中国生猪市场整合程度研究

杨朝英
(福建农林大学 经济与管理学院,福州 350002)

摘 要:本文利用 2000—2008 年全国 30 个省、自治区和直辖市的生猪批发价格月度数据,采用共聚合检验以及 δ收敛检验,评价了中国相邻省份的生猪市场整合程度以及全国整体市场一体化程度的演变趋势。得出的主要结论如下:中国生猪市场实现了良好的长期整合和短期整合,市场能够实现自身的价格调整;随着时间推移,全国生猪市场一体化程度逐渐加强,政府不需要对生猪价格进行干预。

关键词:生猪市场;市场整合;共聚合法;δ收敛
中图分类号:F326.3 **文献标识码**:A **文章编号**:1002-980X(2009)08-0045-05

生猪是中国重要的农产品之一,生猪养殖业的市场化体制改革至今已经有 20 多年,指令性计划已经不复存在。那么,中国是否已经形成了一个有效的生猪市场,能够实现价格信号的迅速传递?价格信号的迅速传递取决于整体市场是否整合,一个不存在分割的市场才有利于价格信号的迅速传递,那么中国的生猪市场的整合状态如何呢?虽然随着市场的发展,区域间市场分割的状况会被打破,但各区域经济发展的不平衡却有可能使政府产生保护本地产业的冲动,进而实施保护政策。因此,对中国生猪市场整合程度进行研究,不仅可以让我们观察到各地生猪市场在改革进程中的融合状态,而且还能够为中国在经济发展进程中实行地区保护还是更为开放的政策提供一定的证据,同时也将为政府是否需要实施市场干预政策提供参考依据。

武拉平的研究发现,1999 年之前中国生猪市场长期整合程度不高,短期整合程度则更低[1]。随着中国改革的不断深化,这种状况是否得到改善?如果得到改善,说明改革促进了全国生猪市场的进一步整合,资源配置的效率得到提高,相反则说明区域市场没有相互融合,市场存在分割。因此,本文以生猪批发价格为研究对象,旨在分析 2000 年以来中国相邻省际(不包括西藏)之间是否实现了市场整合,并对整体生猪市场整合的演化进程进行观察。

本文不仅应用共聚合检验的方法来分析市场的整合问题,而且还利用 δ收敛检验的方法来观察整体市场融合的进程,克服了共聚合检验只能看到结果而观察不到演变过程的缺陷,这也是过去文献研究单一商品市场整合时忽视的问题。文章的结构安排如下:第一部分为文献述评;第二部分为样本选择与数据与处理;第三部分为实证分析;第四部分为简短的结论。

1 文献述评

周章跃、万广华[2]认为,如果市场实现整合,市场将更具效率,政府无需对其进行干预,因此,关于市场整合(市场一体化)的研究将有助于政府决定是否进行政策干预,这对于农产品市场具有重要意义,农产品市场整合的问题也因此受到更多学者的关注,但是关于中国生猪市场整合的研究却很少。武拉平[1]曾对我国 16 个省的生猪收购市场整合程度进行研究,但由于数据方面的原因未能对全国生猪市场的整合状况作出评价。

目前文献对市场整合的研究主要通过考察价格变动关系来进行,其中以 Engle 和 Granger[3]提出的共聚合(Cointegration)分析法应用最为广泛,国内许多学者(如万广华等[4]、武拉平[1,5]、王怡等[6])应用共聚合法对农产品市场整合进行研究。

除了应用较多的共聚合法外,Sandra Poncet[7]运用边界效应(border effect)模型测量了中国国内市场的分割程度,认为国内市场的一体化程度很低,并且这种一体化进程在不断下降。Sandra 使用的数据主要是省际之间的贸易流,而贸易流的准确估算可能很困难,因此其测算结果可能与实际有偏离。

桂琦寒等[8]应用相对价格方差分析法对中国国内商品市场整合状态进行了研究,通过检测相邻省份给定时期价格变动平均值方差的平稳性来判断市场整合程度。这个方法的理论基础来自于 Samuelson[9]的"冰川"成本模型,他认为只要不同区域的相对价格比的取值不超过一定区间,均可认为两地之间的市场是整合的。这种方法一定程度上克服了共聚合法的缺陷,能较为清晰地观察国内商品市场融

