华南农业大学学报(社会科学版)
2006年第4期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 4 2006
(第5卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 5)

农产品加工业规模对农民收入影响实证分析

时 悦, 王 红

(黑龙江八一农垦大学 经济管理学院, 黑龙江 大庆 163319)

摘 要: 运用1982年—2004年统计数据对农产品加工业规模与农民收入关系进行分析,结果表明,农产品加工业规模是农民收入的格兰杰原因,且二者存在协整关系,协整系数为0.2684。结论是在扩大农产品加工业规模的同时,逐步提高农产品加工层次和加工率,延长产业链条,实现农产品多次加工增值将有助于增加农民收入。

关键词: 农产品加工业; 农民收入; 格兰杰检验; 协整分析

中图分类号: F326.5 **文献标识码**: A **文章编号**:1672-0202(2006)04-0046-04

一、引言

农产品加工通过延长农业产业链条,提高农业整体效益和农产品国际竞争力,实现农产品多倍增值,使农民在取得农业初级产品效益的同时分享由加工增值带来的更大好处[1,2]。发达国家的经验表明,农产品加工业应该是广大发展中国家工业化初期和中期阶段优先发展领域[3],对农民占人口大多数的中国,发展农产品加工业更具有现实意义,一方面,发展农产品加工业给农民带来收入的同时也促进了农村富余劳动力的转移,另一方面,即使在将来农村富余劳动力实现了充分转移,仍然会有相当一部分人以农业作为收入的主要来源,发展农产品加工业将有助于建立农民增收的长效机制。经过改革开放20多年的发展,中国农产品加工业在提升农业整体实力,促进农业产业结构调整和农民增收方面做出了重要贡献,但农产品加工业如何影响农民收入以及在多大程度上促进农民增收仍然是一个值得深入分析的问题。

二、指标确定及说明

本文主要涉及农产品加工业总产值和农民人均纯收入两项指标。

农产品加工业总产值是反映一定时间内农产品加工业生产总规模和总水平的重要指标,1985年—2004年数据采用统计年鉴中按行业分全部国有及规模以上非国有工业企业中以农产品为加工原料的农产品加工业总产值,由于2004年和2005年统计年鉴中没有单列以农产品为加工原料的农产品加工业指标,本文依照中国国家统计局对农产品加工业的划分,将农副食品加工业、食品制造业、饮料制造业、烟草制品业等12个行业的工业总产值加总得到2003年、2004年农产品加工业总产值数据。1982年—1984年数据分别用当年的轻工业总产值代替,由于这一时期初级农产品加工在轻工业中占有相当的比重,所以不会影响对问题的分析。

农民收入采用历年统计年鉴中农村居民人均纯收入指标,为更好地反映因素间的关系,在人均纯收入指标中扣除了农村居民的转移性收入和财产性收入。

三、方法介绍及实证分析

(一)格兰杰检验与协整分析[4,5]

1. 格兰杰检验(Granger test)

实际中经济变量之间的因果关系并不十分清楚,即使理论上存在因果关系的经济变量在实践中也可能不存在

收稿日期:2006-07-23

作者简介:时 悦(1976-),男,黑龙江绥化市人,黑龙江八一农垦大学经济管理学院讲师,主要研究方向为农业经济.

因果关系,为避免伪回归,更加真实地反映经济变量间的关系,应该首先对变量间的因果关系进行检验。格兰杰检验就是一种检验经济变量因果性的很有用的统计方法,这种方法主要依据各变量滞后变量对另一变量的影响程度来判断因果关系的存在性及其方向,由于因果关系方向并不清楚,所以通常检验模型形式如下:

$$Y_t = \delta + \sum_{i=1}^{p} \alpha_t Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_t X_{t-j} \quad (1)$$

$$X_t = \gamma + \sum_{i=1}^{p} \alpha_t X_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_t Y_{t-j} \quad (2)$$

模型(1)和(2)分别用来检验 X 的滞后、Y 的滞后对当期变量 Y 和 X 的影响,检验统计量的基本形式为:

$$F = \frac{(RSS_0 - RSS_1)/q}{RSS_1/(t-2q-1)}$$

其中 RSS_0、RSS_1 分别是原假设和备择假设条件下的误差平方和,很明显该统计量服从 $F \sim F(q, t-2q-1)$,若该统计量在临界值的右侧,则拒绝原假设,对于模型(1)和(2)意味着 X 的滞后、Y 的滞后分别是当期 Y、X 的原因,否则接受原假设,即 X 的滞后、Y 的滞后不是当期 Y、X 的原因。

2. 协整简介

单整:如果时间序列 X_t 的均值与时间无关,方差有限且不随时间的推移而发生变化,则序列 X_t 为稳定序列,否则即为非平稳序列,若需经过 d 阶差分才能平稳,称其为 d 阶单整,即 $X_t \sim I(d)$。单整可以通过 DF、ADF 检验。

