

食品与非食品价格的长期均衡关系 与短期非线性调整 ——基于两区制门槛协整模型的实证研究

苏桂芳, 臧楠

(华侨大学 数量经济研究院, 福建 泉州 362021)

摘要:食品通胀率与非食品通胀率之间的测量缺口近期持续扩大,引起了市场广泛关注。文章根据 1994 年 1 月至 2010 年 8 月的食品价格与非食品价格数据,运用两区制门槛误差修正模型研究两者的长期均衡关系和短期价格调整以及传导机制中的非线性特征。结果发现,食品通胀率与非食品通胀率存在门槛协整关系,而且估计缺口稳定,这表明测量缺口夸大了两者的真实偏离。文章还发现了食品价格传导的新信息内涵,即食品价格对非食品价格具有非线性的价格传导性;短期内偏离主要是食品价格上升造成,尤其是在高通货膨胀区制,偏离速度有加快趋势。两区制的 Granger 因果关系检验发现,在极端区制,食品价格通胀与非食品价格通胀具有双向的短期 Granger 原因,即两者相互领先;而在正常区制,食品价格通胀与非食品价格通胀具有双向的长期 Granger 原因。

关键词:食品价格通胀;非食品价格通胀;价格传导;门槛误差修正模型

中图分类号:F222;F222.34 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)02-0112-12

一、引言

2003 年以来,我国消费价格指数出现了一种值得注意的新特征,即居民食品通胀率超过了同期的居民消费价格指数,而且在大部分时间内,食品通胀率均超过 CPI 中其余七大子分类价格指数。特别是 2009 年 7 月份以来,食品通胀率一直处于较高水平,非食品通胀率的变化却相对平稳,食品通胀率与非食品通胀率之间的缺口有持续扩大的迹象,引发了公众与政策制定者对食品价格上涨是否会扩散到非食品领域的担忧。那么,近期食品通胀率与非食品通胀率缺口的扩大是否意味着这种现象将会持续,或者缺口短期内可能较大但长期来看系统能够自动回归至均衡位置?食品价格与非食品价格存在怎样的传导关系,进一

收稿日期:2010-11-20

基金项目:教育部人文社会科学青年基金(10YJC790221);全国统计科学研究计划项目(2010LC38);福建省社科规划项目(2010B041);福建省软科学项目(2010R0073)

作者简介:苏桂芳(1977-),男,福建惠安人,华侨大学数量经济研究院讲师;

臧楠(1986-),女,黑龙江哈尔滨人,华侨大学数量经济研究院硕士生。

步而言,当经济处于不同状态时,这种传导是否存在不同的特征?近期的食品价格上涨已推动CPI涨幅大幅提高,政策制定者是否应该大力遏制食品价格上涨构成的潜在威胁?对这些问题的科学分析与回答,有助于我们深入理解食品通胀率的动态传导机制,同时可为决策层判断通货膨胀形势、制定合理政策以防范食品通胀向其他消费品扩散的风险提供有益启示。

目前,根据国内外文献,我们尚未发现学者针对食品价格与非食品价格的上述问题做出实证解释,不过国内外一些关于PPI和CPI价格传导的类似研究还是为本文研究提供了很好的思路。但是这些研究存在两点不足:一是目前已有研究食品价格传导的文献主要集中在食品通胀率如何影响总体通胀率方面,食品通胀率与非食品通胀率之间的传导关系是研究的一个空白点。近年来中国通货膨胀的一个重要特征是CPI八大类子成分中食品价格的上涨最明显,而非食品价格上涨轻微,食品价格的上涨是否会对非食品类项下的子成分产生影响而导致全面扩散的风险,是当前学术界亟需回答的现实热点问题之一。二是关于价格传导的大多数研究都使用传统的线性模型。我们知道,标准的线性时间序列模型都有一个前提,即在不同时期经济运行周期的不同位置,变量之间的关系是不变的。线性模型忽视了经济行为的内生变化可能产生的非线性,很可能会产生错误的结论。Pelzman(2000)在关于价格传导的综述文章中指出,在2/3的情况下,价格传导具有非对称性。在这种情况下,线性模型无助于揭示我国食品通胀与非食品通胀价格传导的本质特征。

