

# 城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响

——基于分布滞后模型的实证

罗富民

(乐山师范学院 经济与管理学院,四川 乐山 614000)



**摘要** 揭示农业供给侧结构变动的影响因素,是制定农业供给侧结构性改革政策的基础。从理论层面探讨了城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响,并基于分布滞后模型对其进行了实证分析。研究表明,城镇化发展将通过影响农产品消费需求结构和农业生产要素稀缺程度,对农业供给侧结构变动产生影响。而且这种影响存在明显的滞后效应,如果滞后效应持续时间太长,将导致农业供给侧结构性问题。因此,在推进农业供给侧结构性改革中,要创造良好的农业生产经营环境,减轻农业供给侧结构调整的滞后性,促进农产品供需双方互动协调,加强农业生产者之间分工协作。

**关键词** 城镇化;农业供给侧;结构;分布滞后模型;滞后效应

**中图分类号:**F 323.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2017)02-0052-08

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2017.02.001

近年来,我国农业发展取得显著成效,特别是粮食产量实现 12 年连续增长后,农产品供给总量基本得到有效保障。但是,随着城乡居民生活水平的提高,农产品的消费需求结构发生了明显变化,而农业供给侧又难以及时适应这种变化,加之国外农产品的强势进入,导致农业供给侧结构性问题日渐突出。农业供给侧的结构性问题不仅会对城乡居民生活水平的提高形成制约,而且由于某些农产品的结构性过剩,又会对农民增收造成障碍。因此,推进农业供给侧结构性改革既是当前促进农业转型升级的现实需要,也是确保全面建成小康社会的必然选择。

农业供给侧结构主要是指农产品供给方生产提供的农产品种类以及不同种类之间的构成比例关系。根据对农业的定义不同,它既可以指狭义上的种植业结构,也可以指广义上的农、林、牧、渔之间的产业结构。目前,我国农业供给侧的结构性问题主要体现在:粮食品种结构供需矛盾大、生产成本低、国际竞争力低<sup>[1]</sup>、农产品质量难以满足需求<sup>[2]</sup>、农产品有效供给不足与高库存并存<sup>[3]</sup>等。要解决农业供给侧的结构性问题,就要在调整农作物品种结构的同时,推进农业科技创新、组织体系创新和制度机制创新<sup>[4]</sup>;要通过土地制度、粮食价格体制和补贴制度改革,调整农业经营结构和生产结构<sup>[5]</sup>;要充分发挥市场在要素配置中的决定性作用、矫正行政配置要素而造成的扭曲现象,提高农业全要素生产率<sup>[6]</sup>。

而影响农业供给侧结构变动的因素有哪些呢?国外部分学者认为,技术变迁、人力资本<sup>[7]</sup>、农业政策、生态、文化、历史、地理条件<sup>[8-9]</sup>以及体制改革、经济全球化等<sup>[10]</sup>是影响农业供给侧结构变动的主要因素。国内部分学者通过实证分析则认为,城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响显著:城镇化水平对农业产值比重存在反向影响,对牧业产值比重存在正向影响<sup>[11]</sup>,而农村城镇化显著降低了农业、林业和服务业的比重,促进了农业产业结构由低收入弹性产业向高收入弹性产业的动态

收稿日期:2016-10-14

基金项目:乐山师范学院引进人才科研启动项目“工业化、城镇化进程中的农业区域分工深化研究”(S1331);四川省社科规划项目“农产品加工企业空间集聚发展研究”(SC15XK054)。

作者简介:罗富民(1980-),男,副教授,博士;研究方向:农村经济。

转移<sup>[12]</sup>。

现有研究,针对农业供给侧结构存在的问题,提出了相应的解决措施,揭示了一些影响农业供给侧结构变动的因素,为我国农业供给侧结构性改革提供了有益参考。但是,现有研究并没有深入探讨城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响过程及其存在的滞后效应。而为了更加清晰地揭示这种影响过程及其存在的滞后效应,本文拟采用分布滞后模型实证分析城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响。通过本文的研究,将进一步明确城镇化进程中农业供给侧结构性问题的形成机理,进而为推进农业供给侧结构性改革提供政策依据。

