

日本技术性贸易壁垒与我国农产品出口的动态效应研究^{*}

宋玉臣，臧云特

(吉林大学，长春 130012)

摘要：在当前 TPP 的高标准和严格的检验检疫措施的国际环境下，日本施加的技术性贸易壁垒对我国农产品市场结构和农业经济发展具有重要影响，但其影响的方向、动态趋势和时变性却有待进一步研究。本文从时间维度和时点维度来考虑，采用时变参数向量自回归模型，实证研究日本技术性贸易壁垒对我国农产品出口的作用机制。结果表明：日本技术性贸易壁垒对我国农产品出口存在显著的短期负面效应，然而其倒逼机制会促使中长期效应形成反转，与当前农产品市场调整效率的提升相匹配。本文认为，在短期内，限制日本技术性贸易壁垒对农产品出口流量和价格的影响，但应持积极的态度面对其长期效应，以更好地调整农产品市场结构。

关键词：技术性贸易壁垒；时变参数向量自回归；长期效应；冲击反应函数

一、引言

技术性贸易壁垒被日本等发达国家广泛应用于对本国的贸易保护，其中一些技术性贸易措施指标却日益苛刻，这为技术性贸易壁垒的滥用埋下了隐患，该现象显然已经违背了自由贸易精神的初衷。近几年来，日本的《食品中残留农业化学品肯定列表制度》、《食品卫生法》、《植物防疫法》以及《日本农业标准法》等法规在健康、安全和环保等方面设置了更高要求和标准的技术性贸易壁垒，使我国农产品出口处于一个被动状态。另外，作为我国最大的农产品出口市场，日本在 2013 年 7 月加入 TPP 协议国行列，TPP 的高标准和严格的检验检疫措施进一步加剧了我国农产品对日出口所遭受的阻碍。与此同时，在农产品出口方面，我国农产品市场自身一直存在种种问题，即市场尚未形成对农产品出口的有效规范和实体经营的规模经济、质量安全监控不到位、出口市场过度集中、技术管理水平低下等使得我国农产品出口贸易更易受到日本技术性贸易壁垒的冲击影响，尤其是苛刻的技术性贸易壁垒，这对于我国农产品走向世界、争取日本国内的市场份额非常不利，也会影响到

我国农产品市场的结构性调整状况和农村经济的发展。这些都是我们亟待考虑和解决的问题，也是值得深入研究的问题。在此背景下，本文在梳理技术性贸易壁垒的作用机制及其对农产品出口的影响路径的基础上，深入分析了问题产生的原因并提出相应解决措施，这对于我国农产品出口走出困境、恢复对日市场竞争力、促进相关出口企业发展以及重拾两国贸易国消费者信心具有重要实践意义。

传统关于技术性贸易壁垒与农产品出口的研究通常是建立在非关税措施对出口国贸易影响的框架下，其中越来越多的学者针对技术性贸易壁垒对进出口国之间的市场均衡贸易的影响研究 (Josling et al., 2004)。Head (2000) 对非关税措施与出口贸易国的影响衡量、Otsuki et al. (2001) 对新的欧盟标准与非洲国家农产品 (干果等) 的出口贸易研究以及 Vido 和 Prentice (2001) 对技术性贸易壁垒与双边贸易量的研究，都证实了技术性贸易壁垒对出口贸易国存在显著的价格抑制效应和贸易条件恶化效应，不仅提高出口贸易国产品价格，降低其竞争力和出口量，还对出口贸易国的就业、工资和贸易条件带来负面影响，

作者简介：宋玉臣 (1965 -)，男，吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授、博士生导师，研究方向：金融市场；臧云特 (1991 -)，男，吉林大学商学院博士研究生，研究方向：金融市场。

