华南农业大学学报(社会科学版)
2013年第3期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 3 2013
(第12卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 12)

中泰农产品市场一体化的影响因素分析

胡 超,王新哲

(广西民族大学 商学院,广西 南宁 530006)

摘 要: 基于相对价格法,利用1991-2010年50种主要农产品的价格数据对中泰农产品市场一体化进行了测度。总体上,中泰农产品市场一体化呈逐步加深趋势,但进程缓慢,仍存在诸多障碍。基于中泰50种农产品相对价格方差的OLS检验表明,中国-东盟自由贸易(CAFTA)的建设以及两国人均收入水平的提升有助于市场一体化的加深,但中国的城市化推进起到了相反的作用,这与偏向规模扩张,忽视制度建设的城市政策有关。中泰两国经济开放和汇率波动均对农产品市场一体化具有一定的影响,但不显著。

关键词: 农产品;市场一体化;相对价格法;零关税协议;中国-东盟自由贸易

中图分类号: F752.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2013)03-0096-08

一、引 言

农业在中泰两国国民经济发展中均占据重要地位。2010年泰国农业从业人口和农业GDP占比分别为40.39%和10.17%,而我国不仅农业从业人员比重较高,且有近7亿的庞大农业人口规模。如何发展农业一直是两国政府高度关注的问题。农业作为中国-东盟经贸合作的重要组成部分,早在2002年中国-东盟自由贸易区(CAFTA)建设伊始,农产品就被列为首批相互关税减让的主要项目,如"零关税计划"(又称"早期收获"方案)①。着眼于近年来两国间农产品贸易的快速发展趋势(见图1)和巨大潜力,中泰两国政府在"零关税计划"框架下又进一步签署了《关于加速取消两国蔬菜和水果关税的协议》,为推动中泰农产品贸易快速发展起到了一定的推动作用。2010年泰国对中国农产品出口占当年东盟对华农产品出口总额的49.3%,中国对泰国的农产品出口亦占中国对东盟农产品出口总额的17.6%。中泰之间的农产品贸易业已成为中国-东盟农产品贸易最重要的组成部分。更重要的是,中泰农产品贸易结构的互补性较大[1],农产品贸易壁垒的下降,市场一体化程度的提高有利于两国发挥各自农业比较优势,实现合理分工和农业产业结构的优化,增进农产品竞争力,带动农村经济发展[2]。因此,促进中泰农产品市场一体化之于两国具有重要的现实意义。

从中泰农产品市场一体化发展看,尽管中泰农产品市场一体化水平已有了一定的提升。但是,由于农业是一个弱质产业,生产周期长,受自然因素影响大,政府的行政干预多,因此中泰农产品市场一体化仍困难重重。那么,横亘在中泰农产品市场一体化之间的障碍具体包括哪些?其在

收稿日期: 2013-04-11

基金项目: 国家社科基金青年项目(08CMZ013);教育部人文社会科学青年项目(13YJC700043);广西哲学社会科学项目(11BJY021);广西民族大学中国-东盟研究中心招标课题(DM1002;KT201101-07)

作者简介: 胡 超(1981—),男,湖北钟祥人,广西民族大学商学院副教授,主要研究方向为区域经济合作.

① "零关税计划"的减免范围以HS1-8章的农产品(畜产品、乳产品、植物产品、植物油、水果和蔬菜)为主,共涉及6000多种。

多大程度上影响着中泰农产品的市场一体化？显然，对相关因素的分析是“后自贸区时代”扩大中泰农产品贸易，深化农业合作，不断推进农产品市场一体化的保证。基于相对价格法，本文利用中泰 50 种主要农产品贸易商品价格数据对两国农产品市场一体化的程度进行了评估，并基于一体化水平测度的结果，纳入相关变量，利用 1991—2010 年 20 年的时序数据实证检验了中泰农产品市场一体化的影响因素，并对其原因进行分析。

