

文章编号: 1674-5566(2009)04-0484-06

中国和日本鳗鱼出池价格协整关系分析

徐 忠^{1,2}

(1. 上海海洋大学经济管理学院, 上海 201306;

2. 中国水产养殖经济研究中心, 上海 201306)

摘 要:运用协整分析方法对中国大陆、台湾地区和日本 4 P 和 5 P 规格鳗鱼出池价的平稳性、协整关系、因果关系和误差修正模型进行了检验和研究。结果显示,所有变量的一阶差分都是平稳变量,变量之间存在长期的协整关系。在短期,中国大陆和台湾地区的鳗鱼生产相比日本而言,在受到某些短期因素影响时受到的冲击更大。中国福建和广东的鳗鱼出池价变化会影响到日本和台湾地区的鳗鱼出池价,中国大陆的鳗鱼生产优势明显。

关键词:鳗鱼出池价;协整分析;误差修正模型;格兰杰因果检验

中图分类号: F 326.4 **文献标识码:** A

The co-integration analysis of China mainland, Japan and Taiwan Province's eels farm gate prices

XU Zhong^{1,2}

(1. College of Economics & Management Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China;

2. Chinese Aquaculture Economics Research Center Shanghai 201306, China)

Abstract: This paper researches the relationships between the different eels farm gate prices of China mainland, Taiwan Province and Japan. The results show that there exists co-integration between the 4 P and 5 P size eels farm gate prices. In the short run, the eels production in Chinese mainland and Taiwan region is subject to certain factors even greater than in Japan. The changes of China's Fujian and Guangdong eels farm gate prices will affect Japan and Taiwan eels farm gate prices. The results also confirmed that China's competitive advantages in the production level are greater than Japan and Taiwan Province's.

Key words: eels farm gate prices; co-integration analysis; error corrected model (ECM); Granger causality test

2005年,中国大陆鳗鱼产品的出口额占农业出口总额的近 3%,贸易顺差为农产品贸易顺差的 120%,对农产品出口和水产品出口做出了重大贡献。中国大陆是世界上最大的鳗鱼生产国,其次是台湾地区和日本,3个地区总产量占世界产量的 93%。

目前对鳗鱼贸易的分析大多停留在定性分析上,缺少定量分析。而对水产品的定量分析主要采用市场价格协整分析方法。Gordon和 Hannesson^[1]研究了欧盟和美国新鲜及冰冻鳕鱼消费国市场的协整关系,发现法国、德国、英国、美国的冻鳕鱼片市场是存在整合关系的。Asche等^[2]检验了美国鲑鱼捕捞

收稿日期: 2008-11-11

基金项目:上海海洋大学博士科研启动基金(A-2400-08-0308);上海海洋大学人文社科项目(A-0211-08-0345);农业部鲜鲈产业技术体系工厂化养殖与产业经济项目资助(nycyx-50-G05)

作者简介:徐 忠(1971-),男,四川西昌人,博士,讲师,主要从事渔业经济管理及水产品贸易方面的研究。E-mail: xuzh@shou.edu.cn
(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

市场和挪威鲑鱼养殖市场的协整关系,证明了协整关系和一价定律都是存在的,而且挪威鲑鱼养殖市场是市场的价格领导者。Gordon等^[3]检验了巴黎批发市场鲑鱼、鳕鱼、鲈鱼价格之间的协整关系,发现在鳕鱼和鲈鱼之间存在较弱的协整关系,但是鲑鱼却和后两者不属同一市场。其中包含的政策含义就是捕捞的野生鱼品市场和养殖产品市场之间不存在协整关系,即养殖产品价格变化不会对捕捞产品的生产有显著影响。Jaffry等^[4]通过分析西班牙野生捕捞鱼类和鲑鱼价格之间的相互关系,获得了同样结论,并且认为鲑鱼仅是金枪鱼、无须鳕和白鲑鱼的弱替代品。Asche等^[5]研究了欧盟冰鲜鲑鱼和甲壳类市场之间的关系,得出它们之间存在协整关系,但这种关系是较弱的结论。

