

et 网上投稿

et 网上订阅

录用查询

汇款查询

杂志栏目

● 经济研究

● 西部大开发

● 改革探索

● 新观察

● 理论经纬

● 三农问题

● 热门话题

● 企业论坛

● 区域经济

● 财经论坛

● 对外开放和贸易

● 综合论坛

● 经济全球化

● 产业集群研究

● 社会主义劳动理论探讨

● 面向21世纪的中国经济学

论文正文

我国农产品进口与农民收入变化的实证分析 *

上传日期: 2007年8月8日 编辑: 现代经济编辑部 点击: 560次

谢兵兵, 张鹏

(重庆大学贸易与行政学院, 重庆 400060)

*本文为重庆市哲学社会科学基金资助项目“三峡库区产业空心化对策研究”(2005-JJ03)的阶段性研究成果

摘要: 本文利用1981~2003年我国农产品进口和农民收入的数据,在描述农产品进口总量和农民收入变动的基础上,考察了农产品进口和农民收入之间的相关关系,通过采取单位根检验、协整检验,建立了误差修正模型。结果显示,两者在短期不存在Granger因果关系,但在长期却存在双向Granger因果关系。产生这种结果的原因主要是我国农产品的市场化程度不高,我国农产品市场的行为相当大程度由政府主导,农产品进口和农民收入的相互影响在短期内反应不够灵敏,但在长期却可以表现出来。

关键词: 农产品进口; 农民收入; 误差修正模型; Granger因果关系检验

一、引言

农产品进口和农民收入是宏观经济系统中相互作用的两个方面。90年代以来,中国的农产品进口贸易增长迅速,而从90年代后期开始,农民收入增长却持续放缓。理论上来说,农产品进口的增加会冲击国内农产品市场,进而引起农民收入的减少,反过来,农民收入的减少也会对农产品的进口造成一定程度的影响。但由于我国农产品市场具有一定的特殊性,它并非完全市场化,政府在其中占有一定的主导作用,因此,弄清我国农产品进口和农民收入之间存在何种相互关系以及二者之间的影响程度如何,是一个值得我们深入探讨的问题。

目前,对农民收入和农产品进口这两个方面分别进行研究的文献较多,而将农产品进口和农民收入结合起来进行研究的文献却相对较少。张冬平、刘旗[3]认为,各种农产品对不同农民群体的人均纯收入的影响程度是不同的,他们通过对农民收入的市场波动弹性分析,认为中低收入水平农民的收入市场波动弹性是高弹性的,而高收入水平农民的收入是缺乏弹性的,因此市场的波动对中低收入水平的农民的收入影响较大。姜林静[4]分别从农民收入构成角度、不同地区农民收入水平角度、农民增收的不同阶段角度和不同农户收入水平角度就农业剩余劳动力的转移对农民收入增长的影响进行了实证分析,得出农业剩余劳动力转移对农民收入增长贡献较大的结论。方东荔[5]分析了农民收入变化的现状,提出了五项增加农民收入的对策:实施工业反哺农业战略,发展农业产业化经营,提高农业综合生产能力,加快农村剩余劳动力转移和深化农村体制改革。周文贵、陈龙江分析了改革开放以来农产品进口的结构变化,并认为农产品进口对农业经济增长作出了一定的贡献。

另外许多学者从我国加入WTO这一方面对农民收入和农产品进口进行了分析。赖盛中[7]分析了加入WTO对我国农业的长期影响和短期影响,指出从长期看有利于增加农民的整体收入,但短期会导致农作物生产的相对萎缩,农产品进口增加,农业就业减少和种植业收入的下降,并针对产生的负面影响,提出尽快调整农业生产结构,利用WTO的条件扩大农产品出口和农业劳务输出等政策建议。周曙东[8]以江苏省为例,运用江苏省农业政策分析模型,对大宗农产品的关税配额进口可能带来的后果进行了分析模拟,指出我国加入WTO有助于解决部分农产品的短缺,有助于推动农业产业结构调整,但会造成农民收入下降,耕地流失和利用率下降等一系列问题。刘英[9]也认为加入WTO对我国农业有有利和不利两方面的影响,有利影响主要是可以利用国际农业资源与市场、促进我国农产品的出口等,不利影响主要是对粮食等农产品市场造成较大冲击、农民收入会受到影响等。