收稿日期:2009-07-03
作者简介:杨朝英(1974—),女,福建福州人,福建农林大学经济与管理学院副教授,博士研究生,研究方向:农业经济。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

合进程。但是相对价格分析法不能够发现当市场价格发生偏离时市场机制以何种速度进行调整,即无法观察到市场整合后是否具有动态调整机制,而一个成熟开放的市场应该具有这种调节价格功能。显然相对价格方差分析法也有缺陷。

综合以上国内外有关市场整合的研究成果,本文将使用共聚合检验法以及δ收敛检验法对生猪市场进行分析,既能反映生猪市场目前的整合状态,又能观察市场整合的进程,一定程度上弥补了以往研究的缺陷,使得我们对中国生猪市场的一体化进程有一个较为全面的了解,同时为防止δ值高估,对δ进行了适当处理。

2 样本选择与数据处理方法

2.1 样本选择

一般认为,市场可以分为商品市场与要素市场。要素或者商品的自由流动最终会带来商品价格的趋同[8],因此,价格是一种能够很好测定商品市场是否实现市场整合的一个重要工具。基于这种思考,本文使用生猪月度批发价格来衡量中国生猪市场是否实现了市场的整合。生猪月份的批发价格数据来自中国畜牧业信息网和中国畜牧司,使用的是2000年1月至2008年12月全国30个省、自治区和直辖市的月度数据(不包括西藏,因为存在较多的缺省数据)。

在完全竞争的条件下,市场经济的发展本身将推动要素和商品在不同区域流动,从而加快市场融合的步伐以促进经济共同体的市场一体化。然而自身的驱动力却不一定能导致市场整合的全面实现,这其中可能有多种原因。更多的推测是,在这个一体化的进程中市场整合受到外部的约束和阻碍。较为普遍的观点认为,造成这种市场分割的"逆市场"力量之一来自于政府的地方保护,地方保护和追求地方经济增长成为市场整合一体化的一个重要障碍[10]。在贸易的互相往来中,直接受到地方保护政策影响的可能首先是相毗连的省份,因为地理位置的关系,这些邻近的省份有着更为长期的贸易往来历史。同时,邻近的省份因为在贸易往来中交通运输相对更为便利,运输成本也相较于远的省份更为低廉,因此在共聚合检验中采取邻近省份配对的方式进行检验,根据中国地图共得到68对相毗邻的市场。

2.2 数据处理方法

本文采用共聚合法与δ收敛检验法。通常认为,如果一组变量是协整的,则意味着变量之间存在长期均衡关系,不会任意远离彼此,在长期的变化中有回到均衡的趋势。为避免"伪"回归,在进行共聚合检验之前首先对时间序列进行单位根检验,只有变量存在同阶单整才可能进一步讨论变量间的共聚合性。如果变量间存在同阶单整,则建立如下模型检验变量间的长期均衡关系:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \mu_t; \tag{1}$$

$$\triangle\mu_t = c\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} c_{i+1}\mu_{t-i} + e_t。 \tag{2}$$

式(1)和式(2)中:y_t与x_t分别为不同市场同一时期的价格水平;μ_t为误差项;$\{\mu_t\}$序列为模型(1)的误差项估计,如果$\{\mu_t\}$不存在单位根,即均衡误差将是$I(0)$,则y_t与x_t共聚合。如果变量共聚合,即变量间存在某种长期均衡关系,则利用长期均衡的离差来估计误差修正模型:

$$\triangle y_t = a_1 + h\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\nu_i \triangle x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p}\sigma_i \triangle y_{t-i} + \xi_t。 \tag{3}$$

式(3)中,μ_{t-1}为误差修正估计项,$\mu_t = y_t - \alpha - \beta x_t$,$h$为当变量偏离长期均衡状态时将其调整到均衡状态的调整速度,ξ_t为白噪音干扰项,模型应用OLS方法进行估计。本文在数据处理中并未就不同区域间的价格指数进行处理。因为价格信号在不同市场间的传递过程本身就包括由通货膨胀或紧缩带来的影响,如果在这里先剔除价格指数对数据的影响则可能同时剔除了更多有价值的信息,因此未就这一问题进行数据处理。