作为食品主要原料的农产品价格的变化受很多不可预测的因素如恶劣天气、自然灾害等的影响;同时,信贷扩张、房价上涨和工资上调也会给食品价格造成很大的影响,极有可能使食品价格呈现出一定的非连续的、非线性的发展趋势。基于此,本文研究推测食品通胀率处于高、低通货膨胀时,会对非食品通胀率产生非一致性影响。本文将CPI各分类价格指数分为食品价格指数与非食品价格指数两部分,运用门槛向量误差修正模型(Threshold Vector Error Correct Model,简称TVECM),深入探讨食品价格与非食品价格之间的动态传导机制。与其他研究相比,本文的探索在于:第一,研究视角与内容新颖。Peach(2004)关于美国商品与服务价格的研究,把消费价格指数分为两大类,即商品价格指数和服务价格指数,从而研究两者的价格传导。本文借鉴这个思路,尝试将CPI各成分划分为食品与非食品两部分,研究两者的长期均衡与传导关系。第二,考虑到食品与非食品价格传导的非对称性,本文运用新近发展的非线性门槛误差修正模型以深刻揭示食品价格和非食品价格偏离长期均衡关系时两者在不同区制内的短期动态调整特点。

二、食品价格与非食品价格传导机理分析

作为最终消费品的食品与非食品(包括服务和工业消费品),其价格传导

关系十分复杂,它们的传导方向存在着以下几种可能:

第一,上下游产品价格传导。这是一种由处于生产环节上游的产品或原材料率先涨价引起相关商品涨价的连锁反应模式,其导因是不同商品之间比价失衡和成本推动等。一方面,CPI 食品分类中的众多生、鲜食品是 PPI 生活资料中食品类的原材料,前者价格的涨跌会引起后者的变化。另一方面,PPI 中能源、工业品价格上涨,可能导致农业生产资料价格上涨与运输成本增加,进而推高农产品价格。之后,一部分农产品直接进入消费领域,另一部分经过工业加工进入消费领域,进而推高食品价格。

第二,消费者价格到生产者价格的反馈机制。消费者对下游消费品需求的显著变化会带动其上游的生产资料和生活资料价格的明显变化。这方面的典型例证是消费者对住房、汽车的需求大幅增加会拉动铁矿石、钢铁产品以及成品油价格的上涨,从而出现 CPI 上涨拉动 PPI 上涨的情况。从需求角度看,CPI 的构成中食品占 1/3 左右,其价格一旦上涨对 CPI 的拉动作用将十分明显,CPI 的上升会增加对资源性产品的需求,进而拉动投资品价格上涨,并传导到 PPI,进而使非食品通货膨胀加剧。

第三,追赶现象。这体现在,个别商品价格率先上涨,对其他商品形成价格传导与辐射压力,造成商品价格上涨的连锁互动反应。在市场经济条件下,由于我国资源总体上短缺,在产品购销过程中,价格的传导机制容易造成初级产品和高级产品之间、农副产品资源和农副产品制成品之间、基础产品和加工产品之间的价格相互攀升,助长了通货膨胀的发展。食品价格推动消费品涨价后,开始向中间产品和资源型初级产品传导,出现“搭车涨价”、“攀比涨价”等多种涨价形式,由此造成各种商品价格之间互相推动、多向传导、轮番涨价、循环上升的情况。

第四,预期效应传导。由少数人的价格预期心理到多数人的价格从众心理,完全是通过价格心理效应的传导作用产生的价格心理共鸣。近两年食品价格的持续上涨,造成各方面对价格上涨的预期明显增强,容易引发对部分商品的集中购买或囤积,从而产生放大效应。

三、研究方法:非线性两区制误差修正模型

一个包含变量 π_t^{food} 与 π_t^{nonfood} 的线性向量误差修正模型(VECM)可表示为:

$$\Delta \pi_t^{\text{nonfood}} = \lambda_{10} \text{ecom}_{t-1} + \sum_i \gamma_i^{11} \Delta \pi_{t-i}^{\text{nonfood}} + \sum_i \gamma_i^{12} \Delta \pi_{t-i}^{\text{food}} + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta \pi_t^{\text{food}} = \lambda_{20} \text{ecom}_{t-1} + \sum_i \gamma_i^{21} \Delta \pi_{t-i}^{\text{nonfood}} + \sum_i \gamma_i^{22} \Delta \pi_{t-i}^{\text{food}} + \epsilon_{2t} \quad (2)$$

其中: $\Delta \pi_t^{\text{nonfood}}$ 表示非食品通胀率的一阶差分, $\Delta \pi_t^{\text{food}}$ 表示食品通胀率的一阶差分; ecom_{t-1} 是误差修正项, ϵ_{1t} 和 ϵ_{2t} 是均值为零的随机扰动项; λ_{10} 、 λ_{20} 、 γ_i^{11} 、 γ_i^{12} 、 γ_i^{21} 与 γ_i^{22} 皆为待估系数, λ_{10} 和 λ_{20} 表示误差修正系数。如果参数 λ_{10} 显著,则

