

中国粮食生产的区域变化:人地关系、非农就业与劳动报酬的影响效应^{*}

陆文聪 梅 燕 李元龙

【摘 要】 文章以人口与经济发展区域差异的视角,基于 1978~2006 年 29 个省份的面板数据和采用空间误差模型,对 1978 年以来中国水稻、小麦和玉米三种主要粮食生产的区域变化及其成因进行了分析。研究结果显示,国内粮食生产已存在明显的省际关联性,一个省份粮食生产的增长会诱发邻近省份产量的下降;除了自然与技术进步因素,人地关系、农民非农就业和劳动报酬的地区差异对中国粮食生产区域变化具有显著的影响效应,且在稻谷和小麦生产中表现尤为明显。随着区域发展差距的不断扩大,中国粮食生产将向人均耕地资源相对丰富、农民非农就业机会较少和劳动报酬较低的欠发达地区转移和集中。

【关键词】 区域粮食生产 人地关系 非农就业 劳动报酬 空间计量模型

【作 者】 陆文聪 浙江大学农业现代化与农村发展研究中心,教授;梅 燕 浙江大学农业现代化与农村发展研究中心,博士研究生;李元龙 浙江大学农业现代化与农村发展研究中心,博士研究生。

一、引 言

中国是一个人口大国,人多地少,立足国内生产,满足刚性增长的粮食需求,是中国农业与粮食发展的基本目标之一。中国 20 世纪 90 年代后期就实现了粮食从长期短缺到总量基本平衡、丰年有余的历史性转变。2007 年中国粮食生产首次实现了 4 年连续增产,扭转了 1999~2003 年的持续减产局面。尽管当前中国粮食生产出现了重要转机,但制约粮食增长的深层次矛盾并没有消除,尤其在一些人口压力大且经济发达的南方地区,粮食生产出现了十几年的持续萎缩。这不仅导致中国粮食生产区域格局的变化,且在中国人口分布存在明显区域差异的情况下,也影响中国粮食供求的区域均衡发展。因此,从地区人口与经济发展差异的视角,充分认识改革开放以来中国粮食生产区域变化的成因,这对工业化与城市化深入发展的新形势下把握中国粮食生产区域变化趋势,采取有效的政策措施,实现未来中国粮食生产区域均衡增长,确保国内粮食安全,具有十分重要的现实意义。

中国粮食问题一直是学术界关注的重大课题,许多学者曾从不同的角度或采用不同的方法进行了大量的研究,但涉及粮食生产区域变化问题的研究至今仍不多。黄爱军(1995)较早注意到中国粮食生产区域重心的“北移现象”,李炳坤(1996)、李仁元(1996)和翼名峰(1996)等

* 本文是国家自然科学基金项目“全球化背景下中国粮食供求区域均衡机理与政策研究”(项目编号:70571070)和教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(项目编号:05JJDZH247)的阶段性研究成果。

人曾以市场化改革以来形成的生产资源报酬的区域差异作了解释,但他们的解释仅停留在假设层次上,没有进一步提供实证依据。此后,伍山林(2000)基于简单的一元回归模型分析结果认为,非农产业发展的就业拉力是导致中国粮食生产发生区域性变化的关键因素。陆文聪、黄祖辉(2004)基于区域化均衡模型模拟分析了未来粮食生产的区域变化趋势,但没有深入探讨人口与经济增长因素对区域粮食生产的影响问题。高帆(2005)曾将中国粮食生产区域变化解释为种植面积的变化,但该研究没有涉及粮食种植变化的成因。程叶青、张平宇(2005)从生产与技术条件的角度对中国粮食生产“由南向北”和“由东向中”的推移问题进行的描述性探讨。

这些现有文献,大都以粮食生产总量为研究对象,没有深入分析水稻、小麦和玉米等主要粮食品种的区域生产问题;在研究视角上,尚未充分关注不同地区人地关系、农民非农就业和劳动报酬等人口与经济发展因素对中国粮食生产区域格局的影响问题;在研究方法上,个别学者在实证中采用的 OLS 回归分析方法,忽视了市场化进程中中国粮食生产上可能存在的区域互动关系及因此产生的模型有偏估计。

本文将在理论上分析粮食生产区域变化影响因素的基础上,以小麦、玉米和稻谷 3 种主要粮食品种为例,基于由 1978~2006 年全国 29 个省份组成的面板数据,首先采用“生产集中度”指标对 1978 年以来中国粮食生产的区域变化进行了描述性分析,并采用 Moran's I 指数检验中国粮食生产是否存在省区相关性。在此基础上,通过实证估计 3 种主要粮食品种的空间计量模型,着重从区域人口与经济发展差异的角度,探讨导致中国粮食生产区域变化的主要影响因素,并据此进一步提出有关政策启示。