由于共聚合方法使用的是整个时间序列的数据,因此无法观察随时间变化市场间价格互动的变化。虽然分段研究可能发现市场整合的进程(喻闻和黄季焜[11]曾经使用这种方法来观察中国大米市场的整合),但前提是不同时间段中实现市场整合的个数不同,如果全国市场几乎在同一时间实现了市场的整合,则分段研究没有意义,因为市场整合的演化进程难以观察到(本文在实际的数据处理时发现了这一点,即分段研究无法观察到市场整合匹配对数的变化,因此最终放弃了这一方法)。为了能够进一步观察市场整合的演化进程,本文在共聚合检验后还对价格波动的离散程度进行了研究。

中国是一个包括许多行政区划的国家,其内部各省份、自治区及直辖市的联系越紧密,则不同市场间价格波动的离散程度就越可能趋于降低,即价格离差的变化将出现收敛而不是分散的趋势。因此,不同市场生猪批发价格波动离散程度是否存在收敛的检验将有助于判断不同生猪市场变化差异是否趋同以及全国生猪市场一体化进程是否得到加强。

收敛检验方法主要用于收入收敛以及经济增长

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

收敛等问题的研究,收入收敛或经济增长的收敛趋势反映了差距缩小和福利分配的改善(见王洪亮、孙国锋[12]以及陈雷、李坤望[13]等的研究)。δ收敛是一种绝对收敛的检验方法,一般使用标准离差进行度量。目前这种方法主要用于判断不同经济系统中人均收入的离差是否随时间推移逐渐下降,如果离差随时间推移逐渐下降,则认为发生了δ收敛。对于一个贸易一体化集团来说,其内部彼此间的联系越紧密,越有可能促成内部成员之间的收入收敛性[12],即彼此间的差异缩小。如果中国生猪市场存在整合,那么不同区域的生猪市场之间的价格变化具有趋同的趋势,并且随着一体化的进程,彼此之间的价格差异可能达到一种稳态,即一种绝对收敛。因此,δ趋于下降意味着标准离差逐渐降低,数据之间差异减少,集中趋势逐渐增强,各个成员市场的一体化程度得到加强。因此,本研究借鉴这种分析方法来研究中国国内生猪市场整合的变化过程。

由于δ容易受到样本均值影响,即如果在一定时期由于通货膨胀或通货紧缩使得生猪价格上涨,则可能带来δ值的高估,因此,为了更为准确地度量不同市场生猪价格离散程度的变化,本文采用剔除均值的方法消除通货因素变化带来的系统偏误。最终使用的指标是$V_i = \delta_i / \overline{p_i}$,$\delta_i$为第$i$个时期全国各市场的标准差,$\overline{p_i}$为第$i$个时期全国市场生猪批发价格均值,$p_i$为中国30个省、自治区、直辖市(不包括西藏)第$i$个时期的生猪月批发价格,同时通过单位根检验来判断离散系数是否是一个稳定的收敛过程。

3 模型与实证分析

3.1 共聚合检验

进行共聚合检验,首先需要测试变量的平稳性,本文应用扩充的ADF检验法对全国30个省、自治区及直辖市进行单位根检验,使用的3种检验模型如下:

$$\triangle y_t = a_0 + \kappa y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \triangle y_{t-i+1} + \varepsilon_i; \quad (4)$$

$$\triangle y_t = a_0 + \kappa y_{t-1} + \lambda t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \triangle y_{t-i+1} + \varepsilon_i; \quad (5)$$

$$\triangle y_t = \kappa y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \triangle y_{t-i+1} + \varepsilon_i。 \quad (6)$$

滞后长度的选择则根据AIC与SC信息判断准则确定。检验结果显示,所有省、自治区及直辖市生猪批发价格均在5%显著性水平下达到一阶平稳,即为$I(1)$序列,不需要再进行二阶检验的测试,因此可以进行共聚合检验。本文根据中国地图将接壤的省、自治区及直辖市进行配对,形成了68对样本市场,并对这些市场进行共聚合检验。共聚合检验包括长期整合检验与误差修正模型两个部分。本文首先对中国生猪市场是否存在长期整合进行检验,长期整合的模型使用模型(1)与模型(2),检验结果如表1所示。

表1的检验结果显示,全国67对市场在1%显著性水平拒绝原假设,内蒙古-宁夏市场在5%显著性水平上拒绝原假设,即存在协整关系,这表明2000—2008年全国生猪市场存在很高程度的长期整合,形成了一个长期均衡的系统。一般认为均衡系统有一种影响力,当价格偏离均衡值时,这种影响力将使得它回到均衡值。当然,对于一个投机市场,系统可能不具有这种力量,但显然中国生猪市场现在并不是一个投机市场。

