

耕地数量与农民收入及第一产业的关系研究 ——以河南省为例

栗滢超

(河南农业大学资源与环境学院, 郑州 450002)

摘要: 运用协整理论与 Grange 因果检验等方法, 采用河南省 1998—2012 年时间序列数据, 分析了耕地数量与第一产业增加值、农民人均纯收入间关系。结果表明, 耕地数量与第一产业增加值、农民纯收入间存在长期均衡关系。第一产业增加值是影响农民纯收入的一个因素, 耕地数量对第一产业增加值有较明显的正向促进作用, 而对农民纯收入的冲击效应却是负向的。因而, 未来应更多关注耕地资源保护、提高耕地利用效益, 发展农业特色优势品种, 以及拓宽农民增收途径等以促进农业经济发展, 增加农民收入。

关键词: 河南省; 耕地数量; 第一产业增加值; 农民人均纯收入

中图分类号: F303.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1008-4339(2016)04-318-05

河南省是国家重要粮食生产基地, 但其人均耕地面积较低, 而且农村村庄空心化、农户兼业化及耕地非粮化等问题突出。农民收入作为影响农业发展的重要变量, 探索耕地数量变化对农业产值、农民收入的影响并分析它们之间的因果关系及影响方向, 进而揭示其相关关系背后的本质联系, 有助于深层次理解耕地资源与农村经济发展间的关系。但探索耕地数量与农业产值、农民纯收入间相互作用关系的研究很少。国内学术界关于耕地资源数量的研究主要集中在以下几方面: 一是耕地数量时空变化及其驱动力分析; 二是耕地数量、质量及粮食安全等相关关系研究; 三是耕地数量与城镇化、经济增长关系研究^[1-3]。农民收入方面的研究主要侧重实证分析财政农业支出、农业贷款、城镇化、农村剩余劳动力转移等因素对农民收入的影响^[4-6]。对第一产业增加值的研究则集中在财政支农支出对其影响研究^[7-8]。

目前, 分析经济变量间相关关系常采用的技术手段有多元线性回归分析法、灰色关联分析法以及相关系数法等。其中灰色关联分析法作为衡量因素间关联程度的一种方法, 在分析上体现的是关联序, 是对因素间关联性大小的量度。Pearson 相关系数则主要用来

衡量定距变量间的线性关系。较常见的做法是多元线性回归分析法, 但该数学方法暗含着变量都是平稳序列, 而研究证明大多数的宏观经济变量是非平稳的, 若直接运用数据建立回归模型易产生“虚假回归”, 得出的结论也是不可靠的, 而且回归分析不能说明变量之间的因果关系以及影响方向^[9-10], 为揭示变量间的本质联系需做进一步分析, 而协整分析和格兰杰因果检验为解决该问题提供了一种有效途径。

一、协整理论的提出与评价指标的选取

运用单位根检验、协整分析、格兰杰因果关系检验及脉冲响应、方差分解等方法从宏观角度揭示耕地数量、第一产业增加值及农民收入间的因果关系以及影响方向。

通过单位根检验判别时间序列数据的平稳性, 若序列数据间存在长期线性均衡关系, 则通过格兰杰因果检验进一步明确因果关系的方向^[11]。格兰杰因果关系检验指对于服从平稳随机过程的两个变量序列 X_t 、 Y_t , 如果 X_t 滞后项出现在 Y_t 方程中, 表明 X_t 对 Y_t 的预测效果有增进作用, 即 X_t 是引起 Y_t 的格兰杰原因。

收稿日期: 2015-06-18.

基金项目: 全国统计科学研究基金资助项目(2014LY100).

作者简介: 栗滢超(1979—), 女, 副教授.

通讯作者: 栗滢超, yeli666@126.com.

在此分析基础上,为进一步增强模型精度,建立误差修正模型,以更好地分析变量之间的相互关系。同时通过脉冲响应函数分析给耕地数量一个冲击后,在不同时期将会对第一产业增加值及农民纯收入等变量产生的影响效果,最后通过方差分解分析不同变量的变异分别对耕地数量、第一产业增加值和农民纯收入总变异的贡献大小。

为定量探讨河南省耕地数量与农业产值、农民人均纯收入之间的关系,本研究选取 1978—2012 年河南省耕地面积 (CL)、第一产业增加值 (PI)、农民人均纯收入 (API) 作为研究变量。数据主要来源于《河南省统计年鉴》以及《河南省国土资源公报》。