意味着可以将长期协整关系解释为食品通货膨胀对非食品通货膨胀具有 Granger 因果关系;如果 λ_{20} 显著,则可以将长期协整关系解释为非食品通货膨胀对食品通货膨胀具有 Granger 因果关系;如果至少有一个 γ_i^{12} 显著,则认为食品价格变化在短期对非食品通货膨胀具有 Granger 因果关系;如果至少有一个 γ_i^{21} 显著,则认为非食品价格变化在短期对食品通货膨胀具有 Granger 因果关系;如果 λ_{10} 、 λ_{20} 、 γ_i^{12} 和 γ_i^{22} 都显著,则说明食品通货膨胀率与非食品通货膨胀率序列具有长期和短期双向 Granger 因果关系。

然而,线性 VEC 模型存在一定的缺陷,即线性 VEC 模型通常假设只要出现系统对长期均衡的偏离,短期偏离向长期均衡的调整在每个时期都会发生,这隐含着协整变量对误差修正项的调整是连续的;此外,线性 VEC 模型还假设调整速度是不变的,即无论偏离程度的大小,调整的强度是等同的。然而在实际经济中,协整系统中变量向长期均衡的调整并不一定在每个时期都发生。同时,当短期中对长期均衡的偏离的方向和大小不同时,调整的速度也可能是非对称的。对此,Balke 和 Fomby(1997)最早提出非线性门槛协整的概念。根据短期偏离程度的不同,门槛协整将经济变量的调整行为分成了不同的区制:当偏离较小时,经济变量不存在调整;只有当偏离较大(超过门槛值)时,变量才会向均衡调整。Hansen 和 Seo(2002)在 Balke 和 Fomby(1997)的基础上,提出了一种以误差修正项为门槛变量的两区制门槛误差修正模型,并给出基于门槛值未知情况下模型参数的估计方法。一个滞后阶数为 1 的两区制门槛误差修正模型如下所示:

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1' X_{t-1}(\beta) + u_t & w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A_2' X_{t-1}(\beta) + u_t & w_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (3)$$

其中: $X_{t-1}(\beta) = \{1, w_{t-1}(\beta), \Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2}, L, \Delta x_{t-1}\}'$, x_t 是 p 维一阶单整时间序列,即 $I(1)$ 过程, β 是 $p \times 1$ 维的协整向量。 $w_t = \beta' x_t$ 是 $I(0)$ 过程的误差修正项, u_t 是误差项, A_1 和 A_2 是描述每个区制动态变化的系数矩阵, γ 为门槛参数。在两区制门槛协整模型中,误差修正模型依据误差修正项值的不同可分为两个区制:当对均衡的偏离小于或等于门槛值时,变量 X_t 倾向于不向均衡状态调整;而当对均衡的偏离大于门槛值时,变量 X_t 倾向于向均衡状态调整。Hanse 和 Seo(2002)提出用于检验模型是否存在门槛效应的 Sup LM 检验,其零假设为 H_0 :应用线性误差修正模型拟合变量之间的动态关系,即不存在门槛效应;备择假设为 H_1 :应用非线性误差修正模型拟合变量之间的动态关系。在真实协整向量已知的情况下,检验统计量为:

$$\sup LM^0 = \sup_{\gamma_L < \gamma < \gamma_U} LM(\beta_0, \gamma) \quad (4)$$

当协整向量未知时,门槛效应的检验统计量为:

$$\sup LM = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\tilde{\beta}, \gamma) \quad (5)$$

其中: $\hat{\beta}$ 为模型(1)中 β 的估计值, $[\gamma_L, \gamma_U]$ 为 γ 值的搜索区间, γ_L 和 γ_U 分别为 w_{t-1} 的 ϕ 和 $(1-\phi)$ 百分位点。

四、实证分析

(一)样本选择与数据处理。本文选择食品同比通胀率和非食品同比通胀率作为研究对象,样本区间为1994年1月至2010年8月。样本数据的选择和处理:(1)样本区间经历三次较高的通货膨胀,食品通胀拉动作用十分明显,这为本文研究提供了优良的样本。(2)以1994年为样本的起始年份,原因之一是国家统计局从这个年份开始公布食品价格指数。而且从1985年开始价格改革至20世纪90年代中期,经济行为主体的理性决策在价格形成过程中发挥的作用越来越大,商品价格变化在总体上越来越顺应市场经济规律。

1994年1月至2010年8月的食品通胀率数据 π_t^{food} 可以直接从中经网数据库获取。1994年1月至2002年2月的非食品通胀率来源于本文的计算,而2002年3月之后的非食品价格指数来自于国家统计局。需要说明的是,中经网数据库2002年3月以后每年12月份非食品价格指数(国家统计局没有公布该月份数据)存在缺失,对此本文借鉴张成思(2009)给出的权重数据(作者取自国家统计局),^①剔除食品项后重新分配权重估算出非食品通货膨胀率 π_t^{nonfood} 。 π_t^{food} 与 π_t^{nonfood} 在样本期间的变化趋势和测量缺口(食品通胀率与非食品通胀率之差)如图1所示。

