

中国农业经济增长的空间分布及相关性

——基于31个省区1985—2008年的面板数据分析

曾国平^a, 罗航艳^a, 曹跃群^{a,b}

(重庆大学 a.贸易与行政学院; b.欠发达地区经济发展研究院, 重庆 400044)

摘要: 利用空间计量的方法, 对中国 1985—2008 年 31 个省区农业发展的空间相关性、集聚特征及其空间动态演变趋势进行了分析和研究。研究表明, 中国省际农业经济活动存在显著的非随机性空间集聚特征, 存在小幅收敛趋势; 东中部地区主要为高—高类型集聚区域, 西部地区主要为低—低类型集聚区域, 非典型省区较少; 高—高集聚类型的集聚区域的空间联系带动力增强的趋势明显。

关键词: 农业增长; Moran I 指数; 空间相关性; 空间计量分析

中图分类号: F323.1

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2010)05-0001-06

Spatial distribution and correlation of agriculture economic development in China: Based on the panel data in 1985—2008 of 31 provinces, autonomous region and municipality

ZENG Guo-ping^a, LUO Hang-yan^a, CAO Yue-qun^{a,b}

(a.College of Trade and Administration; b.Institute of Economic Development in Underdeveloped Areas, Chongqing University, Chongqing 400044, China)

Abstract: Based on the panel data of China's 31 regions during 1985~2008, this paper measures the spatial autocorrelation, spatial cluster characteristics and the trend of spatial dynamic evolution of agriculture economic development by using the spatial econometrics analysis. The analysis result is that there are significant features of non-random spatial cluster and convergence trend. The Eastern is mainly High-High type cluster region, the Western region is mainly Low-Low type cluster area, and less atypical provinces. There is an obviously strengthen trend in spatial driving force of High-High type cluster region.

Key words: agricultural growth; Moran I index; spatial autocorrelation; spatial econometrics

一、问题的提出

改革开放以来, 随着国家农业资本投入力度逐渐加大、惠农政策逐步落实、农业科技日益发展, 中国农业发展取得了举世瞩目的成就, 与此同时, 其空间集聚化和区域差异化程度也在不断加深。1985年, 中国农业生产指数标准差为31.87%, 20多年后增长到93.85%, 表现出强烈的区域非均衡性^[1](韩晓燕, 2005)。空间经济学者^[2-4]认为, 农业经济非均衡的集聚方向和过程受多种因素共同作

用, 其空间格局密度的高低受最初禀赋(如地理区位、气候因素)和后天作用(如要素投入、技术进步)共同影响, 它们与农业经济的发展相辅相成, 互相促进: 农业经济非均衡的空间分布可以有效促进区域农业经济增长; 反之, 农业经济增长本身也是一种强化集聚的主导力量。当然, 集聚的过程同时也加剧了区域农业经济的发展差异。

综观已有文献, 区域农业经济的集聚与差异已成为发展经济学家关注的焦点。一是对区域农业经济空间分布格局做描述性或统计性的分析。许多学者从农村居民人均纯收入的角度考察中国区域农业经济差距及其收敛性。例如, 林幼平^[5]等(2002)

收稿日期: 2010-08-26

基金项目: 国家社会科学基金项目(08XJY031)

作者简介: 曾国平(1955—), 男, 江苏兴化人, 教授, 研究方向: 产业经济学、行政管理。

指出,1990年以来,中西部地区农村居民收入与东部农村居民收入的比值呈大幅下降趋势,区域差距不断扩大;刘纯阳^[6]等(2004)利用1980—2001年省际统计资料分析中国农民收入区域差异的变动状况,指出样本期间农民收入的变异系数从27.64扩大到44.43,相对水平增大了60.74%。二是采用主流经济学中经典的计量统计模型进行分析。如何剑^[7](2008)利用多元统计分析、库兹涅茨系数方法,认为农业结构失衡和区域资源禀赋是造成农业区域经济差异的重要原因;鲁春霞^[8]等(2003)使用主成分分析法研究表明,影响中国东中西部农业发展区域差异的主要成因在于人均农业产值和人均乡镇企业产值。