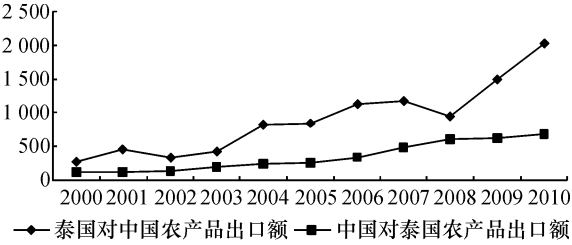


图 1　中泰农产品贸易情况（2000—2010 年）

二、中泰农产品市场一体化的测度：相对价格法的视角

（一）相对价格法

市场一体化的测度方法是一个不断探索完善的过程。一般认为地区间贸易流量的变化可以直接反映地区间市场整合的状况，且贸易流量的数据易于获得，因此“贸易流量法”被首选作为市场一体化的测度方法。但是，尽管贸易数据容易获取，这一方法却存在较为明显的缺陷：一是区域间贸易流量的变化不仅受两地间市场整合度的影响，还会受到诸如规模经济、要素禀赋结构等因素的影响。测度过程中，如果不能很好地控制这些影响因素，则可能导致结果的偏误[3-4]。二是商品间的替代弹性亦会对贸易流产生影响。在市场一体化程度不变的情况下，如果区域间商品的替代弹性较高，价格稍微变动，同样会带来贸易流的大幅波动[5]。鉴于贸易流测度方法存在的问题，一些学者开始利用投入－产出表，从产出结构、生产效率等“生产法”的角度衡量区域间市场整合程度。但是，由于利用投入－产出表的“生产法”难以产生一个具有一致性的反映区域市场整合程度的指标，不可能通过这样的指标与可能的解释变量的数据相匹配，为深入的市场一体化测度奠定基础，因此其应用亦受到较大局限[6]。

实际上，价格作为市场资源配置的有效杠杆和信号，无论是商品生产效率高低还是贸易流量大小所反映的市场整合程度，最终都可以综合地由商品市场价格信息所体现。较之“生产法”和“贸易法”，基于一价定律（law of one price）的“价格法”能更直接、全面地反映出市场整合程度的全部信息[7-8]。因此，“价格法”被认为是相对“贸易流法”和“生产法”更适合衡量市场整合程度的有效方法[9]。

一价定律表明，在完全竞争的市场结构与贸易自由化的环境中，商品的套利机制将导致相同商品在不同国家通过汇率折算的价格相等。一国农产品价格的变动会很轻易地通过逐利行为传导至另一国，商品价格将会逐步趋同。现实中，商品的套利并非处于完全的“真空”环境中，除交通运输成本会导致完全的一价无法实现外，套利过程中交易摩擦、信息不对称等产生的交易成本亦会使一价定律失效。尽管如此，基于“冰川”成本模型（iceberg cost model）修正的一价定律指出，虽然交易成本会使两地区的价格最终不可能完全一致，但商品的价格波动仍会具有较为显著的关联性，且其价格差为平稳的随机过程。即 i 地区的价格（P_i）与 j 地区的价格（P_j）可能出现或同时上升或同时下降或一升一降的情况。如果两地区间市场是整合的，那么相对价格 P_i/P_j 的比值并不会超过一定的区间，而是在一个区间内上下波动。

令“冰川”成本的大小为每单位价格的一个固定比例 $c(0<c<1)$，那么套利形成的条件是当 $P_i(1-c)>P_j$ 或 $P_j(1-c)>P_i$ 时，才会有商品在两地间的贸易，当上述条件不成立时，商品的相对价格 P_i/P_j 将在无套利区间 $[1-c,1/1-c]$ 内波动。所以，即使两地之间市场完全整合，没有套利

壁垒,相对价格 P_i/P_j 也不必等于1,而是在一定范围内。即使 P_i 与 P_j 变动的方向或者变动幅度不同,两地区的市场仍有可能是整合的。基于"冰川"成本模型修正的一价定律,Parsley and Wei 提出了用两地区间相对价格的方差 $Var(P_i/P_j)$ 的变动衡量市场一体化程度[5]。如果方差 $Var(P_i/P_j)$ 随时间呈现出逐渐变窄的趋势,表明两地区间相对价格波动的范围在缩小,"冰川"成本 c 在降低,无套利区间 $[1-c,1/1-c]$ 在收窄,两地区间的贸易壁垒在逐步降低,市场一体化程度在提高。

