

闫建伟. 农业供给侧改革视角下非粮化与经济增长的关系研究[J]. 江苏农业科学, 2017, 45(19): 58-63.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.19.013

农业供给侧改革视角下非粮化与经济增长的关系研究

闫建伟

(周口师范学院/周口发展研究中心, 河南周口 466000)

摘要:当前农业供给侧结构性改革背景下研究非粮化与经济增长的关系有重大意义。首先分析了 1985 年以来我国经济增长过程中非粮化的发展及问题, 然后从宏观与中观层面对非粮化与经济增长的关系进行了实证分析。研究发现: (1) 从宏观层面看, 非粮化与经济增长之间存在长期均衡关系, 经济增长是非粮化的格兰杰原因, 是促进非粮化发展的关键因素。而非粮化并不是经济增长的格兰杰原因, 还没有成为促进经济增长的重要动力。(2) 从中观层面看, 13 个粮食主产区非粮化与经济增长之间的相关性呈越来越强的趋势; 脉冲分析反映出约 8 个月的响应迟滞期, 相对于东北、黄淮海区, 长江中下游区非粮化受经济增长的刺激影响较大且反应灵敏。据此建议: 兼顾国家粮食安全与经济发展, 积极推进农业供给侧改革; 区别看待三大粮食主产区非粮化, 做好粮-经-饲三元结构调整, 促进一、二、三产业融合发展; 遵循市场经济规律, 规范非粮化; 优化非粮的内部结构和区域布局; 继续发掘非粮对经济增长的潜力与价值。

关键词:农业供给侧改革; 非粮化; 经济增长; 长期均衡; 格兰杰检验

中图分类号: F320.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2017)19-0058-05

当前我国农村耕地和基本农田不同程度地存在“非粮化”, 原来种植粮食作物的耕地被用来种植经济作物、青饲作物及发展养殖业等。根据国家统计局统计资料整理, 全国非粮作物总播种面积由 1985 年的 3 478 万 hm^2 增加到 2015 年的 5 303 万 hm^2 , 增加了 1 825 万 hm^2 , 占现有农作物播种面积的 31.87%。这些代表性非粮化数据存在于 2 个方面: 一是小而散但数量众多的农户自发的非粮化, 二是土地流转后的大规模、高集中度且数量可观的农业新型经营主体的非粮化。从主体利益分析, 农户希望提高农业收益, 增加家庭收入, 而积极进行非粮化; 地方政府特别是农业大县希望调整农业生产结构, 带动地方经济, 发展非粮化; 中央要从长远战略层面考虑国家粮食安全而防范非粮化。由此, 学术界围绕非粮化展开了大量研究, 主要集中在 3 个方面, 一是长期过度的非粮化会影响国家粮食安全。陈秧分等认为粮食种植效益低, 非粮化倾向严重, 尤其是粮食主产区土地流转中新型农业经营主体的非粮化生产行为已对我国粮食安全构成威胁^[1-5]。二是非粮化的成因与防范。例如易小燕等采用 Logit 模型分析了影响粮食主产区农户非粮化种植行为的主要因素^[6]。张藕香发现分化农户的特征差异影响非粮化, 并且不同地区、不同类型的农户差异甚大^[7]。尹成林等认为土地流转非粮化动因一方面是经济利益驱动, 另一方面是种粮补贴政策有待完善^[8-11]。三是非粮化与农业生产结构调整。高强等指出新常态之下, 我国需要一种新的增长观, 农业也必须适应新形势的需要, 加快新一轮的农业结构调整^[12]。樊帆指出推进农业生产结构调整是农业和农村经济发展的永恒主

题, 粮经饲协调发展迫切需要通过土地规模的调整来实现^[13]。赵亮指出城市化进程中农业生产结构的调整具有重大意义^[14]。孔祥智指出农业生产结构调整, 要树立大粮食和大国土观念, 促进粮、经、饲三元种植结构协调发展^[15]。程国强等分别指出农业供给侧改革要突出政策的完善性、农业经营方式的创新、农产品竞争力的提升^[16]。杨建利等指出要加快农村一、二、三产业融合发展^[17]。

综上所述, 非粮化是农业生产结构调整的一部分, 是当前新常态下农业供给侧结构性改革的关键一环。从研究范围看, 非粮化研究除了重点突出粮食主产区与土地流转因素之外, 要兼顾其他地区农户自发的非粮化行为。从研究目的看, 问题争执的根源可归结为在不威胁国家粮食安全与更好的促进经济发展这 2 个前提下, 在农业供给侧结构性改革政策上如何处理、对待非粮化。2017 年中央一号文件指出必须顺应新形势新要求, 深入推进农业供给侧结构性改革, 统筹调整粮经饲种植结构, 开创农业现代化建设新局面。那么, 在此大背景下, 非粮化与经济增长之间关系的研究就显得尤为重要。

