

中国苹果出口贸易对苹果产业发展影响分析

孙佳佳¹, 霍学喜¹, 柳萍²

(1. 西北农林科技大学 西部农村发展研究中心,陕西杨凌,712100;2. 浙江越秀外国语学院 国际商学院,浙江绍兴312000)

摘要:根据 Johansen 协整理论和 Grange 因果检验方法,对 1990~2010 年中国苹果出口对苹果产业发展的影响进行了实证分析;并分 1990~1999 年和 2000~2010 年 2 个阶段对中国苹果出口与苹果总产量之间进行了 Grange 因果性检验。结果表明:中国苹果出口量与苹果总产量之间存在着长期稳定的均衡关系;2 个阶段的苹果出口量与苹果总产量之间均存在着单向的 Grange 因果关系。

关键词:苹果出口;协整检验;Grange 因果检验

中图分类号:S 66-33 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-0009(2012)03-0174-04

20世纪90年代以后中国的苹果产业迅速发展。到2010年,中国苹果种植面积达到213.10万hm²,约占世界苹果总种植面积的42%,总产量达到3100万t,约占世界总量的54.21%。在我国苹果主产区,苹果生产、储存、加工、运销等环节已经成为苹果种植户增加收入的重要来源。2007年中国苹果出口量首次突破100万t,2010年出口量达到112.3t,占世界出口量的24%左右,4a累计出口447.03万t,为主产区创汇27.56亿美元。加之苹果是中国为数不多的具有国际竞争力的农产品之一,中国苹果出口持续快速的增长趋势逐渐受到理论界的关注。

长期以来学术界关于苹果出口贸易与产业发展的研究集中在以国际市场占有率、可比净出口指数、显示性比较优势为经济指标,对世界苹果主产国的国际竞争力进行综合比较。研究表明,我国苹果产业发展面临苹果品种结构单一、果农组织化程度较低、优质果率不高、等制约性问题,并有针对性地提出了诸如保护原产地品牌、突破技术性贸易壁垒、全面提高国际营销能力等提高其出口竞争力的对策^[1-3]。

该试验在借鉴前人研究的基础上,运用主流的计量分析技术—协整理论和格兰杰(Granger)因果检验分析方法,对中国苹果出口贸易与苹果产业发展关系作实证检验,以判断中国苹果出口贸易与苹果产业发展之间是

否存在长期的均衡关系,以及苹果出口与苹果产业发展之间是否存在因果关系,进一步把握苹果产业发展模式的实质,在一定程度上为中国苹果业的发展和出口贸易提供政策参考。

1 苹果总产量与苹果出口量的现状分析

1.1 苹果总产量与苹果出口量的阶段性波动

据统计,1990~2010年的20a间,中国苹果总产量和苹果的出口量呈现由少到多、稳步增长略有波动的态势,但苹果出口量增长的稳定性强,总产量增长的波动性强。从图1可看出,中国的苹果总产量与出口量的变化基本上呈现2个阶段:第1阶段为1990~1999年,这一阶段总产量增长速度很快,但是出口量增长缓慢甚至停滞;第2阶段为2000~2010年,这一阶段总产量和出口量的变化情况与前一阶段基本相反,总产量的增长速度下降,但是出口量的增长速度加快。1990年全国苹果总产量仅为431.93万t,到1999年全国苹果总产量达到2080.16万t,是1990年的近4.82倍,年均增长率达到19.08%。2000~2002年这3a间苹果总产量有所下降,2002年全国苹果总产量为1924.1万t,比1999年下降7.5%。2003~2010年苹果总产量处于稳定增长状态,年均增长率为4.65%,增长幅度仅为1990~1999年这一阶段的24.35%。与全国总产量相比,苹果出口量在1990~1999年间的年均增长率仅为11.01%,而2000~2010年的年均增长率达到16.62%,高出第一阶段的50.86%,并且是这一阶段总产量增长率的4倍左右。由图2可看出,1990~2010年中国苹果总产量与出口量增长率的变化趋势,1990~1999年苹果总产量的增长速度超出了出口量,保持了较高的增长速度,1992年甚至达到了44.39%的增长率;2000~2010年,总产量的增长速度在3.6%左右,但出口量的增长速度为17%,高于总产量的增长速度。