误差修正的一个简单想法是一个时期非均衡的比例将在下一个时期被修正[3]。对一个协整的双变量系统而言,经典的误差修正模型是将一个变量的变化联系到过去的均衡误差上以及双变量的过去变化上,也就是上一期发生的偏差将在下一期得到修正。因此,误差修正模型也被认为是一个短期的动态调整系统,如果生猪市场不仅存在着长期协整,同时还具有动态调整的功能,那么这就意味着当市场价格发生偏离或者出现异常波动时,市场本身具有自我修正的功能,这种价格的偏差将不断在以后的时期得到调整,政府并不需要通过特定的政策来对市场进行调控。为检测市场是否具有短期修正的功能,本文使用模型(3)对生猪价格进行测试。测试的结果如表2所示.

表2显示我国68对市场均存在短期误差修正系统,各对市场的短期误差修正模型均在1%的水平上显著。这表示2000年以后中国生猪市场已经实现良好的市场互动,生猪产品的市场开放度很高,生猪价格能够很好实现在不同市场间价格的传递,一个市场价格的波动将很快传递至另一个市场,带来其他市场价格的变化。从误差修正系数看,修正系数大部分为正向,其中有45对市场价格修正的幅度大于50%,表明大部分市场间的价格调整幅度较大,市场有较强的修复功能。当然具有较大调整幅度的另外一个原因也可能是本文使用的月份数据,因为数据之间的间隔期为一个月,因此为达到均衡需要较大的调整力度,若使用周或旬数据则可能使调整的幅度降低。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 1　中国生猪市场长期整合检验结果

市场	ADF	L	市场	ADF	L	市场	ADF	L
天津 - 北京	- 5. 72 ***	1	安徽 - 河南	- 3. 69 ***	1	陕西 - 宁夏	- 4. 52 ***	1
天津 - 河北	- 5. 51 ***	1	福建 - 广东	- 6. 18 ***	1	甘肃 - 宁夏	- 3. 79 ***	1
天津 - 山东	- 3. 18 ***	2	江西 - 安徽	- 5. 30 ***	1	甘肃 - 青海	- 3. 94 ***	1
北京 - 内蒙古	- 3. 63 ***	1	江西 - 福建	- 6. 16 ***	1	甘肃 - 新疆	- 4. 45 ***	1
北京 - 吉林	- 3. 92 ***	1	江西 - 湖北	- 4. 87 ***	2	青海 - 新疆	- 5. 69 ***	1
北京 - 河北	- 4. 20 ***	2	江西 - 湖南	- 5. 58 ***	2	湖南 - 广西	- 5. 59 ***	1
河北 - 山东	- 6. 32 ***	2	江西 - 广东	- 5. 62 ***	1	湖南 - 广东	- 6. 73 ***	5
山西 - 河北	- 6. 51 ***	1	山东 - 天津	- 3. 22 ***	2	湖南 - 重庆	- 4. 28 ***	1
山西 - 内蒙古	- 3. 91 ***	1	山东 - 河北	- 6. 09 ***	1	广东 - 广西	- 4. 91 ***	1
山西 - 河南	- 2. 67 ***	2	山东 - 河南	- 4. 10 ***	1	广东 - 海南	- 5. 49 ***	1
山西 - 陕西	- 5. 49 ***	1	山东 - 甘肃	- 4. 00 ***	2	广西 - 海南	- 4. 50 ***	1
山西 - 宁夏	- 4. 02 ***	1	江苏 - 安徽	- 6. 46 ***	1	广西 - 贵州	- 4. 62 ***	1
内蒙古 - 辽宁	- 4. 34 ***	1	江苏 - 山东	- 6. 31 ***	1	重庆 - 贵州	- 5. 43 ***	2
内蒙古 - 黑龙江	- 4. 17 ***	1	江苏 - 河南	- 3. 77 ***	1	重庆 - 四川	- 6. 81 ***	1
内蒙古 - 甘肃	- 3. 04 ***	2	浙江 - 安徽	- 5. 72 ***	1	四川 - 贵州	- 4. 50 ***	2
内蒙古 - 宁夏	- 2. 33 **	2	浙江 - 福建	- 3. 41 ***	3	四川 - 甘肃	- 3. 54 ***	1
辽宁 - 天津	- 6. 69 ***	1	河南 - 湖北	- 4. 10 ***	1	四川 - 青海	- 4. 24 ***	1
辽宁 - 吉林	- 4. 79 ***	1	河南 - 陕西	- 2. 96 ***	2	四川 - 云南	- 4. 05 ***	1
吉林 - 黑龙江	- 4. 94 ***	1	湖北 - 安徽	- 6. 27 ***	1	贵州 - 云南	- 5. 97 ***	2
上海 - 江苏	- 6. 55 ***	2	湖北 - 重庆	- 5. 43 ***	1	重庆 - 陕西	- 5. 60 ***	1
上海 - 浙江	- 5. 59 ***	1	河南 - 陕西	- 4. 13 ***	1	四川 - 陕西	- 5. 25 ***	1
辽宁 - 北京	- 3. 93 ***	1	河北 - 河南	- 4. 46 ***	1	四川 - 宁夏	- 3. 10 ***	1
陕西 - 内蒙古	- 4. 02 ***	1	湖北 - 陕西	- 4. 20 ***	1			