1 我国经济增长过程中非粮化现状分析

1.1 伴随经济增长, 非粮与粮食种植规模差距逐渐缩小

20 世纪 80 年代以来, 随着家庭联产承包责任制的确立, 农民生产种植有了更多的自主权, 加上政府农业生产结构调整政策的激励和人们消费结构不断升级, 以及农户提高土地收益的需要, 非粮作物种植规模快速增加, 例如蔬菜、瓜果、烟叶、茶叶、油料等。据统计, 相比 1985 年, 2015 年蔬菜规模达 2 200 万 hm^2 , 增加了 1 725 万 hm^2 , 占现有农作物播种总面积的 13.2%, 油料规模达 1 403 万 hm^2 , 增加了 223 万 hm^2 , 占 8.4%。

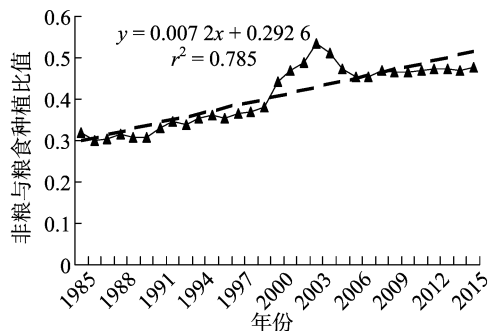
图 1 表明, 1985—2015 年全国农作物总播种面积中非粮与粮食的比值呈增长趋势。虽然 2003 年至 2005 年期间, 非粮与粮食种植比值经历了短暂的回落, 但整体上看, 30 多年

收稿日期: 2017-08-27

基金项目: 国家社会科学基金青年基金(编号: 16CGL038); 河南省教育厅高校科学研究重点项目(编号: 18A630071)。

作者简介: 闫建伟(1984—), 男, 河南商丘人, 博士, 讲师, 主要从事农业产业经济研究。E-mail: 1540513949@qq.com。

来该比值大致呈线性增长的趋势特征,每增加 1 个年度时期,该比值增加 0.72%。而我国的耕地面积是有限的,随着非粮化规模及非粮与粮食种植比值不断增加,应警惕非粮化对国家粮食安全造成的潜在不利影响。



数据来源于《中国统计年鉴：2015》，下同
图1 1985—2015年中国非粮与粮食种植比值的变化

1.2 非粮化与经济增长态势较为吻合,随经济发展而起伏波动

我国非粮化与经济增长变化是有一定联系的,非粮化增速与经济增长的态势较为吻合。图 2 中黑色阴影部分代表经济增长的变化趋势,灰色阴影部分代表非粮化变化趋势。从图 2 对比来看,非粮化与经济增长变化的长期趋势较为一致,同时均呈现一定的阶段性性与周期性变化,例如 1987—1989 年、1990—1993 年、1994—1996 年、1996—2004 年、2007—2009 年、2010—2013 年、2013 年至今。从变化范围与顺序来看,非粮化各个时期总是被经济增长变化的各时期所包含,暗示着非粮化随经济变化而作出反应,产生频繁的波动。随着国家经济进入新常态,目前我国非粮化增长也呈现出渐缓的下降态势。

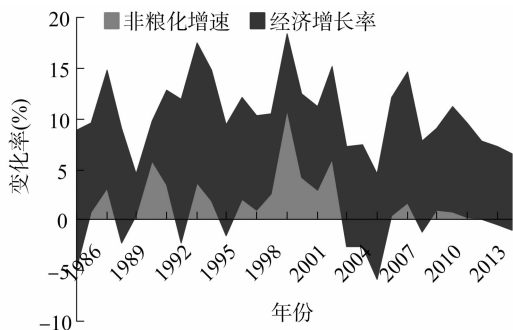


图2 1985—2015年中国非粮化环比增速与经济增长率变化

1.3 非粮化与相关经济政策的协调存在难度

在我国耕地面积增长有限的情况下,非粮化规模的不断

扩大,也为我国的城镇化政策与农业生产结构调整政策的制定与实施带来了挑战。一方面经济发展中城镇化引起的大面积城郊农业、都市农业、生态休闲、观光旅游农业,这些非粮化体现,建立在对粮食作物种植挤占的基础之上。30 多年来,我国经济发展下的城镇化水平由 1985 年 23.7% 到如今的 56.1%,占用了大面积粮食耕地的同时,还带动了周边大规模的非粮化种植。另一方面,在进行农业生产结构调整,发展农业经济过程中,容易陷入非粮化误区。政府多认为若在“三农”问题上取得良好的政绩,农业生产结构调整是很好的办法,由于种粮成本高,收益低,产业带动力弱,于是多鼓励农业耕地的非粮化经营行为,大力发展非粮经济作物种植规模,来达到发展经济的目的。目前,农业供给侧改革中要建立粮经饲三元生产结构,除了着力发展粮食、经济作物外,还要大力发展草食畜牧业,这无疑也是非粮化政策制定的一大挑战。