第一作者简介:孙佳佳(1985-),女,河南焦作人,在读博士,研究方向为农产品国际贸易与政策。

责任作者:霍学喜(1960-),男,陕西绥德人,教授,博士生导师,现主要从事农业经济管理和农产品贸易等研究工作。

基金项目:国家现代农业产业技术体系建设资助项目(20080107003号)。

收稿日期:2011-11-23

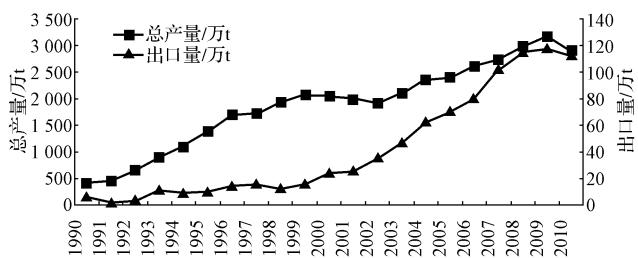


图 1 1990~2010 年苹果总产量与鲜食苹果出口量变化趋势

注: 数据来源: 中国海关总署, 并经作者加工整理, 图 2、3 同。

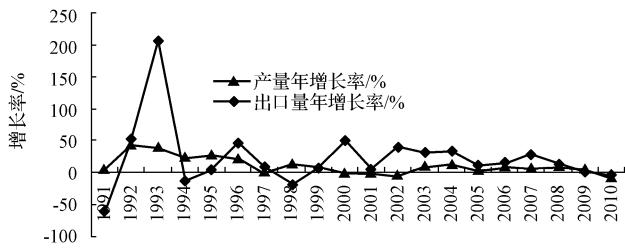


图 2 1991~2010 年苹果产量与鲜食苹果出口量增长率变化趋势

1.2 苹果总产量与苹果出口量变化的拟合特点

为了能够更加直观地观察出历年苹果总产量与苹果出口量之间的变化趋势, 将图 1 所反映的苹果总产量与苹果出口量的信息做成散点图的形式(图 3)。1990~1999 年间总产量与出口量的拟合曲线非常陡峭, 而 2000~2010 年的总产量与出口量的拟合曲线较为平滑, 当产量迅速扩张的时候出口量却只有很小的变化, 而出口量开始大幅上涨时产量的增长却非常有限, 可见苹果产业的发展和苹果出口量的发展之间并不是同步调的增长关系, 尤其表现在 2000~2002 年间, 苹果总产量呈现负增长状态, 为 -3.87%, 而出口量却呈现出高达 51% 的增长率。

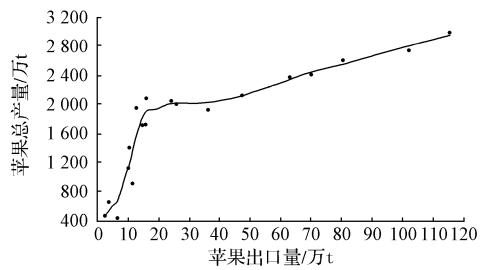


图 3 1990~2010 年苹果总产量(ACL)与苹果出口量(AEXP)散点图

根据中国苹果产业发展的实际情况, 我国政府从 20 世纪 80 年代中、后期开始大面积推广苹果种植^[4], 这是导致苹果总产量在 1990~1999 年迅速增长的主要原因, 可以假设这一时期的苹果出口量的变化是由于总产量变化引起的, 但是总产量的变化并不是由于出口量的变化而引起的。2000~2010 年产量变化趋于平缓, 这一时期主要是经过前一时期的快速发展使我国的苹果产

迅速上升到一个较高的水平, 苹果的出口竞争力得到一定程度的提高, 因此这一时期的苹果产量变化推动力并不是政府而是由于出口的增加。

2 苹果出口贸易对苹果产业发展影响的理论分析及假设

2.1 苹果出口贸易对苹果产业发展影响的理论分析

当经济处于需求约束条件时, 社会上存在大量闲置资源和过剩的供给能力^[5], 如果不考虑其它因素的变化, 出口增加, 即外国对国内需求增加, 从而总需求扩大, 通过外贸乘数最终导致经济增长, 而进口增加则减少了本国需求增加了外国需求, 从而延缓经济增长, 所以有效需求相对不足时, 出口与经济增长正相关; 当经济处于供给约束条件时, 如果不考虑其它因素变化, 出口的增加会引起国内价格水平的大幅度上涨, 而此时进口国内短缺的投资品和消费品可抑制物价上涨, 同时, 进口投资品会产生类似于支出乘数的乘数效应, 扩大国内供给, 引起经济增长^[6]。