注:“***”、“**”分别表示在 1 %、5 %的水平下显著;ADF 临界值分别为 - 2. 5858 与 - 1. 9432;L 为残差检验的滞后项数,残差检验中不含常数项与趋势项。

表 2　中国生猪市场误差修正系数

市场	*h*	市场	*h*	市场	*h*
天津 - 北京	0. 886 ***	安徽 - 河南	0. 156 ***	陕西 - 宁夏	0. 645 ***
河北 - 天津	0. 800 ***	福建 - 广东	0. 780 ***	甘肃 - 宁夏	0. 476 ***
山东 - 天津	- 0. 555 ***	江西 - 安徽	0. 765 ***	甘肃 - 青海	0. 276 ***
北京 - 内蒙古	0. 312 ***	江西 - 福建	0. 153 ***	甘肃 - 新疆	0. 505 ***
北京 - 吉林	0. 439 ***	江西 - 湖北	0. 971 ***	青海 - 新疆	0. 916 ***
北京 - 河北	0. 392 ***	江西 - 湖南	0. 934 ***	湖南 - 广西	0. 801 ***
河北 - 山东	0. 897 ***	广东 - 江西	0. 895 ***	湖南 - 广东	1. 024 ***
河北 - 山西	0. 826 ***	山东 - 天津	0. 563 ***	湖南 - 重庆	0. 677 ***
山西 - 内蒙古	0. 373 ***	山东 - 河北	- 0. 684 ***	广东 - 广西	0. 823 ***
山西 - 河南	0. 219 ***	山东 - 河南	0. 258 ***	广东 - 海南	0. 284 ***
山西 - 陕西	0. 658 ***	山东 - 甘肃	0. 499 ***	广西 - 海南	0. 193 ***
山西 - 宁夏	0. 439 ***	江苏 - 安徽	0. 903 ***	广西 - 贵州	0. 843 ***
内蒙古 - 辽宁	- 0. 536 ***	江苏 - 山东	0. 972 ***	重庆 - 贵州	0. 912 ***
内蒙古 - 黑龙江	0. 496 ***	江苏 - 河南	0. 613 ***	重庆 - 四川	0. 858 ***
内蒙古 - 甘肃	- 0. 622 ***	安徽 - 浙江	- 0. 976 ***	四川 - 贵州	0. 675 ***
内蒙古 - 宁夏	0. 352 **	福建 - 浙江	0. 735 ***	四川 - 甘肃	0. 323 ***
辽宁 - 天津	0. 733 ***	湖北 - 河南	- 0. 227 ***	四川 - 青海	0. 297 ***
辽宁 - 吉林	0. 678 ***	河南 - 陕西	0. 672 ***	四川 - 云南	0. 734 ***
吉林 - 黑龙江	0. 808 ***	湖北 - 安徽	- 0. 899 ***	贵州 - 云南	0. 521 ***
江苏 - 上海	- 0. 784 ***	重庆 - 湖北	- 0. 482 ***	重庆 - 陕西	0. 837 ***
上海 - 浙江	0. 835 ***	河南 - 陕西	0. 672 ***	四川 - 陕西	0. 722 ***
辽宁 - 北京	0. 636 ***	河北 - 河南	0. 219 ***	四川 - 宁夏	0. 204 ***
陕西 - 内蒙古	0. 594 ***	湖北 - 陕西	0. 464 ***		