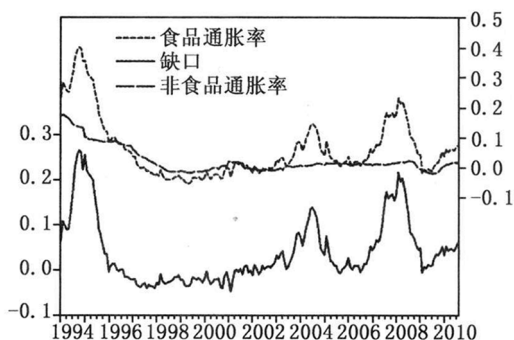


图1 食品通胀率与非食品通胀率的走势和测量缺口(1994.1—2010.8)

由图1可见,除1996—2002年这一段通货紧缩期外,在大部分时间内,食品通货膨胀率几乎都高于非食品通货膨胀率。特别是在1994年、2003年和2007年这三轮通货膨胀高峰,我们发现食品通货膨胀率与非食品通货膨胀率的测量缺口较大,在随后的通货膨胀减退中缺口逐渐缩小。尤其值得注意的是,自2009年7月以来缺口再次呈现扩大的态势,食品价格上涨幅度较大,但非食品价格上涨较缓。从图1中我们还可以发现这样一个特点,即在通货膨胀时期测量缺口扩大,而通货紧缩或轻微通货膨胀时期测量缺口则逐渐缩小。我国食品价格与非食品价格尽管总体走势基本一致,但在通货膨胀率较低时,二者的走势表现出更强的同步性。

(二)单位根检验。在检验 π_t^{food} 与 π_t^{nonfood} 是否存在协整关系之前,应首先对其进行 ADF 单位根检验。ADF 检验结果见表1所示。

由表 1 结果不难发现,对 π_t^{food} 与 π_t^{nonfood} 的水平项,ADF 检验结果显示,在 5% 水平下相应的统计值不显著,因此无法拒绝存在单位根的零假设。而对其一阶差分序列,在 1% 水平下拒绝存在单位根的零假设,即为平稳序列,这表明 π_t^{food} 与 π_t^{nonfood} 同为一阶单整序列,即 I(1) 过程。

表 1 单位根检验结果

变 量	ADF 统计值	结论
食品通胀率水平项	-1.557	非平稳
食品通胀率一阶差分项	-6.161 ***	平稳
非食品通胀率水平项	-2.048	非平稳
非食品通胀率一阶差分项	-5.068 ***	平稳

注:(1)检验方程只包括常数项而不包括趋势项;(2)最优滞后阶数由 AIC 准则确定;(3)*** 表示统计值在 1% 水平下显著。

(三)线性协整检验与线性误差修正模型估计:基准模型分析。由图 1 可见,我国食品通货膨胀率与非食品通货膨胀率受宏观经济政策以及其他随机冲击因素的影响,形成了不同的动态路径。但两者经单位根检验后发现同为 I(1) 过程,这说明食品通货膨胀与非食品通货膨胀受短期冲击后会出现短期偏离,但仍有可能回归至长期均衡。本文利用 E-G 两步法进行协整检验,检验结果显示:在 1% 水平下拒绝零假设,即残差序列为平稳序列。

根据 E-G 两步法协整检验结果,我们发现食品通货膨胀率与非食品通货膨胀率之间确实存在着长期稳定的关系,它们的线性组合有向长期均衡收敛的趋势。这种长期的均衡关系即使经历了特大自然灾害和恶劣气候影响的冲击也未改变。同时,食品通货膨胀率与非食品通货膨胀率具有的长期均衡关系也意味着两者之间缺口的持续时间不会很长,一段时间后仍会回归至长期均衡位置。接下来,我们在一阶差分序列 $\Delta\pi_t^{\text{food}}$ 与 $\Delta\pi_t^{\text{nonfood}}$ 的向量自回归模型中引入上述协整残差序列以建立向量误差修正模型(即 VEC 模型),为食品通货膨胀与非食品通货膨胀提供一个更为宽泛的动态表征。根据 AIC 准则,VEC 模型滞后 3 阶时为最优模型。VEC 模型估计结果(括号内数值为 T 值,* 表示在 10% 水平下显著)为:

$$\begin{aligned} \Delta\pi_t^{\text{food}} = & -0.0004 - 0.0015w_{t-1} + 0.2218\Delta\pi_{t-1}^{\text{food}} + 0.1353\Delta\pi_{t-2}^{\text{food}} \\ & + 0.0385\Delta\pi_{t-3}^{\text{food}} - 0.2936\Delta\pi_{t-1}^{\text{nonfood}} + 0.1832\Delta\pi_{t-2}^{\text{nonfood}} \\ & + 0.2591\Delta\pi_{t-3}^{\text{nonfood}} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \Delta\pi_t^{\text{nonfood}} = & -0.0005 + 0.0080w_{t-1} + 0.0281\Delta\pi_{t-1}^{\text{food}} + 0.0102\Delta\pi_{t-2}^{\text{food}} \\ & - 0.0031\Delta\pi_{t-3}^{\text{food}} + 0.0354\Delta\pi_{t-1}^{\text{nonfood}} + 0.1853\Delta\pi_{t-2}^{\text{nonfood}} \\ & + 0.1004\Delta\pi_{t-3}^{\text{nonfood}} \end{aligned} \quad (7)$$

从 VEC 模型的估计结果看,式(6)与式(7)的误差修正系数一负一正,符合负向反馈机制。从系数绝对值看, π_t^{nonfood} 的修正幅度大于 π_t^{food} 的修正幅度。

对 π_t^{food} 而言,如果它上一期偏离长期均衡关系,那么本期将有 0.15% 得到纠正但调整速度不显著。但对 π_t^{nonfood} 而言,如果它上一期偏离长期均衡关系,那么本期会有 0.8% 得到纠正且调整速度显著。

(四)门槛向量误差修正模型估计与解释。如前所述,线性 VEC 模型可能会忽略系统内协整变量在短期内调整的非连续性与非对称性。因此,本文进一步运用 Hansen 和 Seo(2002)的门槛协整模型对是否存在门槛效应进行检验。由于 SupLM 统计量收敛于复杂的随机泛函,本文借助参数化残差的 Bootstrap 仿真试验(次数为 3 000)以实现小样本下对 SupLM 统计量的显著性检验。本文选取最大滞后阶数为 4,依次进行门槛协整检验,然后根据 AIC 和 BIC 最小准则选择最优模型。估计与检验结果如表 2 所示。由表 2 结果可见,滞后 1 期的 AIC 和 BIC 均最小,即滞后 1 期的门槛协整模型为最优模型。此时,SupLM 统计值为 20.353,对应的 p 值为 0.065,在 10% 的显著性水平上拒绝零假设,即门槛效应存在。这说明我国食品通胀率和非食品通胀率尽管在长期构成一个稳定的均衡系统,但短期调节效应却不同,存在非对称调整,即不同时点的调整不仅取决于上期偏离的大小,还取决于该时点上自身所处的区制,而且在不同区制中,调整的速度也不同。

表 2 门槛协整模型估计与检验结果

	Sup LM 检验			
	滞后 1 期	滞后 2 期	滞后 3 期	滞后 4 期
门槛值	-0.510	-0.866	-0.615	-0.418
协整向量	6.714	0.442	8.054	6.007
AIC	-1 915.628	-1 903.701	-1 895.536	-1 857.106
BIC	-1 910.882	-1 896.634	-1 886.184	-1 845.500
区制 1 比重	0.050	0.051	0.051	0.056
区制 2 比重	0.950	0.949	0.949	0.944
Sup LM 统计值	20.353	22.646	25.546	27.355
Bootstrap p 值	0.065	0.139	0.231	0.419

为考察不同区制食品通胀率与非食品通胀率对误差修正项的反应,从而了解不同区制误差修正收敛速度的差异性,在其他变量保持不变的情况下,本文将 $\Delta\pi_t^{\text{food}}$ 和 $\Delta\pi_t^{\text{nonfood}}$ 视为误差修正项 w_{t-1} 的函数,绘制出图 2。门槛 VEC 模型估计结果见表 3,图 3 给出了误差修正项 w_{t-1} 在不同区制的分布。

结合表 2 和表 3 以及图 2 和图 3,本文有下面三点重要发现:

首先,食品通胀与非食品通胀存在协整关系,而且是一种非线性的门槛协整关系,从近期的估计缺口看,两者对长期均衡的偏离正在逐步缩小,从而关系更为密切。由表 2 最优模型的估计结果看,门槛值为 -0.510,而协整向量为 $\beta = (1, -6.714)$,这意味着区制 1 的条件是 $w_t = \pi_t^{\text{food}} - 6.714\pi_t^{\text{nonfood}} \leq -0.510$ 。从样本分布情况看,样本观测值处于区制 1 的比重只有 5%。相应