二、理论分析和空间计量模型

(一) 理论分析

粮食生产是自然再生产与经济再生产的有机结合。一个地区粮食生产的变化是一个十分复杂的经济现象,它不仅受到自然条件、资源禀赋、人口与经济发展状况及国家政策变化等一系列环境因素的影响,同时在微观层面上还受到生产技术、种植效益及收入结构变化诱发的农民生产行为变化的影响。由于受到自然条件尤其是降水和气温条件的制约及不同粮食作物具有不同的自然适应性,粮食生产会在区域上形成不同的结构,从而使区域粮食生产具有十分明显的自然地理特征。中国是一个自然条件差异大、自然灾害频发而农业水利基础设施又相当薄弱的粮食生产大国,因此,研究粮食生产区域变化问题,就不能忽视自然与生产条件因素的影响。

耕地资源是粮食生产的基本要素。对中国是一个人多地少、经济正处于持续高速增长且又存在明显地区差距的农业发展大国来说,近 30 年来快速推进的农村工业化与城市化,已使中国尤其沿海发达地区大量具有明显粮食生产区位优势耕地资源转化非农业用地。在中国人口区域分布本来已严重失衡的情况下,这种大规模的耕地资源流失与非农化,导致中国特别是东南沿海地区的人地矛盾更加突出,从而进一步削弱了这些地区的粮食生产增长能力。

粮食经营规模小和农民兼业化程度高是中国粮食生产经营的基本特征。在中国粮食政策逐步市场化而农业土地流转又缺乏有效制度保证的条件下,随着工业化与城市化的发展,农村劳动力向非农产业转移和向经济发达地区流动,已成为解决农村剩余劳动力的就业问题和提高农民收入的重要途径。但农村劳动力的产业转移和地区流动将因农民非农收入与种粮收入差距而产生的比较收益的扩大而影响到农民的粮食生产行为。在经济相对发达的地区,由于当地农民的非农就业机会较多,非农收入成为农民家庭收入的主要来源,致使农民从事粮食生

产的劳动力机会成本也较大,这就降低了农民的种粮积极性,从而会缩减这些发达地区粮食生产规模;反之,在经济欠发达地区,因农业劳动力的非农就业机会较少,农民种粮的机会成本也较低,这样在欠发达地区的粮食生产就可能在一定时间内保持相对的稳定性;但如果欠发达地区农村劳动力出现向其他地区的大规模转移,使农民家庭收入结构出现明显非农化倾向,这也会削弱该地区农民从事粮食生产的积极性。

在微观层面上来说,农民粮食生产行为还会受到粮食政策的影响。在缺乏政府干预的情况下,理性的粮食生产者将追求由单产、价格和成本三者构成的预期生产收益的最大化,一个地区粮食生产的变化在某种程度上表现为一种生产者对收益变化的理性反应。但在政府干预情况下,农民就必须考虑粮食政策的要求,使其粮食生产符合粮食政策目标。值得注意的是,经过30年以市场为导向的粮食政策改革,尤其是中国2001年开始实行以取消粮食定购任务为核心的粮食购销政策市场化改革,市场机制成了配置中国粮食生产资源的重要基础,这不仅使农民真正获得了粮食生产决策的自主权,同时也为全国粮食市场的区域一体化创造了条件,这也使得人口压力大、人地关系紧张的经济发达地区有可能在缩减本地粮食生产的同时,通过与那些人口压力相对较小、人均耕地资源丰富的经济欠发达地区的粮食贸易来解决自己的粮食供给问题。

根据上述理论分析,我们认为,在中国这样一个地多、自然条件差异大、经济发展又存在明显地区差异的国家,研究中国粮食生产区域变化的成因问题,除了考虑自然与技术经济因素,还应特别关注市场化、工业化与城市化进程中各地人地关系、农民非农就业和劳动报酬及粮食政策变化对粮食生产的影响问题。

(二) 空间计量模型

鉴于中国不同省区之间粮食生产可能存在某种程度的互动关系,我们为避免基于OLS估计的一般回归模型产生的有偏或无效估计,本文在实证分析中采用了空间计量模型方法。空间计量模型是一种存在空间相关性条件下反映空间变量关系的计量模型。在空间计量经济学文献中,检验空间变量是否具有相关性,通常采用“Moran'I指数”(以下简称“MI指数”)方法(Moran,1950;Anselin,1988)。MI指数的计算公式为:

$$MI \text{ 指数} = \frac{1}{n} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n} \tag{1}$$

其中, x_i 和 x_j 分别表示第 i 和 j 地区的观察值, $i, j = 1, 2, \dots, n$; \bar{x} 为所有观察值的均值; w_{ij} 表示二位空间权重矩阵 W_{ij} 的元素,且定义为:若第 i 和 j 地区相邻,则 $w_{ij} = 1$;若第 i 和 j 地区不相邻,则 $w_{ij} = 0$ 。MI指数值的范围为[-1, 1];当 $MI > 0$ 时,表明地区之间存在空间正相关;当 $MI < 0$ 时,则表明存在空间负相关;MI数值越大,说明空间相关程度越高,即一个地区的某种特征变量受到邻近地区同一特征变量的影响程度也越大,反之则越小。