目前我国对水产品市场的结构分析基本上还是一个空白。国外对水产品市场的协整分析较多,但主要是对一些欧美常见品种,缺少针对我国主要贸易品种的分析,因此对我国主要水产品协整关系的研究很有必要。

1 方法和数据

1.1 方法

贸易的前端是生产,掌握了生产就具有了贸易的先动优势。但这种优势不一定必然转化为贸易优势,贸易优势还要受到贸易方式、贸易政策和贸易壁垒等因素的影响。运输费用和交易成本等影响贸易的因素相对于诸如药残问题、媒体恶意渲染问题、命令检查问题和肯定列表制度问题的影响来说,对鳗鱼贸易的影响是长期稳定的,不会影响协整关系的存在。但后者却是一些短期的、突然的冲击变量,会造成市场关系的不稳定。通过协整关系分析及向量误差修正分析可以检验后一类问题是否存在。

对非平稳的时间序列,运用普通最小二乘法进行估计的结果会出现伪回归问题,即根本不存在任何线性关系的变量之间建立的回归模型可能在统计上却是显著的。因此,在建立模型之前有必要首先检验时间序列的平稳性。在检验时间序列变量之间的协整关系之前必须要确定它们的平稳性。

1.1.1 单位根检验和协整检验

检验变量是否稳定的过程称为单位根检验。平稳序列将围绕一个均值波动,并有向其靠拢的趋势,而非平稳过程则不具有这个性质。比较常用的单位根检验方法 DF检验由于不能保证方程中的残差项是白噪音,所以 Dickey和 Fuller对 DF检验法进行了扩充,形成 ADF(augmented dickey-fuller test)检验,这是目前普遍应用的单整检验方法。

变量序列之间的协整关系是由 Engle和 Granger^[6]首先提出的。如果两个变量都是单整变量,只有当它们的单整阶数相同时才可能协整;两个以上变量如果具有不同的单整阶数,有可能经过线性组合构成低阶单整变量。协整的意义在于它揭示了变量之间是否存在一种长期稳定的均衡关系。满足协整的经济变量之间不能相互分离太远,一次冲击只能使它们短期内偏离均衡位置,在长期中会自动恢复到均衡位置。

1.1.2 因果关系检验和向量误差修正模型

协整检验结果可以说明变量之间是否存在长期的均衡关系,但是这种关系是否构成因果关系还需要进一步验证。这就需要在此基础上,利用因果分析(Granger causality test)继续进行研究。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,任何原因的推断将是无效的。

如果向量之间存在协整关系,向量之间就存在长期均衡稳定的关系。但是协整检验只能表明变量之间存在长期均衡关系,无法表示短期关系。Engle和 Granger^[6]提出的误差修正模型是把本期不均衡的部分纳入下一期进行修正,使长期关系和短期关系一致。这一检验的优点是把系统内的变量之间的长期关系和短期关系的动态特征结合在一个模型里进行分析,以保持系统信息的完整性。

1.2 数据

鳗鱼产品的生产规格有 2.5P、3P、4P、5P和 6P等,不同规格鳗鱼重量不一样,品质不一样,价格也

不一样。P表示 1 kg重量包含的鳗鱼条数,比如 5P就表示 1 kg鳗鱼条数为 5条的规格。在日本每年夏天最受欢迎的鳗鱼是规格为 4P以上的鳗鱼,而且 5P价格比 4P高的。根据笔者到福建的调查,每年出池的鳗鱼规格中 5P的产量占到 50%左右,4P的占到 20%左右,6P的占到 30%左右,鳗鱼统计报价一般是把 5P和 6P统计在一起的。因此把鳗鱼的出池价区分为 4P规格和 5P规格的进行分析是合理的。