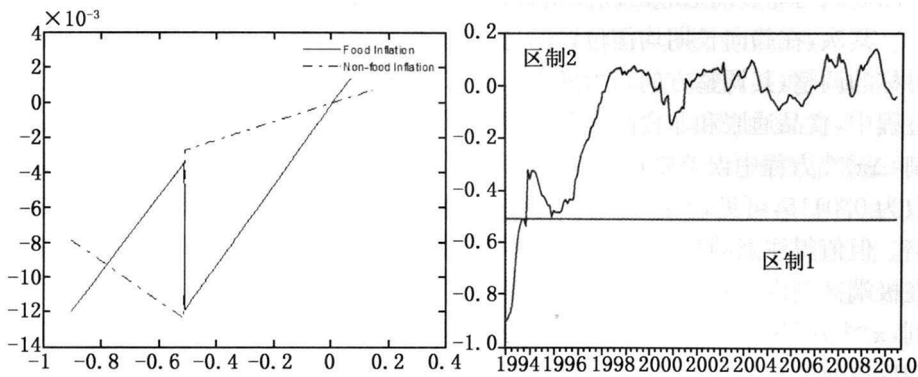


图 2 π_t^{food} 与 π_t^{nonfood} 对误差修正项的反应 图 3 误差修正项在不同区制的分布

表 3 门槛误差修正模型估计结果与线性 Granger 因果关系检验

	区制 1		区制 2	
	$\Delta\pi_t^{\text{food}}$	$\Delta\pi_t^{\text{nonfood}}$	$\Delta\pi_t^{\text{food}}$	$\Delta\pi_t^{\text{nonfood}}$
w_{t-1}	0.021 (0.977)	-0.011 (-0.794)	0.023 (3.1019***)	0.005 (3.483***)
常数项	0.007 (0.492)	-0.018 (-1.452)	-0.000 (-0.127)	-0.000 (-0.334)
$\Delta\pi_{t-1}^{\text{food}}$	0.260 (2.768***)	0.208 (2.308***)	0.132 (1.377)	0.014 (1.184)
$\Delta\pi_{t-1}^{\text{nonfood}}$	-4.111 (-11.252***)	-0.057 (-0.120)	0.055 (0.149)	0.104 (1.330)

地,区制 2 的条件为 $w_t = \pi_t^{\text{food}} - 6.714\pi_t^{\text{nonfood}} > -0.510$,样本观测值处于区制 2 的比重达到了 95%。图 3 是误差修正项在不同区制的分布情况图。由图 3 可见,区制 1 中样本分布在时间上非常集中,即全部集中于 1994—1995 年期间。误差修正项处于区制 1 时,该区制正是中国经济通货膨胀最高的一个时期,出现了两位数以上的通货膨胀率,之后再没有发生过类似的通货膨胀,因此区制 1 属于极端区制(extreme regime),可定义为严重通货膨胀区制。而误差修正项处于区制 2 时,经济系统则处于较温和的通货膨胀时期或紧缩时期,这一时期通货膨胀率年均不到 1.5%,因此区制 2 属于正常区制(ordinary regime),可以称之为温和通货膨胀区制。从图 3 中我们还可以发现,误差修正项的绝对值在区制 1 明显大于在区制 2,这说明食品价格与非食品价格处于严重的通货膨胀区制,两者偏离程度大于温和通货膨胀区制。图 3 反映的另一个特征是,高通货膨胀区制分布在 1995 年之前,而温和通货膨胀区制则分布于 1995 年 1 月之后。而且 1998 年以后,误差修正项均在零值上下反复波动,呈现出均值回归的特征,这表明 1998 年 1 月之后,我国食品价格与非食品价格对长期均衡的偏离逐渐缩小,两者关系更为紧密。这与图 1 反映的

食品通胀与非食品通胀之间测量缺口的变化特征有很大不同。

其次,在趋向长期均衡位置的过程中,食品通胀率与非食品通胀率存在非对称的调整,其调整方向与力度在不同区制存在差异。一是在趋向长期均衡过程中,食品通胀和非食品通胀存在非对称的调整。从绝对量上讲,在极端区制, $\Delta\pi_t^{\text{food}}$ 方程中误差修正项系数为 0.0218,而 $\Delta\pi_t^{\text{nonfood}}$ 方程中误差修正项系数为 0.0115,可见,食品通胀率的调整速度几乎为非食品通胀率调整速度的 2 倍。但值得注意的是,只有在正常区制内,两个方程的误差修正项才显著;而在极端区制内,两个方程的误差修正项均不显著。这一结果由图 3 也可以看到, π_t^{food} 方程的斜率明显大于 π_t^{nonfood} 方程的斜率,也就是说, π_t^{food} 对误差修正的反应速度较快。二是食品通胀和非食品通胀的调整方向存在差异。在向长期均衡的短期调整过程中,调整由 π_t^{food} 与 π_t^{nonfood} 共同完成,并且这种调整只有在正常区制内才会发生。此时,系统会产生向上拉动 π_t^{food} 与 π_t^{nonfood} 的力量。在正常区制内, π_t^{food} 的调整速度对上一期所产生的短期偏离,在本期会有 2.31% 得到纠正;而 π_t^{nonfood} 的调整速度对上一期所产生的短期偏离,在本期只有 0.53% 得到纠正。由此可见,与线性模型结果相比,门槛误差修正模型确实更好地描述了短期内的变化。