* 基金项目：国家自然科学基金项目“现代金融理论和金融实践的二重分歧及解决路径的理论与方法”(71273112)，项目负责人：宋玉臣。

意味着在进口国采取技术性贸易壁垒保护本国经济和企业发展时会对出口贸易国产生负面影响（徐涛涛，2011）。鲍晓华和朱达明（2014）从产业层面角度采用 HMR 两阶段重力模型并量化技术性贸易壁垒，对其与出口的边际效应进行实证研究，发现技术性贸易壁垒提高了出口贸易国的固定成本并影响出口变动。在日本施加的技术性贸易壁垒对我国农产品市场影响的研究中也得到类似的结论。詹晶和叶静（2013）基于向量自回归模型和方差分解研究得到日本技术性贸易壁垒对我国农产品出口影响的一般趋势和动态趋势，认为日本一旦采用贸易壁垒，就会造成显著的数量抑制效应，影响农产品出口，然而徐维和贾金荣（2011）构建引力模型，却发现技术性贸易壁垒在一定程度上对我国农产品出口具有正向效应并且提出可以从加强质量安全监管、加快市场信息反馈等方面实现对技术性贸易壁垒的突破。总结上述理论研究，可以发现学者对于技术性贸易壁垒的影响方向的研究持有不一致的结论。鉴于此，本文从时点维度来具体研究技术性贸易壁垒对我国农产品市场的短期效应和长期效应，以避免总体效应对具体时点技术性贸易壁垒效应程度的影响，以期更好地展现技术性贸易壁垒对农产品出口的作用机制和影响路径。

此外，在理论研究的基础上，本文对学者关于技术性贸易壁垒与出口国贸易关系的模型研究进行总结，发现学者大多是构建一般性引力方程、传统的 VAR 模型和方差分解以及 GMM 系统对面板数据的估计等线性模型进行实证分析，然而例如引力方程可以表示为多元线性方程，并且这几个模型在采用不同时间区间和滞后期都会影响到实证结果，表现为在不同时间区间内其短期效应和长期效应的程度不同，会导致其在总体样本上呈现不相同的影响，即为上述学者不一致的结论。有鉴于此，本文采用 Primiceri（2005）的 TVP - VAR 模型，基于非线性和参数时变性的角度，从时间维度和时点维度来分析日本技术性贸易壁垒的作用机制，并刻画两种不同形式的冲击反应函数，以更好地展现当前日本技术性贸易壁垒对我国农产品出口贸易的影响效应。一种是不同提前期的冲击反应函数，具体阐述在不同时期内我国农产品出口受到技术性贸易壁垒的短期和长期效应，以获取比总体样本更加合理的估计结果；另一种是时点脉冲反应函数，刻画相比刚入市，当前农产品市场结构性的调整，更好的理解技术性贸易壁垒反转性的中长期现象。由此，本文基于两种不同形式的冲击反应函数，

以深入分析我国对日农产品出口市场受技术性贸易壁垒冲击影响的方向、动态趋势和长短期效应，对于突破日本技术性贸易壁垒、提高我国农产品在日本国内农产品市场的竞争力以及促进双边农产品出口贸易和企业发展具有重要现实意义。

二、模型理论基础与构建

（一）理论分析

本文的理论假设与 Yue C（2006）相同，设定在引力方程中，使用一般性替代弹性模型分析消费者偏好和技术性贸易壁垒之间的均衡理论。首先，定义出口国和进口国的供求关系，分别用 D 和 I 来表示。假设国家面对的是参数外生的进口国价格，出口国农产品价格是由出口国农产品市场供求均衡决定的，那么在预算约束下代表性消费者最大化效用为：

$$\begin{aligned} \text{Max}_{D, I} U(D, I) &= (\alpha D^\rho + (1 - \alpha) I^\rho)^{1/\rho} + AOG \\ \text{s. t.} \quad P_D D + P_I I + AOG &= M_T \end{aligned} \quad (1)$$

其中， M_T 表示消费者对所有商品的支出，参数 α 和 ρ 反映的是消费者偏好（ $\alpha > 1/2$ ）， AOG 表示除了农产品外消费者对其他商品的支出以及 AOG^* 为其所获得的效用的最优值。则相应消费者对农产品支出的效用函数为：

$$V(P_D, P_I, M) = (M_T - AOG^*) (\alpha^\sigma P_D^{1-\sigma} + (1 - \alpha)^\sigma P_I^{1-\sigma})^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (2)$$

同时相应的支出函数为： $e(P_D, P_I, \mu) = (u - AOG^*) (\alpha^\sigma P_D^{1-\sigma} + (1 - \alpha)^\sigma P_I^{1-\sigma})^{-\frac{1}{\sigma}}$