2 非粮化与经济增长关系的实证分析

本研究一方面站在全国层面,基于 1985—1998 年中国农村统计年鉴与中国国家统计年鉴 1999—2015 年年度时间序列数据,采用协整检验、格兰杰检验方法,另一方面从中观地区差异层面,利用 1985—2015 年省级面板数据,采用斯皮尔曼等级相关系数法,验证东北、黄淮海、长江中下游三大粮食主产区非粮化与经济增长的关系,然后采用脉冲响应方法,进一步探索我国粮食主产区非粮化与经济增长之间的动态关系。

2.1 宏观层面的非粮化与经济增长

研究涉及 2 个基本指标:经济增长和非粮化。其中经济增长指标采用学者均认可的国内生产总值增长率变量作为代表;以往非粮化指标数据多是基于对土地流转调查中的样本数据的推断统计,缺乏准确性,本研究尝试以农作物总播种面积中非粮与粮食作物面积比为参考,既考虑了粮食种植面积的变化,又兼顾了非粮作物种植规模的变化。 FLH_t 代表第 t 年我国农业非粮化率, $NZWS_t$ 代表第 t 年农作物播种面积, LSS_t 代表第 t 年粮食作物种植面积。

非粮化率计算公式: $FLH_t = (NZWS_t - LSS_t) / LSS_t, t = 1, 2, 3 \dots$ 。

为了缩小数据的绝对数值,方便计算以及消除计量回归中的异方差等问题,下面计量检验中分别对非粮化与经济增长指标数据取自然对数,分别记作 $\ln GDP$ 与 $\ln FLH$;

(1)非粮化与经济增长的平稳性检验。采用 ADF 检验法,分别对变量原序列及其一阶差分序列进行单位根检验,结果显示在 5% 显著水平下 $\ln GDP$ 与 $\ln FLH$ 序列存在单位根,为非平稳序列, $D(\ln FLH)$ 与 $D(\ln GDP)$ 序列是平稳的一阶单整序列 $I(1)$ (表 1)。

表 1 非粮化与经济增长的单位根检验(含趋势和截距项)

变量	ADF 检验 t 值	临界值			P 值	结论
		1% 水平下	5% 水平下	10% 水平下		
$\ln FLH$	-1.103 205	-4.274 612	-3.515 468	-3.200 265	0.883 5	非平稳
$\ln GDP$	-3.120 046	-4.296 729	-3.568 379	-3.218 382	0.120 0	非平稳
$D(\ln FLH)$	-4.453 981	-4.309 824	-3.574 244	-3.221 728	0.007 2	平稳
$D(\ln GDP)$	-6.785 231	-4.324 562	-3.565 222	-3.198 523	0.000 0	平稳

(2)非粮化与经济增长均衡关系的存在性分析。表 1 显示非粮化与经济增长之间可能存在长期均衡关系,可以验证 2 个指标间的协整性。表 2 协整检验中 5% 水平下,迹统计量

检验与最大特征值统计量均显示拒绝原假设,认为至少存在一个协整关系,同时接受了至多有 1 个协整关系的原假设。因此,可断定非粮化与经济增长之间存在唯一的长期均衡变

表 2 迹统计量检验/最大特征根检验

检验假设	特征值	迹统计量/最大特征值统计量	5% 水平值	伴随概率 <i>P</i>
没有 *	0.471 1/0.471 1	22.50 1/19.424 3	15.414 7/14.214 5	0.003 2/0.006 1
至少有 1 个	0.092 1/0.092 1	2.896 0/2.896 1	3.857 3/3.834 2	0.128 2/0.141 2

动关系。

既然两者之间存在长期均衡关系,那么长期关系必然会受到协整方程的约束,具体的协整方程式: $\ln FHL = 0.37 \times \ln GDP, LM(1) = 1.91, LM(2) = 2.86, \lg likelihood = 68.411 7$ 。

该协整方程拒绝存在单位根假设,表明残差是稳定的,非粮化与经济增长之间呈正相关的长期均衡关系,经济增长对非粮化有显著的推动作用,说明经济增长对非粮化的影响较大,一定程度上可以说非粮化是经济增长的结果,这符合我国经济增长背景下非粮化比例扩大的现实状况。

(3)非粮化与经济增长的格兰杰因果分析。采用格兰杰因果检验法,来判断二者之间是否构成因果关系,表 3 给出了格兰杰因果关系的检验结果。在滞后一阶、10% 置信水平下,能够拒绝原假设“经济增长不是非粮化的格兰杰”即经济增长是非粮化的格兰杰原因,但在滞后两阶的情况下,接受原假