已有文献对中国区域农业经济集聚和差异进行了研究,但尚存在一定的局限:一方面,部分文献仅做了定性说明的研究,缺乏严格的计量检验,而这种检验是完全必要的;另一方面,多数文献采用主流经济学中经典的计量统计模型对区域农业经济空间格局变化进行研究,这些经典的计量统计模型多是基于极为严格的空间独立分布特性和现实地理条件同质性假设为研究基础,而现实生活中,农业经济主体行为在不同区域之间的地理空间溢出效应已经越来越明显,使得现有的研究结论不够完整、科学^[9]。因此,打破原有空间独立分布的假设,在经典计量统计方法中纳入空间因素来探索区域之间的空间地理交互作用,重新审视和研究中国区域农业经济的空间集聚与差异就显得十分必要。基于此,笔者拟利用1985—2008年中国大陆31个省区的农业统计数据,采用空间计量的方法,研究省际农业经济活动空间分布的依赖性和异质性,进一步探索农业经济区域格局的集聚特征和动态演变规律。

二、空间计量分析理论假设及模型

Anselin将空间计量经济学定义为:在区域科学模型(考虑空间自相关和空间异质性两种空间影响)的统计分析中研究和处理由空间因素所引起的各种特性的一系列方法^[10]。笔者现针对所研究的问题,给出空间计量分析的部分基本理论及模型的简要介绍。

1. 基于 Moran I 指数的全局空间自相关分析

Moran I 指数是常用来度量区域经济变量空间相关性存在与否的全局指标之一,用于反映空间邻接或空间邻近的区域单位属性值的相似程度,表达式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

$$\text{其中, } S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})^2, \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i,$$

($i, j=1, 2, \dots, n$), X_i 为第 i 个省区的经济变量值(本文为省际农业总产值对数值(LNOV));本文采用的 W 为基于邻接标准的二进制的空间权重矩阵, W_{ij} 表示第 i 个省区和第 j 个省区的空间邻接关系:若相邻, W_{ij} 取 1, 否则取 0。Moran I 指数取值范围为 $[-1, 1]$, $I > 0$ 表示所考察的经济变量(如省际农业总产值)空间正相关,其相关程度随数值的变大而变强; $I < 0$ 表示空间负相关; $I = 0$ 表示空间不相关,此时经济变量之间的空间属性分布独立。Moran I 指数可用标准化统计量 Z 来检验 n 个省区的空间自相关性是否显著,其 0 假设为统计值间不存在空间自相关。

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{VAR}(I)}} \quad (2)$$

2. 基于 Moran 散点图和 LISA 聚集图的局域空间相关性分析

(1) Moran 散点图。Moran 散点图用于研究区域局部空间的稳定性,以 (y, W_y) 为坐标: y 为列向量, $y^T = (y_1, y_2, \dots, y_n)$, $y_i = (x_i - \bar{x})$, W 为权重矩阵。由于空间滞后因子数据对 (y, W_y) 已标准化,因此界外值容易由 2-sigma 规则进行可视化识别。Moran 散点图把整个空间划分为四个象限,分别对应四种局部空间关联模式:第一象限为高—高聚集类型,表示高观测值的省区被高观测值的省区所包围;第二象限为低—高聚集类型,表示低观测值的省区被高观测值的省区所包围;第三象限为低—低聚集类型,表示低观测值的省区被低观测值的省区所包围;第四象限为高—低聚集类型,表示高观测值的省区被低观测值的省区所包围。

Moran 散点图的优势在于能识别某一省区与其邻接省区之间的空间联系形式,根据其在散点图中象限的位置,可以进一步判断空间分布中存在着哪

几种不同的农业经济聚集体。

(2) LISA 聚集图。空间联系的局部指标 LISA(Local Indicators of Spatial Association) 反映每个省区周围显著相似值区域的聚集程度,所有省区 LISA 总和正比于全局空间联系指标。LISA 主要执行两个主要功能:一是评估每个省区周围区域农业经济空间聚集的显著性,二是空间不稳定的指标可以反映出对农业经济全局空间联系造成显著影响的省区及其空间联系形式。表达式为:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (3)$$

三、变量选择与数据处理

本文使用的样本为1985—2008年中国大陆31个省区的面板数据(1988年前不包括海南省,1997年前不包括重庆市)。虽然海南省1988年才从广东省中分离建省,但由于两地经济联系非常密切,故在权重矩阵W的相应元素中定义两地相邻。原始数据来源于《新中国50年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》。