注:*h* 为误差修正系数;“***”分别表示在 1 %水平下显著,在检测中发现常数项均不显著,因此最终使用的是不含常数项的误差修正模型。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

3.2 δ收敛检验

本文的δ收敛检验主要通过测量不同市场生猪批发价格波动离散程度来观察中国区域间的生猪市场整合进程,因此,这一检验更多关注市场整合的一个进程而不是结果。本文使用的是2000—2008年的月度数据,因此,V_i度量的是第i个时期全国生猪价格截面数据的离散系数,由V_i构成的时间序列反映的是随时间推移全国各市场生猪批发价格离差变化状况。2000年1月至2008年12月中国生猪批发价格V_i值的走势如下图1所示。

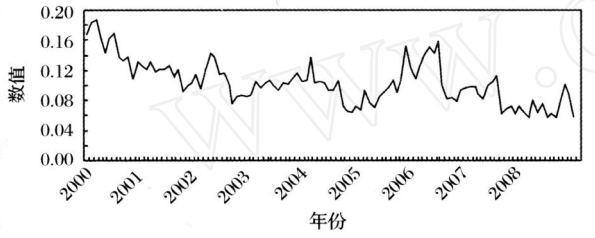

图1 生猪价格离散系数走势

从图1中可以看到,2000年1月至2008年12月这段观测期内,全国生猪批发价格的V_i值经历了一个不断震荡的过程。2005年10月至2006年6月价格的离散程度有一个放大的过程,但是从总体上来看,全国市场生猪批发价格离散系数有随时间推移逐渐降低的趋势,即存在δ收敛。全国各市场的生猪批发价格的V_i值由2000年1月的0.168下降至20008年12月的0.057。

为了验证离散系数的收敛是否是规律性过程,我们利用扩充的迪基-富勒(ADF)检验法对数据进行单位根检验,判断时序数据是否稳定。检验的模型为:

$$\triangle v_t = a_0 + \kappa v_{t-1} + \lambda t + \sum_{i=2}^{p} \beta \triangle v_{t-i+1} + \varepsilon_t \text{。} \quad (7)$$

经检验,时序数据是平稳的,ADF值为-3.7456,模型的滞后期为2,计量结果显示可以在5%的显著性水平上拒绝单位根的原假设,接受时间序列收敛的备择假设,即时序数据不是一个随机游走过程,而是一个稳定的过程。据此,可以判断随着市场化改革进程的不断推进,中国生猪市场的一体化趋势得到不断加强,价格信号在全国不同区域间的传递渠道十分通畅,不同区域生猪市场价格的离差逐渐缩小,不同区域间的市场联系愈来愈紧密。

4 结论

随着市场改革的不断推进,中国的生猪市场均实现了良好的长期整合与短期整合。这个研究结论与早期武拉平的研究结论不同,表明2000年以后,在生猪这个重要农产品的市场中,各个区域在追求自身发展的同时并未实行区域分割政策,这可能暗示了不同行政区域在改革进程中实施了更加开放的政策,不同市场间的价格传递渠道很通畅。生猪市场的短期整合结论表明,市场本身存在价格偏离的修复功能,前期的价格偏离将在后续的时期得到调整,这个结论隐含的政策建议是政府实际上并不需要对起伏不定的生猪价格进行过度干预,因为市场会实现自身的调节,只是这个调节需要一定的时间来完成。

δ收敛检验的结论则让我们看到2000年以后市场价格离散程度有逐渐降低的趋势,并且这一过程是稳定的。这个结论让我们看到不同区域市场间的价格离差逐渐缩小,市场一体化程度随时间推移得到不断加强。

参考文献

[1] 武拉平. 我国小麦、玉米和生猪收购市场整合程度研究[J]. 中国农村观察,1999(4):23-29.

[2] 周章跃,万广华. 论市场研究方法——兼评喻闻、黄季焜《从大米市场整合程度看我国粮食市场改革》一文[J]. 经济研究,1999(3):73-79.

[3] ROBERT F E, GRANGER C W J. Cointegration And Error Correction: Representation Estimation And Testing. Econometrica[J]. 1987(55):251-276.