对所选取的耕地面积、第一产业增加值、农民人均纯收入等时间序列数据进行处理,以消除数据中可能存在的异方差现象^[10],具体处理方法为 $PI = \frac{\text{当年 } PI}{\text{当年 } PI \text{ 指数} (1978 = 100)}$ 将农民纯收入 (API) 也分别折算为 1978 年可比价,消除了价格因素对各变量可能产生的影响,处理后的变量分别记为 LnCL、LnPI、LnAPI。所有所选数据均被证实服从一定的指数关系。

二、耕地数量与第一产业增加值、农民纯收入关系实证分析

1. 平稳性检验

实践表明,时间序列的宏观经济数据有可能是非平稳的。为求得可靠的分析结果,需要对耕地数量序列、第一产业增加值序列及农民纯收入序列进行单位根检验。采用 ADF (augmented dickey-fuller) 检验方法。运用差分运算将非平稳时间序列转化成平稳序列。检验序列是否存在单位根的回归方程为

$$\Delta y_t = a + \eta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

$$\text{其中 } \eta = \sum_{i=1}^p \varphi_i - 1 \quad \beta_i = - \sum_{j=i+1}^p \varphi_j$$

通过比较回归方程中系数 β 的 t 检验值与 ADF 分布的临界值的大小进而判定序列的平稳性。本研究使用 Eviews 软件根据 SIC (schwarz information criterion) 准则确定 ADF 检验法中 LnCL、LnPI 和 LnAPI 的滞后阶数 (见表 1)。结果显示,一阶差分变量为 ΔLnCL 、 ΔLnAPI 和 ΔLnPI 是平稳时间序列,而 LnCL、LnPI 和 LnAPI 并不是平稳时间序列。由此可以判定,本文所选的这 3 个时间序列变量均是一阶单整序列。

表 1 各变量的平稳性分析

变量	ADF 统计量值	检验形式 (C, T, L)	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	伴随概率	结果
LnCL	0.620328	(N, N, 0)	-2.634731	-1.951000	-1.610907	0.8455	不平稳
LnAPI	-2.779192	(C, T, 1)	-4.262735	-3.552973	-3.209642	0.2144	不平稳
LnPI	-1.17269	(C, T, 0)	-3.639407	-2.951125	-2.614300	0.6747	不平稳
ΔLnCL	-5.665757	(C, N, 0)	-3.646342	-2.954021	-2.615817	0.0000	平稳
ΔLnAPI	-3.430888	(C, N, 1)	-3.653730	-2.957110	-2.617434	0.0171	平稳
ΔLnPI	-4.342945	(C, N, 0)	-3.646342	-2.954021	-2.615817	0.0017	平稳

注: Δ 表示一阶差分; (C, T, L) 中 C、T 和 L 分别表示单位根检验形式中包含截距项、趋势项、滞后阶数, N 表示不含截距项或趋势项。

2. 协整检验

由于 LnCL、LnPI 和 LnAPI 都是一阶单整的非平稳序列数据,因此可以进一步检验序列数据之间的协整关系。本文采用基于回归系数的 Johansen 协整检验

方法进行分析。为保证协整分析及后续检验结果,首先建立 VAR 模型,并对该模型的滞后阶数进行分析并进行了单位根检验。VAR 模型滞后阶数的分析结果见表 2。

表 2 VAR 模型滞后阶数分析

滞后阶数	对数似然值	似然比检验	最终预测误差	赤池消息准则	施瓦茨信息准则	汉南-奎因准则
0	83.60816		9.31×10^{-7}	-5.373877	-5.233758	-5.329052
1	197.6078	197.5994*	8.53×10^{-10}	-12.37386	-11.81338*	-12.19455*
2	208.6166	16.88006	7.62×10^{-10}	-12.50777	-11.52693	-12.19399
3	218.5661	13.26606	7.54×10^{-10} *	-12.57107	-11.16988	-12.12282
4	224.4616	6.68161	1.03×10^{-9}	-12.36411	-10.54255	-11.78138
5	236.6081	11.33667	1.00×10^{-9}	-12.57387*	-10.33196	-11.85666

注:“-”为空缺值,带有“*”值是 Eview 软件自动分析后得到的各指标的最佳数值。

由表2结果及单位根检验图,可以判定VAR模型滞后阶数为1。对各变量进行Johansen协整检验,其结果见表3。

表3 各变量的协整分析结果

假设值	特征值	迹统计量	5% 临界值	伴随概率
None*	0.337 057	26.322 74	24.275 96	0.027 2
At most 1*	0.205 658	12.757 54	12.320 90	0.042 2
At most 2*	0.144 741	5.159 567	4.129 91	0.027 5