(二)农产品市场一体化的测度:相对价格方差 $Var(P_i/P_j)$ 的变动趋势

本文实证检验的相关数据来自联合国粮农组织(FAO)提供的有关中泰两国1991—2010年的农产品价格数据①。其中,中国农产品有114种,泰国农产品有65种,根据样本匹配和剔出价格缺失的数据,最后得到了两国20年50种同种农产品作为市场一体化测度的对象。这50种农产品在中泰农业生产中占据较大比重,是两国居民日常生活消费的主要品种,如大米、香蕉、猪肉等,能够在较大程度上反映两国农产品市场的总体情形。因此,样本组成上,本文实证检验的数据实际是由2个国家、50种商品、20年组成的一个3维($m\times n\times t$)的,数据总额为2000($2\times50\times20$)的面板数据。

借鉴 Parsley and Wei 以相对价格方差 $Var(P_i/P_j)$ 判断市场一体化的方法[5],如果相对价格方差 $Var(P_i/P_j)$ 随时间推移变化趋于收缩,说明中泰两国农产品相对价格波动的范围在缩小,意味着两国农产品市场贸易的"冰川"成本 c 的下降,无套利区间 $[1-c,1/1-c]$ 在收窄,两国间农产品贸易壁垒在削弱,市场一体化程度在加深。对三维面板数据而言,计算相对价格的方差主要有两种形式。一是固定商品 h 与观测地点 i、j,算出 $Var(P_i^h/P_j^h)$ 在年度间变化的方差[3],最后共计可以得到 $h\times m\times(m-1)/2$ 个 $Var(P_i^h/P_j^h)$ 值。但是,根据这一方法得到的截面数据方差值牺牲了原始数据的时间维度,导致无法观测数据随时间的变动特征,亦不可能对中泰农产品市场一体化是否深化做出判断。

另一种是固定时间 t,算出中泰两国在给定时期农产品价格变动平均值的方差 $Var(P_i^t/P_j^t)$,共计可以得到20个时间序列数据。由于这一时序数据综合了不同农产品的价格信息,可以对不同农产品市场整合情况进行判断外,同时该时序数据还包含了农产品价格变动的时间趋势,可以从时序数据随时间演进的规律中对中泰农产品市场一体化整合的趋势进行判断。农产品相对价格的计算方法亦有两种:一种是直接用两国的价格之比 $P_{i,t}^h/P_{j,t}^h$;一种是用价格之比的自然对数 $\ln(P_{i,t}^h/P_{j,t}^h)$。考虑到相对价格之比的对数形式不会随因变量测度单位的变化而变化且还有助于降低数据的异方差和偏态性。

基于上述分析,本文将采用两国农产品相对价格之比取自然对数的时序方差法进行计算,即以每年50种农产品相对价格为一组求出该组的方差,如此可以得到1991—2010年中泰两国农产品的20个时序相对价格方差,其随时间变动的动态特征如图2所示。1991—2010年的20年间,中泰农产品相对价格的波动经历了一个先放大后逐步收窄的过程。1995—2002年中泰农产品相对价格波动扩大,2004—2009年中泰农产品相对价格波动收敛了。而且,1991—2010年中泰农产品相对价格最大方差正好处于1997年,而这与东南亚金融危机对整个东南亚地区国民经济(包括农业)所构成的巨大冲击有关,但随后,冲击所带来的影响在逐渐减弱。较为明显的是,从2002年开始,中泰农产品相对价格波动较之以前有了一个较大的降幅,并在随后呈进一步下降趋势②,

① 数据来源:联合国粮农组织(FAO)网站:http://faostat3.fao.org/home/index.htmlJHJDOWNLOAD。

② 2010年中泰农产品相对价格具有放大趋势,这可能与中泰农产品市场所受到的冲击密切相关。2010年东南亚国家的湄公河流域发生了较为严重的干旱,东南亚国家普遍对本国农产品出口实施了较为严厉限制。

这说明 2002 年中国 - 东盟自由贸易区的建设，尤其是 2004 年中泰《关于加速取消两国蔬菜和水果关税协议》的实施，极大地削减了中泰农产品市场的贸易壁垒，贸易的“冰川”成本明显下降。2010 年农产品相对价格方差的再度上升可能与国际金融危机的冲击有关。总体上，中泰农产品相对价格波动呈现收敛的态势，说明整体上中泰农产品市场的一体化程度在逐步加深。

