

全国大中城市蔬菜种植收益及其影响因素的协整分析

李 莉, 史建民

(山东农业大学 经济与管理学院, 山东 泰安 271018)

摘 要:选取全国大中城市 1998—2012 年蔬菜种植相关数据,运用单位根检验、协整检验构造协整方程对影响蔬菜种植净收益的因素进行了实证分析。结果表明:单产是影响菜农收入的首要因素,其次是单位产品出售价格、单位面积物质与服务费用。完善蔬菜价格形成机制、建设农业投入保障制度以及合理配置物质与服务费用投入是增加蔬菜种植净收益的重要手段。

关键词:全国大中城市;蔬菜种植收益;影响因素;协整

中图分类号:F 304.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001—0009(2014)24—0191—05

近年来,蔬菜价格波动加大,给消费者及菜农均带来较大损失,随着市民对蔬菜需求量的增加,确保蔬菜充足供应成为当前政府亟待解决的问题,而“菜贱伤农”大大挫伤了菜农种菜的积极性。为确保蔬菜充足供应和增加菜农收入,我国自 1998 年开始提出“菜篮子”市长负责制,2012 年中央一号文件《关于加快推进农业科技持续增强农产品供给保障能力的若干意见》进一步强调落实“菜篮子”市长负责制,充分发挥都市农业应急保障功能,大中城市要坚持保有一定的蔬菜等生鲜食品自给能力(中发[2012]1 号)。通过探讨蔬菜种植收益影响因素,对研究装满菜农的“钱袋子”和丰富市民的“菜篮子”,进而改善“菜篮子”市长负责制有较强的借鉴和启示意义。

关于蔬菜种植收益问题,学术界从不同视角展开了研究,其中,多数学者基于蔬菜价格波动视角的研究表明,蔬菜价格是影响菜农从事蔬菜种植积极性的关键因素。蔬菜零售价格虽然不断上涨,但相对于居民收入的增长,相对价格在下降,蔬菜异地生产、跨地区流动加剧了市场信息的不对称,同时导致蔬菜价格的大起大落^[1],蔬菜价格与蔬菜面积之间存在长期稳定关系,但

蔬菜价格波动对蔬菜面积的影响有较长的时滞,此外,学者认为气候、生产成本和蔬菜供求结构性矛盾等因素对蔬菜价格影响也不容忽视^[2];有些学者从生产成本的角度进行探索,认为稳定蔬菜生产资料价格是保证蔬菜生产合理利润的基础^[3];还有学者运用经济学原理以及 VAR 模型进行实证分析,认为蔬菜的供给量是影响蔬菜价格的直接因素,稳定蔬菜价格,需以保证蔬菜种植户的利润和稳定蔬菜产量为前提^[4]。以上学者均对蔬菜价格波动机理及其影响因素做深入研究,但并未解释蔬菜价格波动对菜农收益变化的影响,另一方面,关于蔬菜种植收益缺乏实质分析,究竟哪些因素是影响菜农收入的关键因素,如何增加菜农收入,笔者认为这是基于价格波动基础上理性生产者应更加给予关注的问题。因此,现以蔬菜种植收益的影响因素为研究对象,以农村居民消费价格指数为物价平减指数,以平均 667 m² 实际净收益为被解释变量,以平均 667 m² 实际物质与服务费、每 50 kg 蔬菜实际价格、单产为解释变量,利用协整分析从弹性角度就各因素对蔬菜种植收益的影响进行分析,据此判断影响蔬菜种植收益变动的关键因素。

课题组依据 1998—2012 年全国大中城市蔬菜种植成本收益数据,从蔬菜种植成本及收益的构成条件结合实际情况找出影响蔬菜种植净收益的主要因素,并分析各影响因素对蔬菜种植成本的影响程度及贡献率。

1 数据来源与变量选取

1.1 数据来源

分析所选取的变量均来源于 2007—2013 年《全国农产品成本收益资料汇编》,农村居民消费价格指数选自 2013 年《中国农村统计年鉴》。自 2004 年开始,我国实施新农产品成本调查核算指标体系,与 1998 版指标体

第一作者简介:李莉(1988-),女,山东桓台人,硕士研究生,研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:lili087475@163.com.