注:*表示在5%临界值上该假设被拒绝。

由表3可知,变量间没有协整向量,仅有一个协整向量或有两个协整向量的假设均被拒绝。因此,可以判定耕地数量、第一产业增加值和农民纯收入之间存在长期的均衡关系。

3. 格兰杰因果关系检验

为进一步检验耕地数量、第一产业增加值及农民纯收入3个变量中是否存在一个变量的滞后变量可以引入到其它变量方程中,也即变量间是否具有Granger因果关系。对各变量进行格兰杰因果关系检验,检验结果见表4。

表4 各变量的格兰杰因果关系分析结果

零假设	滞后阶数	F 统计量	P 值
CL不是API的格兰杰原因	1	1.812 36	0.188 0
API不是CL的格兰杰原因	1	5.387 68	0.027 0
PI不是API的格兰杰原因	1	9.031 72	0.005 2
API不是PI的格兰杰原因	1	0.201 49	0.656 6
PI不是CL的格兰杰原因	1	4.535 36	0.041 2
CL不是PI的格兰杰原因	1	0.014 63	0.904 5

注:P<0.05说明该假设被拒绝。

由表4可知,第一产业增加值和农民人均纯收入对耕地数量均存在单向因果关系。耕地数量不是第一产业增加值和农民人均纯收入变化的格兰杰原因,而是第一产业增加值和农民人均纯收入变化的格兰杰结果。同时第一产业增加值对农民人均纯收入也存在单项因果关系,即第一产业增加值变化是农民人均纯收入变化的格兰杰原因,而农民人均纯收入变化却不是第一产业增加值变化的格兰杰原因。

4. 误差修正模型的确定

根据VEC模型估计结果,建立向量误差修正模型,揭示第一产业增加值和农民人均纯收入的变化对耕地数量的影响程度,以弥补静态模型的不足,模型为 $\ln CL = 0.075 \ln PI - 0.034 \ln API + 8.681 + ecm$,式中 ecm 表示回归方程的残差项,也是误差修正模型中的

误差修正项。由该公式可知,第一产业增加值与耕地数量成正相关,而农民人均纯收入与耕地数量成负相关。表明第一产业增加值对耕地数量起着积极作用;但由于目前农业比较利益较低,农民人均纯收入的主要来源则可能主要来自非农业。

5. 脉冲响应函数分析

脉冲响应函数通过VAR模型的动态结构可以揭示当对某个变量产生冲击时对其他变量产生的影响,进而探究变量之间的相互影响关系。给耕地数量一个冲击(选择广义脉冲),得到农民人均纯收入和第一产业增加值的脉冲响应函数图(见图1和图2)。耕地数量对农民人均纯收入的冲击效应是负向的且持续能力较强。而对第一产业增加值的冲击效应却是正向的,且稳定上升,表明对其有较明显的促进作用且持续能力较强。

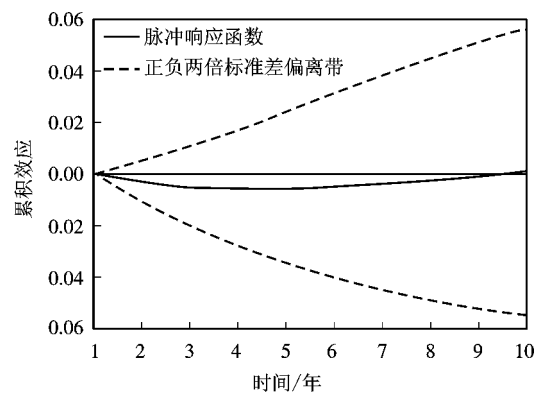


图1 农民人均纯收入脉冲响应函数

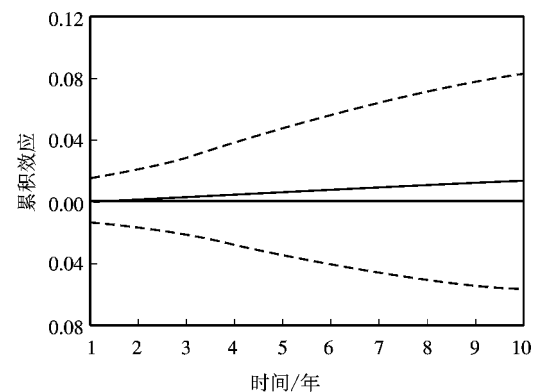


图2 第一产业增加值脉冲响应函数

6. 方差分解结果

方差分解可以揭示每一个结构冲击对耕地数量、第一产业增加值及农民人均纯收入等不同内生变量之间的贡献度。对耕地数量、第一产业增加值、农民人均纯收入进行方差分解的结果见表5。