## 一、城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响机理

城镇化发展是指随着产业分工的不断深化,工业和服务业向城镇聚集、农村人口向城镇转移的过程。城镇化发展可以通过发挥要素聚集效应、规模经济效应、分工与专业化效应对经济增长产生强劲的推动力,是发展中国家实现经济增长的重要引擎。城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响主要表现在以下几个方面:

首先,城镇化发展影响农产品消费需求结构,进而影响农业供给侧结构。城镇化发展是农业与非农产业分工深化的结果。城镇化进程中由于部分农村人口进入城镇从事非农产业工作,那么他们的农产品消费需求只能通过市场交易来满足,从而形成了农产品的市场化需求。而那些继续留在农村从事农业生产的人们为了追求更多的经济利益,就会加大投入以提升农产品产出能力,进而生产出更多的农产品,在满足自身需要后,可以出售给城镇居民,从而形成了农产品的市场化供给。但是,随着城镇居民收入水平和科学文化素质的提升,对农产品的消费偏好会发生改变。比如,由传统的粮油为主向肉、蛋、奶和蔬菜为主转变;由单纯追求农产品数量上的满足向追求无公害、绿色、有机的高质量农产品转变。虽然城镇居民消费需求偏好的变化,会通过市场价格机制影响农业生产者的生产决策,进而引起农业供给侧结构发生相应的变动。但是,如果农业生产者难以获取农产品消费需求信息,又或者难以及时根据农产品消费偏好转变调整生产,那么农业供给侧结构性问题便会显现。

其次,城镇化发展影响农业生产要素稀缺程度,进而影响农业供给侧结构。在城镇化进程中,随着劳动力、土地、资本等生产要素向城镇非农产业聚集,农业生产要素的稀缺程度将提升,机会成本也会提高<sup>[13]</sup>。这就使得农业生产者会减少或停止他们认为市场价值低的农产品供给,而将有限的生产要素专门用于生产某些市场价值高的农产品,从而提升农业专业化水平。随着农业专业化水平的提升,农业生产的品种结构便会发生变化,进而对农业供给侧结构产生影响。但是,在专业化生产的方向选择上,如果农业生产者存在盲目跟风行为,又或者对市场竞争形势缺乏了解,那么必将导致某些农产品供给严重过剩,而另一些农产品供给相对不足,进而形成农业供给侧的结构性问题。

最后,无论是通过影响消费需求结构,还是通过影响农业生产要素稀缺程度,城镇化发展对农业供给侧结构变动的都会存在滞后效应。这是因为:一是,农产品市场需求信息传达到农业生产经营方需要一个时期;二是,农业生产经营者获得市场信息后,根据该信息调整农业生产要素配置需要一个时期;三是,由于农业生产的自然属性,农业生产者从要素投入到产品产出需要一个时期。也就是说,农产品消费需求结构的表现是即时的,而农产品供给方对市场需求结构的反映是滞后的。如果这种滞后效应持续时间太长,那么必然会导致某一时期农产品供给结构与农产品需求结构难以适应,进而产生农业供给侧的结构性问题。

## 二、城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响实证

### 1. 计量模型设定

为了分析城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响,可以建立一个以农业供给侧结构为被解释变量,城镇化进程为解释变量的计量模型。当然,农业供给侧结构变动还会受到其他很多因素的影响,而基于数据的可得性,本文主要选取财政支农这一因素作为控制变量。这是因为,财政支农的范

围非常广泛,既包括了国家财政对农业基础设施、农业技术研发推广的投入,也包括了国家为引导农业产业结构调整而支付各类补贴。也即是说,财政支农可以在一定程度上反映出农业基础设施条件、农业技术条件以及农业产业结构调整政策对农业供给侧结构变动的的影响。又由于理论分析表明,城镇化发展对农业供给侧结构变动可能存在滞后效应。因此,本文建立以城镇化进程为解释变量、财政支农支出为控制变量、农业供给侧结构变动为被解释变量的分布滞后模型如下:

$$CS_t = \alpha + \sum_{i=0}^k \beta_i U_{t-i} + \sum_{i=0}^k \lambda_i I_{t-i} + \gamma_1 P_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$ZS_t = \alpha + \sum_{i=0}^k \beta_i U_{t-i} + \sum_{i=0}^k \lambda_i I_{t-i} + \gamma_1 P_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