考虑到数据的可得性和时效性,本文产出变量为农业总产值(LNOV),七个投入变量分别为土地投入(LNT,农作物总播种面积)、劳动力投入(LNL,农林牧渔业从业人数)、农机投入(LNM,农业机械总动力)、化肥投入(LNF,化肥施用量)、役畜投入(LNDA,大牲畜年底头数)、灌溉投入(LNI,有效灌

溉面积)和气候因素(LND,成灾面积)。由于经过对数变换的模型能直接反映解释变量对被解释变量的弹性,且在一定程度上可消除异方差的影响和数据波动的剧烈性,故本文将被解释变量换算成以1978年不变价为基期计算的自然对数值、解释变量取自然对数值,并参照上述各计量方法和模型进行实证分析。

四、空间计量分析结果与讨论

1. 农业经济活动的空间集中度

对经济变量地理集中度的测量首先可以用区位GINI系数进行初步判断。Krugman(1991)根据相关理论将区位GINI系数定义^[11]为:

$$G = \frac{1}{2n \bar{a}_i} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j| \quad (4)$$

其中,n为观测单位总数。区位GINI系数取值范围为[0,1],越接近1,经济变量在地理上越趋于集中。根据式(4),笔者计算了1985~2008年中国31个省区农业经济发展的区位GINI系数。图1显示,样本期间中国省际农业经济活动空间集中度较高,且大致呈现出小幅增加趋势,农业产出的报酬递增在很大程度上受到地理空间条件的限制,省际农业经济活动表现出较为明显的空间集中差异。但这种地理集聚特征是随机性的,还是特定性、规律性的?需要利用Moran I指数对空间相关性作进一步检验。



图1 中国省际农业经济发展的区位GINI系数 (1985—2008)

2. 农业经济活动基于 Moran I 指数的全局空间自相关检验

笔者利用 MATLAB 6.1 软件,依据式(1)测算出中国省际农业发展的 Moran I 指数如下:

表1 中国省际农业总产值空间依赖性的全域 Moran I 指数值及其检验 (1985—2008)

年份	Moran I	E(I)	VAR(I)	Z-value	年份	Moran I	E(I)	VAR(I)	Z-value
1985	0.371 1	- 0.035 7	0.020 1	2.869 1	1997	0.358 2	- 0.035 7	0.020 1	2.778 1
1986	0.361 0	- 0.035 7	0.020 1	2.798 1	1998	0.349 5	- 0.035 7	0.020 1	2.716 9
1987	0.361 1	- 0.035 7	0.020 1	2.799 0	1999	0.354 0	- 0.035 7	0.020 1	2.748 9
1988	0.345 9	- 0.035 7	0.020 1	2.691 8	2000	0.351 9	- 0.035 7	0.020 1	2.734 1
1989	0.350 4	- 0.035 7	0.020 1	2.723 6	2001	0.348 2	- 0.035 7	0.020 1	2.707 9
1990	0.336 8	- 0.035 7	0.020 1	2.627 1	2002	0.344 7	- 0.035 7	0.020 1	2.683 5
1991	0.325 4	- 0.035 7	0.020 1	2.547 1	2003	0.335 9	- 0.035 7	0.020 1	2.621 3
1992	0.333 3	- 0.035 7	0.020 1	2.603 0	2004	0.330 5	- 0.035 7	0.020 1	2.582 9
1993	0.341 1	- 0.035 7	0.020 1	2.657 9	2005	0.321 2	- 0.035 7	0.020 1	2.517 1
1994	0.342 7	- 0.035 7	0.020 1	2.669 1	2006	0.320 2	- 0.035 7	0.020 1	2.510 2
1995	0.352 8	- 0.035 7	0.020 1	2.740 4	2007	0.317 9	- 0.035 7	0.020 1	2.494 0
1996	0.357 1	- 0.035 7	0.020 1	2.770 3	2008	0.316 2	- 0.035 7	0.020 1	2.482 0

表1显示,在正态分布假设下,Moran I指数值在1%水平下显著且全为正值,表现出明显的空间自相关性,即中国省际农业发展水平在空间上呈现出一种集聚现象,省区自身的农业发展水平受邻近省区农业发展水平影响显著,使得农业发展水平较高(低)的省区相对地趋于和农业发展水平较高(低)的省区相邻近。由于农业投入要素空间溢出效应的存在,省区的农业经济行为同时影响着自身及其周边邻近省区的农业经济区域布局。这个结论意味着中国大陆31个省区农业经济发展水平的空间分布是非随机性的,有其特定的规律性。从时间序列的角度看,中国区域农业经济差异1985—1991年是缩小的,1991—1997年趋于扩大,1998—2008年又开始呈现缩小趋势。但从总体上看, Moran I指数值大致上存在小幅递减,这说明在国家西部大开发、统筹城乡发展的战略背景下,中国农业和农村工作取

