91. [Li L L, Wu L P. The impact of rural population changes on food security in China[J]. *Journal of China Agricultural University (Social Sciences)*, 2020, 37(1): 80-91.]
- [23] 刘蒙罢, 张安录, 文高辉. 长江中下游粮食主产区耕地利用生态效率区域差异与空间收敛[J]. *自然资源学报*, 2022, 37(2): 477-493. [Liu M B, Zhang A L, Wen G H. Regional differences and spatial convergence in the ecological efficiency of cultivated land use in the main grain producing areas in the Yangtze Region[J]. *Journal of Natural Resources*, 2022, 37(2): 477-493.]
- [24] 杨旭, 屈志光, 邓远建. 中国省域林业生产技术效率的空间收敛性及分异特征[J]. *资源科学*, 2021, 43(10): 1947-1960. [Yang X, Qu Z G, Deng Y J. Spatial convergence and differentiation of forestry production technology efficiency in 30 provinces of China[J]. *Resources Science*, 2021, 43(10): 1947-1960.]
- [25] Cheng Z, Liu J, Li L, et al. Research on meta-frontier total-factor energy efficiency and its spatial convergence in Chinese provinces[J]. *Energy Economics*, 2020, DOI: 10.1016/j.eneco.2020.104702.
- [26] Lim U. Regional income club convergence in US BEA economic areas: A spatial switching regression approach[J]. *The Annals of Regional Science*, 2016, DOI: 10.1007/s00168-015-0739-0.
- [27] 封志明, 孙通, 杨艳昭. 2003-2013年中国粮食增产格局及其贡献因素研究[J]. *自然资源学报*, 2016, 31(6): 895-907. [Feng Z M, Sun T, Yang Y Z. Study on the spatiotemporal patterns and contribution factors of China's grain output increase during 2003-2013[J]. *Journal of Natural Resources*, 2016, 31(6): 895-907.]
- [28] 卢新海, 柯楠, 匡兵. 中国粮食生产能力的区域差异和影响因素[J]. *中国土地科学*, 2020, 34(8): 53-62. [Lu X H, Ke N, Kuang B. Regional differences and influencing factors of China's grain production capacity[J]. *China Land Science*, 2020, 34(8): 53-62.]
- [29] 姚成胜, 杨一单, 殷伟. 中国非主粮生产的地理集聚特征及其空间演化机制[J]. *经济地理*, 2020, 40(12): 155-165. [Yao C S, Yang Y D, Yin W. Geographical agglomeration characteristics of China's non-primary grain production and its spatial evolution mechanism[J]. *Economic Geography*, 2020, 40(12): 155-165.]
- [30] 金涛. 中国粮食生产时空变化及其耕地利用效应[J]. *自然资源学报*, 2014, 29(6): 911-919. [Jin T. Effects of cultivated land use on temporal-spatial variation of grain production in China[J]. *Journal of Natural Resources*, 2014, 29(6): 911-919.]
- [31] 姚成胜, 肖雅雯, 杨一单. 农业劳动力转移与农业机械化对中国粮食生产的关联影响分析[J]. *农业现代化研究*, 2022, 43(2): 306-317. [Yao C S, Xiao Y W, Yang Y D. The integrated impacts of rural labor transfer and agricultural mechanization on China's grain production[J]. *Research of Agricultural Modernization*, 2022, 43(2): 306-317.]
- [32] 邓宗兵, 封永刚, 张俊亮, 等. 中国粮食生产空间布局变迁的特征分析[J]. *经济地理*, 2013, 33(5): 117-123. [Deng Z B, Feng Y G, Zhang J L, et al. Analysis on the characteristics and tendency of grain production's spatial distribution in China[J]. *Economic Geography*, 2013, 33(5): 117-123.]
- [33] 赵颖文, 赵剑. 我国粮食种植业地理集聚态势研究: 测度分析、时空特征与发展对策[J]. *农村经济*, 2020, (7): 86-93. [Zhao Y W, Zhao J. Study on the situation of geographical agglomeration of Chinese grain planting industry: Measurement analysis, spatio-temporal characteristics and development countermeasures[J]. *Rural Economy*, 2020, (7): 86-93.]
- [34] 李旭辉, 何金玉, 严晗. 中国三大海洋经济圈海洋经济发展区域差异与分布动态及影响因素[J]. *自然资源学报*, 2022, 37(4): 966-984. [Li X H, He J Y, Yan H. Study on regional differentiation, distribution dynamics and influencing factors of marine economic development in three major marine economic circles of China[J]. *Journal of Natural Resources*, 2022, 37(4): 966-984.]
- [35] 邓远建, 杨旭, 马强文, 等. 中国生态福利绩效水平的地区差距及收敛性[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(4): 132-143. [Deng Y J, Yang X, Ma Q W, et al. Regional disparity and convergence of China's ecological welfare performance level[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2021, 31(4): 132-143.]
- [36] Satoru S. Sustainable meat consumption in China[J]. *Journal of Integrative Agriculture*, 2015, 14(6): 1023-1032.
- [37] 刘钦普, 濮励杰. 中国粮食主产区化肥施用时空特征及生态经济合理性分析[J]. *农业工程学报*, 2019, 35(23): 142-150. [Liu Q P, Pu L J. Spatiotemporal variation of fertilizer utilization and its eco-economic rationality in major grain production areas of China[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering*, 2019, 35(23): 142-150.]

