

陕西省农产品加工企业产值对 农民收入的影响分析*

——基于协整检验和格兰杰因果检验

韦 珍,王征兵

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

摘 要 为探讨陕西省农产品加工企业产值对农民收入的影响,运用协整检验和格兰杰因果检验分析方法,采用 Eviews3.1 软件分析了陕西省 1995—2007 年农产品加工企业的产值和农民收入。结果表明,农产品加工企业产值和农民收入存在长期稳定的关系和互为因果的关系;在长期中,农产品加工企业产值增加 1 个单位,农民收入增加 0.899 7 个单位;在短期中,两者的协整关系以 7.79% 的修正力度拉回均衡状态,农产品加工企业的产值与农民收入的相互拉动效应会滞后 1 期。针对此结论提出搞好发展规划、促进精深加工、出台扶持政策等建议,推动农产品加工业的发展。

关键词 农产品加工企业;农民收入;影响分析;协整检验;格兰杰因果检验

中图分类号:F326.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2010)06-0036-04

从 20 世纪 70 年代开始,我国农产品加工业开始发展。进入 21 世纪,在市场需求拉动,政府宏观引导和政策扶持下,我国农产品供求结构发生了根本变化,农产品加工业进入了新的发展时期。2002 年我国农产品加工业在全部工业结构中,企业单位数占 33.36%,工业总产值占 24.55%,产品销售收入占 23.39%。在全国范围内形成了一批特色鲜明的农产品加工企业和名牌产品^[1]。陕西省农产品加工企业涉及食品加工、食品制造、饮料制造业、纺织业、服装制造业等 20 多个行业,农民从农产品乡镇企业中得到的工资收入占农民人均收入的 11%^[2]。除了工资收入,农产品加工企业还以收购农产品等形式对农民收入产生影响。

国外学者对农产品加工企业和农民收入的关系研究较少,其相关研究主要集中在农产品加工业上^[3]。相对而言,国内学者对该问题的研究较多。姜开圣等^[4]通过扬州市龙头企业和江苏省一些龙头企业的分析,提出突出创新意识、调整营销思路、加强与农户的利益联结和加快标准化进程的措施促进农民增收。刘巍^[5]以山西省的农产品加工企业调查数据为例说明农产品加工业在带动农业发展的同时,也可以吸纳农村剩余劳动力,带动农民脱贫致富

增加收入。王志刚等^[6]运用 3 个经典博弈论模型对我国农产品加工企业面临的困境进行合理解释,提出了大力培育强势龙头企业从而促进农民增收的对策。张庆^[7]基于区域经济学的理论对我国农产品产业带建设进行分析,认为我国应该加快农业结构调整步伐,支持农产品精深加工企业的发展,从而带动农业产业带发展和农民增收。李瑜^[8]用经济学理论对组织模式进行分析,提出农产品加工企业应该选择合理的经营模式,来达到农产品的增值、农业生产经营效率提高、农民增收的目的。

国内学者的研究仅指出农产品加工企业可以促进农民增收,并没有从量上得出促进增收的程度。本文选取陕西省 1995—2007 年的农民收入值和农产品加工企业产值,进行协整分析并对回归结果进行误差修正,对农产品加工企业总产值和农民收入进行格兰杰因果检验,得出农产品加工企业农民收入的影响程度。

一、农产品加工企业和农民收入的 协整分析和格兰杰因果检验

协整分析是一种揭示两个变量间的长期稳定均

收稿日期:2010-10-21

* 新世纪优秀人才支持计划(NCET-05-0859);国家自然科学基金项目“村干部在农村经济管理中的激励与制约机制研究”(70273035)。

作者简介:韦 珍(1986-),女,硕士研究生;研究方向:现代企业管理。E-mail:weizhen2003070419@yahoo.com.cn

衡关系的方法。协整关系存在判断的条件是:只有当两个变量的时间序列 $\{x\}$ 和 $\{y\}$ 是同阶单整序列时,才可能存在协整关系。因此在进行 y 和 x 两个变量协整关系检验之前,先用单位根检验对两个时间序列 $\{x\}$ 和 $\{y\}$ 进行平稳性检验。格兰杰因果检验方法由英国著名计量经济学家格兰杰(Granger)于 1969 年提出,后经 Hendry 等人发展的一种鉴定变量间因果关系的计量方法。