通过以上分析, 可以看出一国或一个产业进出口与经济增长或产业发展的关系与该国或该产业所处的经济条件密切相关, 如果没有考虑这一点, 恐有不妥之处, 得到的结果可能有片面性。在我国苹果产业发展的不同时期, 苹果的进出口与苹果产业发展的关系可能不同, 因此要首先明确我国的苹果产业所处的发展阶段。从表 1 可以看出, 经过了 1990~2010 年苹果产业快速发展之后, 我国的苹果总产量超出了国内居民消费量和国内加工量之和, 历年苹果总产量在国内没有被充分利用, 即具备潜在的出口能力, 社会上有闲置的资源和过剩的供给情况出现, 可以基本判断我国的苹果产业目前处于需求约束型的发展阶段, 即在这一阶段, 出口量的增加会使总需求扩大, 通过外贸乘数最终导致苹果产业发展。

表 1 1990~2010 年苹果出口潜力

年份	国内消费量	加工消费量	中国总产量	剩余量(即出口潜力)
1990	3 639 500	352 000	4 331 900	340 400
1991	4 286 999	227 000	4 540 400	26 401
1992	6 190 354	328 000	6 555 800	37 446
1993	8 497 631	454 000	9 030 600	78 969
1994	10 464 976	556 250	11 127 900	106 674
1995	13 167 495	700 383	14 010 700	142 822
1996	16 046 367	853 052	17 052 200	152 781
1997	16 200 675	860 825	17 218 600	157 100
1998	18 209 700	1 117 020	19 480 700	153 980
1999	19 394 136	1 248 098	20 801 600	159 366
2000	19 159 235	1 025 000	20 431 200	246 965
2001	17 704 937	2 000 000	20 015 000	310 063
2002	15 892 353	2 900 000	19 241 000	448 647
2003	16 628 447	3 800 000	21 101 800	673 353
2004	17 829 935	5 040 000	23 675 700	805 765
2005	17 886 079	4 780 000	24 011 000	1 344 921
2006	18 103 607	7 000 000	26 059 000	955 393
2007	16 041 669	7 760 000	27 360 000	3 558 331
2008	23 916 594	4 800 000	29 850 000	1 133 406
2009	26 860 062	4 000 000	31 681 000	820 938
2010	21 243 146	6 084 995	29 000 000	1 671 860

注: 数据来源: 美国农业部, 并经作者加工整理。

2.2 苹果出口贸易对苹果产业发展影响的理论假设

通过对苹果总产量与出口量的现象分析与理论总结,提出该试验的研究假设,即:中国苹果出口量的增加会对苹果产业的发展产生正面的影响;1990~1999年这一阶段出口量的增加并不是产量增加的原因,但产量是促进出口量增加的原因,而2000~2010年这一阶段出口量增加是产量增加的原因,但是产量增加并不是出口量增加的原因。

3 实证检验

3.1 变量的选取和数据的处理

该试验选取苹果出口总量(AEX)来反映中国苹果出口贸易状况;使用苹果的总产量(ACL)反映苹果产业发展状况。所使用的分析样本数据为1990~2010年的年度数据,数据来源于《全国农产品成本收益资料汇编2010》、《中国海关统计年鉴》。同时,为了消除数据中可能存在的异方差,对各变量进行对数变换,变换后不改变原序列的协整关系。变量的对数形式表示为LACL、LAEX。

3.2 变量的平稳性检验

在使用时间序列数据进行分析时,为避免谬误回归的产生,先对数据进行平稳性检验^[7]。该试验所采用的苹果总产量、出口贸易量数据都是时间序列数据,因此要首先对个变量进行平稳性检验,采用ADF(Augmented Dickey-Fuller)单位根检验方法。时间序列LACL、LAEX的平稳性检验结果见表2。

表2 LACL、LAEX的平稳性检验结果

变量	ADF统计量	临界值/1%	临界值/5%	检验形式(c,t,k)	结论
LACL	-1.815067	-4.571559	-3.690814	(c,t,3)	不平稳
LAEX	-2.518437	-4.728363	-3.759743	(c,t,3)	不平稳
ΔLACL	-3.856440	-4.616209	-3.710482	(c,t,3)	平稳
ΔLAEX	-8.237272	-3.920350	-3.065585	(c,0,3)	平稳

注:(1)Δ表示变量序列的一阶差分;(2)ADF检验的临界值来自软件EVIEWS6.0;(3)检验形式中的c和t表示带有常数项和趋势项,k表示滞后期数。该试验采用最小信息准则(AIC)来确定最佳滞后期数。

由表2可以看出,时间序列LACL、LAEX都是非平稳的,而它们的一阶差分都是平稳的,即都是I(1)序列。根据协整理论,对变量都是一阶单整的序列可以进行协整检验^[8]。

3.3 协整检验与误差修正模型

由于该试验用于分析的有效样本数量相对较少,而EG两步协整检验法采用的是一元方程技术,且要求样本容量必须充分大,否则得到的协整参数估计量是有偏的,因此该试验采用Johansen极大似然估计法对变量进行协整检验^[9]。