在模型(1)中  $CS_t$  表示  $t$  时期的农业产业结构,在模型(2)中  $ZS_t$  表示  $t$  时期的种植业内部结构; $U_{t-i}$  表示  $t-i$  时期的人口城镇化水平, $I_{t-i}$  表示  $t-i$  时期的城镇居民收入水平(本文认为,城镇化发展,不仅是农村人口向城镇转移的过程,也是城镇居民收入水平不断提升的过程。); $P_t$  表示  $t$  时期的财政支农支出, $\varepsilon_t$  为  $t$  时期的随机误差项。由于模型(1)和模型(2)中  $i=0 \sim k$ ,因此它们可以反映从  $t-k$  到  $t$  各个时期的城镇化程度对农业供给侧结构变动的的影响,从而揭示城镇化发展对农业供给侧结构变动的滞后效应。此外,财政支农支出对农业供给侧结构变动也可能存在滞后效应,但是由于并不是本文关注的重点,所以在模型(1)和模型(2)中并没有引入财政支农变量的滞后项。

## 2. 变量表示与数据来源

本文将选取我国 1978—2014 年间城镇化发展与农业供给侧结构变动的时间序列数据对分布滞后模型(1)和模型(2)进行回归分析。在模型(1)中, $CS$  表示农业产业结构,用农业产值占农林牧渔业总产值的比重予以衡量。在模型(2)中, $ZS$  表示种植业内部结构,用粮食作物占农作物总播种面积的比重予以衡量。具体而言,就是根据各种农作物的播种面积,计算出粮食作物、经济作物占总播种面积的比重。由于这两大类作物播种面积存在此消彼长的关系,因此只需要选择分析其中一类作物,便可以揭示出城镇化发展对其影响。

在模型(1)和模型(2)中  $U$  用城镇常住人口占总人口的比重予以表示, $I$  用城镇居民可支配收入表示, $P$  用财政的农林水事务支出表示。为了保持数据量纲基本相当,在具体的计量分析过程中,本文对  $I$  和  $P$  两个变量做了对数化处理。上述各个变量的数据,以及计算各个变量的所需数据,主要来源于历年《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》和《新中国 60 年农业统计资料》。各个变量的描述性统计分析结果见表 1:

表 1 各个变量的描述性统计分析结果

指标	CS	ZS	U	I	P
平均值	60.721	72.895	33.372	8.155	6.739
最大值	79.990	80.340	54.770	10.290	9.559
最小值	48.350	65.220	17.920	5.840	4.702
标准差	9.323	4.649	11.023	1.384	1.539

## 3. 模型估计方法

对于分布滞后模型的估计,如果直接采用最小二乘法可能出现自由度不足、滞后变量间的多重共线性等问题。针对这些问题,人们提出了一些修正的估计方法,主要包括经验加权估计法、考伊克法和阿尔蒙法等<sup>[14]</sup>。

阿尔蒙法是由 Almon 于 1965 年提出的,其基本原理是在分布滞后长度  $k$  已知的情况下,把滞后项系数看成是相应滞后期  $i$  的函数<sup>[15]</sup>。为了说明这一方法,可以简单地建立如下分布滞后模型:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t \quad (3)$$

将模型(3)中的滞后项系数看着滞后期函数,做阿尔蒙多项式变换后,可以得到:

$$i=0 \sim k \quad \beta_i = \alpha_0 + \alpha_1 i^1 + \alpha_2 i^2 + \dots + \alpha_m i^m \quad (4)$$

将变换后的多项式代入模型(3)中,并经过整理后可以得到:

$$\begin{aligned}
 Y_t = & \alpha + \alpha_0 (X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + \dots + X_{t-k}) + \\
 & \alpha_1 (X_{t-1} + 2X_{t-2} + 3X_{t-3} \dots + kX_{t-k}) + \\
 & \alpha_2 (X_{t-1} + 2^2 X_{t-2} + 3^2 X_{t-3} \dots + k^2 X_{t-k}) + \dots + \\
 & \alpha_m (X_{t-1} + 2^m X_{t-2} + 3^m X_{t-3} \dots + k^m X_{t-k}) + u_t
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