Regional non-equilibrium characteristics and spatial convergence of China's self-sufficiency rate of rations

YANG Yidan, YAO Chengsheng, GAO Yunpeng, LIU Weifang

(School of Economics and Management, Nanchang University, Nanchang 330031, China)

Abstract: [Objective] This article discussed the regional differences and spatial convergence of ration security from the perspectives of consumption and demand, in order to provide a scientific basis for each region to better assume the due responsibility of ration safety. [Methods] In order to examine the spatial differentiation characteristics and distribution dynamics of ration self-sufficiency rate in the four main regions of China, this study used the consumption statistics method and measured the self-sufficiency rate of rations based on provincial data from 2000 to 2020. We used the Dagum Gini coefficient and its decomposition method to investigate the degree, source, and trend of change of regional relative differences of ration self-sufficiency in China and its four regions. On this basis, the kernel density estimation method and spatial convergence were further used to describe the dynamic change process of distribution and spatial convergence characteristics of absolute difference. [Results] (1) From 2000 to 2020, the national ration self-sufficiency rate kept rising in three stages and in the four regions it was significantly different. The ration self-sufficiency rate of the four regions in descending order were central China, northeast China, eastern China, and western China. (2) During the study period, the regional differences of the ration self-sufficiency rate increased significantly in eastern and northeastern China, but only slightly in central and western China. However, the average contribution rate of the difference of ration self-sufficiency rate among the four regions to the interregional differences was 47.92%, much higher than the contribution rate of intraregional difference of 20.38% and super-density of 31.71%. (3) Different from the western region, the distribution pattern and polarization trend of the ration self-sufficiency rate in the eastern, central, and northeastern regions were similar, indicating that the absolute differences in the three regions were expanding continuously, and there was a phenomenon of high and low polarization. (4) Considering the spatial spillover effect, the absolute β convergence and conditional β convergence of the ration self-sufficiency rate existed in the whole country and the four main regions. The influencing factors of the ration production played a decisive role in the conditional convergence of the regional ration self-sufficiency rate. [Conclusion] The overall absolute security of China's ration provision obscured regional insecurity, downplaying the research on regional differences of ration security. But regional differences in ration security are likely to narrow in the future.

Key words: self-sufficiency rate of rations; food security; regional differences; Dagum Gini coefficient; Kernel density estimation; spatial convergence; China