设;无论在滞后一阶或两阶的情况下,都接受了“非粮化不是经济增长的格兰杰”的假设。表明:(1)非粮化不是经济增长的格兰杰原因。首先,非粮化只是农业生产结构调整的一部分,它对经济增长的贡献是有限的。其次,根据产业发展规律,随着一国经济增长,第一产业比例越来越低,第二产业逐渐上升且达到瓶颈后,第三产业快速上升占据较高比例,农业对经济增长的影响会不断减弱。最后,影响经济增长的因素有很多,农业仅仅是一个重要的基础因素。(2)经济增长是非粮化的格兰杰原因。随着经济的快速发展,人民收入水平大幅提高,生活消费不断升级,以种植粮食和消费粮食为主的观念已经转变,非粮化得到进一步发展,例如近年来花卉、苗木、蔬菜、油料、水果、大蒜、辣椒等非粮作物的种植规模在不断扩大。同时,一些工商资本受利益驱使也参与到农业中来,加快了非粮化进程。

表 3 格兰杰因果关系检验结果

原假设	样本数(个)	滞后期	<i>F</i> 值	<i>P</i> 值	检验结果
经济增长不是非粮化的格兰杰原因	30	1	3.307 86	0.064 5	拒绝
非粮化不是经济增长的格兰杰原因	30	1	0.084 32	0.765 4	接受
经济增长不是非粮化的格兰杰原因	29	2	1.685 21	0.201 4	接受
非粮化不是经济增长的格兰杰原因	29	2	2.254 82	0.123 1	接受

2.2 中观地区层面的非粮化与经济增长关系

2.2.1 粮食主产区非粮化与经济增长的相关性分析 斯皮尔曼等级相关是根据等级资料研究 2 个变量间相关关系的方法。它是依据 2 列成对等级的各对等级数之差来进行计算的,又称为等级差数法,是反映 2 组变量之间联系的密切程度,取值 -1 到 +1 之间,值为正表示正相关,值为负表示负相关,值等于零为零相关。值越大,相关性越强,反之,则相反。其公式为: $rs = 1 - [6 \times \sum (d_i)^2 / (n^3 - n)]$,其中等级相关系

数记为 rs, d_i 为 2 个变量每一对样本的等级之差, n 为样本容量。

由表 4 可见,从 2000 年至 2015 年,全国 13 个粮食主产省份的经济总量增长较大,但增长率均呈现不同程度的下滑,相应 2000—2015 年非粮比例下降的地区有 7 个,主要集中在黑龙江、吉林、内蒙古、河南、江西、江苏、安徽。根据斯皮尔曼系数判断,2000—2015 年粮食主产区非粮化与经济增长的关系越来越紧密,该系数也验证了我国粮食主产区非粮化与经

表 4 2000—2015 年粮食主产区斯皮尔曼等级系数及检验结果

粮食主产区	省份	2000 年		2005 年		2010 年		2015 年	
		非粮比例 (%)	经济增长率 (%)	非粮比例 (%)	经济增长率 (%)	非粮比例 (%)	经济增长率 (%)	非粮比例 (%)	经济增长率 (%)
东北区	黑龙江	15.8	8.2	14.5	11.6	6.1	11.4	4.3	5.7
	吉林	15.6	9.2	12.1	12.1	12.8	13.6	11.0	6.5
	辽宁	21.1	8.9	22.0	12.3	20.3	14.2	22.3	3.0
	内蒙古	25.0	9.7	29.4	23.8	15.0	23.8	23.2	7.7
黄淮海区	河北	23.3	9.5	31.0	13.4	28.4	12.2	27.3	6.8
	山东	34.0	10.5	41.9	15.2	34.8	12.3	34.2	8.0
	河南	31.3	9.4	35.0	14.2	31.7	12.5	29.0	8.3
长江中下游区	湖北	45.2	9.3	48.1	12.1	46.7	14.8	46.1	8.9
	湖南	37.2	9.0	39.7	11.6	40.2	14.6	43.2	7.9
	江西	41.2	8.0	35.4	12.8	33.0	14.0	33.6	9.1
	四川	28.7	9.0	31.0	12.6	32.3	15.1	33.1	7.9
	江苏	33.2	11.0	37.8	12.8	30.3	11.9	30.0	8.5
	安徽	31.3	8.3	31.4	11.6	26.9	14.6	25.9	8.7
	平均值	29.5	9.2	31.5	13.5	27.6	14.2	27.9	7.5
斯皮尔曼系数 rs/t 检验值		0.412/3.642		0.433/3.713		0.543/2.365		0.781/3.813	

注:在 1% 条件下,系数 t 检验值均高于临界值 0.55 的水平,表明 2 个指标相关性成立。

经济增长之间的相关性,由最初的中低度相关关系,发展为中高度相关,相关度有越来越高的趋势。例如,粮食主产区 2000 年非粮化与经济增长的相关系数仅为 0.412,而 2015 年该相关系数已高达 0.781。