1. 数据来源

在陕西省内农产品加工企业的类型较多,归结起来包括食品加工企业、食品制造企业、饮料制造企业、纺织企业、服装制造企业、皮革毛皮羽绒制品企业和医药制造企业。用这些企业的总产值代表陕西省农产品加工企业的发展水平。用陕西省农村家庭人均收入来表示农民的收入水平(见表 1)。

表 1 1995—2007 年陕西省农民收入值
与农产品加工企业产值

年份	农民人均收入/元	农产品加工企业产值/万元
1995	962.89	602 988.00
1996	1 165.10	752 653.00
1997	1 273.30	775 938.00
1998	1 405.59	878 153.00
1999	1 455.86	929 841.00
2000	1 443.86	951 683.00
2001	1 490.80	812 623.00
2002	1 596.25	737 599.00
2003	1 675.66	769 963.00
2004	1 866.52	986 384.00
2005	2 052.63	1 272 022.00
2006	2 260.19	1 673 623.00
2007	2 644.69	2 183 469.00

注:农民收入数据来自《中国统计年鉴》(1996—2008 年);农产品加工企业产值数据来自《中国乡镇企业年鉴》(1996—2008 年)。

2. 数据预处理

在分析的过程中,为了消除异方差和时间序列的大的波动,并且考虑到归一后不会消除变量之间的相关关系,首先运用 x 归一后 $= (x \text{ 归一前} - X_{\min}) / (X_{\max} - X_{\min})$,分别对陕西省农民人均收入和陕西省农产品加工企业归一化。 Y 代表陕西省农民人均收入归一后的值, X 代表陕西省农产品加工企业的总产值归一后的值。

3. 单位根检验

单位根检验是一种有效的检验时间序列平稳性的方法,本文采用 ADF 检验方法。虚拟假设为 $H_0: \alpha=0$,即存在一个单位根,序列为不平稳序列。ADF 检验采用 OLS 法(最小二乘法),若检验所得

的统计量值小于临界值,则拒绝假设,认为时间序列不存在单位根,是平稳的^[9]。整个检验结果可以通过 Eviews3.1 软件下面的单位根检验(unit root test)得出。农民收入和农产品加工企业产值的单位根检验结果见表 2。

表 2 农民收入和农产品加工企业产值的单位根检验结果

变量	检验类型 (C,T,K)	ADF 检验值	5%显著性 水平临界值	10%显著性 水平临界值
Y	(C,0,1)	2.82	-1.98	-1.63
X	(C,1,2)	-1.38	-3.99	-3.45
$\Delta Y(C,1,1)$	-0.63	-3.99	-3.45	
$\Delta X(C,1,2)$	-1.46	-4.08	-3.49	
$\Delta^2 Y(C,1,1)$	-4.13	-4.08**	-3.49*	
$\Delta^2 X(C,1,2)$	-9.51	-4.20**	-3.55*	

注:该表中 Δ 表示一阶差分, Δ^2 表示二阶差分;检验类型中的 C、T 和 K 分别表示常数项、趋势项和滞后阶数;T 为 0 表示不含趋势项,T 为 1 表示含有趋势项;当 ADF 值大于临界值时,序列不平稳;* 表示 10%显著性水平下平稳,** 表示 5%显著性水平下平稳。

由表 2 得, Y 和 X 的 ADF 值均大于 10%显著性水平下的临界值,所以变量本身不是平稳时间序列。其一阶差分形式 和的 ADF 值也都大于 10%显著性水平下的临界值,也不是平稳时间序列。 Y 和 X 的二阶差分形式的 ADF 值小于 5%显著性水平下的临界值,则 Y 和 X 的二阶差分形式在 5%的显著性水平下平稳,所以判断 Y 和 X 在 95%的概率下是二阶单整序列,符合协整检验的前提条件。