中国大陆的鳗鱼产地主要在广东顺德、福建福清和长乐。日本记录出池价的采样地为一色和九州地区。一色地区是日本鳗鱼产量最大的地区,因此日本鳗鱼出池价数据就采用一色地区的鳗鱼出池价。中国和日本的汇率在 2003年—2007年变化不大,人民币兑换日元基本保持在 14的位置。直接对数据进行计算对结果的影响有限,因此出池价不进行汇率换算处理。中国大陆鳗鱼出池价单位使用人民币,日本鳗鱼出池价采用日元,台湾地区鳗鱼出池价采用台币。福建省在 2005年 8月、9月和 10月的出池价缺失,因此 9月的数据用 7月和 11月的数据平均得到,8月的数据又用 7月和 9月的数据平均得到,同样得到 10月的数据。使用到的数据为 j^4 (日本 4P活鳗出池价)、 t^4 (台湾地区 4P活鳗出池价)、 g^4 (广东省 4P活鳗出池价)、 f^4 (福建省 4P活鳗出池价)和 j^5 (日本 5P活鳗出池价)、 t^5 (台湾地区 5P活鳗出池价)、 g^5 (广东省 5P活鳗出池价)、 f^5 (福建省 5P活鳗出池价)。数据主要来自日本《养殖》和中国的《水产市场导刊》及高龙公司网站内发布的数据^[7]。

为了克服数据中的异方差,并考虑到对各价格时间序列数据取对数之后不会影响各价格时间序列之间的协整关系,在下面的分析中在所有的价格变量前面加上 \ln 表示相应的数据经对数变换而得到的新变量。

2 结果与分析

2.1 平稳性检验

中国福建、中国广东、台湾地区和日本出池价格数据取对数后为 $\ln f^4$ 、 $\ln g^4$ 、 $\ln t^4$ 、 $\ln j^4$ 及 $\ln f^5$ 、 $\ln g^5$ 、 $\ln t^5$ 、 $\ln j^5$ 它们的时序图呈现非平稳性,它们有共同向上发展的趋势。差分时序图(此处从略)也显示了平稳性,并且都有非常相似的变化周期,这是存在协整关系的典型特征。

对价格序列进行单位根检验,检验结果见表 1。ADF单位根检验结果表明,在 1%的显著水平上,4P和 5P规格的广东、福建、台湾地区和日本的鳗鱼出池价水平值都是非平稳的。4P和 5P规格的广东、福建、台湾地区和日本的鳗鱼出池价的一阶差分在 1%的显著性水平上都是平稳的,说明 4P和 5P规格的广东、福建、台湾地区和日本的鳗鱼出池价都是 $I(1)$ 序列,即一阶平稳序列。据此就可以对它们进行协整关系检验。

2.2 协整检验

采用迹检验方法进行协整检验。从检验结果来看, $r=1$,而向量个数是 4, $\ln f^4/\ln g^4/\ln t^4/\ln j^4$ 的各变量之间不存在唯一的共同协整要素,根据多变量协整检验理论,福建省、广东省、台湾地区和日本的 4P规格的鳗鱼出池价之间只可能存在一种协整关系。对 $\ln f^5/\ln g^5/\ln t^5/\ln j^5$ 各变量之间的检验结果也是如此,见表 2。根据 $\ln f^4/\ln g^4/\ln t^4/\ln j^4$ 的检验结果,得到序列 $vecm1$: $vecm1 = \ln f^4 - 0.83818 \ln g^4 + 2.12556 \ln j^4 - 1.32874 \ln t^4$,对序列 $vecm1$ 进行单位根检验,序列 $vecm1$ 为平稳序列,说明中国广东省、福建省、台湾地区和日本 4P规格鳗鱼出池价格之间存在一种长期的稳定关系。同样对 5P规格的检验结果得出序列 $vecm2$: $vecm2 = \ln f^5 - 0.73701 \ln g^5 + 1.855 \ln j^5 - 1.489 \ln t^5$,对 $vecm2$ 进行单位根检验,序列 $vecm2$ 为平稳序列,说明 5P规格的鳗鱼出池价之间也存在长期的稳定关系。中国福建、广东和台湾地区、日本的 4P、5P规格的鳗鱼出池价之间存在长期的均衡关系。