2.2.2 粮食主产区非粮化与经济增长的动态效应分析 脉冲响应可以比较直观地刻画非粮化与经济增长变量之间的动态交互作用和效应,并从动态反应中判断变量间的时滞关系,可以衡量来自某个内生变量的随机扰动项的一个标准差的冲击对 VAR 模型中所有内生变量当前和未来取值的影响。基于 1985—2015 年我国 13 个粮食主产区省际面板数据(均经过自然对数化处理),进而分析粮食主产区非粮化与经济增长变量之间的动态关系。根据非粮化与经济增长之间关系的检验结果,该部分只对经济增长对非粮化的冲击影响进行分析。原数据对数化后为平稳序列,适合直接 VAR 分析,计量检验原理、步骤与以上相同,在此不再重复显示验证步骤。

根据粮食主产区东北区(黑、吉、辽、蒙)非粮化与经济增长的脉冲响应(图 3),可知经济增长对于非粮化的影响具有迟滞性,给予 1 个单位标准差的冲击,并不会立即产生作用,大约在第 1 期后期发生反应,在 4 期响应经过波动后逐渐趋于 0,说明经济增长对非粮化影响作用较强,持续时期也较长,最终恢复到均衡状态。由方差解释(图 4)可知,随着期数的增加,非粮化变动的方差由经济增长解释的部分,经历约 0.8 个时期的迟滞后,响应幅度快速增大,经过第二期的过渡调整后,会迅速对经济增长的变化冲击作出敏感的反应,方差贡献度会随之上升并达到稳定的峰值,最终约 9% 的非粮化变动方差可以由经济增长变动来解释。

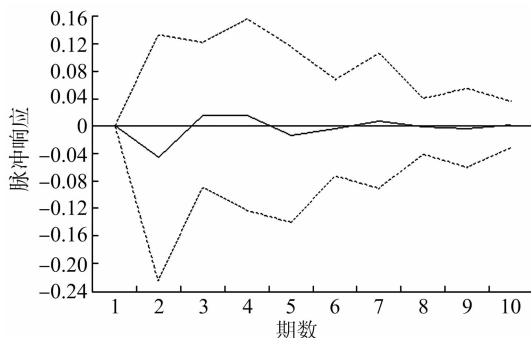


图3 东北区经济增长对非粮化的脉冲响应

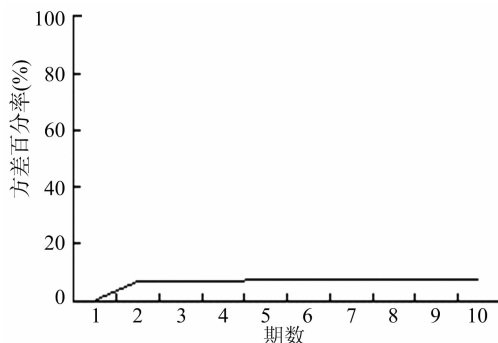


图4 东北区经济增长对非粮化的方差解释

根据粮食主产区黄淮海区(冀、鲁、豫)脉冲响应(图 5),可知经济增长对于非粮化的影响也具有迟滞性,给予 1 个单

位标准差的冲击,并不会立即产生作用,大约在第 0.8 期后期发生反应,在第 1.3 期响应速度加快,在第 4 期波动逐渐趋于 0,说明经济增长对非粮化影响作用较强,持续时期也较长,最终恢复到均衡状态。由方差解释(图 6)可知,随着期数的增加,非粮化变动的方差由经济增长解释的部分,经历约 0.7 个时期的迟滞后,响应幅度快速增大,经过第 2~5 期的过渡调整后,会迅速对经济增长的变化冲击作出敏感的反应,方差贡献度会随之上升并达到稳定的峰值,最终约 11% 的非粮化变动方差可以由经济增长变动来解释。