责任作者:史建民(1958-),男,山东菏泽人,教授,博士生导师,研究领域为农业经济理论与政策及农业保险。E-mail:jingmao@sdaa.edu.cn.

基金项目:山东省现代农业产业技术体系蔬菜创新团队建设专项资助项目(SDAIT-02-022-13);教育部人文社科规划基金资助项目(13YJA630143)。

收稿日期:2014—09—04

系相比,新指标体系在体系结构、指标名称及关系、指标含义乃至调查汇总方法等方面都做了重大调整,为统一口径,该研究对 1998 版农产品成本核算指标均按《新旧农产品成本核算指标转换方法说明》进行了转换。此外,由于数据获取所限,仅以 28 个全国大中城市的西红柿、黄瓜、茄子、圆白菜、菜椒、大白菜、马铃薯等 7 种大宗蔬菜为例进行研究,另城郊指全国大中城市郊区。

1.2 变量选取

选取全国大中城市蔬菜种植净收益、实际蔬菜售价、平均 667 m² 实际物质与服务费、平均 667 m² 产量作为研究城郊蔬菜生产收益影响因素的指标变量,并将平均 667 m² 实际净收益作为被解释变量,把其余 3 个作为解释变量。其中以农业生产资料价格定基指数做平减处理之后的平均 667 m² 物质与服务费的变动情况反映的是农业生产资料投入数量的变动情况,除剔除了物价变动的影响外,还剔除了农业生产资料实际价格的变动情况;因此,用农村居民消费价格定基指数对价格、物质与服务费进行平减处理之后的价格、物质与服务费才是实际价格和实际物质与服务费,才具年度间的可比性^[5]。

平均 667 m² 均实际净收益(RNP)。选取 1998—2012 年全国大中城市蔬菜种植 667 m² 均净利润指标,以农村居民消费价格定基指数(1998=100)对数据作物价平减,从而获得年度间可比的蔬菜种植平均 667 m² 实际净收益数据。

50 kg 蔬菜出售价格(RHP)。由于蔬菜种植收益有单位产品出售价格与单位面积产量所决定,故选取 1998—2012 年全国大中城市蔬菜种植每 50 kg 主产品平均出售价格作为影响蔬菜平均 667 m² 净收益的重要影响因素,以农村居民消费价格定基指数(1998=100)对

数据作物价平减,从而得到年度间可比的每 50 kg 蔬菜实际售价数据。

平均 667 m² 实际物质与服务费用(RMSC)。由于物质与服务费用是指在直接生产过程中消耗的各种农业生产资料的费用、购买各项服务的支出以及与生产相关的其它实物或现金支出,其包括直接与间接费用,因此用农村居民消费价格定基指数(1998=100)对价格、物质与服务费进行平减处理之后的价格、物质与服务费才是实际价格和实际物质与服务费,才具年度间的可比性。

平均 667 m² 产量(OPM)。由于平均 667 m² 产量是解释蔬菜种植收益的一个重要因素,因此直接选取 1998—2012 年蔬菜种植平均 667 m² 实际净收益作为实物性解释变量。另外,根据以往数据分析显示,人工成本和土地成本近几年增长较快,占成本比重日益增加,但并未将其选为解释变量的原因是:1)在现行农产品种植成本核算体系下,人工成本包括家庭用工折价和雇工费用 2 部分。表面上,农村改革以来粮食生产的人工成本增长较快,已成为影响种粮收益提高的一个主要因素。然而,事实上,人工成本中的绝大部分是非付现的家庭用工折价成本,这是一种机会成本性质的虚拟人工成本;鉴于农业劳动力严重过剩和非农就业形势日趋严峻,蔬菜种植的家庭用工成本难以顺利转变为农民现实的务工经商收益,广大农户通常按照家庭收益最大化原则优化家庭劳动力资源配置,以实现种菜机会成本最小化。因此,人工成本并非影响农民种菜收益的主要现实性因素。2)在中国现行农地制度和零税费的环境下,耕地事实上已成为国家给予农民的带有免费性质的社会福利品,这就增大了耕地流转的难度;由于目前耕地使