对模型(5)进一步整理后,可以得到:

$$Y_t = \alpha + \alpha_0 Z_{0t} + \alpha_1 Z_{1t} + \alpha_2 Z_{2t} + \dots + \alpha_m Z_{mt} + u_t
 \tag{6}$$

其中:

$$\begin{aligned}
 Z_{0t} &= X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + \dots + X_{t-k} \\
 Z_{1t} &= X_{t-1} + 2X_{t-2} + 3X_{t-3} \dots + kX_{t-k} \\
 Z_{2t} &= X_{t-1} + 2^2 X_{t-2} + 3^2 X_{t-3} \dots + k^2 X_{t-k} \\
 &\dots\dots \\
 Z_{mt} &= X_{t-1} + 2^m X_{t-2} + 3^m X_{t-3} \dots + k^m X_{t-k}
 \end{aligned}$$

对于模型(6)在  $u_t$  满足古典假定的条件下,就可以用最小二乘法进行估计。将估计出来的结果  $\hat{\alpha}, \hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2 \dots \hat{\alpha}_m$  代入变换式(4)后,就可以求出各个时期  $X$  变动对  $Y$  的影响。

在采用阿尔蒙法对分布滞后模型的估计中,需要首先确定滞后期长度  $k$  以及阿尔蒙多项式的次数  $m$ 。根据 Russell 等的建议,可以先从一个很大的  $k$  值开始,然后观察模型的拟合优度,看是否随着  $k$  的减少而恶化<sup>[16]</sup>。如果没有恶化则说明滞后长度可以进一步减少,如果出现恶化则说明当前滞后长度已经比较合适。而阿尔蒙多项式的次数  $m$  通常取得较低,一般取 2 或 3,很少超过 4。这是因为,如果  $m$  取得过大则达不到通过阿尔蒙多项式变换减少变量个数的目的。通常可以根据 AIC 和 SC 准则来确定  $m$  取值,在滞后长度相同的情况下,取 AIC 和 SC 值较小的  $m$  作为多项式次数。

#### 4. 实证分析过程及结果

为了避免出现伪回归问题,首先需要对模型(1)和模型(2)中涉及的相关变量进行平稳性检验和协整关系检验。本文在 Eviews7.0 软件中采用 ADF 法来检验各个变量的平稳性。检验形式根据各个变量的数据图形确定是否含有截距项和线性趋势,并由软件根据 SIC 准则自动确定最佳滞后阶数。具体检验结果见表 2:

表 2 各个变量的 ADF 单位根检验

变量	ADF 值	检验形式 C T L	1%的临界值	5%的临界值	10%的临界值	结论
$CS_t$	-1.20	(C T 0)	-4.23	-3.54	-3.20	不平稳
$ZS_t$	-1.82	(C T 1)	-4.24	-3.54	-3.20	不平稳
$U_t$	-0.95	(C T 0)	-4.23	-3.54	-3.20	不平稳
$I_t$	-0.48	(C 0 2)	-3.64	-2.95	-2.61	不平稳
$P_t$	-2.88	(C T 0)	-4.23	-3.54	-3.20	不平稳
$\Delta CS_t$	-6.39**	(C T 1)	-4.25	-3.54	-3.20	平稳
$\Delta ZS_t$	-5.13**	(C T 0)	-4.24	-3.54	-3.20	平稳
$\Delta U_t$	-6.17**	(C T 0)	-4.24	-3.54	-3.20	平稳
$\Delta I_t$	-3.29*	(C 0 1)	-3.63	-2.95	-2.61	平稳
$\Delta P_t$	-6.07**	(C T 0)	-4.24	-3.54	-3.20	平稳

注:检验形式中的 C、T、L 分别表示常数项、时间趋势和滞后阶数; \*\*、\* 分别表示在 1%和 5%的显著性水平上拒绝原有的单位根假设,即在相对应的显著性水平上认定变量是稳定的;  $\Delta$  表示一阶差分。