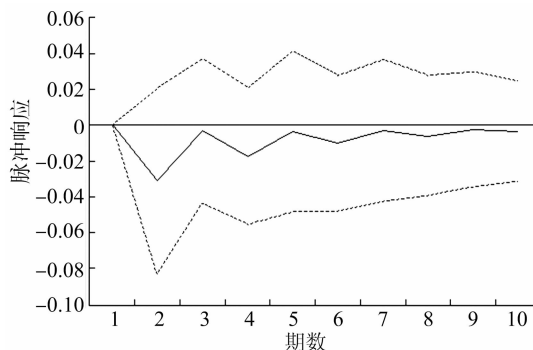


图5 黄淮海区经济增长对非粮化的脉冲响应

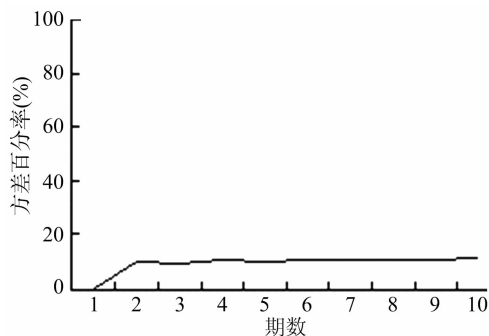


图6 黄淮海区经济增长对非粮化的方差解释

据粮食主产区长江中下游区(苏、皖、赣、川、鄂、湘)脉冲响应(图 7),可知经济增长对于非粮化的影响同样具有迟滞性,给予 1 个单位标准差的冲击,并不会立即产生作用,大约在第 0.7 期后期发生反应,在 1 个时期的快速下降后,逐渐趋于 0,迅速达到稳定,最终恢复到均衡状态。由方差解释(图 8)可知,随着期数的增加,非粮化变动的方差由经济增长解释的部分,经历约 0.6 个时期的迟滞后,响应幅度快速增大,会迅速对经济增长的变化冲击作出敏感的反应,方差贡献度会随之上升并在第 1.4 期达到稳定的峰值,方差解释度高于其他两大粮食主产区,约为 16%。

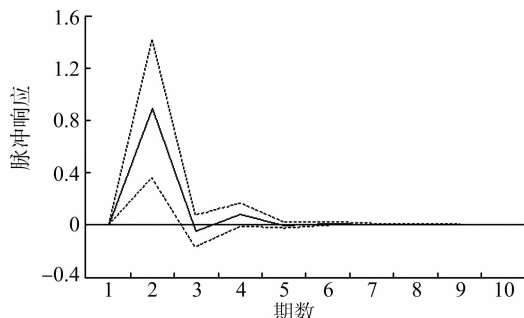


图7 长江中下游区经济增长对非粮化的脉冲响应

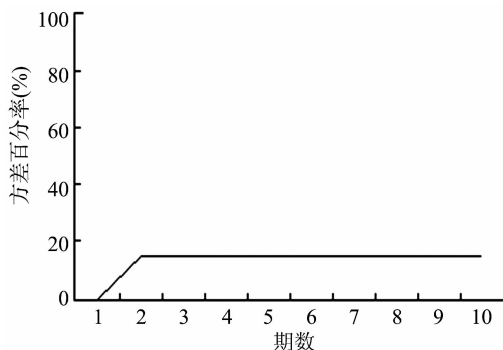


图8 长江中下游区经济增长对非粮化的方差解释

由于我国各个地区经济发展的情况不同,非粮化对于经济增长的反应期与反应程度也是不同的。三大粮食主产区中长江中下游区非粮化对经济景气非常敏感,地区经济增长对非粮化的刺激作用较强,并在较短时间内迅速达到稳定峰值。原因是由于该地区市场化程度高,信息反应快、产业化与科技化水平高,能够快速作出反应,及时进行非粮化调整;对于其他两大粮食主产区,经济发展水平相对较低,市场化程度较低,信息反应较慢,对经济形势的变化反应较为迟钝,该地区经济增长对非粮化的刺激作用相对较弱,且达到稳定峰值的速度较慢。

3 结论、讨论及建议

3.1 研究结论与讨论

基于1985年以来我国经济发展过程中非粮化的现状及问题,从宏观与中观地区差异层面分析了非粮化与经济增长的关系,发现:(1)从宏观层面看,非粮化与经济增长间存在长期均衡的协整关系,通过格兰杰检验证明了该关系是单向的正向显著关系,非粮化不是经济增长的格兰杰原因,经济增长是非粮化的格兰杰原因,说明非粮化变化对经济增长的作用并不明显,而经济增长的变化对非粮化的影响比较显著。(2)中观层面看,一方面通过斯皮尔曼系数验证了各地区非粮化与经济增长之间的相关性,逐渐由中低度相关上升为高度相关,相关性呈越来越强的趋势特征。另一方面在地区发展过程中,脉冲响应结果反映出三大粮食主产区对于脉冲响应都有近8个月的迟滞期,但相对于东北、黄淮海区,长江中下游区经济增长对非粮化的方差解释作用较强,反应较为灵敏,且达到稳定峰值速度较快。

应理性看待非粮化,把握好非粮化带来的机遇与挑战。一方面,非粮化与经济增长互动的过程中,产生了较多的问题:受经济增长趋势的影响,非粮化规模呈上升趋势,必然影响国家粮食安全;非粮化随经济变化起伏波动,对其控制与调整的工作很艰巨;地区间非粮化程度差异较大,为全国性政策的制定带来很大的挑战;非粮化的规范与其他经济政策的部分内容相冲突,协调难度较大。另一方面,当前我国经济处于新常态,经济增速迎来换挡期,未来一段时间,潜在增长率下降已成为不争的事实。加上经济周期的影响,经济增长对非粮化的正向影响作用将趋于稳定或减弱,即非粮化在未来一段时期内的扩大化趋势会有所缓和。另外根据恩格尔定律,随经济发展,我国人均粮食消费增长正趋于减缓或下滑趋势,可减缓一定的粮食紧张压力,也扩大了非粮化存在的合理空