空间计量模型一般可分为“空间滞后模型(简称‘SLM模型’)”或“空间误差模型(简称‘SEM模型)’”两种,前者主要用于研究一个地区解释变量的空间溢出效应,后者则主要用于研究空间相关性对被解释变量的影响程度。鉴于本文的研究目的,我们选择SEM模型作为实证分析模型的基本结构。根据Anselin(1999)和Elhorst(2003),基于面板数据的SEM模型的一般表达式为:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, N \tag{2}$$

$$\mu_{it} = 1W\mu_{it} + \epsilon_{it} \tag{3}$$

其中, y 为被解释变量向量; X 为解释变量矩阵; β 为待估参数; μ 为误差项向量; λ 表示被解释变量向量的空间误差参数, 若 λ 显著异于零, 即表示具有空间相关关系; W 为空间权重矩阵, 一般采用“邻接矩阵”; ε 为满足正态分布的随机误差向量。整理式(2)和式(3), 可得:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda W\mu_{it} + x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

在式(4)中, α_i 称为非观测效应; $\lambda W\mu_{it}$ 说明样本中邻近地区解释变量的误差冲击对本地区观察值的影响程度。 x_{it} 满足严格的外生性假定, 即 $E(\mu_{it} | x_{it}, \alpha_i) = 0$, 若 α_i 与 x_{it} , 即 $Co(x_{it}, \alpha_i) = 0$, 那么式(4)将是一种固定效应模型; 反之, 若 $Co(x_{it}, \alpha_i) \neq 0$, 那么, 式(4)就是随机效应模型。

根据上述对中国粮食生产区域变化成因的理论分析, 我们在实证空间误差模型中以省区粮食作物产量的“生产集中度”(Pc)作为模型的因变量, 选择“自然灾害程度”(Ncd)、“降水量”(Yrain)、“水利灌溉设施状况”(Irrig)、“技术进步”(Ptech)、“生产效益”(Pprof)、“人地关系”(Lland)、“非农就业”(Naempl)、“农业劳动报酬”(Lprice)和“粮食政策虚拟变量”(Dpolicy)作为解释变量, 以综合地分析研究自然与生产条件、生产技术与效益、人口与区域经济发展和政策变化等4方面因素对中国粮食生产区域变化的整体影响。根据式(4)的基本结构, 本文拟对稻谷、小麦和玉米3种粮食作物生产分别建立的空间误差模型为:

$$Pc_{it} = \alpha_i + \lambda_1 Ncd_{it} + \lambda_2 Yrain_{it} + \lambda_3 Irrig_{it} + \lambda_4 Ptech_{it} + \lambda_5 Pprof_{it} + \lambda_6 Lland_{it} + \lambda_7 Naempl_{it} + \lambda_8 Lprice_{it} + \lambda_9 Dpolicy_{it} + \lambda W\mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

三、数据来源与处理

本文实证估计中国3种粮食生产的空间模型所需数据基于1978~2006年全国29个省份组成的面板数据。为保持1978年以来各个省份数据的时序一致性, 本文将重庆和海南分别纳入四川省和广东省。文中面板数据全部来自国家统计局《新中国五十年农业统计资料》、《中国统计年鉴》、《中国农村住户调查年鉴》及国家发改委《全国农产品成本收益资料汇编》的有关统计数据或经计算处理后的相关间接数据。其中, 生产集中度按各省份粮食产量占全国粮食总产的比例来计算。自然灾害程度由统计资料中的“农作物成灾面积”占“受灾面积”的比重来表示。水利灌溉设施状况用“有效灌溉面积”占耕地面积的比重来表示。技术进步采用以1978年为基期的粮食作物单产指数来衡量。人地关系由耕地面积除以农村人口计算得到。由于从现有统计资料中无法直接获取能反映农村劳动力非农就业状况的数据, 本文在此以“农户家庭非农收入占家庭经营总收入的比重”指标来表示。农业劳动报酬直接采用农产品成本收益资料中的“劳动力价格”指标。粮食政策变量采用了虚拟变量的设置方法, 即以2001年开始实行以取消粮食订购为核心的粮食购销政策市场化改革为时间界限, 2001年之前和之后分别设置“0”和“1”变量值。空间权重矩阵假定为邻接矩阵, 全国29个省份按照邻接省份分别设置为“1”或“0”两个元素。

四、实证分析结果

(一) 粮食生产区域变化及相关性

表1是以“生产集中度指标”衡量的1978年以来中国稻谷、小麦和玉米生产的区域变化情况。首先从稻谷生产情况来看, 华东地区和中南地区是中国的稻谷主产区, 2006年占了全国稻谷总产的58.79%。1978年以来, 尽管江西的稻谷生产集中度有明显的提高及江苏和安徽略有扩大, 但浙江、福建和上海的稻谷生产集中度却显著降低, 致使华东地区在全国稻谷总产