表 1 平减后蔬菜种植净收益及其影响因素相关指标值

Table 1 The related indicators about net income vegetables planting and its influencing factors after deflator

年份 Year	实际净收益 RNP Actual net income/元	50 kg 出售价格 RHP The sale price of 50 kg of production/元	物质服务费用 RMSC The material and service cost/元	平均 667 m ² 产量 OPM Average production of 667 m ² /kg
1998	11.38	0.40	7.13	3 000.80
1999	13.03	0.43	7.57	3 149.40
2000	11.30	0.39	7.61	3 127.70
2001	13.91	0.41	7.73	3 287.80
2002	11.96	0.38	7.44	3 253.40
2003	13.36	0.40	7.60	3 314.40
2004	14.86	0.44	8.75	3 573.40
2005	14.95	0.46	8.16	3 412.20
2006	13.84	0.46	9.15	3 501.90
2007	19.36	0.53	9.36	3 567.50
2008	15.36	0.47	9.16	3 568.40
2009	17.10	0.50	8.83	3 570.52
2010	21.95	0.62	8.96	3 503.54
2011	19.11	0.55	9.20	3 781.67
2012	17.89	0.57	9.95	3 883.15

注:数据来源 2007—2013 年《全国农产品成本收益资料汇编》。

Note: Data from 2007 to 2013 "National Cost-benefit Agricultural Compilation".

用权流转市场仍未建立和完善起来,耕地使用权的转让交易不够活跃,尚未形成比较公允的市场交易价格;目前官方统计的土地成本数据带有比较浓厚的主观色彩,数据质量不够理想。基于上述原因,课题组未选取土地成本变量,但也具有比较充分的客观依据^[6],把人工成本和土地成本不作为解释变量。

以上4个变量的数据均来源于2007—2013年《全国农产品成本收益资料汇编》。为了便于对协整方程进行经济解释,对上述变量的时间序列样本数据作对数化处理,分别得到对数化变量LNRNP、LINRHP、LNRMSC和LNOPM。

2 蔬菜种植收益影响因素的实证分析

2.1 单位根检验

现代计量经济学研究发现,大部分时间序列数据组成的经济变量是非平稳的,如果用非平稳变量直接进行回归分析,尤其在大样本和较高单整阶数的情况下,结论全部都是变量之间具有相关关系,将实际上不相关的2个非平稳变量用来回归分析,是一种虚假回归(伪回

归)。为避免此类问题,首先应当对各个时间序列进行平稳性检验,通过Eviews 7.2软件进行ADF单位根检验,变量的检验结果见表2。

在 $H_0: \eta=0$ 或者 $H_2: \eta<0$ 下,LNRNP单位根的 t 检验统计量的值为-5.39。在1%、5%和10%显著性水平下LNRNP单位根检验的临界值分别为-4.89、-3.83和-3.36,因此, t 检验统计量值大于相应DE临界值,从而拒绝 H_0 ,表明全国大中城市1998—2012年蔬菜种植净收益时间序列并未有单位根,是平稳序列。而在5%的显著性水平下,LNRHP、LNRMSC和LNOPM均不拒绝序列具有单位根的假设,因此这3个变量是非平稳时间序列,需要通过差分方法使其通过平稳性检验。根据协整检验的前提条件:1)被解释变量的单整阶数要小于或者等于解释变量的单整阶数;2)有2个或者2个以上的解释变量的时候,解释变量的单整阶数相同。通过一阶差分,LNRHP、LNRMSC和LNOPM均只存在1个单位根,都是一阶单整序列,符合做协整检验的要求。

表2 蔬菜种植收益相关变量 ADF 单位根检验结果

Table 2 Vegetable planting income related variables of ADF unit root test results

变量 Variable	检验形式(C T K) The inspection form	DW 值 The value of DW	统计值 ADF 单位根值 ADF unit root value	5%临界值 The 5% critical value	结论 Conclusion
LNRNP	(C T 1)	2.07665	-5.39230	-3.82898	平稳**
LNRHP	(C T 1)	2.00165	-3.25828	-3.82898	非平稳
D(LNRHP)	(O 0 1)	1.82980	-3.06876	-1.97403	平稳**
LNRMSC	(C T 1)	2.05010	-2.16403	-3.82898	非平稳
D(LNRMSC)	(O 0 1)	1.86156	-2.21276	-1.97403	平稳*
LNOPM	(C T 1)	1.87602	-2.34042	-3.82898	非平稳
D(LNOPM)	(C 0 1)	1.78305	-3.42784	-3.14492	平稳*