本文基于非平稳变量的Granger因果检验方法,就农产品进口与农民收入的Granger因果关系进行实证。本文首先通过分析农产品进口和农民收入两个变量的时间序列特征,建立描述它们之间动态关系的误差修正模型(以下简称ECM模型),最后应用ECM模型对农产品进口和农民收入的Granger因果关系进行检验。

二、农产品进口增长与农民收入变化的现状分析

我国农产品进口贸易增长迅速。从1981年到2003年的23年间,农产品进口总额增长了15倍多,特别是近年来表现为明显的上升趋势。从图1中可以看出,农产品进口在20世纪80年代前期有一个持续下降阶段,但80年代后半期有较大幅度的增长。80年代末和90年代初,农产品进口增长放缓,而后从1993年到1995年强劲上升,到1995年达到1016.3亿元的峰值。90年代后半期农产品进口呈现下降趋势,2000年出现回升。

2002年,我国农产品进口贸易回升,达到1028亿元。2003年,农产品进口再次强劲增长,一跃而攀升至1563.5亿元的历史巅峰。2000年以后农产品进口的强劲回升与增长反映了中国加入WTO以后,农产品进口一个在较高总量水平上的快速增长新阶段。

与农产品持续增长相对应,农民收入在经过了八十年代到九十年代初期的快速增长之后,开始持续放缓,甚至出现负增长。从1978年以来,我国开始逐步由计划经济体制向市场经济体制转轨,在改革过程中我国首先在广大的农村实行了家庭联产承包责任制,放弃了农业生产的政府行政指令性计划干预,改革开放在农村取得了巨大的成就,农民收入也取得了大幅度的提高。从图1中可以看出,我国农民人均收入由1981年的170.58元增加到1996年的1099.04元,增长6倍多。但从1997年开始,我国出现了工业品的结构性供给过剩现象,整个国民经济的增速减缓,农产品的需求也随之增长乏力,同时再加上农产品进口在1993年到1995年快速增长带来的冲击,农民收入出现了连续3年的下滑,从1997年的1168.08元下滑到2000年的1090.67元。直到2001年才开始回升,但增长仍然缓慢,到2003年年平均增长率仅为3.2%。

图1 中国农产品进口和农民收入

资料来源:1981年~1999年农产品进口数据来源于卢锋、梅孝峰[11]的计算,2000年~2003年数据来源于周文贵、陈龙江[6],所有原始数据均来源于《中国海关统计年报》1981年~1989年,《中国海关统计年鉴》1990年~2004年。农民收入数据根据历年中国统计年鉴计算整理。

三、基本模型与实证分析

(一)变量的选定及数据的获得说明

1、农产品进口总额(M)。联合国贸易与发展会议(UNCTAD)对农产品的范围作出了规定:农产品包括属于标准国际贸易分类(SITC)第0、1、2、3、4章中的全部商品减去第2章中的第27、28类商品。WTO依据海关统计协码编号(HS)也对农产品范围进行了界定,农产品贸易包含海关统计协码编号的0-24章中除去鱼类的所有产品,再加上其它章中的部分类别。鉴于鱼类产品在我国农产品进口中的重要地位,本文将农产品的范围界定为WTO农产品加上鱼类产品。

1992年,我国海关统计指标体系进行了一次大的调整,在这之前我国海关商品统计目录依据SITC编制,从1992年起转变以HS为基础制定。为此,本研究采用了卢锋、梅孝峰[11]根据他们提出的农业贸易产品HS-SITC体系的交叉编码关系而整理的我国农产品进口数据。本文数据已通过当年人民币兑美元汇率(中间价)将农产品进口总额转化成人民币为计价货币。

2、农民收入(Y)。由于农产品范围界定为WTO农产品加上鱼类产品,为了保证农产品出口与农民收入之间统计指标的对应,文中的农民收入是农村居民家庭人均纯收入中农、林、牧、渔业人均纯收入的加总。