Johansen协整检验从无约束VAR模型出发,这里根据AIC准则和残差分析确定其最优滞后期为1,因此,协整检验的最后滞后阶数为0。Johansen检验协整向量的个数从不存在协整关系($r=0$)这一零假设 H_0 开始逐步检验,备选假设为 H_1 ,若接受 H_1 表明无协整关系,若

拒绝 H_0 ,从 $r=1$ 再依次做下去,若在 $r=r_0-1$ 拒绝,在 $r=r_0$ 处接受,则协整关系的个数为。对LACL、LAEX的长期关系进行检验,检验结果如表3、4所示。

表3 LACL、LAEX的迹统计量检验结果

特征值	迹统计量	临界值/5%	零假设 H_0	备值假设 H_1	结论
0.623382	20.72137	15.49471	$r=0$	$r \geq 1$	拒绝
0.160278	3.144312	3.841466	$r \leq 1$	$r \geq 2$	接受

表4 LACL、LAEX的最大特征值检验结果

特征值	最大特征值	临界值/5%	零假设 H_0	备值假设 H_1	结论
0.623382	17.57742	14.26460	$r=0$	$r \geq 1$	拒绝
0.160278	3.144312	3.841466	$r \leq 1$	$r \geq 2$	接受

从表3的迹统计量检验结果和表4最大特征值统计量检验结果可知,在5%的置信水平上拒绝 $H_0:r=0$ 的假设,接受 $H_1:r \geq 1$ 的假设,变量LACL、LAEX之间存在唯一的协整关系。

所对应的协整关系式为:

$$\begin{aligned} \text{LACL} = & 0.261\text{LAEXP} + 2.8657, \\ & (-4.9904) \quad (30.6396) \\ & (0.0523) \quad (0.0932) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.87, F = 38.726.$$

模型的整体拟合优度良好,各项统计指标均通过了显著性检验,表明中国苹果出口量与苹果总产量之间存在着长期稳定的均衡关系。在这种关系中苹果出口量的产出弹性为0.261,表明中国苹果出口每增加1%,将促进苹果总产量增加0.261%。

根据Grange定理(1988)如果非平稳的变量之间存在协整关系,则可以建立误差修正模型。因此,在上述协整分析的基础上,建立苹果出口与苹果产业发展之间的误差修正模型(ECM)如下:

$$\begin{aligned} \text{DLACL} = & -0.296\text{ECM} + 0.2975D(\text{LACL}(-1)) \\ & (-14.3689) \quad (9.4418) \\ & (0.0206) \quad (0.0315) \\ & -0.0832D(\text{LAEX}(-1)) + 0.04, \\ & (-5.0388) \quad (3.46597) \\ & (0.0165) \quad (0.0115) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.87, \text{Adj}-R^2 = 0.8396, F = 28.913.$$

误差修正模型反映的是短期动态变化机制,该误差修正模型中,各变量的系数都通过了t检验,且误差修正项ECM的回归系数为负值,符合反向修正机制,说明从短期动态来看我国的苹果产业发展和苹果的出口之间存在着密切的联系,由于DLACL、DLAEX本身就是增长率的含义,所以出口增长率每减少1%,苹果总产量的增长率将增加0.0832%,而上年度苹果总产量、苹果出口量的非均衡误差以0.296的比率对该年度的苹果总产量做出修正。从以上的实证分析可以看出,在长期内,苹果的出口将促进苹果产业的发展,但是短期内,中国苹果的出口对苹果产业的发展却存在一定的抑制作用。

3.4 Grange因果关系检验

对各个变量的协整检验结果证明了LACL、LAEX之间存在长期稳定的均衡关系,但这些关系是否构成因果关系还需要进一步检验。Granger(1988)提出,如果变

量之间是协整的,那么至少存在一个方向上的 Granger 原因;在非协整情况下,任何原因的推断将都是无效的。

根据第一部分现象分析的假设,分 2 个阶段分别对 1990~1999 年和 2000~2010 年的 LACL、LAEX 进行 Grange 因果性检验。检验结果见表 5、6。

表 5 1990~1999 年 LACL、LAEX

因果关系检验结果

零假设 H_0	滞后期数	F 统计量	P 值	结论
LAEX 不是 LACL 的 Grange 原因	1	5.389036	0.05933	接受
LACL 不是 LAEX 的 Grange 原因	1	16.2180	0.00690	拒绝