2.3 误差修正检验

表 3为 4P、5P规格的出池价的误差修正模型。4P规格鳗鱼出池价的误差修正项 $ECT_{t-1} = \ln f^4_t - 0.991 \ln g^4_t + 2.831 \ln j^4_t - 1.528 \ln t^4_t - 12.031$, 5P规格的出池价的误差修正项 $ECT_{t-1} = \ln f^5_t -$

$$0.769 \ln g_5^t + 1.887 \ln j_5^t - 1.458 \ln \bar{p}_5^t - 6.396_0$$

表 1 中国福建、广东、台湾地区、日本鳗鱼出池价 ADF 检验

Tab. 1 Eels farm gate prices unit root test of ADF

变量	ADF值	检验形式	1%临界值	5%临界值	10%临界值	检验结果
$\ln t^t$	-1.590 948	(C, T, 0)	-3.565 430	-2.919 952	-2.597 905	非平稳*
$\ln g^t$	-1.681 520	(C, T, 0)	-3.565 430	-2.919 952	-2.597 905	非平稳*
$\ln j^t$	-1.848 111	(C, T, 1)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	非平稳*
$\ln \bar{p}^t$	-2.029 128	(C, T, 1)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	非平稳*
$D \ln t^t$	-5.759 214	(N, N, 0)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	平稳*
$D \ln g^t$	-5.878 832	(N, N, 0)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	平稳*
$D \ln j^t$	-4.276 520	(N, N, 0)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	平稳*
$D \ln \bar{p}^t$	-5.208 178	(N, N, 1)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	平稳*
$\ln \bar{p}^5$	-1.510 438	(C, T, 0)	-3.565 430	-2.919 952	-2.597 905	非平稳*
$\ln g^5$	-1.664 438	(C, T, 0)	-3.565 430	-2.919 952	-2.597 905	非平稳*
$\ln j^5$	-1.741 423	(C, T, 1)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	非平稳*
$\ln \bar{p}^5$	-1.949 787	(C, T, 1)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	非平稳*
$D \ln \bar{p}^5$	-5.620 384	(N, N, 0)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	平稳*
$D \ln g^5$	-5.657 479	(N, N, 0)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	平稳*
$D \ln j^5$	-4.157 139	(N, N, 0)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	平稳*
$D \ln \bar{p}^5$	-4.752 446	(N, N, 0)	-3.568 308	-2.921 175	-2.598 551	平稳*

注: (1)检验形式(C, T, K)分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势项和最优滞后阶数, N是指检验方程中不包括常数项和趋势项; (2)D为差分算子, 最优滞后阶数的选取由 SIC准则确定; (3)*表示 1%的显著性水平; (4)本文的计量分析使用 Eviews 5.0 软件包完成, 各单位根检验的临界值均来自于该软件。

表 2 中国福建、广东、日本、台湾地区鳗鱼出池价协整检验

Tab. 2 Eels farm gate prices test for co-integration

零假设	$\ln t^t / \ln g^t / \ln j^t / \ln \bar{p}^t$				$\ln \bar{p}^5 / \ln g^5 / \ln j^5 / \ln \bar{p}^5$			
	$r \leq 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$
特征值	0.399	0.214	0.180	0.050	0.431	0.204	0.155	0.045
λ_{trace} 统计量	50.143*	24.604	12.505	2.579	50.278*	22.113	10.727	2.297
λ_{trace} 5%临界值	47.856	29.797	15.495	3.841	47.856	29.797	15.495	3.841

注: *表示在 5%水平上显著

4P和 5P规格的福建出池价、广东出池价、台湾地区出池价和日本出池价的误差修正模型中的误差修正项系数分别为 0.095、0.122、-0.061、0.189及 -0.097、0.366、-0.138、-0.137。日本的鳗鱼出池价不管是 4P还是 5P的误差调整系数都是负数, 且是最小的, 说明日本的活鳗生产稳定, 销售市场也相对稳定, 当市场变化时, 短期内如果价格发生改变, 它会向相反的方向调整回均衡价格, 当然调整的速度较慢。中国福建、广东和台湾地区的误差调整系数都是正数, 说明 3个地方的价格调整只会使偏离长期均衡的价格更加远离均衡。如果情况变化使得出池价降低的话, 4个地方只有日本可以恢复到以前的价格水平, 其它地方的价格都会继续降低。