表1 1978~2006年全国各省份3种主要粮食作物的生产集中度

%

	稻 谷				小 麦				玉 米			
	1978	1985	1995	2006	1978	1985	1995	2006	1978	1985	1995	2006
华北												
北京	0.17	0.15	0.09	0.00	1.21	0.85	0.98	0.29	1.08	1.67	1.19	0.50
天津	0.09	0.10	0.21	0.07	0.89	0.51	0.64	0.50	0.56	0.86	0.72	0.52
河北	0.40	0.46	0.49	0.29	11.91	8.67	10.37	11.00	9.23	10.64	10.57	8.80
山西	0.04	0.03	0.02	0.00	2.40	3.44	2.64	2.42	4.84	3.29	3.60	4.45
内蒙古	0.00	0.05	0.21	0.36	0.96	1.73	2.57	1.39	0.34	2.50	4.63	7.50
合计	0.71	0.79	1.02	0.73	17.37	15.20	17.20	15.60	16.06	18.96	20.71	21.78
东北												
辽宁	1.52	1.56	1.41	2.34	0.28	0.03	0.62	0.06	10.78	7.02	7.36	7.83
吉林	0.89	1.09	1.60	2.70	0.46	0.12	0.19	0.03	10.39	12.43	13.20	13.64
黑龙江	0.54	0.97	2.54	6.60	5.20	4.39	2.65	0.89	11.12	6.45	10.83	8.41
合计	2.95	3.62	5.55	11.65	5.93	4.54	3.46	0.98	32.28	25.90	31.39	29.87
华东												
上海	1.39	0.91	0.86	0.49	0.30	0.25	0.23	0.11	0.10	0.06	0.04	0.02
江苏	9.36	9.72	9.71	9.82	7.22	9.67	8.73	7.83	2.20	3.47	2.42	1.36
浙江	8.70	8.05	6.58	3.87	1.06	1.05	0.53	0.23	0.50	0.21	0.13	0.19
安徽	6.26	6.90	6.86	7.16	5.18	7.06	6.84	9.25	0.68	1.03	2.43	2.05
福建	4.43	4.04	3.91	2.79	0.47	0.20	0.18	0.02	0.00	0.00	0.06	0.09
江西	7.88	8.75	8.03	9.68	0.19	0.12	0.07	0.02	0.02	0.02	0.08	0.04
山东	0.44	0.37	0.49	0.58	14.92	17.44	20.16	18.09	10.94	14.69	13.78	12.11
合计	38.46	38.75	36.43	34.39	29.34	35.80	36.75	35.55	14.43	19.48	18.93	15.85
中南												
河南	1.42	1.34	1.60	2.34	16.12	17.81	17.16	27.02	8.38	8.42	8.55	9.93
湖北	8.82	9.32	9.34	8.35	4.23	4.03	3.56	2.33	1.84	1.81	1.34	1.43
湖南	13.70	13.87	13.16	12.71	0.71	0.34	0.27	0.13	0.39	0.32	0.35	0.94
合计	23.94	24.54	24.11	23.39	21.06	22.18	20.99	29.47	10.62	10.54	10.24	12.31
华南												
广东	10.36	9.26	8.81	6.84	0.94	0.09	0.07	0.02	0.11	0.11	0.23	0.47
广西	6.66	5.85	6.80	6.37	0.20	0.01	0.03	0.02	1.84	1.44	1.39	1.36
合计	17.02	15.11	15.62	13.21	1.13	0.10	0.09	0.03	1.95	1.55	1.61	1.83
西南												
四川	10.45	11.43	11.33	9.41	8.11	7.29	7.15	4.92	7.84	9.06	5.62	4.93
贵州	2.44	1.92	2.30	2.45	0.82	0.34	1.05	0.71	3.11	2.47	2.13	2.33
云南	3.01	2.87	2.76	3.57	1.60	0.72	1.35	1.05	4.16	3.90	3.03	3.11
西藏	0.01	0.01	0.03	0.02	4.39	3.67	2.49	0.25	1.81	1.17	1.12	0.01
合计	15.91	16.23	16.41	15.44	14.91	12.02	12.04	6.95	16.93	16.59	11.91	10.38
西北												
陕西	0.00	0.00	0.00	0.00	0.35	0.14	0.24	3.98	0.00	0.01	0.01	3.05
甘肃	0.60	0.52	0.35	0.47	4.66	4.93	4.02	2.50	5.22	4.57	2.52	1.50
青海	0.00	0.00	0.00	0.00	0.99	0.73	0.68	0.37	0.00	0.00	0.00	0.01
宁夏	0.20	0.25	0.25	0.39	0.90	0.68	0.67	0.72	0.11	0.22	0.54	0.84
新疆	0.20	0.18	0.25	0.33	3.34	3.67	3.85	3.84	2.40	2.18	2.13	2.59
合计	1.00	0.96	0.85	1.19	10.25	10.15	9.47	11.41	7.73	6.98	5.21	7.98