表 5 方差分解分析结果

时期	API 的方差分解		PI 的方差分解		CL 的方差分解	
	CL	PI	API	CL	API	PI
1	0	0	70.025 28	0.012 792	7.548 351	0
2	0.178 196	1.815 042	68.568 77	0.041 526	6.548 172	0.178 699
3	0.385 505	4.767 520	67.320 95	0.094 462	5.631 783	0.430 837
4	0.530 204	8.016 028	66.250 20	0.175 779	4.852 433	0.656 299
5	0.597 539	11.155 560	65.328 57	0.287 237	4.251 965	0.811 097
6	0.602 459	14.016 940	64.532 11	0.428 469	3.861 859	0.886 885
7	0.567 707	16.547 130	63.840 74	0.597 430	3.702 821	0.897 246
8	0.514 932	18.746 730	63.237 82	0.790 862	3.783 951	0.867 960
9	0.461 663	20.639 280	62.709 64	1.004 751	4.102 332	0.829 734
10	0.420 717	22.256 560	62.244 96	1.234 714	4.643 566	0.812 699

由方差分解结果可知,第一产业增加值对耕地数量变化的贡献率逐步增大后缓慢下降,峰值接近 0.90%;农民人均纯收入对耕地数量变化的贡献率逐步减小后有一定上升,谷值为 3.70%。而耕地数量对第一产业增加值变化的贡献率逐步增大,峰值达到 1.23%;耕地数量对农民人均纯收入变化的贡献率逐步增大后缓慢下降,峰值达到 0.6%。

三、计量分析结果的经济解释与政策建议

1. 计量分析结果的经济解释

(1) 耕地数量与第一产业增加值之间关系的解释。从宏观经济角度验证了耕地资源数量与第一产业增加值之间的协整关系以及它们之间的单向格兰杰因果关系,即第一产业增加值是耕地数量变化的格兰杰原因,但耕地数量不是第一产业增加值变化的格兰杰原因。误差修正模型显示短期内第一产业增加值每增长 1 个百分点,耕地数量会增长 0.075 个百分点。方差分解结果表明第一产业增加值对耕地数量变化的贡献率先逐步增大后缓慢下降,峰值接近 0.90%。但耕地数量却不是第一产业增加值变化的格兰杰原因。脉冲响应函数显示耕地数量对第一产业增加值的冲击效应是正向的,且稳定上升,即耕地数量的变化对第一产业增加值有较明显的促进作用且持续能力较强。这是由于促使第一产业增加值变化的因素较多,而耕地资源可能仅是促使其变化的其中一个因素,但两者之间并不具有统计推断上的因果关系。

(2) 耕地数量与农民人均纯收入变化关系的解释。格兰杰因果检验表明,农民人均纯收入不是耕地数量变化的格兰杰结果,即从统计角度考虑,耕地数量并不能引起农民人均纯收入的变化。误差修正模型显示短期内农民人均纯收入每增长 1 个百分点,耕地资

源数量将减少 0.034 个百分点。脉冲响应函数也显示耕地数量对农民人均纯收入的冲击效应是负向的。方差分解结果则表明耕地数量对农民人均纯收入变化的贡献率先增大后缓慢下降。即经济发展初期,耕种对农民收入有重要影响,但随着城镇化、工业化的推进,伴随物价上涨及政府投资力度的倾斜,农业同其他行业的收入差距逐渐扩大,耕种对农民收入的影响也逐渐减弱。其原因有以下几方面:一是城镇化进程中,部分耕地资源转换为建设用地,建设用地的增加在一定程度上促进了地方经济发展,拓宽了农民收入渠道;二是河南省 2012 年人均耕地仅 0.08 公顷,农村剩余青壮年劳动力大多转移到二三产业从事非农劳动,相应降低了耕种对农民收入的贡献度;三是由于目前从事农业生产的收益低于二三产业效益。

(3) 第一产业增加值与农民收入变化关系的解释。格兰杰因果检验显示从引起与被引起关系的统计推断角度讲,第一产业增加值是农民纯收入变化的格兰杰原因,但不是农民纯收入变化的格兰杰结果,而且农民纯收入并不是第一产业增加值变化的格兰杰原因。这表明第一产业增加值只是影响农民纯收入的一个因素。方差分解结果证明第一产业增加值对农民纯收入的贡献率是逐步增大。河南省作为农业大省,农业对农民纯收入的影响在逐渐凸显。今后一段时期,在耕地资源投入一定的情况下,逐步调整农业结构,因地制宜做好农业开发,推动农地适度规模经营有望能逐步提升农民收入。