得一定成效,农业经济在快速发展的同时,其区域差异开始显现出小幅收敛趋势。

3. 农业经济活动基于 Moran 散点图和 LISA 聚集图的局域空间相关性检验

上文计量结果证实样本期间中国农业确实存在非随机的全局空间相关性,但未能显示具体是在哪些省区出现农业经济高(或低)观测值的空间聚集,这就需要用局域空间关联指标来度量观测单位的空间属性及其与周边观测单位的正相关程度。本文根据表1显示的中国省际农业经济活动全域 Moran I 指数值的变化趋势特点,选取1985年、1991年、1997年和2008年四个代表性年份的截面数据,按照式(1),使用 GeoDA 0.9.5 软件计算出中国各省区农业发展的局域 Moran 散点图(图2)和局域空间相关分析的 LISA 聚集图(图3)。

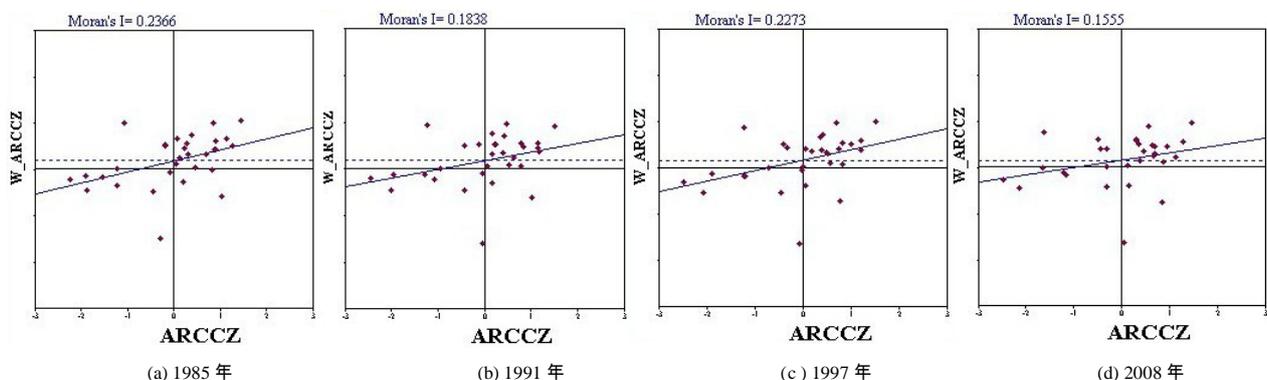


图2 中国省际代表性年份农业产值的 Moran 散点图

图2的四个小图中 $ARCCZ$ 是标准化后的农业产值指标变量, W_ARCCZ 是标准化后的农业产值指标的空间滞后变量。图中一个点代表着一个省区, 其与拟合曲线距离的远近表示该省区农业经济与其它省区的差异的大小。四个代表性年份的 Moran 散点图中, 多数省区的空间集聚属性在样本期间较为稳定, 变化不大。近五分之四的省区位于 Moran 散点图的一、三象限, 表现出显著的正相关性。注意到位于第一象限的省区数几乎占了观测省区总数的二分之一, 这与前文得出的中国省际农业

发展的地理分布存在正向、显著的空间依赖特征的结论相一致。非典型省区数量较少: 四川、云南两省属于较稳定高—低集聚类型的非典型省区, 上海、山西、贵州和海南则为较稳定的低—高集聚类型的非典型省区。东中部地区各省份农业产值趋于呈现高—高集聚的空间分布特征, 以山东、安徽和江西为例, 这三个高—高集聚类型的省区在空间上相连成片分布, 被同样是高水平农业产值的省区所包围, 由此形成高值与高值的空间聚集, 空间依赖明显, 以上结论可以在图3中得到进一步验证。