注:(1)重庆和海南分别纳入四川省和广东省,以保持省份时序数据的一致性。(2)作者根据历年《中国统计年鉴》计算整理。

中的份额呈现出明显的下降。占全国稻谷总产近 1/4 的中南地区,1995 年以来仅河南省稻谷生产有所扩大,而作为产稻大省的湖北和湖南都出现了减产态势。同样,华南地区在全国稻谷生产中的重要性也出现了弱化趋势,其中广东的减产程度十分显著。东北地区稻谷产量占全国总产的比重已从 1978 年的 2.95% 上升至 2006 年的 11.65%,增产十分明显,其中黑龙江占了近 1/2。作为西南地区主要的产稻区,四川省所占的全国稻谷总产份额在近 10 年时间里已下降了 2 个百分点。此外,西北地区稻谷生产形势没有出现明显的变化。

上述情况表明,近 30 年来中国稻谷生产区域变化的主要表现是浙江、湖南、湖北、广东等南方传统产稻区及四川省的稻谷生产的显著缩减,东北地区尤其是黑龙江省及华南地区的江西省在全国稻谷总产中所占的份额出现了明显的扩大态势,而其他省区基本上保持原有的稻谷生产格局。从小麦生产情况来看,1978 年以来,东北、华北、华南、西北和西南地区在全国小麦总产中所占的份额呈现不同程度的下降趋势,而华东和中南地区的小麦生产集中度却呈现上升趋势。从省份层次上考察,黑龙江、四川、湖北、西藏、陕西、浙江、广东和北京是小麦生产集中度下降的主要省份,其中浙江、广东和北京等经济发达地区目前已几乎不种植小麦,而河南、安徽、山东的小麦生产集中度提高十分明显。可见,在近 30 年以来中国小麦生产的区域格局发生了明显的变化。从玉米生产情况来看,1978 年以来东北、西南和西部地区的玉米生产集中度呈现出一定的下降趋势,而华北地区玉米生产集中度的提高相当明显,华东、华南和中南地区的增幅十分有限。在东北地区,辽宁和黑龙江的缩减幅度大于吉林的扩大程度。西南地区全部 5 个省份的玉米生产均呈现明显下降的态势,其中四川下降程度最大。西北地区在中国玉米生产中的地位也略有下降,主要是因为甘肃玉米生产明显减少。华北地区玉米集中度提高的主要原因是内蒙古玉米生产规模的明显扩大。

上述生产集中度指数分析表明,1978 年以来中国粮食生产的区域格局发生了明显地变化,且对不同的粮食作物生产呈现出具有差异性的变化特征。稻谷生产在南方传统产区相当缩减的同时主要呈现出向东北地区扩展,小麦生产在东北、西南地区缩减的同时已出现向华东和中南地区集中,而玉米生产则在东北、西南地区缩减的同时主要表现出向华北、中南地区集中。

(二) 区域相关性

图是 1978 年以来中国稻谷、小麦和玉米生产的 MI 指数值变化情况。从中可以发现,3 种粮食在不同年份的 MI 指数值均大于零,且稻谷的相关程度高于小麦和玉米,这意味着 1978 年以来国内粮食生产存在明显的省际相关性,一个省份粮食生产规模的扩大会在一定程度上诱发邻近省份粮食产量的缩减,显示出较高的区域溢出效应。根据 1978 年以来 MI 指数值的变化,可以认为,中国稻谷、小麦和玉米生产的省际关联程度出现一定的时序差异性,其中,稻谷生产的省际关联程度呈现出一定的下降趋势,而小麦和玉米生产的省际相关程度却呈现不断上升的态势,这说明中国稻谷生产的区域变化表现出一种向多省份扩散的态势,而小麦和玉米生产则处于逐步区域化集中的趋势。这一结论与上述“生产集中度”指标分析结果几乎完全一致。

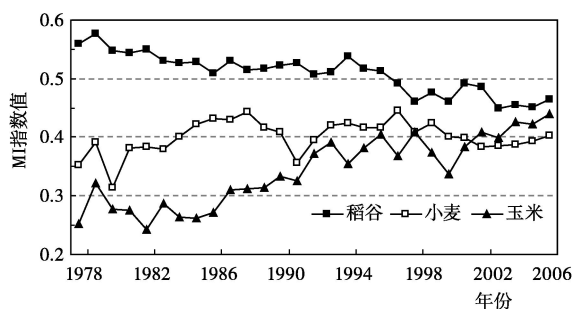


图 1978 年以来中国 3 种粮食作物生产的 MI 指数值变化

注:作者计算整理。

(三) 粮食生产空间模型估计结果及分析

基于由 1978 ~ 2006 年全国 29 个省份组成的面板数据及式(5)的模型结构,采用 GAUSS 计算程序,我们对 3 种粮食作物生产的空间模型进行了实证估计。模型估计结果见表 2。因为普通最小二乘法可能会导致空间计量模型的有偏或无效估计(Anselin, 1988),因此我们在模型估计中采用目前国际学术界广泛采用的“广义矩法(GMM)”作为最大似然估计法的替代方法(Baltagi 等,2003;Kupoor 等,2004;Druska 等,2004;Fingleton,2006)。