式中 $\sigma = 1/(1 - \rho)$ 理解为替代弹性。当加入技术性贸易壁垒变量时可通过调整和对关税均衡下 TBT 的估计。技术性贸易壁垒会导致更高的边际产品成本和缓存需求，即第一部分的 TBT 表现为边际成本的提高，使对日出口的农产品价格更高。而第二部分的 TBT 可解释为为了扩宽市场渠道所花费的成本，即符合成本，也体现在农产品价格上。技术性贸易壁垒会对生产和出口造成额外成本，这种符合成本包括固定成本和变动成本（Baldwin，2010）。技术性贸易壁垒作为产品成本增长型壁垒会使出口企业在不改变出口决策的基础上提高农产品价格，则农产品出口价格 P_I 可以表示为：

$$P_I = P_{China} + TBT_1 + TBT_2 + IT_R + Tariff = P_D + TBT_T + IT_R + Tariff \quad (3)$$

其中， IT_R 为单位农产品的保险费和运输成本的总和。从上式可以得到技术性贸易壁垒对农产品出口价格所造成的影响：

$$TBT_T = P_D \frac{1 - \alpha}{\alpha} \left(\frac{D}{I} \right)^{\frac{1}{\alpha}} - P_{China} - IT_R - Tariff \quad (4)$$

假设以及令趋于无穷，那么关税均衡下的技术性贸易壁垒估计值可表示为： $TBT_T = p_D - P_{China} - IT_R - Tariff$ 。另外，不从替代弹性角度来理解，可以从线性的消费系统角度对式（4）进行设定，为：

$$TBT_T = P_D \frac{1 - \alpha_D}{1 - \alpha_I} \left[\frac{(D - \gamma_D)^{\alpha_D - 1}}{(I - \gamma_I)^{\alpha_I - 1}} \right] - P_{China} - IT_R - Tariff \quad (5)$$

在技术性贸易壁垒对我国农产品出口的影响渠道中，由于技术性贸易壁垒对生产和出口造成额外成本，固定成本和变动成本则将体现在农产品出口的流量和价格上，即同期技术性贸易壁垒的冲击会存在冲击反应迟缓，产生时滞效应，表明农产品价格和出口量不仅受同期技术性贸易壁垒的冲击影响，也受其滞后期的冲击影响。另外，由于技术性贸易壁垒的设置和采用是受日本国内贸易保护的影响，这使得同期农产品价格和出口流量的冲击反应呈现随时间变化的条件异方差性和非对称性。由此，本文采用 TVP - VAR 模型，通过参数的时变特征以描述日本的技术性贸易壁垒在不同阶段里对我国农产品出口影响的一致性和非连续性，并且随机波动特征可以体现我国农产品出口价格和流量随时间变化的条件异方差性和非对称性。

（二）技术性贸易壁垒的一般均衡分析

分析技术性贸易壁垒对农产品出口的影响，则需要了解技术性贸易壁垒的作用机制。在此对技术性贸易壁垒进行简单的一般均衡分析，如图 1 所示，当进口国对 X 商品实行技术性贸易措施时，则 X 商品由于成本上涨使出口价格提高至，这时 X 与其替代产品 Y 的相对价格变为，显然进口国的等收入线将变得更加陡峭，表现为由直线 CD 变为线 EF。那么进口国的生产者均衡点将由新的 EF 等收入曲线与其生产可能性曲线的切点所决定，即均衡点由 F 点转移至 M 点。假设不存在国际借贷等情况，进口国生产者的收入就等于消费者支出，等收入线 EF 为新的消费者预算线，在消费者追求效用最大化的前提下，新的无差异曲线与 EF 预算线的切点为新的消费商品组合，即 K 为新的消费者均衡点。从图 1 中可以看出由于技术性贸易壁垒的存在，将会减少对 X 商品的进口，同时也会降低 Y 商品的出口量。对进口国而言，总福利表现为从下降到，因此，技术性贸易壁垒对进口国的福利会造成两方面的损失，一方面是技术性贸易壁垒导致 X 商品价格的上升，使得该国放弃一定的国际交换利益以换取对 X 商品的消费；另一方面是阻碍了国际生产专业化的发展，减少了国际分工的利益。

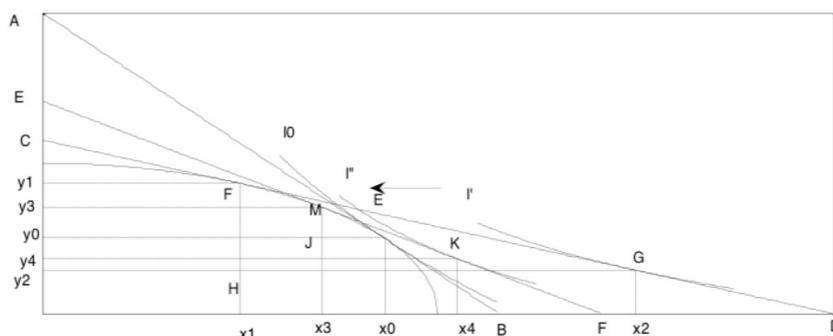


图 1 技术性贸易壁垒情况下的一般均衡

（三）TVP - VAR 模型设定

首先从传统的结构化 VAR 模型 (SVAR) 开始，它是一个静态的模型，定义如下所示：

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + \dots + F_s y_{t-s} + u_t \quad (6)$$