[4] 万广华,周章跃,陈良彪. 我国水稻市场整合程度研究[J]. 中国农村经济,1997(8):45-51.

[5] 武拉平. 国内外粮食市场关系研究[J]. 中国农村观察,2000(6):24-32.

[6] 王怡,周应恒,赵文,等. 中国苹果市场整合程度及价格波动规律研究[J]. 南京农业大学学报,2008(1):112-117.

[7] PONCET S. 中国市场正走向"非一体化"? ——中国国内和国际市场一体化程度的比较分析[J]. 世界经济文汇,2002(1):3-17.

[8] 桂琦寒,陈敏,陆铭,等. 中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析[J]. 世界经济,2006(2):20-30.

[9] SAMUELSON P. Theoretical note on trade problem[J]. Review of Economics and Statistics,1954,46:145-164.

[10] 皮建才. 中国地方政府竞争下的区域市场整合[J]. 经济研究,2008(3):115-123.

[11] 喻闻,黄季焜. 从我国大米市场的整合程度看我国粮食市场改革[J]. 经济研究,1998(3):50-57.

[12] 王洪亮,孙国锋. 关于农民收入收敛性的实证分析——基于Pannal Data的检验研究[J]. 经济问题,2007(8):79-81.

[13] 陈雷,李坤望. 区域经济一体化与经济增长收敛性:实证分析[J]. 南开经济研究,2005(2):34-38.

(下转第59页)

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

题直观形象,通过因果关系图,系统流图等直观手段,同时借助于计算机图形、表格技术,易于人机对话进行政策模拟;③不要求数据的绝对精确,即使在数据不完全的情况下也不影响其精确的趋势分析。本文将其应用于京九铁路建设项目宏观经济效益的实证分析中,检验了它的有效性,通过数据的历史性检验,误差很小(小于6%),可以认为其具有较好的操作性和推广价值。

2)系统动力学模型的不足在于,其模型的结构是机械性的,没有适应环境变化的能力,也不可能把自己的低级结构自组织成高级的形式[7],因此在建立模型时不仅要收集反应系统外部现象的数据,而且要研究关于系统结构的信息,要深入到系统中去观察那些不可测量的因果关系,把系统的动态变化与其内部的反馈结构联系起来,这样才能获得真实反映系统本质的模型。

参考文献

[1] 张国伍. 交通运输系统动力学[M]. 成都:西南交通大学出版社,1993.

[2] 张国伍. 交通运输系统分析[M]. 成都:西南交通大学出版社,1991.

[3] 贾仁安. 系统动力学—反馈动态性复杂分析[M]. 北京:高等教育出版社,2002.

[4] 邓晓春. 铁路及公路运输系统动力学模型与分析[D]. 北京:北方交通大学,1991.

[5] 何秋,桂寿平. 区域物流系统动态学模型的建立与合理性检验[J]. 交通与计算机. 2002,14(3):25-28.

[6] 张风波. 中国交通经济分析[M]. 北京:人民出版社,1987.

[7] 王其藩. 系统动力学[M]. 北京:清华大学出版社,1988.

Study on Macroeconomic Benefit Evaluation of Railway Construction Project Based on System Dynamic Model

Lin Xiaoyan

(School of Economics and Management, Beijing Jiaotong University, Beijing 100044, China)

Abstract: System dynamics adopts system emulate method on long-term dynamic simulation, it can't be limited by the higher-order nonlinear of describing equation, and can't be impacted by the imcomplete data, moreover, and can visually deal with problems and be easy to man-machine coversation. This paper sets up a system dynamic model based on the characteristics of regional economy-traffic system and system dynamics, and tests the rationality of the model. It provides a good way to apply system dynamics to research into the problem of estimating the macroeconomic benefits of railway construction project.

Key words: system dynamics; flow drawing; regional economy-traffic system

(上接第49页)

Study on Integration of Hog Market in China

Yang Chaoying

(College of Economics and Management, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou 350002, China)

Abstract: Using the data about wholesale price of hog from 2000 to 2008, this paper evaluates the integration degree of hog market as well as the evolution trend of integration of overall market through cointegration test and δconvergency. The main conclusions are as follows: there exist the long-term integration and short-term integration in Chinese hog market, and the market can adjust own price; the integration degree of hog market is gradually increasing, so the intervention of government to hog price is not necessary.

Key words: hog market; market integration; cointegration test; δconvergency

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net