注:(C T K)分别代表 ADF 检验中是否包含常数项、时间趋势项和滞后阶数;*、** 分别代表在 5%、1%的水平下显著。

Note:(C T K) represent the ADF test whether to include a constant term, time trend and lag periods;* , ** represent the significant difference on the 5%, 1% levels.

进一步用 AR 根表法论证变量的平稳性,如果所有 AR 根的模的倒数都小于 1,则说明时间序列是平稳的,反之则情况相反,通过 Eviews 7.2 软件得出结果如下。

表3 AR 根表

Table 3 Table of AR root

根 Root	模 Modulus
0.986291	0.986291
-0.283017-0.830475i	0.877376
-0.283017+0.830475i	0.877376
-0.773586	0.773586
0.280848-0.696539i	0.751028
0.280848+0.696539i	0.751028
0.633898	0.633898
-0.43615	0.43615

2.2 协整检验

1987 年 Engle 和 Granger 提出协整理论及方法,为

非平稳序列的建模提供途径。虽然一些经济变量本身是非平稳序列,但是,其现行组合却有可能是平稳序列。Johansen 协整检验是基于回归系数的协整检验,具有良好的小样本特性并被广泛运用的多变量协整检验方法。因此,课题组采用 Johansen 协整检验法检验各变量之间是否存在协整关系。而 Johansen 协整检验的最优滞后阶数比无约束 VAR 模型的最优滞后阶数小 1,故必须先搞清楚无约束 VAR 模型的最优滞后阶数。由表 4 可知,LR、FPE、AIC、SC 和 HQ5 个评价指标全部认为应建立 VAR(2)模型,即 VAR 模型的最优滞后阶数为 2 阶,因此,可以确定 Johansen 协整检验的最优滞后阶数应为 2 阶。

根据各变量的平稳性检验结果,通过一阶差分后的变量均平稳,因此可以得到 Johansen 协整检验的轨迹统计量检验和最大特征值统计量检验以及建立协整方程。

表 4 依据滞后长度标准选取蔬菜 VAR 模型的滞后阶数

Table 4 According the lag length to select lag order of VAR model

滞后期 Lag	对数似然值 LogL	似然比 LR	最后预测误差 FPE	赤池信息标准 AIC	施瓦茨信息标准 SC	汉南-奎因信息标准 HQ
0	-78.17629	NA	1.30e-10	-11.41174	-11.23791	-11.44747
1	-107.8165	36.48020 *	1.88e-11	-13.51022	-12.64107	-13.68887
2	-139.3668	19.41558	5.25e-12 *	-15.90258 *	-14.33810 *	-16.22415 *

注: * 表示按照该数字所在行的滞后期数选择最优滞后阶数。

Note: * represent according to lag periods where in the value line to select the optimal lag order.

表 5 特征根迹检验结果

Table 5 Test results characteristic root trace

原假设	特征值	迹统计量	5%临界值	P 值
Hypothesized	Eigenvalue	Trace statistic	0.05 critical value	Prob.
None *	0.976899	96.71074	54.07904	0.0000
At most 1 *	0.842401	47.72815	35.19275	0.0014
At most 2 *	0.786012	23.70801	20.26184	0.0161
At most 3	0.245619	3.664145	9.164546	0.4644

注: * 代表在 5% 的显著性水平拒绝原假设。表 6 同。

Note: * represents 5% significance level to reject the null hypothesis. The same as table 6.