表 6 2000~2010 年 LACL、LAEX

因果性检验结果

零假设 H_0	滞后期数	F 统计量	P 值	结论
LAEX 不是 LACL 的 Grange 原因	1	7.7505	0.03183	拒绝
LACL 不是 LAEX 的 Grange 原因	1	3.6E-05	0.99541	接受

从 Grange 因果性检验的结果可以看出,20 世纪 90 年代以来,苹果总产量与苹果出口量之间存在一种单向因果关系:1990~1999 年苹果总产量是苹果出口量增长的 Grange 原因,但苹果出口量却不是苹果总产量增长的 Grange 原因;2000~2010 年苹果出口量是苹果总产量变化的 Grange 原因,但苹果总产量的变化却不是苹果出口量变化的 Grange 原因,这也与第一部分现象分析的假设相一致。

4 结论

4.1 协整检验结果

从 1990~2010 年,中国苹果的出口量和苹果总产量都是非平稳的时间序列变量,且中国苹果出口量与苹果总产量之间存在着长期稳定的均衡关系。

从协整方程可知,中国苹果的出口量与苹果总产量长期内存在明显的正相关关系,而从误差修正模型可以看出短期之内二者之间存在明显的负相关关系,说明短期内我国并不适合进行苹果的大量出口,但是长期正向的影响力较短期负向的影响力强,因此在继续扩大种植面积增加苹果总产量的基础上还是应该促进苹果的出口从而使我国的苹果产业走上良性循环的发展道路。

4.2 因果性检验结果

从分阶段的 Granger 因果性检验结果可以看出,1990~1999 年苹果出口量不是苹果产业发展的 Granger 原因,这是因为这一时期的苹果规模扩大是由于政府政策的引导,并不是依据市场条件自发地形成大规模的苹果种植,这与图 3 中 1990~1999 年陡峭的变化趋势分析相符;但是苹果总产量却是苹果出口量提高的 Granger 原因,随着苹果产业发展趋于成熟,各地苹果经销商也逐渐开始积极探求国外市场促进了苹果出口量的增加。在 2000~2010 年这一阶段,苹果出口量的增加是苹果总产量增加的 Granger 原因,可见这时的苹果产业发展已基本摆脱了政府强制型的发展模式走上了市场促进型的模式,国际市场需求的扩大促进了苹果产业的发展;但是苹果总产量并不是苹果出口量增加的 Granger 原因,主要是由于我国政府采取了一系列的苹果出口优惠政策,促进了各地苹果的出口,政府的干预导致了在这一阶段苹果总产量对苹果出口量增长的促进作用不能从对统计量的因果检验中得到证实。

参考文献

- [1] 陈爱娟,崔瑞丽.陕西苹果出口竞争力研究[J].农业现代化研究,2008,29(5):600-602.
- [2] 杨小川,蔡丽娜.中国苹果出口的竞争力分析[J].新疆农垦经济,2008(2):1-11.
- [3] 王春玲,赵晨霞.中国苹果国际竞争力分析[J].中国果菜,2009(1):47-48.
- [4] 董文婕,王征兵.我国苹果生产与贸易存在的问题及对策探讨[J].农村经济,2002(1):69-71.
- [5] 郑云.中国农产品出口贸易与农业经济增长[J].国际贸易问题,2006(7):26-31.
- [6] 李浩,胡永刚,马知遥.国际贸易与中国的实际经济周期[J].经济研究,2007(5):17-41.
- [7] 高铁梅.计量经济分析方法与建模:Eviews 运用以及实例[M].北京:清华大学出版社,2005.
- [8] Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors [J]. Journal of Economic Dynamics and Control,1988(12):231-254.
- [9] Barnett A, Groen J, Mumtaz H. Time-Varying Inflation Expectations and Economic Fluctuations in the United Kingdom: A Structural VAR Analysis[M]. Bank of England Working Paper Series,2009:1-42.

An Empirical Analysis on the Relationship between Apple Export and Apple Industry Development in China

SUN Jia-jia¹, HUO Xue-xi¹, LIU Ping²

(1. 西部农村发展研究中心,西北农林科技大学,杨凌,陕西 712100;2. 浙江越秀外国语学院,国际商务系,绍兴,浙江 312000)

Abstract: The relationship between fresh apple export and apple industry development from 1990 to 2010 in China were analyzed by using Johansen's co-integration test and Granger causality test. Moreover, Granger causality test at two different periods which were 1990~1999 and 2000~2010 were also made. The results showed that there was a long-term stable equilibrium relation between fresh apple export and total apple production, and there were unidirectional Granger causalities between fresh apple export and total apple production for the two periods.

Key words: fresh apple export; co-integration test; Granger causality test