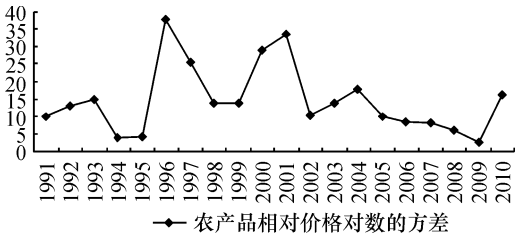


图 2　中泰农产品相对价格对数方差走势(1991—2010)

三、中泰农产品市场一体化影响因素的实证检验

(一)模型介绍

引力模型是被广泛应用到双边贸易成本测度的一种方法，即以双边贸易额作为被解释变量，纳入可能对贸易额产生影响的变量作为解释变量，通过基于引力模型变换的计量模型考察各变量对贸易成本影响的程度[10]。其核心思想是，双边贸易流量与各自经济规模(GDP)成正比，与距离成反比，基本形态为：

$$EX_{ij} = A \times GOP_i \times GOP_j / DIS_{ij}$$

其中，EX_{ij}为双边贸易额，以一国向另一国的出口额表示；A 为常数，DIS_{ij}为经济体之间的物理距离；GDP_i 和 GDP_j 分别表示经济体 i 和 j 的国内生产总值。通过对引力模型的改进，在贸易成本的度量中，人均收入、汇率、是否属于同一经济组织、是否具有共同语言、是否拥有共同边界、人口等根据研究的需要被纳入引力模型，研究这些变量对双边贸易成本的影响。考虑到传统引力模型对价格因素和两国商品替代弹性的忽视，Aderson and Wincoop 将价格指数引入模型[11]，即：

$$EX_{ij} = \beta_0 (GDP_i)^{\beta_1} \times (GDP_j)^{\beta_2} \times (t_{ij})^{1-\delta} \times P_i^{\delta-1} \times P_j^{\delta-1} \times \xi_{ij}$$

其中，t_{ij}为双边贸易成本因素，P_i、P_j 为商品价格，β_0、β_1、β_2 为待估参数，δ 为两国产品之间的替代弹性。尽管这一模型将多边价格因素作为内生变量，更好地构建了贸易成本的“阻力因子”，大大降低了模型估计的偏误，但在具体的估计过程中，对于两国商品替代弹性 δ 的取值则有较大的随意性，多数是以 Hummels 论文中的 δ 进行替代，因而估计结果难免与实际具有一定的偏差[12]。与传统引力模型以贸易额作为被解释变量不同，由于直接利用农产品的相对价格作为市场一体化的测度变量，直接以价格变动趋势衡量市场一体化水平，因此计量模型直接考虑了商品的价格因素并有效回避了两国商品替代弹性问题，减少了人为随意赋值的影响，因而对市场一体化影响因素的估测结果更为准确。鉴于农产品的特性以及中泰农产品市场一体化情况，本文的计量模型设置如下：

$$Var(P_i^t / P_j^t) = \alpha + \beta_1 \ln(Pgdp_i) + \beta_2 \ln(Pgdp_j) + \beta_3 Ubr_i + \beta_4 Ubr_j + \beta_5 Cafta + \beta_6 Trade_i + \beta_7 Trade_j + \beta_8 Rate_i + \beta_9 Rate_j$$

Cafta 为中国 - 东盟自由贸易区建设的虚拟变量。2002 年中国 - 东盟自由贸易区建设启动，农产品被列为首批相互关税减让的主要项目，在“零关税计划”框架下中泰两国又进一步签署了《关于加速取消两国蔬菜和水果关税的协议》，极大地促进了两国农产品贸易合作。那么自贸区建设的启动究竟在多大程度上促进了农产品市场一体化，是否具有显著的影响？这需要通过计量的检验。计量分析中，作为虚拟变量，1991—2002 年 *Cafta* 取值为 0，2002—2010 年取值为 1。

$Pgdp_i$ 和 $Pgdp_j$ 分别为中泰两国的人均收入水平。从需求的角度看，国内生产总值(GDP)、人

口规模以及人均国内生产总值均会对市场一体化产生影响。但是,由于人均国内生产总值是国内生产总值与人口的比值,具有高度的相关性,若在计量模型中同时纳入这三个变量,极易导致多重共线性。况且,无论是 GDP 还是人口数量的变化,最终都将体现为人均收入水平所导致的需求变动的影响,因此仅纳入人均国内生产总值则既考虑了两国 GDP 变化又考虑了两国人口变化对市场一体化的影响。一般情况下,人均收入水平的提高会增加对农产品需求尤其是产品消费的多样化,进而扩大双边农产品贸易额,缩小农产品价格差异①。