不过, 再看档次较高的 5P规格鳗鱼出池价的误差修正项调整系数, 发现只有台湾地区的调整系数为正, 其它地方的调整系数都是负的。说明在高档次的鳗鱼出池价方面, 中国广东、福建的鳗鱼生产还是具有很高竞争力的, 在受到外界变化影响时都能以较快的速度和幅度恢复到前期的均衡价格水平。台湾地区的 5P出池价似乎比 4P出池价调整的速度更快。但是如果变化是降低出池价的话, 台湾地区高等级鳗鱼受到的冲击会更大(表 3)。

2.4 因果检验

从格兰杰因果关系检验结果来看, 4P、5P规格的福建和广东的出池价之间没有相互的格兰杰因果关系, 说明两个价格之间没有显著的相互影响关系; 4P、5P规格的福建鳗鱼出池价是日本鳗鱼出池价和台湾地区鳗鱼出池价的格兰杰原因, 反之, 日本鳗鱼出池价和台湾地区鳗鱼出池价不是福建鳗鱼出池价

的格兰杰原因,说明福建鳗鱼出池价是领导价格;4P、5P规格的广东鳗鱼出池价是日本鳗鱼出池价的格兰杰原因,反之,日本的出池价不是广东出池价的格兰杰原因,广东鳗鱼出池价是领导价格;4P规格的台湾地区出池价不是广东出池价的格兰杰原因,广东出池价是台湾地区出池价的格兰杰原因,5P规格的台湾地区出池价和广东出池价之间没有相互的格兰杰因果关系;4P、5P规格的台湾和日本的出池价之间不存在相互的格兰杰因果关系。

表 3 鳗鱼价格不同关系误差修正模型

Tab. 3 The error corrected models of different groups of eels prices

关系组	误差修正模型	R ²
ln ^f / ln ^g / ln ^j / ln ^t	$d(\ln^f) = 0.095ECT_{t-1} + 0.247d(\ln^f(-1)) - 0.331d(\ln^f(-2)) + 0.134d(\ln^g(-1)) + 0.134d(\ln^g(-2)) + 1.611d(\ln^j(-1)) - 1.723d(\ln^j(-2)) - 0.362d(\ln^t(-1)) + 0.515d(\ln^t(-2)) + 0.001$	0.26
	$d(\ln^g) = 0.122ECT_{t-1} + 0.29d(\ln^f(-1)) - 0.109d(\ln^f(-2)) + 0.068d(\ln^g(-1)) + 0.065d(\ln^g(-2)) + 0.373d(\ln^j(-1)) - 0.854d(\ln^j(-2)) - 0.1d(\ln^t(-1)) + 0.248d(\ln^t(-2)) + 0.005$	0.165
	$d(\ln^j) = -0.061ECT_{t-1} + 0.173d(\ln^f(-1)) + 0.007d(\ln^f(-2)) - 0.112d(\ln^g(-1)) + 0.032d(\ln^g(-2)) + 0.333d(\ln^j(-1)) - 0.109d(\ln^j(-2)) + 0.009d(\ln^t(-1)) - 0.019d(\ln^t(-2)) + 0.002$	0.465
	$d(\ln^t) = 0.189ECT_{t-1} + 0.229d(\ln^f(-1)) + 0.078d(\ln^f(-2)) - 0.046d(\ln^g(-1)) + 0.189d(\ln^g(-2)) + 0.385d(\ln^j(-1)) - 1.042d(\ln^j(-2)) + 0.164d(\ln^t(-1)) + 0.044d(\ln^t(-2))$	0.293
ln ^f / ln ^g / ln ^j / ln ^f	$d(\ln^f) = -0.138ECT_{t-1} + 0.29d(\ln^f(-1)) + 0.126d(\ln^f(-2)) - 0.019d(\ln^g(-1)) - 0.081d(\ln^g(-2)) + 0.445d(\ln^j(-1)) - 0.973d(\ln^j(-2)) - 0.249d(\ln^f(-1)) + 0.348d(\ln^f(-2)) + 0.005$	0.176
	$d(\ln^g) = -0.137ECT_{t-1} + 0.435d(\ln^f(-1)) + 0.238d(\ln^f(-2)) - 0.082d(\ln^g(-1)) - 0.114d(\ln^g(-2)) - 0.52d(\ln^j(-1)) - 0.285d(\ln^j(-2)) + 0.002d(\ln^f(-1)) - 0.036d(\ln^f(-2)) + 0.009$	0.156
	$d(\ln^j) = -0.097ECT_{t-1} + 0.206d(\ln^f(-1)) + 0.084d(\ln^f(-2)) - 0.156d(\ln^g(-1)) - 0.018d(\ln^g(-2)) + 0.363d(\ln^j(-1)) - 0.342d(\ln^j(-2)) - 0.054d(\ln^f(-1)) + 0.073d(\ln^f(-2)) + 0.003$	0.387
	$d(\ln^f) = 0.366ECT_{t-1} + 0.081d(\ln^f(-1)) + 0.016d(\ln^f(-2)) + 0.012d(\ln^g(-1)) + 0.306d(\ln^g(-2)) + 0.483d(\ln^j(-1)) - 1.171d(\ln^j(-2)) + 0.335d(\ln^f(-1)) + 0.204d(\ln^f(-2))$	0.448