表 6 最大特征值检验结果

Table 6 Test results of the largest eigenvalue

原假设	特征值	最大特征值	5%临界值	P 值
Hypothesized	Eigenvalue	Trace statistic	0.05 critical value	Prob.
None *	0.976899	48.98259	28.58808	0.0000
At most 1 *	0.842401	24.02014	22.29963	0.0285
At most 2 *	0.786012	20.04386	15.89210	0.0105
At most 3	0.245619	3.664145	9.164546	0.4644

根据以上结果,可以建立协整方程。由此可知,在 1998—2012 年的样本期间内,LNRNP、LNRHP、LNRMSC、LNOPM 之间存在协整关系,即长期稳定的均衡关系,并具有 3 个协整方程,其中以 LNRNP 作为被解释变量的标准化协整方程如下:

$$\text{LNRNP} = 0.682308\text{LNRHP} + 0.085065\text{LNRMSC} + (0.02914) \quad (0.08398)$$

$$1.288152\text{LNOPM} + 7.441476, \quad (0.11038) \quad (0.73789)$$

$$\text{Log likelihood} = 127.5128.$$

2.3 协整检验结果的解释

鉴于 LNRNP 与 LNRHP、LNRMSC、LNOPM 之间在 99% 的置信度下具有长期稳定的均衡关系,课题组可以对上述协整方程作出如下解释。

若其它影响因素不变,则实际蔬菜单位产品出售价格每提升 1 百分点,蔬菜种植平均 667 m² 实际净收益则提高约 0.68 百分点,即蔬菜提高价格会对促进菜农增收的弹性系数为 0.68。近年来,蔬菜价格波动幅度较大,其越来越成为影响农民增收重要因素,政府提出“菜篮子”工程旨在保证蔬菜充足供应前提下满足消费者需求及增加菜农收入,然而“菜贱伤农”和“菜贵伤民”现象仍然存在,虽然价格波动确实会带来一定程度收益增加,但是农民实际收入并未因为价格上涨而增加多少,因价格大起大落造成收入不稳定而使农民苦不堪言。

若其它影响因素保持稳定,则平均 667 m² 实际物质与服务费用每增加 1%,蔬菜种植平均 667 m² 实际净收益增加 0.085,即物质与服务费用上涨促进蔬菜种植农户增收的杠杆效应接近 0.1 倍。表明物质服务费用在增加的同时,不仅不会导致蔬菜收益的降低,反而会对其造成正效应。这是近年来,由于人工成本占生产成本的比重已经超过物质服务费用成为影响生产成本的主要因素,物质服务费用近 10 年虽有所提升,但增加幅度远低于人工成本,2012 年物质服务费用占比由多到少依次有肥料费(32.39%)、农膜费(11.77%)、固定资产折旧(10.61%)、销售费用(10.30%)、种子费(9.91%)等,可见在蔬菜种植方面,基础设施建设以及肥料等生产材料投入的增加带来的产量及销售收入的上升会抵消部分费用投入增加造成的生产成本的上升,进而使实际净收益增加。

若其它因素保持不变,蔬菜 667 m² 产量每提高 1 百分点,蔬菜种植平均 667 m² 净收益增长 1.29 百分点,表明提高蔬菜单产对蔬菜种植户增收的杠杆效应高达 1.3 倍左右。在假定蔬菜单位产品出售价格、物质与服务费用保持不变的条件下,蔬菜种植单位面积产量的提高意味着蔬菜种植平均 667 m² 净收益的增加,可以说,蔬菜价格大幅上升或下降固然会促进收益增加,但这种增收仅是不稳定的,并不会给农民实际收益带来有效上涨,而蔬菜单产的提高,在政府提出稳定蔬菜供应政策的前提下,固然成为促进蔬菜种植收益提高有效而稳定的因素。

3 结论及对策

实证分析显示,蔬菜单位产品出售价格、平均 667 m² 物质与服务费用以及单位面积产量均是影响蔬菜种植净收益的关键因素。提高蔬菜出售价格以及提高单位面积产量是增加农民收入的 2 个关键措施,而适当增加物质与服务费用虽然可以增加蔬菜净收益,但如果费用使用不当,则容易减少净收益,造成“高投入、低产出”现象。目前阶段,尽管物质与服务费用的上涨具有成本推进方面的合理性,但是在目前蔬菜市场价格波动较大的背景下,设法抑制农业生产资料服务价格的过快上涨仍然具有现实意义。因此,提高蔬菜净收益应当主要依靠蔬菜出售价格的提高及单产的增加。