4. 协整检验

通常运用两种方法来检验变量之间的协整关系:一种是适用于大样本容量的 EG 两步检验法;另一种是 Johansen 极大似然估计法。Johansen 法是通过 Johansen 的迹统计量检验协整向量个数 r ,假设 $r=0$ 开始检验,若接受假设表明无协整关系;若拒绝 H_0 ,令 $r=1$ 检验结果,若接受假设说明存在一个协整方程。由 Eviews 软件可以得出结果见表 3。

表 3 农产品加工企业产值和农民收入的协整检验结果

迹检验 统计量	5%显著性 水平临界值	1%显著性 水平临界值	零假设
32.58	25.32	30.45*	$r=0$
8.02	12.25	16.26	$r=1$

注:上述统计量是在有常数项,有趋势项情况下得出,* 代表在 1%显著水平下拒绝原假设,即两者存在协整关系。

由表 3 可知,迹检验统计量大于 5%显著性水平的临界值,所以拒绝假设,即 Y 和 X 存在长期的协整关系。陕西农产品加工企业总产值和农民收入之间存在一个协整关系:

$$Y=0.161\ 1+0.899\ 7X$$

(1)

(1)式表明 Y 和 X 是正向相关的关系,相关系数为 0.899 7。其表达含义是:在长期中,农产品加工企业的产值每增长 1 个单位,农民收入就增长 0.899 7个单位。

5. 误差修正模型

在变量具有协整关系的前提下,可以通过建立误差修正模型来描述变量短期波动和长期均衡之间的关系。协整分析为建立误差修正模型奠定了基础,根据 Granger 定理得,估计误差修正项为:

$$ECM=Y-0.161\ 1-0.899\ 7X\tag{2}$$

将(2)式代入误差修正模型,用 OLS 法估计相应参数如下:

$$DY=0.039\ 4DY(-1)+0.435\ 3DX+0.077\ 9ECM+0.039\ 4\tag{3}$$

其中(-1)表示该变量滞后的期数, ECM 为误差修正项,其系数表示长期均衡对短期波动的调整力度。(3)式表明,当陕西省农产品企业的总产值对农民收入的波动偏离长期均衡时,其协整关系可以 7.79%的力度将其拉回均衡状态。

6. 格兰杰因果检验

协整检验证明了平稳变量之间在长期内具有均衡关系,这种均衡关系是否是因果关系还需要进行格兰杰因果检验。格兰杰因果检验的前提是两个变量同为平稳序列。由表 2 可知,农产品加工企业总产值和农民收入满足格兰杰因果检验的前提。农民收入和农产品加工企业产值检验结果见表 4。

表 4 农民收入和农产品加工企业产值的格兰杰检验结果

滞后期	原假设	观测值	F 值	P 值
1	Y 不是 X 的格兰杰原因	12	1.06 *	0.33 *
	X 不是 Y 的格兰杰原因	12	0.86 *	0.38 *

注: * 表示拒绝原假设。

格兰杰因果检验显示,当滞后 1 期时, F 值都大于 P 值,拒绝原假设。这说明农产品加工企业的产值与农民收入是互为因果关系的,农产品加工企业的总产值和农民收入会有相互拉动的效应。

二、结论与建议

1. 结 论

通过对陕西省农产品加工企业产值和农民收入的协整检验,并在此基础上构造了误差修正模型和进行格兰杰因果检验,可以得出陕西省农产品加工企业的产值和农民收入之间有长期稳定的均衡关系。通过实证分析,可以得出以下几个结论。

(1)陕西省农产品加工企业的产值和农民收入存在长期的协整关系。陕西省农产品加工企业的产值和农民收入值作为时间序列不平稳,但二阶差分后平稳,得出农产品加工企业的产值每增长 1 个单位,农民收入就增长 0.899 7 个单位。

(2)由格兰杰因果检验结果可以得出,当滞后 1 期时,农产品加工企业的产值与农民收入是互为因果关系的。说明农产品加工企业产值和农民收入具有相互拉动的作用,应该加大力度发展陕西省农产品加工企业,从而达到促进农民增收的效果。但是农产品加工企业产值和农民收入的相互拉动增长还需要一个过程。