鳗鱼出池价的因果关系检验结果还可以从苗种投入得到部分解释:中国大陆、台湾地区和日本养殖生产的鳗鱼品种为日本鳗鲡和欧洲鳗鲡两个品种。中国广东省和福建省的鳗鱼养殖品种不一样,出口都面对日本市场,因此出池价之间不存在因果关系。从1990年到2007年的投苗量计算结果看,中国大陆投苗量占总投苗量比例超过30%的年份有12年,超过40%的年份有8年。这里的统计还没有包括欧洲苗。如果包括欧洲苗比例还要高。因此,中国福建和广东的鳗鱼出池价是台湾地区出池价和日本出池价的格兰杰原因,是台湾地区和日本鳗鱼出池价的领导价格。这也是为什么日本每年都会出台相应措施限制中国大陆鳗鱼出口的深层次原因。

1990年台湾地区的投苗占总投苗数量的比例高达47%,但随着中国大陆的鳗鱼养殖发展,投苗量逐渐减少,到2006年不到20%的水平,2005年甚至只有8%左右。台湾地区鳗鱼产量对其它地方的鳗鱼价格影响不大,因此台湾地区出池价不是日本出池价的格兰杰原因,日本鳗鱼出池价也不是台湾地区出池价的格兰杰原因。

由于中国大陆和台湾地区的鳗鱼养殖发展非常快,超出了日本市场的消费预期,影响到日本的鳗鱼养殖者和加工者的利润,日本方面就通过各种非关税方式制裁中国大陆和台湾地区的鳗鱼进口。这使得中国大陆的鳗鱼生产者和加工者,尤其是生产者面临亏损压力。台湾地区通过对相关部门施加影响,于2007年制定了禁止鳗苗出口(主要是出口日本)的措施,目的就是控制鳗鱼生产的源头,通过控制日本的投苗量来控制日本的产量,进而让日本不得不放松对来自中国大陆和台湾地区的活成鳗和加工鳗

的进口, 增强自身的鳗鱼贸易竞争力。

表 4 不同地方出池价因果关系检验
Tab 4 G ranger causality test of eels farm gate prices of different regions

零假设	F统计量	P值	结论	零假设	F统计量	P值	结论
\ln^4 不是 \ln^5 的 G ranger原因	0.677	0.514	接受	\ln^5 不是 \ln^6 的 G ranger原因	0.920	0.406	接受
\ln^5 不是 \ln^4 的 G ranger原因	2.212	0.121	接受	\ln^6 不是 \ln^5 的 G ranger原因	1.666	0.201	接受
\ln^1 不是 \ln^5 的 G ranger原因	1.129	0.332	接受	\ln^5 不是 \ln^6 的 G ranger原因	0.579	0.565	接受
\ln^5 不是 \ln^1 的 G ranger原因	6.923	0.002	拒绝	\ln^6 不是 \ln^5 的 G ranger原因	3.136	0.053	拒绝
\ln^4 不是 \ln^5 的 G ranger原因	0.314	0.732	接受	\ln^5 不是 \ln^6 的 G ranger原因	0.067	0.935	接受
\ln^5 不是 \ln^4 的 G ranger原因	6.349	0.004	拒绝	\ln^6 不是 \ln^5 的 G ranger原因	7.036	0.002	拒绝
\ln^1 不是 \ln^4 的 G ranger原因	0.128	0.881	接受	\ln^5 不是 \ln^6 的 G ranger原因	0.003	0.997	接受
\ln^4 不是 \ln^1 的 G ranger原因	4.155	0.022	拒绝	\ln^6 不是 \ln^5 的 G ranger原因	3.207	0.050	拒绝
\ln^5 不是 \ln^4 的 G ranger原因	0.044	0.958	接受	\ln^5 不是 \ln^6 的 G ranger原因	0.333	0.719	接受
\ln^4 不是 \ln^5 的 G ranger原因	2.695	0.078	拒绝	\ln^6 不是 \ln^5 的 G ranger原因	1.979	0.150	接受
\ln^5 不是 \ln^1 的 G ranger原因	2.334	0.109	接受	\ln^5 不是 \ln^6 的 G ranger原因	0.587	0.560	接受
\ln^1 不是 \ln^5 的 G ranger原因	1.051	0.358	接受	\ln^6 不是 \ln^5 的 G ranger原因	1.810	0.175	接受