最后,在不同区制内,食品通胀率与非食品通胀率之间的 Granger 因果关系方向不一致。为了与分区制 Granger 因果关系检验结果做比较,本文先进行线性 Granger 因果关系检验,结果发现,对非食品通胀不是食品通胀的 Granger 原因的检验,我们无法拒绝零假设;而对食品通胀不是非食品通胀的 Granger 原因的检验,我们则拒绝零假设。检验结果表明,食品价格变动领先于非食品价格变动,前者对后者有一定预测力。在长期中,食品通胀会引起非食品通胀,而非食品通胀并不能引起食品通胀。而从表 3 门槛误差修正模型的估计结果看,我们发现在极端区制内, π_t^{food} 方程的误差修正项并不显著,但 $\Delta\pi_{t-1}^{\text{nonfood}}$ 的系数显著,说明非食品通胀不是食品通胀的长期 Granger 原因,却是食品通胀的短期 Granger 原因。而 π_t^{nonfood} 方程误差修正项虽然不显著,但 $\Delta\pi_{t-1}^{\text{food}}$ 的系数却显著,意味着食品通胀率不是非食品通胀率的长期 Granger 原因,却是非食品通胀率的短期 Granger 原因。这说明在极端区制内,食品通胀与非食品通胀具有双向的短期 Granger 原因。而在正常区制内,我们发现无论是 π_t^{food} 还是 π_t^{nonfood} 的误差修正项均显著,而其他一阶差分项均不显著,说明在正常区制内,食品通胀与非食品通胀具有双向的长期 Granger 原因。

五、结论与启示

在中国 20 世纪 90 年代以来的几次通货膨胀中,食品的通货膨胀令人记忆深刻。近期来,由农产品价格上涨等诸多因素带动的食品价格上涨趋势引起了公众与政策制定者的强烈关注,普遍担心食品通胀可能向非食品领域扩

散,继而引发全面的通货膨胀。在此背景下,本文首先指出多数实证研究中都发现价格传导存在非对称性的事实,然后从不同角度分析食品价格与非食品价格的传导机理,从而为非线性模型的设定提供了理论基础,并进一步运用门槛向量误差修正模型,对我国食品价格和非食品价格的长期均衡关系与短期非对称调整特征进行实证分析。主要结论归纳如下:第一,我国食品通胀率与非食品通胀率之间存在着非线性的门槛协整关系,这意味着如果两者发生偏离,系统并不立即向长期均衡位置进行调整,而是当偏离超过门槛值后才进行调整,因此是一种非线性的、非连续的调整。第二,在门槛值左、右两边不同区制内,食品通胀率和非食品通胀率的调整速度并不一致,即短期偏离向长期均衡的调整具有非对称特点。这体现在,无论是在区制1还是在区制2,食品价格调整的速度都大于非食品价格的调整速度,即食品价格对误差修正的反应较快;在短期非均衡状态中食品价格通胀会使系统偏离其长期均衡状态的程度更大,非食品价格变化将使系统趋向长期均衡。第三,在不同区制内,食品通胀和非食品通胀存在不同方向的 Granger 因果关系。在极端区制内,食品通胀与非食品通胀具有双向的短期 Granger 原因,即两者相互领先;而在正常区制内,食品通胀与非食品通胀具有双向的长期 Granger 原因。

本文的重要政策启示为:首先,政策制定者应关注食品通胀与非食品通胀协整关系的门槛值,把握主动权。门槛协整分析发现,当超过门槛值后,食品价格会在下期迅速做出反应,这给政策制定者一种预示,应该迅速进行调研,分析这轮突破门槛值的支撑点在什么地方,是粮食供给不足或某些中间商炒作还是国际市场外部冲击等因素的影响,并据此对市场进行一定的调节,防止价格上涨全面扩散。其次,由于短期内尤其是处于高通货膨胀区制内存在食品通胀领先于非食品通胀的现象,即可能由于通胀预期效应等多种叠加因素的作用,可能存在食品通胀向非食品领域扩散的风险,政策制定者对此应有足够的认识,但本文认为并不需要对此反应过度。这是因为,虽然食品通胀率与非食品通胀率之间的测量缺口近期来有不断扩大的趋势,但这个测量缺口可能夸大了两者之间的偏离程度,根据门槛误差修正模型估计得到的估计缺口经检验是稳定的,而且近期来两者对长期均衡的偏离正在逐步缩小。本文预计未来可能通过食品价格的下降回归至长期均衡位置,但必须指出的是,这种调整可能是一个缓慢而非快速的过程。

注释:

①该文只提供了2001—2009年各分类价格指数的权重,2001年之前的权重本文用各分类商品消费支出占总消费支出的比重替代。

参考文献:

- [1]刘敏,张燕丽,杨延斌.PPI与CPI关系探析[J].统计研究,2005,(2):24—28.
- [2]张成思.中国CPI通货膨胀率子成分动态传导机制研究[J].世界经济,2009,(1):1—10.