上述检验结果表明,虽然各个变量在 5%的显著性水平下均存在单位根,是不平稳序列。但是,经过一阶差分变换后,都在 5%或 1%的显著性水平下变得平稳。因此,可以认为各个变量存在一阶单整,可以进一步对其进行协整关系检验。

协整检验方法主要有 Engle & Granger 两步法和 Johansen 检验法。而 E-G 两步法通常只适用

于两个变量的情形, Johansen 检验法适用于多个变量情形。因此, 本文采用 Johansen 检验法来判断各个变量间是否存在长期均衡关系。由于 Johansen 检验必须基于 VAR(向量自回归)模型, 在检验前需要对 VAR 模型的结构进行设定<sup>[17]</sup>。本文根据 LR、FPE、AIC、SC、HQ 等信息准则最终确定 VAR 模型的最优滞后阶数为 2, 协整方程形式设定为: 存在确定性线性趋势, 协整方程有截距项但没有时间趋势, 具体的检验结果如表 3、表 4 所示:

表 3 模型(1)Johansen 协整检验结果

协整方程个数原假设	Trance 统计量	5%临界值	Max-Eigen 统计量	5%临界值
没有	54.24*	47.86	30.15*	27.58
至少 1 个	24.08	29.80	13.48	21.13
至少 2 个	10.60	15.50	9.18	14.26
至少 3 个	1.42	3.84	1.02	3.84

注: \* 表示在 5% 的显著水平下拒绝原假设。

表 4 模型(2)Johansen 协整检验结果

协整方程个数原假设	Trance 统计量	5%临界值	Max-Eigen 统计量	5%临界值
没有	55.94*	47.86	31.59*	27.58
至少 1 个	24.35	29.80	14.44	21.13
至少 2 个	9.91	15.50	9.89	14.26
至少 3 个	0.02	3.84	0.02	3.84

注: \* 表示在 5% 的显著水平下拒绝原假设。

检验结果表明, 无论是 Trance 统计量还是 Max-Eigen 统计量, 均在 5% 的显著性水平下, 拒绝存在 0 个协整向量的假设, 而接受存在一个协整向量的假设。由此可见, 模型(1)和模型(2)中各个变量之间存在唯一协整关系, 可以进一步通过分布滞后模型分析城镇化发展对农业供给侧结构变动的的影响<sup>①</sup>。

本文在 Eviews7.0 软件中从滞后期  $k=6$ , 多项式次数  $m=3$  开始进行分析。对于模型(1)而言, 发现滞后期减少到 5 后, 拟合优度有所改善, 而继续减少到 4 后, 并没有明显变化。而根据 AIC 和 AC 准则, 当  $m$  由 3 减少到 2 后, AIC 和 SC 取值没有明显变化, 但是拟合优度却有所恶化。因此, 最终确定模型(1)的滞后期  $k=5$ , 多项式次数  $m=3$ 。见表 5。

对于模型(2)而言, 发现滞后期减少到 5 后, 模型的拟合优度没有明显变化, 但是减少到 4 后, 模型的拟合优度出现恶化。再根据 AIC 和 AC 准则,  $m$  由 3 减少到 2 后, AIC 和 SC 取值减少。因此, 最终确定模型(2)的滞后期  $k=5$ , 多项式次数  $m=2$ 。见表 6。

在确定了滞后期长度和多项式次数后, 便可以采用阿尔蒙法在 Eviews7.0 软件中通过 PDL 命令对模型(1)和模型(2)进行回归分析。当  $k=5, m=3$  时, 模型(1)估计结果见表 7; 当  $k=5, m=2$  时, 模型(2)的估计结果见表 8。

## 5. 实证分析结果解释

(1) 城镇化发展对农业产业结构变动的的影响解释。从表 7 可以发现, 城镇化发展对农业产业结构

表 5 模型(1)滞后期长度和多项式次数的确定

滞后期长度 $k$	多项式次数 $m$	调整的 $R^2$	AIC	SC
6	3	0.909	4.47	4.94
5	3	0.923	4.49	4.95
4	3	0.925	4.58	5.03
5	2	0.917	4.52	4.88