2. 政策建议

(1) 重视耕地资源保护,保障农业持续发展。粮食生产在相当长时间内仍是农业的主体,保有一定数量的耕地对保障粮食生产、促进农业发展至关重要。但目前我国耕地资源保护仍面临不少难题。建议以土地利用规划为龙头,严格执行土地用途管制制度,切实落实基本农田保护制度,积极推进土地综合整治,促进建设用地合理集约利用,同时引导城镇建设、工业项目向荒山、荒坡布局,预防和消除危害耕地环境的不安定因素,维持和提高耕地物质生产能力,以保障农业生产的基础地位,确保农业持续发展。

(2) 发展特色优势品种,推动农业经济增长。在保障粮食生产安全基础上,优化农业产业结构,合理调整作物种植比例,大力发展区域特色农业,发展地方特色优势品种,提高农业产品的市场竞争力,推进农产品深加工发展,提高农业生产的经济效益,同时还须提高耕地利用率与利用效益,提升农业综合生产能力,稳步提高农业生产总值。

(3) 优化农村经济发展环境,拓宽农民增收途径。

积极引导土地健康流转,加强基层农业科技推广,对农民进行职业培训,提高其从事农业的科技能力^[12],推进农业适度规模经营,以提高农民的农业收入。同时积极发展农村特色经济,促进农业结构优化升级,发展乡镇企业,增加农民工资性收入,拓宽农民收入渠道。

参考文献:

- [1] 邓楚雄,李晓青,向云波,等.长株潭城市群地区耕地数量时空变化及其驱动力分析[J].经济地理,2013(6):0142-0147.
- [2] 杨丽霞.基于耕地压力指数的杭州市粮食安全评价[J].农业现代化研究,2014(1):93-96.
- [3] 孟爱云,濮励杰.区域耕地数量变化与工业化、城市化进程相互关系探讨:以江苏省为例[J].长江流域资源与环境,2008(2):0237-0241.
- [4] 姚寿福.四川城镇化与农民收入关系的协整分析[J].经济问题,2012(7):83-87.
- [5] 庞新军,况云武,龚晓红.交易成本、土地流转与收入增长关系的实证研究[J].统计与决策,2014(13):120-123.
- [6] 栗滢超.农户土地流转行为影响因素实证分析[J].河南农业大学学报,2012(2):214-218.
- [7] 吴其勉.我国财政支农支出与农业产出增长的动态关系研究:基于1978—2010年时序数据的实证分析[J].福建农林大学学报:哲学社会科学版,2012(4):48-53.
- [8] 林艳丽,孟校臣,王海涛.辽宁省财政支农支出与农业经济增长关系的实证研究:基于VAR模型的分析[J].东北大学学报:社会科学版,2014(2):0152-0157.
- [9] 龙开胜,陈利根.耕地资源数量与经济发展和城乡收入关系的计量分析[J].资源科学,2007(07):139-145.
- [10] 王雨濛,吴娟,张安录.湖北省耕地变化与社会经济因素的实证分析[J].中国人口·资源与环境,2010(7):107-111.
- [11] 高铁梅.计量经济分析方法与建模: Eviews 应用及实例[M].北京:清华大学出版社,2009.
- [12] 程克群,陆彦.农业企业化经营中的交易成本和规模经济[J].天津大学学报:社会科学版,2011(2):125-128.

Relationship Between Cultivated Land Quantity and Farmers' Income and Primary Industries —A Case Study of Henan Province

Li Yingchao

(College of Resources and Environmental Sciences, Henan Agricultural University, Zhengzhou 450002, China)

Abstract: Based on cointegration theory and Grange causality test, Using time series data from 1998 to 2012 in Henan province, this paper analyzed the relationship between cultivated land quantity and value-added of primary industries and farmers' net income. The results showed that one-way causal relationship exists among them. The value-added of primary industries is one of the factors influencing farmers' net income, Cultivated land quantity has a significant positive role in promoting primary industries, but has a negative role in farmers' net income. So in the future we should pay more attention to how to protect cultivated land resources, to improve cultivated land utilization, to develop agricultural characteristics advantage varieties and to broaden the way of increasing farmers' income to promote rural economic development and to increase farmers' income.

Keywords: Henan province; cultivated land quantity; value-added of primary industry; rural per capita net income