(二)模型。本文所采用的数据是时间序列数据,而时间序列数据往往是不平稳的,对不平稳的时间序列变量进行的回归分析就可能产生伪回归,因此在设定模型形式和对模型进行估计之前,首先需要对LNM和LNY数据序列及其差分序列进行平稳性检验,其差分序列分别记为 ΔLNM 和 ΔLNY 。平稳性检验方法为先对变量原始值进行单位根检验,如果存在单位根,则对其差分,然后继续对差分进行检验。检验时采用ADF(Augmented Dickey-Fuller)单位根检验方法。滞后阶数k的选择根据AIC(Akaike Information Criterion)准则来确定。原始变量单位根检验结果如表1所示:LNM的ADF检验的t统计值为-3.757789,其绝对值小于1%临界值-4.467895的绝对值,因而接受LNM存在单位根的零假设;同样,接受时间序列LNY存在单位根的零假设。

表1 原始变量的单位根检验结果(ADF方法)

变量	检验类型(c,t,k)	ADF值	临界值(1%)	平稳否
LNM	(c,t,1)	-3.757789	-4.467895	不平稳
LNY	(c,t,3)	-2.241469	-4.532598	不平稳

注:样本区间1981年~2003年,各变量所代表的含义同前。在检验类型中,c表示含截距项,t表示含趋势项,k表示滞后阶数。

变量水平值的单位根检验结果表明变量原始值均为非平稳序列,不能直接进行回归分析。因此进一步检验 ΔLNM 和 ΔLNY 的平稳性,得出在1%的显著性水平上,拒绝存在单位根的零假设(表2)。因此,序列LNM和LNY都是1阶单整的。

表2 变量一阶差分值的单位根检验结果(ADF方法)

变量	检验类型(c,t,k)	ADF值	临界值(1%)	平稳否
ΔLNM	(c,o,3)	-4.090690	-3.857386	平稳
ΔLNY	(c,t,0)	-5.207170	-4.467895	平稳

注:c表示含截距项,t表示含趋势项,k表示滞后阶数。

表3 Johansen协整检验

协整方程个数	特征根	迹检验统计量	临界值(5%)	P值
没有	0.505657	16.00125	15.49471	0.0419
至多一个	0.055820	1.206204	3.841466	0.2721

标准化的协整方程为: $LNY = -0.681565LNM - 2.357385$

前面的ADF检验表明,尽管上述变量原始值是非平稳的,但其一阶差分均为平稳的,可以对其进行协整检验。要建立两个经济变量的关系模型,我们还需要检验它们之间

的协整关系。本文采用Johansen协整检验方法进行协整检验。Johansen协整检验结果(见表3)表明LNM和LNY存在唯一的C(1,1)阶协整关系,标准化的协整方程见表3最后一行。

在协整关系的基础上,我们可以建立农产品进口与农民收入变化关系的误差修正模型(ECM模型),其形式为:

$$\begin{aligned} \Delta LNY_t &= \beta_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1,i} \Delta LNY_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} \Delta LNY_{t-i} + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta LNY_t &= \beta_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2,i} \Delta LNY_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2,i} \Delta LNY_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned}$$

得到估计后的模型形式如下

$$\begin{aligned} \Delta LNY_t &= 0.077759 - 0.053973 \Delta LNY_{t-1} + 0.103562 \Delta LNY_{t-1} - 0.178822(LNY_{t-1} + 0.681565 LNY_{t-1} + 2.357385) + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta LNY_t &= 0.033030 - 0.281413 \Delta LNY_{t-1} + 0.618145 \Delta LNY_{t-1} + 1.297918(LNY_{t-1} + 0.681565 LNY_{t-1} + 2.357385) + \varepsilon_{2,t} \end{aligned}$$

但由估计后的误差修正模型可知,滞后解释变量对被解释变量的影响并不显著,t检验值都未获得通过,也就是说LNY与LNM之间的短期影响并不明显。

(三) Granger因果检验。根据向量误差修正模型(VEC)和组给出的Granger因果检验形式,利用Eviews5.0软件提供的检验功能对上述ECM模型进行因果检验,详细结果如表4、表5所示。根据表4的结果,在5%的显著性水平上,农产品进口与农民收入在短期不存在Granger因果关系。