建立稳定蔬菜价格及提高蔬菜单产之间有效连接的体制机制。虽然收益是影响菜农种植积极性的关键因素,但就目前市场而言,蔬菜市场价格波动远超出合理浮动范围而增加诱发通货膨胀可能性,从而给农民带来损失。因此,应当建立以市场为导向的蔬菜价格保障制度。以市场为基础,政府补贴为辅,建立农产品目标价格制度,逐步形成“价高补民,价低补农”的蔬菜价格调控机制,切实保证消费者利益和农民收益。逐步实现蔬菜定价机制的市场化和定价水平的合理化,构建蔬菜价格与生产成本和供求关系之间稳定的联动关系^[7],促使蔬菜价格能有充分反映市场供求关系又能反映蔬菜种植投入产出效率,并最终实现以政府价格支持政策为辅助的蔬菜市场化定价机制。

建立健全蔬菜产业投入保障机制。目前蔬菜生产基础依然薄弱,灌溉和排涝及抵御自然灾害风险等相关基础设施供给严重不足,这不利于蔬菜增产增收。政治经济学认为,社会生产力决定生产率,而基础设施及生产工具的完善是决定生产力的重要因素,生产投入不足会影响生产效率。因此,合理安排蔬菜种植投入,如建立蔬菜产业发展稳定基金,加大对蔬菜种植财政补贴,实现对蔬菜产业持续而稳定物质、资金和技术支持,从而为提高粮食收益和增加农民收入提供制度保障。

合理控制蔬菜种植的物质与费用投入,实现合理成本结构下增加菜农收入。采取有效措施抑制农业生产资料价格的过快上涨,从降低成本和充足供给 2 方面着手

抑制农业生产资料过快上涨,具体措施有:在继续发挥供销社系统农资供应主渠道作用的同时,着力培育新型农村社区性“供给合作社”,通过合作社统一的批发式采购,降低各社员农户的农资购买成本及其它交易费用;继续对农资生产企业在税费征收、原料供应、财政补贴等方面执行扶持性优惠政策,并加强农资价格监督,从而有效控制农资生产成本的过快上涨;加强和改进农业技术推广工作,免费或廉价向农民传授实用生产技术,既可改善农业生产投入的经济效益,又可节约投入品的使用量,减少对农资的市场需求,从而抑制农资价格过快上涨^[5]。

参考文献

- [1] 周振亚,李建平,张晴,等.我国蔬菜价格问题及其成因分析[J].农业经济问题,2012(7):91-95.
- [2] 冯朝阳.蔬菜价格波动与菜农种菜行为的实证研究[J].新疆农垦经济,2014(1):40-45.
- [3] 项朝阳.我国蔬菜生产成本收益波动研究[J].长江蔬菜,2012(21):2-5.
- [4] 孙倩,穆月英.蔬菜价格变动,影响因素及价格预测——以北京市批发市场为例[J].中国蔬菜,2011(9):9-14.
- [5] 彭克强.中国粮食生产收益及其影响因素的协整分析——以 1984—2007 年稻谷,小麦,玉米为例[J].中国农村经济,2009(6):13-26.
- [6] 曾福生,戴鹏.粮食生产收益影响因素贡献率测度与分析[J].中国农村经济,2011(1):66-76.
- [7] 郑军,史建民.山东省玉米种植成本收益时序变化与特征分析:1998—2010 年[J].农业现代化研究,2013(11):744-748.

Cointegration Analysis About Influencing Factors of Vegetable Planting Earning in Large and Medium-sized Cities

LI Li, SHI Jian-min

(School of Economic Management, Shandong Agricultural University, Tai'an, Shandong 271018)

Abstract: Selected the national large and medium-sized cities data in 1998—2012 about vegetables by using unit root and cointegration test to establish a cointegration equations on the influencing factors of vegetable planting income for the empirical analysis. The results showed that, yield per unit area was the primary factor affecting the income of farmers, the second influencing factor were the selling price per unit of product unit area of material and service fee. Improving the mechanism of prices of vegetables, rational allocation of material and service cost of inputs were important ways to increase the vegetable planting benefit.

Keywords: the large and medium-sized city; benefit of vegetable planting; influence factor; cointegration