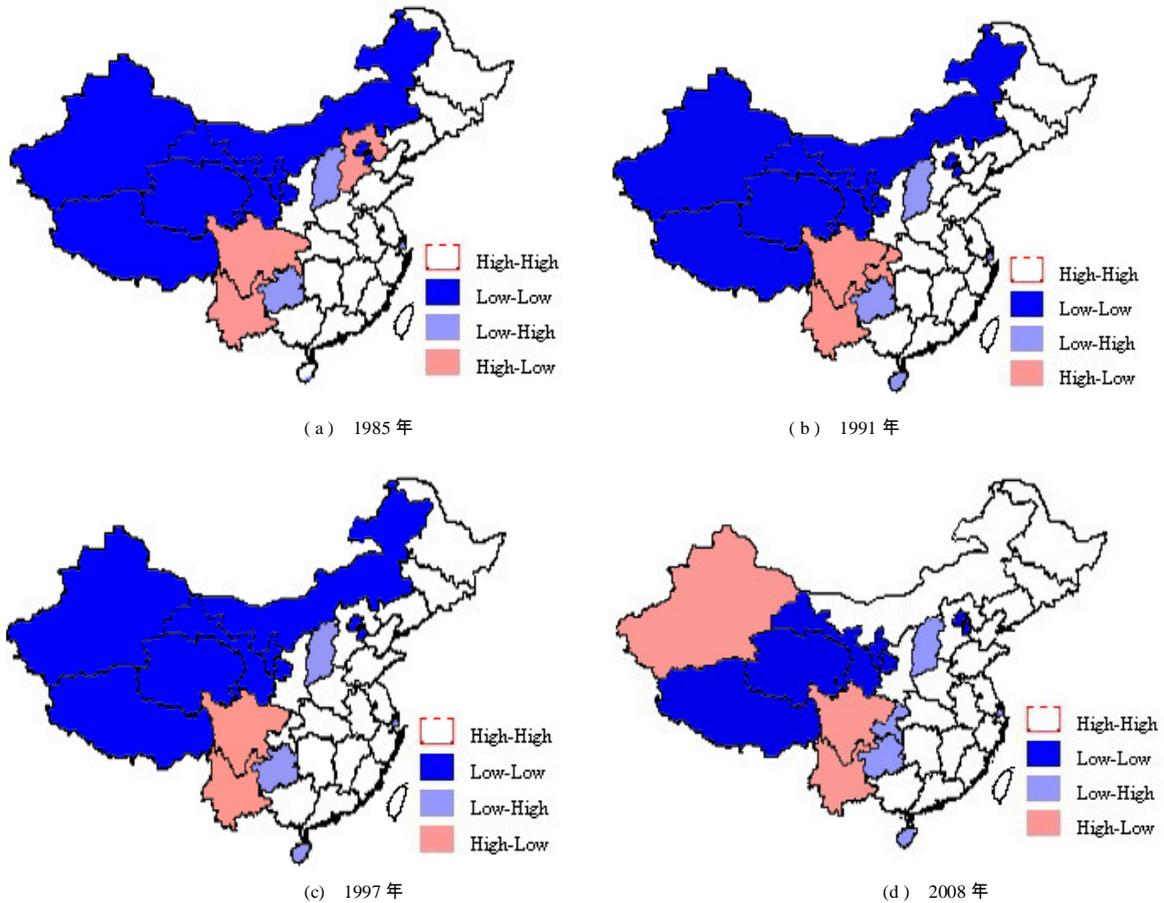


图3 中国省际代表性年份农业发展的LISA聚集图

图3给出了样本期间中国区域农业发展存在显著空间自相关性和异质性的强烈证据, 同时提供了较为直观的空间集聚结果:

首先, 中国农业发展水平呈现出不均衡的空间分布特征, 主要分为高—高集聚区域和低—低集聚区域。东中部地区凭借其优越的地理区位条件、良好的自然资源禀赋、完善的农业基础设施以及开放的市场体系, 农业经济发展远远高于西部地区, 形

成连片分布的高—高集聚区域, 农业经济具有强的空间溢出效应; 广大西部地区则为低—低集聚区, 由于地理空间的阻隔, 农业经济较为落后的区域特别是处在该区域中心位置的省区(如西藏、青海、甘肃和宁夏等)与农业经济发达的东中部省区之间不具备强的空间交流和合作关系, 同时农业经济同样落后的邻近省区对它们的空间溢出效应也极为有限, 因此这类省区的农业发展更多的要靠其自身农