但根据表5的结果,在5%的显著性水平上,农产品进口与农民收入在长期却存在双向Granger因果关系。这也与前面估计误差修正模型所得出的结果相一致,即LNY与LNM之间的短期影响不明显,但却存在长期协整关系。

表4 短期Granger因果关系检验

零假设	Chi方检验值	拒绝零假设的概率
$\Delta LNM \rightarrow \Delta LNY$ 短期因果关系	1.050284	0.3054
$\Delta LNY \rightarrow \Delta LNM$ 短期因果关系	0.413269	0.5203

表5 长期Granger因果关系检验

滞后阶数	零假设	F统计量	P值	结论
1	LNM不是LNY变化的原因	4.53629	0.04684	拒绝原假设
1	LNY不是LNM变化的原因	5.97125	0.02447	拒绝原假设
2	LNM不是LNY变化的原因	2.41331	0.12134	接受原假设
2	LNY不是LNM变化的原因	8.45021	0.00313	拒绝原假设
3	LNM不是LNY变化的原因	2.20226	0.13661	接受原假设
3	LNY不是LNM变化的原因	3.28505	0.05516	接受原假设

四、结论

通过协整检验和误差修正模型分析,发现农产品进口和农民收入的短期波动的相互影响并不明显,但是它们之间具有长期协整关系。根据标准化的协整方程,农产品进口变动1%,将导致农民收入变动-0.68%,农产品进口对农民收入的作用是非常明显的。

基于ECM模型的Granger因果检验也表明农产品进口和农民收入不具有短期因果关系,但存在长期双向因果关系。农产品进口的增加在长期会促进农民收入的减少;反过来,农民收入减少也会在长期影响农产品的进口。产生这种结果的原因是我国农产品的市场化程度不高。由于我们国家农产品市场的行为相当大程度由政府主导,农产品进口和农民收入的相互影响在短期内反应不够灵敏,但在长期却可以表现出来。当农产品进口增加,理论上会对国内农产品市场形成冲击,但由于我国政府可以采取保护价收购国内农产品,因此短期对农民收入不会造成大的影响。但政府不可能一直采取保护措施,因此长期还是会对农民收入造成负面影响。另一方面,如果农民收入降低或增长减缓,由于农产品进口增长的惯性和政府反应的时滞,短期内对农产品进口的影响不会表现出来,但长期政府可以采取一定的措施减少农产品的进口以提高农民的收入。

参考文献:

- [1] 李子奈.计量经济学.高等教育出版社,2000
- [2] 高铁梅.计量经济分析方法与建模—EViews应用及实例.清华大学出版社,2006
- [3] 张冬平,刘旗.农产品市场波动对农民收入影响的量化分析.农业经济问题,2002;6
- [4] 姜林静.我国农业剩余劳动力转移与农民增收关系的实证分析,经济研究参考,2005;74
- [5] 方东荔.从现阶段农民收入状况谈解决农民增收问题.莆田学院学报,2005;6
- [6] 周文贵.陈龙江.论中国农产品进口结构变化及其外部经济效益.天津财经学院学报,2006;6
- [7] 赖盛中.关于中国加入WTO对农民收入影响的分析.柳州师专学报,2000;9
- [8] 周曙东.农产品进口所带来的社会经济及环境影响——以江苏省为例.南京农业大学学报,2001;4

- [9] 刘英.加入WTO对中国农产品进出口贸易的影响.湖南农业科学, 2001; 3
- [10] 陈仲常, 简钟丹.中国宏观经济波动与结构调整.学习论坛, 2005; 5
- [11] 卢锋, 梅孝峰.“入世”农业影响的省区分布研究.北京大学中国经济研究中心讨论稿系列NO.2001001, 2000-2

版权所有:《现代经济》编辑部
E-MAIL:mej@vip.sohu.com 电话: 0898—68928581 传真: 0898—68919810
地址: 海口市龙昆北路24号龙园别墅D1栋 邮编: 570105