协整:协整理论是 20 世纪 80 年代发展起来的新的建模理论,1987 年恩格尔和格兰杰(Engle and Granger)首先给出了协整的严格定义,即:对于两个序列 $\{x_t\}$ 与 $\{y_t\}$,如 x_t、$y_t \sim I(1)$,且存在一组非零常数 a_1,a_2,使得 $a_1 x_t + a_2 y_t \sim I(0)$,则 $\{x_t\}$ 与 $\{y_t\}$ 是协整的。

协整检验一般采用 Engle—Granger 检验法,其基本步骤为:

第一步,用 OLS 方法估计回归方程,结果如下:

$$Y_t = aX_t + b$$

第二步,对上述回归模型的残差序列进行单位根检验,检验模型如下:

$$\Delta e_t = \alpha + \beta_t + \eta e_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t$$

若 η 显著异于零,则认为残差序列为平稳序列,不存在单位根,消费与收入序列协整,否则就要继续检验不含趋势项、不含趋势项和截距项的残差序列,直到可以判断残差序列是否为平稳序列。

(二)实证分析

数据区间为 1982—2004 年,本文所用数据来源于历年《中国统计年鉴》,并根据需要对数据进行了处理,农产品加工业规模与农民收入数据如表 1 所示:

表 1　历年农村居民人均纯收入与农产品加工业总产值数据

年份	农产品加工业总产值(X)	农村居民人均纯收入(Y)	年份	农产品加工业总产值(X)	农村居民人均纯收入(Y)
1982	276.6	245.6	1994	1462.643	1144.8
1983	295.4	285.2	1995	1586.93	1479.4
1984	333.5	328.1	1996	1798.594	1813.3
1985	280.581	368.1	1997	1910.688	1987.2
1986	303.94	394.9	1998	1839.939	2039.6
1987	364.79	441	1999	1893.106	2078.5
1988	471.701	520.9	2000	2106.985	2129.6
1989	562.637	571.5	2001	2360.458	2231.5
1990	611.974	657.3	2002	2714.1	2326.7
1991	700.007	675.6	2003	3449.27	2459.6
1992	827.898	746	2004	4076.902	2744.3
1993	1047.038	873			

注:1、表中数据均按当年价格列出;2、农村居民收入中扣除了转移支付和财产性收入;3、农村居民人均纯收入单

位为元,农产品加工业总产值单位为10亿元。

农产品加工业规模与农民收入的因果性检验,本文采用格兰杰检验(Granger test)。由于影响农民收入的因素很多,如果直接对农民收入与农产品加工业总产值进行回归很可能出现自相关和异方差问题,因此采用常用的双对数模型。为确保检验结果的强健性,对各滞后阶数进行了检验,格兰杰因果性检验结果如下:

表2 格兰杰检验结果

滞后阶数	原假设	F统计量	概率	结论
1	lnX不是lnY的格兰杰原因	11.6513	0.00291	拒绝原假设
	lnY不是lnX的格兰杰原因	0.26248	0.61433	接受原假设
2	lnX不是lnY的格兰杰原因	5.52314	0.01500	拒绝原假设
	lnY不是lnX的格兰杰原因	0.46322	0.63743	接受原假设
3	lnX不是lnY的格兰杰原因	2.58212	0.09815	接受原假设
	lnY不是lnX的格兰杰原因	1.17627	0.35665	接受原假设

从检验结果可以看出,当显著性水平为5%,滞后阶数为1、2阶时,lnX是lnY的格兰杰原因,滞后阶数为3时lnX、lnY不存在因果关系。于是可以认为农民收入受农产品加工业总产值的影响,以下检验二者是否存在长期均衡关系。

单位根(ADF)检验。只有两变量同阶单整时,才有可能存在协整关系,检验结果如下:

表3 ADF检验结果

变量	检验类型	DW	ADF	临界值
lnY	(c,t,1)	2.18	-2.86	-3.64
lnX	(c,t,2)	1.41	-3.03	-3.66
△lnY	(c,n,2)	1.81	-3.14	-3.03
△lnX	(c,n,2)	1.84	-3.65	-3.03

注:1、临界值为5%显著性水平的值;2、检验类型中c表示含有截距项,t表示含有趋势向,n表示不含趋势项,数字表示滞后阶数;3、从检验结果看,农民收入与农产品加工业总产值原序列ADF值大于5%水平下的麦金农临界值,因此,原序列为非平稳序列。原序列的一阶差分序列的ADF值小于5%水平下的麦金农临界值,可判断原序列的一阶差分序列为平稳序列,lnY、lnX一阶单整,即lnY、lnX~I(1)。