表 6 模型(2)滞后期长度和多项式次数的确定

滞后期长度 $k$	多项式次数 $m$	调整的 $R^2$	AIC	SC
6	3	0.965	2.46	2.92
5	3	0.963	2.59	3.04
4	3	0.939	3.12	3.57
5	2	0.961	2.59	2.90

① 虽然协整检验后, 可以得到一个协整方程。但是, 该方程表示的是各个变量之间的总的长期均衡关系, 不能揭示城镇化发展对农业供给侧结构变动的滞后影响。因此, 本文并没有对协整方程进行分析。

变动的影响主要呈现出如下特点:

首先,人口城镇化的当期及滞后 2、3、4 期对农业产业结构变动的影响为负。由此说明,城镇人口

表 7 模型(1)估计结果( $k=5, m=3$ )

变量	系数	$t$ 统计量	变量	系数	$t$ 统计量
常数项	124.95	24.43**	$I_t$	-20.30	-2.65**
$U_t$	-0.06	-0.12	$I_{t-1}$	6.29	0.89
$U_{t-1}$	0.29	0.95	$I_{t-2}$	8.94	1.83*
$U_{t-2}$	-0.13	-0.54	$I_{t-3}$	0.06	0.01
$U_{t-3}$	-0.64	-2.56**	$I_{t-4}$	-7.92	-1.10
$U_{t-4}$	-0.58	-1.89*	$I_{t-5}$	-2.58	-0.28
$U_{t-5}$	0.73	1.68	$P$	10.74	2.71**
$F$ 统计量		41.77	$D.W$ 值		2.23
$R^2$		0.94	调整的 $R^2$		0.92

注: \*\*、\* 分别表示在 1% 和 5% 的水平上显著。

表 8 模型(2)估计结果( $k=5, m=2$ )

变量	系数	$t$ 统计量	变量	系数	$t$ 统计量
常数项	101.77	52.77**	$I_t$	-2.64	-2.09**
$U_t$	-0.08	-0.54	$I_{t-1}$	0.75	1.16
$U_{t-1}$	-0.17	-4.11**	$I_{t-2}$	2.08	1.78*
$U_{t-2}$	-0.17	-2.46**	$I_{t-3}$	1.34	1.27
$U_{t-3}$	-0.07	-0.94	$I_{t-4}$	-1.46	-2.97**
$U_{t-4}$	0.12	2.41**	$I_{t-5}$	-6.33	-3.50**
$U_{t-5}$	0.42	3.27**	$P$	2.81	1.79*
$F$ 统计量		111.42	$D.W$ 值		2.48
$R^2$		0.97	调整的 $R^2$		0.96

注: \*\*、\* 分别表示在 1% 和 5% 的水平上显著。

对肉、蛋、奶、鱼的产品消费需求偏好较大,进而会减少对粮油等种植业农产品的消费需求比重。而人口城镇化滞后 1、5 期对农业产业结构变动的影响为正。由此说明,城镇人口对农产品消费需求的偏好,在不同时期会存在波动。而从显著性水平看,滞后 3、4 期的影响最为显著,其他时期不显著。由此说明,人口城镇化对农业产业结构变动的影响的确存在滞后效应。

其次,城镇居民收入会在当期及滞后 4、5 期对农业产业结构产生负影响。由此说明,随着城镇居民收入水平的提高,会减少对种植业农产品的消费需求比重。而滞后 1、2、3 期对农业产业结构的影响为正。由此说明,城镇居民收入水平提高后,对种植业农产品消费需求并不会呈现持续减少趋势,而可能会存在波动。从显著性水平看,当期和滞后 2 期的影响最为显著。由此说明,城镇居民收入水平对农业产业结构变动的影响既存在即期效应、又存在滞后效应。

最后,财政支农支出会对农业产业结构变动产生显著的积极影响。这主要是因为,财政支农为种植业发展创造了良好的基础设施和技术条件,对种植业的财政扶持政策也产生了积极效应。

(2)城镇化发展对种植业结构变动的影响解释。从表 8 可以发现,城镇化发展对种植业结构变动的影响主要呈现出如下特点:

首先,人口城镇化的当期以及滞后 1、2、3 期对种植业结构变动的影响均为负。这可能是因为,在人口城镇化初期随着农村人口向城镇转移,越来越多的农民会放弃粮食生产或者减少粮食生产,进而导致粮食作物播种面积比重下降。但是,人口城镇化滞后 4、5 期对农业供给侧结构变动的影响为正。这可能是因为,随着农村人口的不断转移,对粮食作物的市场化需求也会增加,进而导致粮食作物播

种面积会出现反弹。而从变量显著性程度看,人口城镇化的当期影响并不显著,但是滞后 2、3 期,滞后 4、5 期的影响均较显著。由此说明,人口城镇化对种植业结构变动的影响存在滞后效应。

其次,城镇居民收入的当期及滞后 4、5 期对种植业结构变动的影响为负,而滞后 1、2、3 期对种植业结构的影响为正。由此说明,无论是从当期还是长期看,城镇居民收入增长后,由于生活水平上升,消费偏好的转变,会减少对粮食产品的需求,从而会导致粮食作物种植比重下降。而从显著性水平看,当期及滞后 4、5 期最为显著,但滞后 1、2、3 期的影响不显著。由此说明,城镇居民收入水平对种植业结构变动的影响既存在即期效应、又存在滞后效应。

最后,财政支农支出会导致粮食作物播种面积比重的上升。这可能是由于,一方面,财政支农为粮食作物生产创造了更好的基础设施和农业技术条件;另一方面,国家对粮食生产非常重视,由于财政支农中种粮补贴的存在,会对农民种粮的积极性产生及时影响,进而提升粮食作物播种面积比重。

### 三、结论与建议

综上所述,城镇化发展将通过影响农产品消费需求结构和农业生产要素稀缺程度,对农业供给侧结构变动产生影响。而理论分析和实证研究均表明,城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响存在滞后效应。如果这种滞后效应持续时间太长,就会导致农业供给结构的调整难以适应需求结构的变化,进而出现农业供给侧结构性问题。此外,在城镇化发展进程中,农产品供需双方缺乏互动协调、农业生产者间缺乏分工协作,也是导致农业供给侧结构性问题的重要原因。因此,本文认为推进农业供给侧结构性改革可以从以下几个方面着手:

#### 1. 创造良好的生产经营环境,减轻农业供给侧结构调整的滞后性

一是,加快农村地区信息基础设施建设,增强信息服务能力。强化基层政府的农业市场信息服务职能,为农业生产者能够及时获取市场需求信息提供保障,从而缩短市场需求信息的传导时间。

二是,保障农业生产要素供给,缩短农业供给侧结构调整的要素配置时间。比如,积极引导农村金融组织为农业供给侧结构调整提供资金保障;积极促进农村地区闲置土地流转,为农业供给侧结构调整提供土地保障;加强对农业生产者的职业教育培训,为农业供给侧结构调整提供人才保障。

三是,在确保农产品安全供应的前提下,改良农作物品种、大力发展设施农业,缩短农产品生产供应周期。要不断完善农业基础设施,在有条件的地区,积极发展设施农业,加强对农业生产者的技术服务支持。使农业生产者有条件根据市场需要而不是气候时节安排农业生产,从而确保农产品供应周期与需求周期基本相适应。

#### 2. 促进农产品供需双方的互动协调,增强农业供给侧结构调整的适应性

一是,通过农产品供应链信息平台,构建供需双方的信息协调机制。在农产品供应链信息平台上,要集成农产品生产与消费的各类信息。比如,农产品消费者能够及时了解农产品的生产环境、生产过程等信息,而农业生产者可以及时了解到农产品的消费满意度、生产建议等信息。

二是,构建供需双方的利益协调机制。通过签订契约的形式,发展订单农业,强化供需双方的利益链接,制定合理的利润分配方案和协商机制。在采取市场形式的农产品交易过程中,也要切实维护农产品需求方和供给方的合法利益。对市场需求方而言,要严厉打击以次充好、缺斤少两等不诚信经营行为;对供给方而言,在农产品收购过程中要严厉打击各种坑农、害农行为。