间,为未来农业供给侧结构性改革提供了机遇。

3.2 政策建议

(1)在国家宏观层面上,坚持粮食安全战略方针不变前提下,一方面不断挖掘主产区粮食潜力,另一方面注意合理设定非粮水平的基本安全点及弹性范围。在地区差异层面上,可根据各地区经济与农业水平及特点,划定高水平、一般水平、低水平非粮化区。对于经济发达地区,工业化水平高,第三产业发展快,为适应经济的发展和居民消费高级化、多样化的需要,可允许维持较高的非粮化水平。对于较为落后地区,农业虽然规模大、但效益低,工业化水平也低,居民收入水平低且增长慢,迫切需要农业生产结构调整中的非粮化来提高当地收入,发展经济。那么,该类地区一定时期内可以允许较高的非粮化水平。

(2)区别看待三大粮食主产区非粮化,做好粮经饲三元结构调整,促进一、二、三产业融合发展。13个粮食主产区非粮化与经济增长的相关性越来越强,建立主产区粮食安全、经济增长、粮经饲三元结构优化与一、二、三产业融合发展的农业经济良性循环发展是必然趋势。长江中下游粮食主产区经济基础好,非粮水平高,对经济增长的反应快,要注意非粮与经济发展之间的权衡;东北区是国家的重要粮仓,也是当前粮改饲重点地区,面临经济振兴的背景下,在加强对大豆、青饲等非粮作物的政策引导中,要保障国家粮食安全的战略基石;黄淮海区经济发展较为稳定,做好粮经饲三元结构调整的同时,发掘非粮潜力,加快促进一、二、三产业融合是发展的重要一环。

(3)加快推进我国农业供给侧改革,优化非粮的内部结构和区域布局。在确保谷物基本自给、口粮绝对安全的前提下,从质上发展非粮化,基本形成与市场需求相适应、与资源禀赋相匹配的现代农业生产结构和区域布局,提高农业综合效益。注重非粮作物种植的内部调整,对于效益低、供过于求、能通过适当进口有效解决的非粮作物,可适当控制规模,用来发展其他非粮作物,既可缓解非粮化扩大问题,又可提高产品收益。

(4)继续发掘非粮化对经济增长的潜力价值。一方面,当前非粮化对经济增长的影响并不显著,盲目横向规模的非粮化并不一定会带动经济发展,需要农业生产结构调整的优化与产业链的建立与完善相配合,健全市场体系,从品质上提升非粮化而不是通过简单的规模扩展来发展非粮化,这也反映出非粮化对经济增长的价值还有待发掘,我国农业生产结构调整还有很长的路要走。另一方面,伴随经济增长,非粮化是一种趋势。经济增长对非粮化有较强的推动作用,非粮化对经济增长的反应有一定滞后性,为生产结构的调整提供了机遇。

参考文献:

- [1]陈秧分,钟钰,刘玉,等.中国粮食安全治理现状与政策启示[J].农业现代化研究,2014,35(6):690-695.
- [2]曾福生.建立农地流转保障粮食安全的激励与约束机制[J].农业经济问题,2015(3):15-22.
- [3]王勇,陈印军,易小燕,等.耕地流转中的“非粮化”问题与对策建议[J].中国农业资源与区划,2011,32(4):13-16.
- [4]卢李朋,张杰,姜朋辉,等.甘肃省粮食产量变化的驱动分析及趋势预测[J].经济地理,2013,33(4):125-131.

张征华, 甘余超, 曾皓. 供给侧结构性改革背景下的农民合作社绩效评价[J]. 江苏农业科学, 2017, 45(19): 63–67.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.19.014

供给侧结构性改革背景下的农民合作社绩效评价

张征华¹, 甘余超¹, 曾皓²

(1. 江西农业大学经济管理学院, 江西南昌 330045; 2. 首都经济贸易大学会计学院, 北京 100070)

摘要:以江西省各县市的 91 家合作社实地调研数据作为样本, 在明确农民合作社绩效的评价原则与方法的基础上, 从财务、学习成长、内部运营、社员等维度选取 10 个变量, 初步构建了结合供给侧结构性改革背景, 基于平衡计分卡理论的农民合作社绩效评价体系, 随后利用因子分析法进一步检验与完善。最终验证结果与初步假设一致, 评价结果表明, 财务、学习成长、内部运营、社员绩效对综合绩效的影响依次递减, 全面有针对性的结构性改革是解决当前合作社“供不适需”现状的重要方向。

关键词:供给侧结构性改革; 农民合作社; 绩效评价体系; 平衡计分卡; 因子分析法

中图分类号: F321.42 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2017)19-0063-05