距离是影响农产品贸易的重要因素,空间距离越大则运输成本越高,占据农产品价格的主要部分,从而限制了各成员国之间的农产品贸易往来[13]。在空间距离不可改变的前提下,贸易成本更取决于农产品交通运输的发达与否,因此交通基础设施是影响市场一体化的重要变量。基础设施的衡量可以通过公路、铁路、通信网络等得以反映。同样由于这些变量具有较高的相关性,若把这些变量同时纳入计量分析,可能会出现多重共线性,影响估计结果。Ubr_i 和 Ubr_j 为两国城市化率,作为经济的聚集体,城市化是集基础设施、商贸、人流、物流和信息流于一身的综合体现,具有信息搜集匹配、讨价还价的价格发现功能,将城市化纳入分析变量则可以较好地克服公路、铁路、通信网络等交通基础设施变量导致的多重共线性问题,同时又能较好地反映交通基础设施对市场一体化的影响。但另一方面,城市化率的提高亦意味着农产品自给自足的农业人口减少,对农产品需求的增加,可能会扩大两国农产品的价格差异。因此,城市化的影响究竟是更体现于信息搜集匹配和价格发现功能,还是需求的增加,需通过其检验系数的符号进行判断。

国家整体经济开放度不仅会影响到国内市场一体化,亦会影响国与国之间的市场融合。与封闭状况相比,经济开放面对的市场需求更大,商品贸易有利于熨平国与国之间的价格差异,增进市场一体化。因此,开放度($Trade$)愈高,市场一体化的程度就越高。其中,$Trade = \frac{\text{进出口总额}}{\text{国内生产总值}} \times 100\%$。理论上,中泰两国开放度系数的符号应均为 -,即有利于缩小相对价格的方差。

鉴于农产品自然属性决定了其生产周期较长,从达成交易至交易最终的完成往往要经历较长的时间跨度,出于规避风险的考虑,贸易双方对汇率($Rate$)的变动会较为敏感。汇率的频繁波动或不稳定势必会影响到贸易,进而阻碍市场一体化。这里,本文分别以人民币和泰铢对美元的年汇率的变动幅度作为解释变量。

(二)检验结果及分析

本文各变量组成是一个跨度为 20 年的时序数列,因此采用的方法为最小二乘法(OLS)。为清楚显示各变量对市场一体化的影响,这里采用逐步增加变量的方式列出检验结果,如表 1 所示。与理论分析一致,中国 - 东盟自由贸易区建设($Cafta$)的系数为 -8.59,在 10% 的水平上显著,说明自贸区建设的确加快了中泰农产品市场一体化进程。方程(1)$R^2 = 0.1817$ 说明相对自贸区建设之前,其能在 18% 的水平上解释中泰农产品市场的价格差异。两国人均收入水平($Pgdp$)方面,由于相对价格方差是对中泰两国农产品价格之比计算得到,因此中国人均收入水平($\ln(Pgdp_i)$)对中泰农产品相对价格方差影响的系数为负,即中国人均收入的提高,会缩小两国农产品相对价格方差。相反,泰国人均收入水平($\ln(Pgdp_j)$)的系数为正,即泰国人均收入的提高会扩大中泰农产品相对价格的方差(如果被解释变量为泰中农产品相对价格的方差,则中国人均收入系数为正,而

① 需要注意的是,由于本文农产品价格方差是由中泰农产品价格之比计算得到的,因此中国人均收入水平的提高会扩大双边贸易,缩小相对价格差异,因此预计中国人均收入的系数符号为 -,而泰国人均收入的增加则恰恰相反,为 +(若是泰中农产品价格之比,则中国人均收入系数符号为 +,泰国为 -)。