根据上述检验结果,对农民收入与农产品加工业总产值进行协整分析,运用OLS得到的回归方程如下:

$$lnY = 0.8910lnX + 0.7232$$
$$(26.35) \quad (3.08)$$
$$R^2 = 0.97 \quad DW = 0.48 \quad F = 694.38$$

回归方程残差序列平稳性检验结果如下:

变量	取值	DW	ADF	临界值
e	(c,n,0)	1.93	-4.35	-3.03

可以断定,回归残差序列原序列为平稳序列,故农民收入与农产品加工业总产值存在协整关系。

回归方程拟合程度很高,但根据DW值可以判断回归方程存在严重的正自相关,为消除自相关,更真实反映农民收入与农产品加工业总产值之间的长期均衡关系,在回归模型中逐步引入AR(1)、AR(2),得到如下滞后回归模型:

$$lnY = 0.2684lnX(-1) + 6.2894 + [AR(1) = 1.474182509, AR(2) = -0.5030267353]$$
$$(2.29) \quad (3.78)$$
$$R^2 = 0.99 \quad DW = 2.04 \quad F = 1107.46$$

运用回归检验法可以判断回归模型的自相关已被消除,模型各参数通过检验。

由模型可以判断当期农民收入主要受农产品加工业规模滞后的影响,可能的原因有:1、市场本身固有的滞后性。市场经济条件下,价格信号传递到农民要经过若干环节,从而要花费一定时间,产生滞后;2、由于目前农业信息网络建设相对滞后,农业信息系统提供信息服务的整体功能低,难以满足用户对农产品市场信息的需求,而这些服务往往是农产品加工企业不愿或无法提供的,农民自己获取市场信息的能力有限,进行农业生产时主要依据上一时期的价格水平,从而发生滞后并最终反映到农民收入上[6]。

农民收入对农产品加工业规模的弹性系数为 0.2684,可以解释为农产品加工业规模每增加 1 个百分点,农民收入将增加 0.2684 个百分点。笔者认为这一弹性系数并不高,也就是农产品加工业规模对农民收入的促进作用没有充分体现出来,可能的原因有:1、长期以来重工轻农的战略使农产品加工增值部分更多的流向了企业,农民得到的很少,甚至还要损失一部分初级产品的收益。2、中国农产品加工率低、加工层次低。据统计,发达国家农产品加工率可以达到 90% 以上,而我国仅为 25% 左右,且多数农产品加工率低于 10%。从加工层次看,多数农产品加工处于初级加工和粗加工层次,导致农产品增值率低,农民从农产品加工增值中得到的好处有限。

四、结论

综上所述,农产品加工业规模是影响农民收入的因素,且农产品加工业规模是农民收入的格兰杰原因,长期中,二者存在协整关系,协整系数为 0.2684。改革开放以来,中国农产品加工业有了长足发展,对农民收入增长起到了一定促进作用,但应该注意到,由于体制原因及中国农产品加工业所处发展阶段,这一作用还没有充分体现出来。如果加快农业信息系统的建立,在扩大农产品加工业规模的同时,逐步提高农产品加工层次和加工率,延长产业链条,实现农产品多次加工增值将有助于增加农民收入。

参考文献:

[1]　孔　媛. 发挥后发优势,大力发展农产品加工业[J]. 生产力研究,2004,(3):47.
[2]　李姝睿,高　阳,王　勇. 加快农业产业结构调整,大力发展农产品加工业[J]. 农产品加工,2005,(3):64.
[3]　张润清,李崇光. 中国农产品加工业优先发展的经济学分析[J]. 农业经济问题,2004,(10):66.
[4]　庞　皓. 计量经济学[M]. 北京:科学出版社,2006,(1):274.
[5]　李子奈. 高等计量经济学[M]. 北京:清华大学出版社,2000,(9):51 - 53.
[6]　赵元凤. 中国农产品市场信息系统研究[M]. 北京:中国农业出版社,2004,(12):46.

Real Example Analysis on Influences of the Scale of Processing Industry of Agricultural Products on Peasant's Income

SHI Yue, WANG Hong
(*College of Economics and Management, HLJ Auguest First Land Reclamation University, Daqing* 163319, *China*)

Abstract: Statistical data between 1982—2004 is used to analyze relation between the scale of processing industry of agricultural products and peasant's income. The result indicate that the scale of processing industry of agricultural products is the Granger cause of peasant's income, and the two factors, and cointegration coefficient is 0.2684. Enhancing the agricultural products processing level and ratio, and lengthening the industrial chain which will contribute to rise in value many times while enlarging the scale of processing industry of agricultural products are helpful to increase peasant's income.

Key Words: processing industry of agricultural products; peasant's income; Granger test; cointegration analyzing