业产业结构的调整、要素投入的优化、农业技术的提高以及国家政策的倾斜等。

其次,大部分省区代表性年份的农业经济空间集聚属性较为稳定,仅有少数几个省区表现出不同的变化趋势。例如,1985年海南为高—高集聚类型,1988年从广东省中分离建省后则表现为低—高集聚类型,表现出当时海南省农业的真实发展水平;新疆在1997年时仍为农业发展低水平区域,而得益于其农业结构的积极调整和特色农业基地的发展,2008年时发展成为农业经济高水平省区,后发优势明显;1997年重庆直辖后,经济发展重心大幅向工业和现代服务业转移,其农业经济空间属性由高变低;内蒙古由1997年之前的低—低集聚类型转为之后的高—高集聚类型,这是由于,一方面,得益于西部大开发战略的实施,惠农政策逐步落实,畜牧业结构不断调整,畜群结构日益改善,畜牧业发展步伐明显加快;另一方面,是由于2000年后,内蒙古在其周边农业发达省区如黑龙江、吉林、辽宁、河北及陕西(其中以河北省最为明显,由于空间溢出效应显著,其自身的农业发展已从高—低集聚类型转为高—高集聚类型)的辐射和带动作用下后发优势逐渐显现,农业经济发展迅速。

最后,图3反映了中国区域农业经济增长集群的核心—外围区域特征及其空间分布格局的发展演变趋势。对比其他三个代表性年份,2008年的LISA集聚图中,农业经济的高—高集聚区域明显扩大。这是因为,随着改革开放和社会主义市场经济的深入发展,农业经济高—高集聚区域在邻近空间上的合作和交流联系日益增强,劳动力、资本及其他要素流动、报酬转移、技术推广和传播以及交通运输等社会经济因素的空间辐射带动作用日趋显著,有力的推动了相邻省区农业经济联动发展,由此带来了区域农业经济发展水平的整体提高。

五、主要结论

本文利用空间计量分析,对中国大陆1985—2008年省际农业经济集聚与差异进行了实证研究,主要结论有:

第一,区位GINI系数和Moran I指数的计量结果表明,中国农业经济活动存在着显著的空间集聚特

征,这种空间集聚现象由正向空间相关性造成而非随机产生,且存在不断强化的趋势。相邻地理区域之间以及具有空间经济联系的区域之间的协同合作将会使农业经济活动总体受益,劳动力、资本流动、要素优化配置及溢出效应、技术推广和传播、交通运输等社会经济因素对这种相邻区域在空间上的依赖和联系产生了不可忽视的推动作用。这个结论同时提供了中国省际农业经济增长在空间维度上的新认识。

第二,东中部地区的农业经济活动主要呈现出高—高集聚类型,西部地区主要呈现出低—低集聚类型,非典型省区较少。这个结论提示,要重视科学规划区域农业功能区域划分,合理引导农业经济活动的空间集聚,规范农业发展空间秩序,才能充分发挥区域农业比较优势和发展特色农业。例如,土地资源丰富、农业基础设施完善的地区如东北、华东等要注意农业发展专业化和规模化;土地沙化较严重、水资源较为贫乏、日照条件好的西部地区等要大力发展特色种植业,如新疆葡萄、棉花、宁夏枸杞等,并积极打造和延长相应产业链;西南等山地、丘陵区域应继续发挥林业、茶叶等经济作物优势;而北京、上海等直辖市在农业资源有限的情况下,应大力发展功能多样、业态丰富的都市型农业,挖掘附加价值。

第三,高—高集聚区域的空间联系带动力呈现出逐渐增强的趋势。这个结论具有重要的政策意义:一方面,区域农业经济活动要重视要素投入对其空间集聚的正向导作用。河北、重庆和内蒙古三省分别由高—低、高—低和低—低集聚类型转化为高—高类型,充分说明劳动力、资本及其他要素流动和溢出对农业经济空间集聚具有的正向推动力;另一方面,区域农业政策的制定除了要考虑自身的自然资源禀赋、产业基础、要素投入以及农业基础设施等条件外,还要充分重视农业要素溢出、空间依赖等地理相互作用,加强区域经济发展的要素流动和资源互补,扩大农业发展高水平地区对周边落后区域的辐射和带动能力,促进农业区域协同合作。这对进一步缩小中国省际农业经济发展差异,实现区域农业经济可持续发展具有重要意义。

(下转第37页)