首先从表 2 中的 F 值和 R² 值可以看出,尽管 3 种粮食生产空间模型实证估计的固定效应和随机效应两组方程都具有很好的拟合优度,全部自变量能解释 96% 以上的因变量变化,但 Wald F 检验却显示,在 1% 显著性水平下两组方程都不能拒绝无固定效应的零假设,而 Hausman 检验却拒绝了固定效应方程与随机效应方程之间的无差别零假设,这证明固定效应方程的估计结果比随机效应方程具有更为可靠的解释力。因此,我们选用固定效应方程作为下文进一步讨论的依据。限于篇幅的原因,表 2 仅列出固定效应方程作为空间计量模型的估计结果。

从空间误差参数(1)的统计显著性水平可知,1978 年以来中国粮食生产存在显著的省际相关性,而且稻谷生产的相关性高于小麦和玉米;同时,均为负数的值,意味着一个省份粮食生产规模的变化与邻近省份之间存在一种负向的互动关系,这说明国内粮食生产已形成了一定程度的区域一体化。这也进一步验证了上述基于 MI 指数分析的结论。

从自然与生产条件因素来看,可以发现,“自然灾害程度”、“降水量”和“水利灌溉设施”分别对中国粮食生产的区域集中具有显著的负面或正面影响。其中降水量对玉米生产区域变化

表 2 粮食生产空间误差模型的估计结果

	稻 谷		小 麦		玉 米	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
常数项	-0.183(1.150)	-0.164	1.323 ** (0.656)	2.616	-1.432 ** (0.608)	-2.357
自然与生产条件						
自然灾害程度(Ncd)	-0.164 * (0.101)	-1.624	-0.497 ** (0.215)	-2.312	-0.026 ** (0.012)	-2.167
年降水量(Yrain)	0.522 *** (0.117)	4.461	0.001 ** (0.000)	2.025	0.000(0.000)	-0.732
水利灌溉设施状况(Irrig)	2.026 *** (0.370)	5.476	1.835 ** (0.773)	2.374	1.363 ** (0.586)	2.235
生产技术与效益因素						
技术进步(Ptech)	0.137 ** (0.060)	2.283	1.158 *** (0.166)	6.976	1.906 *** (0.139)	13.71
生产效益(Pprof)	0.011(0.012)	0.917	0.383(0.321)	1.193	0.046(0.034)	1.353
人口与区域发展因素						
人地关系(Lland)	0.591 * (-0.347)	1.703	1.155 * (-0.597)	1.934	3.800 *** (0.409)	9.291
劳动力报酬(Lprice)	-0.442 *** (0.120)	-3.683	-0.049 ** (0.023)	-2.130	-0.011(0.027)	-0.407
非农就业(Naempl)	-2.148 *** (0.392)	-5.479	-2.569 *** (0.724)	3.548	-1.414 ** (0.657)	-2.153
粮食政策虚拟变量(Dpolicy)	0.148 * (0.089)	1.649	0.056(0.168)	0.333	0.053(0.176)	0.301
空间误差参数(1)	-0.697 *** (0.174)	-4.005	-0.423 *** (0.125)	-3.384	-0.332 ** (0.147)	-2.258
R ²	0.983		0.969		0.975	
调整 R ²	0.982		0.967		0.971	
F 值	46.84 **		31.26 ***		20.68 **	
Wald F Test	268.5		227.4		219.3	
Hausman Test	24.63		26.92		135.20	
Panel Data 样本量	647		647		647	

注: **、* 和 * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著;括号里数字表示估计标准差。表中数据为作者计算整理。

的影响却不具显著性,其可能原因在于玉米是一种比较耐旱的粮食作物。这表明1978年以来中国粮食生产已逐步向自然条件适宜和水利灌溉基础设施较好的地区转移与集中。从生产技术经济因素来看,不具统计显著性的“种粮经济效益”意味着在经营规模小且兼业化程度较高的条件下农民种粮生产经济效益对中国粮食生产区域集中的诱导作用十分有限;而具有较高统计显著性的“技术进步”因素,则表明在播种面积相对稳定的情况下单产水平的高低直接影响到区域粮食生产的变化。从政策方面来看,中国从2001年开始实行的以取消粮食定购任务为核心的“粮食购销政策市场化改革”对中国粮食生产的区域变化有一定的推动作用,且这种政策效应主要表现在稻谷生产,而对小麦和玉米的影响却不具有显著性,这说明中国粮食政策市场化进程中具有不同人口压力程度的省份之间的稻谷贸易发展促进了中国稻谷生产的区域集中。