3 结论和建议

通过上面的分析得到以下结论: 虽然 4 个地区的生产成本不一样, 但 4 个地区的相对生产成本仍然保持着稳定的变化关系。中国广东、福建、台湾地区和日本的鳗鱼生产并没有受到诸如药残问题、媒体恶意渲染问题、命令检查问题和肯定列表制度问题的影响。这一结论和通常的直觉存在差异。

日本的活鳗生产比较稳定, 中国福建、广东和台湾地区的误差调整系数都为正, 说明 3 个地方的价格调整只会使偏离均衡的价格更加远离长期均衡。不过在较高等级的鳗鱼生产方面, 中国广东、福建的鳗鱼生产还是具有很高的竞争力的, 在受到外界变化影响时能以较快的速度恢复到前期的均衡价格水平。从短期分析可以看出, 中国大陆和台湾地区的生产相比日本的生产在受到某些因素影响时受到的冲击更大。在较高等级的鳗鱼生产上, 中国大陆相比较台湾地区优势明显。

格兰杰因果关系检验结果表明, 4P、5P 规格的福建鳗鱼出池价是台湾地区鳗鱼出池价和日本鳗鱼出池价的领导价格, 反之不成立。4P、5P 规格的广东鳗鱼出池价是日本鳗鱼出池价的领导价格; 4P 规格的台湾地区出池价不是广东出池价的格兰杰原因, 广东出池价是台湾地区出池价的格兰杰原因, 5P 规格的台湾地区出池价和广东出池价之间没有相互的格兰杰因果关系; 4P、5P 规格的台湾地区和日本的出池价之间不存在相互的格兰杰因果关系。总体来看, 中国福建和广东的鳗鱼出池价变化会影响到台湾地区和日本的鳗鱼出池价, 中国大陆的鳗鱼生产优势明显。

参考文献:

- [1] Gordon D V, Hannesson R. On prices of fresh and frozen cod fish in European and U. S. markets[J]. Marine Resource Economics 1996, 11, 223—238.
- [2] Asche F, Brønnes H, Wessells C R. Product aggregation, market integration and the relationships between prices: an application to world salmon markets[J]. American Journal of Agricultural Economics 1999, 81, 568—581.
- [3] Gordon D, Salvanes K G, Atkins F. A fish is a fish testing for market linkages on the Paris fish market[J]. Marine Resource Economics 1993, 8, 331—343.
- [4] Jaffry S, Pascoe S, Taylor G, et al. Price interactions between salmon and wild caught fish species on the Spanish market[J]. Aquaculture Economics and Management 2000, 4 (3), 157—167.
- [5] Asche F, Salvanes K G, Steen F. Market delineation and demand structure[J]. American Journal of Agricultural Economics 1997, 79 (2), 139—150.
- [6] Engle R F, Granger C W J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing [J]. Econometrica 1987, 55(2), 251—276.
- [7] 福建高农饲料有限公司. 福建地区鳗鱼出口市场平稳 [EB/OL]. <http://www.coland.com.cn/gn/main/.asp?id=1550&yjbh=2&ejbh=91&page=8>.