泰国人均收入系数为负）。这意味着随着两国经济增长，人均收入水平的提高将有利促进农产品市场一体化的加深。

城市化（*Ubr*）对农产品市场一体化影响上，方程（3）显示中国城市化（Ubr_i）的系数为正，说明随着中国城市化水平的提升，会扩大两国农产品的价格差异，意味着中国城市化对中泰农产品市场一体化的影响更多地体现为需求的增加而非信息搜集匹配和价格发现功能。其原因可能在于中国城市化率的上升，一是农业从业人口的减少，农产品自给自足比例降低，对农产品需求增加，进而拉大了两国农产品价格差异；二是近年来中国偏向城市规模的扩张模式侵占了大量农田，导致农产品耕种面积减少，拉大了两国农产品价格差异，湮没了城市化的信息搜集匹配和价格发现的功能。泰国城市化的系数为正，说明泰国城市化率在集基础设施、商贸、人流、物流和信息流的制度建设方面优于中国，其城市化的综合效应有利于缩小中泰农产品相对价格差异。两国城市化影响的差异也说明当前中国的城市化模式亟待转型。

表 1　中泰农产品市场一体化影响因素的 *OLS* 计量结果

解释变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
α	18.17 *	−134.23	215.23 ***	169.63 ***	62.76
	(6.5350)	(−0.5827)	(1.9448)	(1.8737)	(1.6912)
Cafta	−8.59 ***	−16.64 ***	−28.00 ***	−29.26 ***	−28.75 ***
	(−1.9737)	(−2.0291)	(−2.0838)	(−1.9947)	(−1.9587)
$\ln(Pgdp_i)$		−5.05 **	−3.35 ***	−6.69 ***	−5.72 ***
		(−2.7475)	(−2.0444)	(−1.9454)	(−1.9880)
$\ln(Pgdp_j)$		15.87 ***	26.63 ***	15.54 **	15.46 ***
		(2.3965)	(1.9812)	(3.6928)	(1.9756)
Ubr_i			20.32	41.15 ***	39.28
			(1.6936)	(1.9950)	(1.7602)
Ubr_j			−105.95 ***	−178.57 ***	−173.58
			(−2.1282)	(−2.0141)	(−1.8105)
$Trade_i$				−0.91 ***	−0.7744
				(−1.9508)	(−1.4171)
$Trade_j$				0.0048	−0.0527
				(0.0113)	(−1.6138)
$Rate_i$					15.39
					(1.7405)
$Rate_j$					−0.3802
					(−0.0148)
D − W	1.4250	1.3770	1.7478	2.2407	2.3343
R^2	0.1817	0.2600	0.4571	0.6021	0.6250

注： *** 表示在 10% 水平上显著，** 表示在 5% 水平上显著。

方程（4）和（5）显示，两国经济开放度（*Trade*）越大，则两国农产品相对价格差异越小（如上所述，由于是采用的中泰农产品相对价格之比，因此中国经济开放度的系数为负，泰国经济开发度的系数为正），但泰国经济开发度的影响并不显著，可能与农产品贸易在两国对外贸易中所占比重不大有关。同样，与理论预期一致，中泰两国汇率的波动亦会对两国农产品市场一体化产生一定的影响，且汇率波动幅度越大（但不显著），越不利于农产品市场一体化。

四、结论与启示

基于相对价格的市场一体化测度方法,本文利用中泰两国50种主要农产品价格数据对中泰农产品市场一体化进行了测度。结果表明,自1991—2010年中泰农产品市场一体化在逐步加深,但进程较为缓慢,一定程度上仍存在较为严重的市场分割。基于两国20年时间序列数据的OLS计量分析表明,中国-东盟自由贸易区建设,尤其是两国签署的农产品零关税协议较为显著地促进了两国的农产品市场一体化。同样,两国人均收入水平的提高亦有利于农产品的市场一体化,这是对未来中泰农产品市场深度一体化较为有利的因素。但在城市化方面,中国的城市化与泰国城市化对中泰农产品市场一体化的综合影响不一样,中国城市化提升会拉大两国农产品价格差异,泰国城市化有利于促进市场一体化。经济开放度扩大有利于两国农产品市场一体化,但不显著。汇率对农产品市场一体化的影响主要表现为汇率的波动会增加交易的风险,但影响并不显著。根据研究结论,本文认为在"后贸区时代"自贸区建设效应逐步削弱的情形下,中泰农产品市场一体化的推进需要从以下几方面入手:

一是保持经济持续增长和人均收入的提高是实现农产品市场一体化的基本保障。中泰两国1991—2010年农产品市场一体化历程显示,持续的人均收入增长保证了农产品市场一体化的加深。中泰两国农产品互补性较强,因此随着人均收入的提高,双方对彼此农产品的需求亦会增强,进而有利于市场的一体化深化。

二是充分发挥城市化集基础设施、商贸、人流、物流和信息流于一身的综合效应,增强其信息搜集匹配和价格发现功能。以往,我国的城市化主要以"摊大饼"式的规模扩张为主,使得城市化在信息搜集匹配和价格发现等方面的功能偏弱,因此未来我国的城市化建设亟需转向"以人为本"的制度建设方面。

三是削减中泰农产品间贸易非关税壁垒,扩大农产品贸易在对外开放中的比重。由于农业是一个弱势产业,政府对农业的行政干预较多,尽管中泰农产品贸易关税已得到了明显削减,但各类补贴等非关税壁垒仍存在。深化农产品市场一体化,扩大农产品的贸易比重需要在削减关税的基础上进一步取消各类非关税壁垒。

四是循序渐进地推动人民币在东盟区域的国际化,适时实现人民币结算,降低汇率波动对两国农产品市场一体化带来的不利影响。农产品生产周期长,交易跨度久,汇率的频繁剧烈波动对市场一体化易产生阻碍,尤其是在金融危机后,以美元量化宽松货币为首的货币竞争性贬值背景下,循序渐进的推进人民币在中泰农产品贸易中的结算能降低汇率波动风险,促进市场一体化。

参考文献:

[1] 孙 林,李岳云.中国与东盟主要国家农产品的贸易、竞争关系分析[J].世界经济研究,2003,(8):81-85.

[2] KITWIWATTANACHAI A, NELSON D, REED G. Quantitative Impacts of Alternative East Asia Free Trade: A Computable Equilibrium Assessment [J]. Journal of Policy Modeling, 2010, 32(2):286-301.

[3] ENGEL, CHARLES, ROGERS, JOHN H. How Wide Is the Border? [J]. the American Economic Review, 1998, 86(2): 1112-1125.

[4] XU, XINPENG. Have the Chinese Provinces Become Integrated under Reform? [J]. China Economic Review, 2002, 13(6): 116-133.

[5] PARSLEY DAVID, WEI SHANG-JIN. Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: a Price based Approach [R]. NBER Working Paper 8468, 2001.

[6] 陆 铭,陈 钊.市场分割:改革的另一陷阱[N].经济学消息报,2002-02-01(6).

[7] 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.
[8] 张应武. 中国内地与香港商品市场一体化测度研究：以北京、上海、广州、深圳为例[J]. 国际经贸探索，2012，(3)：44－54.
[9] YOUNG ALWYN. The Razor's Edge：Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China [J]. Quarterly Journal of Economics，2000，115(4)：1091－1135.
[10] 屈四喜，贾　伟. CAFTA 对中国各省份向东盟出口农产品的影响[J]. 农业经济问题，2012，(2)：70－74.
[11] ANDERSON J E，WINCOOP E. Trade Costs[R]. Working Paper in Economics Boston College Economics Department，2003.
[12] HUMMELS，DAVID. Toward Geography of Trade Costs[R]. Working Paper Purdue University，1997.
[13] 范爱军，曹庆林. 中国对东盟地区的贸易流量分析——基于引力模型的研究[J]. 亚太经济，2008，(3)：38－43.

Analysis of Factors Influencing Sino-Thai Agricultural Products Market Integration

HU Chao，WANG Xin-zhe
(*College of Business*，*Guangxi University for Nationalities*，*Nanning* 530006，*China*)

Abstract：Based on the relative price method，this paper measured the degree of Sino-Thai agricultural products market integration between 1991 and 2010 using 50 major agricultural products relative price data. The result has showed that Sino-Thai agricultural products market still had some segmentation，even though the variance of the relative price gradually deepened. The establishment of China-ASEAN Free Trade Area and the improving of per capita income level contributed to the promotion of the two countries' agricultural products market integration. The urbanization of China has hindered the market integration，which is in relation to the scale expansion and ignoring the institute construction. China and Thailand economic opening all contribute to the agriculture market integration，while the exchange rate fluctuations hinder market integration.

Key Words：agricultural products；market integration；law of one price；Tariff-Free Agreement；