值得关注的是,模型中涉及人口与区域经济发展的3个因素对中国粮食生产区域变化的影响作用显示出一定的复杂性。其中,“人地关系”对3种粮食作物的生产区域变化都具有十分显著的正面影响效应,而“非农就业”和“劳动报酬”却具有负面效应,且对不同的粮食作物也有一定的差异性。其中,这3个因素对稻谷和小麦都呈现较高的统计显著性,而“非农就业”则仅对玉米生产具有显著影响。这一实证结果说明,30年来不同省份人地关系的变化是导致中国粮食生产区域变化的关键因素之一,这也意味着随着人口增长、城市化与城市化加速及耕地减少,中国经济发达地区的人地矛盾将会变得突出,粮食增产潜力将相当有限,粮食生产在全国的地位有可能进一步下降。同时,随着地区经济发展差距的不断扩大,国内粮食生产也已出现了向农村劳动力报酬较低和农民非农收入占家庭总收入的比重较小的地区转移与集中,这也预示着在一些经济发展相对落后的地区,尤其是同属于粮食主产区的欠发达地区,随着大量农村劳动力向当地非农产业的进一步转移或流向城市和沿海发达地区,这些地区的粮食生产将因农民非农就业机会增多、农民收入中来自非农产业的收入不断上升和农民种粮机会成本提高而出现不断的弱化趋势,从而进一步削弱全国粮食生产稳定增长。

五、结论及政策启示

1978年以来,中国粮食生产出现了新的区域变化特征,稻谷生产在南方传统产区缩减的同时呈现向东北地区扩展,小麦生产在东北、西南地区缩减的同时已出现向华东和中南地区集中,而玉米生产则在东北、西南地区缩减的同时主要表现出向华北、中南地区集中。这种区域相关性在稻谷生产中表现尤为明显。除了自然条件与技术经济因素,人地关系、劳动力报酬和非农就业是影响中国粮食生产区域变化的关键因素。中国粮食生产已逐步向农村劳动力报酬较低、农民家庭非农业收入占总收入的比例较小和人均耕地资源相对丰富的地区转移和集中。基于上述实证分析结果,可以认为,在市场化、城市化与工业化深入发展的新形势下,随着中国地区经济发展差距的不断扩大及经济欠发达地区农村劳动力向当地非农产业转移或向发达地区流动的规模扩大,中国未来粮食生产的区域格局将可能发生进一步的重大变化。自然条件适宜、人均耕地资源丰富、水利基础设施较好的欠发达地区的粮食生产规模将会扩大,而在人地关系紧张、农村劳动力报酬较高和农民非农就业机会较多的经济发达地区的粮食产量将会进一步萎缩。在目前经济发展相对落后的粮食主产区,随着当地经济的进一步发展和农民非农就业机会的增加,如果不采取有效的粮食支持政策,这些地区粮食生产也将可能难以保持持续增长能力。这预示着人地关系、非农就业与劳动报酬的地区变化将是影响未来中国粮食

生产区域均衡发展乃至国家粮食安全的关键因素。

根据上述结果,我们认为,在中国这样一个地多人口增长规模大、经济快速发展且又有明显地区差异的国家,实现中国粮食生产区域均衡增长将是保证国内粮食安全的基础,首先必须处理好农村劳动力转移、提高农民收入与保护耕地和提高粮食生产能力的关系。在此,政府应该实行地区差异化的粮食支持政策,将政策支持的重点倾斜到人均耕地资源丰富、非农就业不足和粮食增产潜力大的欠发达地区,明显地提高对这些地区粮食生产的政策支持力度,提高这些地区的农民种粮收入及其在家庭总收入中的比重,以调动农民种粮积极性。为避免人地矛盾的进一步恶化,切实稳定粮食生产能力,中国必须加强法制化的耕地保护制度,从根本上减缓耕地流失,切实稳定粮食生产能力。在促进农业劳动力向非农产业转移的同时,政府应该培育发展市场化土地流转制度,扩大种粮农民的土地经营规模。建立国内粮食生产、投资与贸易的区域一体化,在制度与政策上鼓励经济发达地区对耕地资源丰富、农民非农就业机会少的欠发达地区粮食生产的投资,为提高粮食生产效率创造一个更加有利的发展环境。

参考文献:

1. 黄爱军(1995):《中国粮食生产区域格局的变化趋势探讨》,《农业经济问题》,第2期。
2. 李炳坤(1996):《中国粮食生产区域优势研究》,《管理世界》,第5期。
3. 李仁元(1996):《九大农区粮食生产潜力分析》,《中国农村经济》,第1期。
4. 陆文聪、黄祖辉(2004):《中国粮食供求变化趋势预测:基于区域化市场均衡模型》,《经济研究》,第8期。
5. 程叶青、张平宇(2005):《中国粮食生产的区域格局变化及东北商品粮基地的响应》,《地理科学》,第25卷第5期。
6. 高帆(2005):《中国粮食生产的地区变化:1978~2003》,《管理世界》,第9期。
7. 伍山林(2000):《中国粮食生产区域特征与成因研究》,《经济研究》,第10期。
8. 郑毓盛、曾澎基、陈文鸿(1993):《中国农业生产在双轨制下的价格反应》,《经济研究》,第3期。
9. Anselin L. (1988), *Spatial Econometrics*(1999), *Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic.
10. Anselin L. (1999), *Spatial Econometrics*. Dallas: University of Texas.
11. Baltagi Badi H., Song Seuck Heun, Koh Won(2003), Testing Panel Data Regression Models with Spatial Error Correlation. *Journal of Econometrics*. (117), pp. 123-150.
12. Driscoll J C. and Kraay A C. (1998), Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 80, pp. 549-560.
13. Druska Viliam and Horrace William C. (2004), Generalized Moments Estimation for Spatial Panel Data: Indonesian Rice Farming. *American Journal of Agricultural Economics*. (2), Vol. 86(1), pp. 185-198.
14. Elhorst J. Paul (2003), Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. *International Regional Science Review*. Vol. 26(3), pp. 244-268.
15. Fingleton Bernard(2006), A Generalized Method of Moments Estimator for A Spatial Panel Model with an Endogenous Spatial Lag and Spatial Moving Average Errors. Paper Prepared for the International Workshop on Spatial Econometrics and Statistics. 25-27 May, Rome, Italy.
16. Kupoor Mudit, Kelejian Harry H. and Prucha Ingmar R. (2004), Panel Data Models With Spatially Correlated Error Components. ISB Working Paper Series.
17. Moran, P. (1950), A Test for Serial Correlation of Residuals. *Biometrika*. Vol. 37, p. 128.

(责任编辑:朱犁)

ABSTRACTS**Study on Changes of China Family Households in Recent Years**

Guo Zhigang · 2 ·

This paper clarifies some concepts in family studies and attributed family change to interactions between population structure and household formation patterns. The stem family patterns that steer family splitting may turn out more empty-nest families in near future. The analysis also shows that the influence of population change on the shrinkage of family size was weakening while the influence of socio-economic development was enhancing. Moreover, the proportion of the elderly people living in empty-nest family has significantly increased, indicating that the degree of family splitting was growing. In addition, the latest data show remarkable increase for pseudo-three-generation households now, especially in the rural area, reflecting quite large amount of old people and children left at home after the prime labors migrated into cities. The paper also briefly discusses the impacts of population floating on family split and fusion.

The Influence of Macroeconomic Factors on Labor Supply in China's Cities

Ding Renchuan · 11 ·

Since China initiated its practice of market economy system, the labor participation rate diminished quickly in cities. In order to explore the root causes of this phenomenon at macroscopic economic level, the paper makes use of time series data containing information on population, employment and macro economy to examine the influence of macroeconomic factors on temporal and lagged labor supply, by employing factor analysis, regression analysis, vector auto-regression analysis. It concludes that the economic development level, the transition of economic system, unemployment rate and increase of labor supply are main determinants of the reduction of labor participation rate.

Regional Change in China's Grain Production: Effects of Labor-land Ratio, Off-farm Employment Opportunities and Labor Compensation

Lu Wencong Mei Yan Li Yuanlong · 20 ·

From the perspectives of regional differences in population and economic development, the paper investigates the regional change and its causes in production of rice, wheat and corn since 1978 by using spatial error model and panel data of 1978-2006 from all Chinese provinces. The empirical results show that there exists an obvious regional correlation in Chinese grain production. A production increase in a province can induce an output decline in its neighbours. Besides natural and technical factors, the regional differences in man-land relation, non-agricultural employment and labour payment have significant effects on the regional grain production in China, which applies particularly to the production of rice and wheat. With growing differences in regional development, China's grain production will be transferred to and concentrated in economically less developed areas with relatively rich arable land per capita, few opportunities for non-farming employment and lower labour remuneration.

The Effects of Natural Population Growth Rate on Real Household Consumption in China

Li Wenxing Xu Changsheng · 29 ·

Using time series data and cointegration regression methods, this paper empirically investigates the effects of natural population growth rate on real household consumption in China over the period of 1952-2004. The results show that natural population growth rate is significantly and positively correlated with real household consumption both in the long run and in the short run. These results also suggest that the decline in natural population growth rate may be an important factor leading to the decline in the ratio of real household consumption to real GDP in China in the long run, and the same is also true for the short run. Now that the decline in natural population growth rate is approaching the bottom of its trend, it will only have a limited impact on real household consumption in the near future.

China's Social Security Expenditure Level, 1992 to 2006

Song Shiyun Li Chengling · 38 ·

Social security expenditure level is one of the important indicators to judge the socio-economic development level. Since 1992, following the growth of China's economy, the expenditure on the social security has also been growing steadily. However, compared with countries with social insurance patterns, China's social security level is low; compared with the need of domestic social security, the social security level is not appropriate. The limited social security supply cannot meet the growth of social security need. Un-