- [3]贺力平,樊纲,胡嘉妮.消费者价格指数与生产者价格指数:谁带动谁?[J].经济研究, 2008,(11):16—26.
- [4]陈建奇.PPI、CPI倒挂与通货膨胀调控——基于非对称供求结构与价格决定机制的实证研究[J].中国工业经济, 2008,(11):24—34.
- [5]范跃进,冯维江.核心通货膨胀测量及宏观调控的有效性[J].管理世界, 2005,(6):6—13.
- [6]张成思.长期均衡、价格倒逼与货币驱动:我国上中下游价格传导机制研究[J].经济研究, 2010,(6):42—52.
- [7]Guglielmo Maria Caporale, Margarita Katsimi, Nikitas Pittis.Causality links between consumer and producer prices:Some empirical evidence [J].Southern Economic Journal, 2002, 68(3):703—711.
- [8]Todd E Clark.Do producer prices lead consumer prices? [J].Economic Review, 1995, 80(3):25—39.
- [9]Pelzman S.Prices rise faster than they fall[J].Journal of Political Economy, 2000, 108 (3):466—502.
- [10]Peach W, Robert Rich, Alexis Antoniadis.The historical and recent behavior of goods and services inflation [J].FRBNY Economic Policy Review, 2004, 10(3):19—31.
- [11]Balke N S, Fomky T B.Threshold cointegration [J].International Economic Review, 1997, 38(3):627—645.
- [12]Hansen B E, Seo B.Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models [J].Journal of Econometrics, 2002, 110(2):293—318.
- [13]Andrews D W K.Tests for parameter instability and structural change with unknown change point [J].Econometrica, 1993, 61(4):821—856.

Long-term Equilibrium Relationship and Short-term Nonlinear Adjustment between Food Prices and Non-food Prices: Empirical Analysis Based on Two-regime Threshold Co-integration Model

SU Zhi-fang, ZANG Nan

(Institute of Quantitative Economics, Huaqiao University, Quanzhou 362021, China)

Abstract: Currently, the enlarging measuring gap between food inflation rate and non-food inflation rate is of catholic market concern. Using the data of food prices and non-food prices from Jan. 1994 to Aug. 2010, this paper investigates the long-term equilibrium relationship between food price inflation and non-food price inflation in China by two-regime threshold error correction model. It also examines short-term price adjustment and the nonlinear characteristics of transmission mechanism of food price inflation and non-food price inflation. The results

indicate that there exists threshold co-integration between food price inflation and non-food price inflation and the estimation gap is stable, which shows that the measuring gap exaggerates the real deviation between food price inflation and non-food price inflation. In addition, it explores the new information content of food price transmission, that is to say, food prices have the nonlinear price transmission effect on non-food prices. The accelerated deviation trend of the two prices is due to the increase in food prices, especially in the regions with high inflation. Furthermore, the Granger causality test shows that: first, under extreme regime, food price inflation and non-food price inflation present a bilateral short-term Granger effect; secondly, under ordinary regime, food price inflation and non-food price inflation have the bilateral long-term Granger effect.

Key words: food price inflation; non-food price inflation; price transmission; threshold error correction model (责任编辑 许 柏)

(上接第 111 页)

On Regional Economic Growth Mechanism from the Angle of Factor Appropriateness Degree

HAO Da-jiang

(School of Economics, Harbin University of Commerce, Harbin 150028, China)

Abstract: This paper points out that, due to the neglect of the important effect of the match between regional factors and non-regional ones on the long-term change of regional economy, traditional unbalanced growth theory of regional economy can not provide a satisfactory explanation of real economy. On the basis of regional factor endowments, non-linear performance combination of regional factors and non-regional ones is the basic reason for the differences of regional economic growth. Through theoretical analysis and model deduction, it shows that factor appropriateness degree is not only beneficial to clarify the power mechanism of regional economic growth, but also provides a new theoretical judgment concerning revealing the essence of unbalanced economic growth among regions and exploring the non-continuity of real regional economic growth with regard to time.

Key words: factor appropriateness degree; unbalanced growth; regional factor; non-regional factor (责任编辑 许 柏)