(3)由误差修正模型可以看出,当陕西省农产品企业的总产值对农民收入的波动偏离长期均衡时,其协整关系可以以 7.79%的力度将其拉回均衡状态。所以陕西省农产品加工企业只有经过长期的持续健康稳定的发展才能促进农民增收。

2. 建 议

(1)解放思想,围绕资源和区位优势,搞好发展规划。发展农产品加工企业已经成为我国农村经济增长、农民生活水平提高的重要途径。积极发展陕西省农产品加工业,围绕本地主导产业,有计划地办好各种类型的加工企业,重点发展以农副产品为主要来源的加工业,把农产品加工业发展壮大起来。要特别重视发挥好杨凌农业科技产业示范区的示范效应。

(2)适应新的消费需求,促进农产品精深加工。加快对现有落后的农产品加工工艺的改造,鼓励采用高新技术和先进工艺,提高农产品加工企业的加工能力和产品档次,促进农产品加工企业的精深加工,从而促进农民增收。

(3)制定政策,强力推动农产品加工企业发展。要充分认识到发展农产品加工业对农村经济的巨大促进作用,加大扶持力度,采取多项切实可行的政策,做好各项服务工作。如尽量减免税收、农机站工作人员与龙头企业的挂钩服务制度、建立农产品订单风险专项资金等等。

参 考 文 献

[1] 中国科学技术部农村与社会发展司,中国农业机械化科学研究院,中国包装和食品机械总公司. 中国农产品加工业年鉴[M]. 北京:中国农业出版社,2003:67-68.

- [2] 中国科学技术部农村与社会发展司,中国农业机械化科学研究院,中国包装和食品机械总公司. 中国农产品加工业年鉴[M]. 北京:中国农业出版社,2006:71-72.
- [3] JAISWAL N K, SRIVASTAVA K B. Transfer of farm technology to small farmers:A study of organizational problems in India[J]. Agricultural Administration,1976(3):249-262.
- [4] 姜开圣,韩世来,沙志芳. 农业产业化龙头企业的发展壮大及其对农民收入的影响[J]. 农业经济问题,2003(3):25-29.
- [5] 刘巍. 发展农产品加工业增加农民收入[J]. 农业经济,2003(11):35-36.
- [6] 王志刚,王珊. 农产品加工企业经济行为的博弈论分析[J]. 商业研究,2006(24):140-143.
- [7] 张庆. 优势农产品产业带建设:基于区域经济学的理论分析与对策思考[J]. 经济体制改革,2007(3):79-83.
- [8] 李瑜. 农产品加工企业与农户经营组织模式选择的经济学分析[J]. 经济问题探索,2007(5):126-130.
- [9] 李子奈,叶阿忠. 高等计量经济学[M]. 北京:清华大学出版社,2000:255-256.

The Influence of Shaanxi’s Farm Products Processing Enterprise to Farmer’s Income

——Based on Co-integration Test and Granger Causality Test

WEI Zhen,WANG Zheng-bing

(College of economics and management ,Northwest A&F University ,Yangling ,Shaanxi,712100)

Abstract To research the influence that Shaanxi’s farm products processing enterprise effect farmer’s income,after the Co-integration Test and Granger Causality Test,this paper analyses the farm products processing enterprise and farmer’s income based the data from 1995 to 2007. It can be concluded that the farm products processing enterprise’s output and farmer’s income have the effect of reciprocal causation. When the farm products processing enterprise’s output value increase 1 unit, the farmer’s income can increase 0. 899 7 unit in the long period. The co-integration can pull the fluctuation to the equilibrium state at the power of 7. 79% in the short period. The reciprocal causation between farm products procession enterprise’s output and farm’s income can be lagged 1 year. Based on this conclusion,the paper make the proposal of doing good development plan,promoting deep processing and introduction the supportive policy to improve the development of farm product processing industry.

Key words farm products processing enterprise; farmer’s income; influence analysis; Co-integration Test; Granger Causality Test

(责任编辑:金会平)