1 问题的提出

1.1 研究背景

快速的经济崛起引领了我国各个领域的新面貌, 引导着各行各业的新格局。然而, 工业化与城镇化的不断快速推进导致了农村现有劳动力的规模转移, 农民收入增长缓慢, “三农”问题凸显, 农户兼业化、劳动力弱质化、农业副业化与种植非粮化的现象越发严重^[1]。解决这些矛盾的关键是探索小规模农户经营基础上的农业市场化与现代化道路, 建立新型的农业双层经营体制^[2]。而农民合作社的特征、成立目标和原则与之不谋而合, 应当把合作社建设作为推动农业现代化建设的重要方向和手段^[3]。

在国家政策的大力支持下, 至 2016 年 10 月, 全国农民合作社已经超过 170 万家, 每个村平均有 3 个农民合作社, 入社

成员超过 1 亿户, 43.5% 的农户成为合作社的成员。农民合作社发展迅猛, 但合作社发展数量与发展规模呈现不对等增长^[4], 合作社的竞争能力较为弱小^[5], 自我发展能力不够强, 抗风险能力弱^[6], 内部治理结构不完善, 经营收入整体偏低^[7], 资本也容易陷入难以化解的困境中^[8]。纵观各国合作社发展轨迹, 不难发现其对于促进就业、益贫增长与社会和谐具有不可替代的作用^[9], 但农民合作社发展却并非像预期那样顺利, 惠及农户、带动农民的作用十分有限^[10], 量多质低, 绩效偏低, 存在严重的供需结构性失衡。

党的十八大后, 国家逐步加大了对农业中供给不适应需求问题的关注, 2017 年中央一号文件在新型农业主体发展问题上提出要通过体制改革和机制创新激活资源要素潜力, 大力培育新型农业经营主体, 加强农民合作社规范化建设也成为当务之急。合作社发展数量已不是问题, 主要任务是提高发展质量, 中共一号文件中特别强调要研究建立农业适度规模经营评价指标体系, 引导规模经营健康发展, 真正让合作社在推进现代农业、带领农户致富、建设美丽乡村中发挥引领作用。因此, 在如此合作社急需走向科学发展的重要时期, 对合作社进行结构性改革, 如何科学、合理评价农民合作社的绩效

收稿日期: 2017-07-12

基金项目: 国家自然科学基金(编号: 71463026); 教育部人文社会科学课题(编号: 11YJC790290)。

作者简介: 张征华(1977—), 女, 江西鄱阳人, 博士, 副教授, 主要从事合作社经济组织研究。E-mail: 18774160@qq.com。

[5] 张宗毅, 杜志雄. 土地流转一定会导致“非粮化”吗? ——基于全国 1740 个种植业家庭农场监测数据的实证分析[J]. 经济学动态, 2015(9): 63–69.

[6] 易小燕, 陈印军. 农户转入耕地及其“非粮化”种植行为与规模的影响因素分析——基于浙江、河北两省的农户调查数据[J]. 中国农村观察, 2010(6): 2–10.

[7] 张藜香. 农户分化视角下防止流转土地“非粮化”对策研究[J]. 中州学刊, 2016(4): 49–54.

[8] 尹成林, 胡卫. 耕地流转“非粮化”趋势应引起重视[J]. 中国粮食经济, 2015(2): 55–57.

[9] 罗丹, 李文明, 陈洁. 种粮效益: 差异化特征与政策意蕴——基于 3 400 个种粮户的调查[J]. 管理世界, 2013(7): 59–70.

[10] 李韬. 粮食补贴政策增强了农户种粮意愿吗? ——基于农户的视角[J]. 中央财经大学学报, 2014(5): 86–94.

[11] 蔡瑞林, 陈万明, 朱雪春. 成本收益: 耕地流转非粮化的内因与

破解关键[J]. 农村经济, 2015(7): 61–67.

[12] 高强, 孔祥智. 中国农业生产结构调整的总体估价与趋势判断[J]. 改革, 2014(11): 80–90.

[13] 樊帆. 土地流转与农业生产结构调整关系研究[J]. 农业技术经济, 2009(4): 70–73.

[14] 赵亮. 城市化进程中农业生产结构调整及发展方向[J]. 中国农业资源与区划, 2016, 37(1): 151–154.

[15] 孔祥智. 农业供给侧结构性改革的基本内涵与政策建议[J]. 改革, 2016(2): 104–115.

[16] 三农专家论农业供给侧结构性改革[J]. 农林经济管理学报, 2016, 15(2): 115–118.

[17] 杨建利, 邢骄阳. 我国农业供给侧结构性改革研究[J]. 农业现代化研究, 2016, 37(4): 613–620.

[18] 张婧, 李诚固. 吉林省粮食生产地域城乡空间统筹研究[J]. 经济地理, 2012, 32(12): 122–126.