三是,缩短农产品供应环节,规范农产品供应的中间商行为,促进供需双方直接互动。通过下乡采摘、网上直销等新模式,拉近农产品生产者与消费者之间的距离,增强双方的信任感。建立农产品公平交易机制,对于恶意抬高农产品销售价格、恶意压低农产品购买价格的中间商进行严厉打击。

#### 3. 加强农业生产者的分工协作,增强农业供给侧结构调整的差异性

一是,加强农业生产的区域分工,优化农业产业布局和功能分区。地方政府要根据农产品的多功能性,制定适宜不同区域的农业产业发展规划,进行农业生产功能分区。然后按照农业功能分区,制定差异化的农业产业扶持政策,减轻农业供给侧结构调整中的重复建设和资源浪费。

二是,加强农业生产者之间生产环节分工协作。依托合作社、龙头企业等新型农业经营主体,根

据农业生产者的自身优势,促进一些农业生产者由传统的生产职能向技术指导服务、市场销售、市场信息获取等经营管理职能转变。随着农业生产环节分工的深化,农业生产者之间的合作将更加紧密,重复性劳动和重复性生产将会降低,也更加有利于农产品生产效率的提升和生产成本的降低。

三是,增强基层政府的农业生产引导服务。基层政府可以通过购买服务的形式,向农业生产者免费提供各种农产品市场供给信息和市场竞争形势分析报告。让农业生产者在专业化生产的决策上,更加清晰地知道当前的市场供给和竞争形势,理性选择具有市场前景和竞争力的农产品品种,不断加大特色化、差异化的农产品生产。在服务过程中,基层政府既要注重对农业生产者的正确引导,又要杜绝出于政绩需要,替农业生产者决策,对农业供给侧结构调整进行强制性的行政干预。

## 参 考 文 献

- [1] 陈锡文.农业供给侧改革势在必行[J].农经,2016(5):18-21.
- [2] 吴海峰.推进农业供给侧结构性改革的思考[J].中州学刊,2016(5):38-42.
- [3] 江维国.我国农业供给侧结构性改革研究[J].现代经济探讨,2016(4):15-19.
- [4] 陈锡文.农业供给侧结构性改革要进行三大创新[J].农村工作通讯,2016(8):34.
- [5] 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.
- [6] 许经勇.农业供给侧改革与提高要素生产率[J].吉首大学学报(社会科学版),2016(3):20-15.
- [7] GODDARD E, WEERSINK A, CHEN K, et al. Economics of structural change in agriculture[J]. Canadian journal of agricultural economics, 1993(4): 475-489.
- [8] HAPPE K. Agricultural policies and farm structure: agent-based modelling and application to EU-policy reform[J]. Acta petrologica sinica, 2004(12): 1209-1220.
- [9] PSALTOPOULOS D. Causes and impacts of agricultural structures[J]. European review of agricultural economics, 2008(2): 298-254.
- [10] SWINNEN F M J. Reforms, globalization, and endogenous agricultural structures[J]. Agricultural economics, 2009(40): 719-732.
- [11] 崔宇明,李玫,赵亚辉.城镇化进程、农业结构调整与农业产业发展优先序——基于山东省面板数据的实证分析[J].华东经济管理,2013(6):13-20.
- [12] 项光辉,毛其淋.农村城镇化如何影响农业产业结构[J].广东财经大学学报,2016(2):77-87.
- [13] 李云新,杨磊.快速城镇化进程中的社会风险及其成因探析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014(3):6-11.
- [14] 古扎拉蒂,波特.计量经济学基础[M].费剑平,译.5版.北京:北京大学出版社,2011:620-649.
- [15] ALMON S. The distributed lag between capital appropriations and expenditures[J]. Econometrica, 1965(1): 178-196.
- [16] RUSSELL D, JAMES G. MacKinnon, estimation and inference in econometrics[M]. London: Oxford University Press, 1993: 675-676.
- [17] 张乐,潘武军.适度金融资本与中国农业经济增长——基于向量自回归(VAR)模型的实证分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2015(2):63-72.

(责任编辑:刘少雷)