其中， $y_t = (TBT, CKL, WL)'$ 是个三维可观察向量， A, F_1, \dots, F_s 是的系数矩阵， s 为模型的滞后期数， $t = s + 1, \dots, n, u_t$ 为随机扰动项，为了维持结构性冲击的同期性，对随机扰动项进行假定，为递归函数，是三维的结构性冲击。并假设矩阵 A 是对

角线上都为 1 的下三角矩阵，即： $A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix}$

那么该结构化 VAR 就变成递归的 SVAR 模型，因此，可以将公式（6）改成：

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_k)$$

其中, $B_i = A^{-1}F_i, i = 1, \dots, s$ 。且 $\sum =$

$$\begin{pmatrix} a_1 & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & a_k \end{pmatrix}$$

对上式进行整理, 模型就可以表示为:

$$y_t = X_t\beta + A^{-1} \sum \varepsilon_t, X_t = I_k \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-s}) \quad (7)$$

此时模型的各个参数都是固定不变的, 并不随着时间的变化而变化。然而 Primiceri (2005) 提出了参数随时间变化的 TVP - VAR 模型, 即假设参数变量、参数和都是随时间变化, 即模型转变为:

$$y_t = X_t\beta_t + A^{-1} \sum \varepsilon_t, t = s + 1, \dots, n \quad (8)$$

那么, 公式 (8) 为存在随机扰动项的时变参数向量自回归模型。令 α_t 为下三角堆积向量, 有 $\alpha_t = (a_{21}, a_{31}, a_{32})'$, 对数随机波动率矩阵为 $h_t = (h_{1t}, h_{2t}, h_{3t})'$, 且对于所有的 $j = 1, 2, 3, t = q + 1, \dots, n$, 设 $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2$, 那么 TVP - SVAR 模型中所有参数服从随机游走过程, 即有:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_{\beta t}$$

$$a_{t+1} = a_t + u_{a t}$$

$$h_{t+1} = h_t + u_{h t}$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{a t} \\ u_{h t} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sum_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sum_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sum_h \end{pmatrix} \right) \quad (9)$$

其中, $\beta_{t+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \sum_{\beta 0}), a_{t+1} \sim N(\mu_{a 0}, \sum_{a 0}), h_{t+1} \sim N(\mu_{h 0}, \sum_{h 0})$ 。

$\sum_{\beta}, \sum_a, \sum_h$ 决定了时变参数的方差和协方差结构, 其中 \sum_a, \sum_h 为对角矩阵, \sum_{β} 为时变系数矩阵。并且前提假设公式 (9) 中的参数服从一阶随机游走过程, 这个假定可以允许参数暂时或永久性转变, 从而利用 TVP - SVAR 模型捕捉潜在在我国农产品出口贸易结构的渐变和突变特征。对于模型实际估计, 为避免不合理区域峰值的影响, 则采用马尔科夫链蒙特卡罗模拟法 (MCMC) 对参数进行估计, 使估计结果更加精准与有效。

三、实证分析

(一) 数据的处理与描述

本文采取的样本数据区间为 2002 年 1 月至 2015

年 4 月, 采用月度数据, 一共 160 个样本点。由于样本的可获得性, 在中国商务部网站和中国技术贸易措施网站只能获得从 2002 年 1 月份开始我国对各国农产品出口状况, 由此选择 2002 年 1 月为时间区间起点。

在对变量的选取中, 首先, 选取技术性贸易壁垒 (TBT) 变量, 定义技术性贸易壁垒包括日本对农业和食品安全标准的 TBT 措施和 SPS 措施通报数量。其中, SPS 措施逐步成为阻碍我国农产品出口贸易的主要技术性贸易壁垒, 涉农 SPS 通报数量远远大于 TBT 通报数量, 并且其数量在逐年的上升。因此, 将日本对农业和食品安全标准的 TBT 和 SPS 的通报数量进行加总能更好地量化技术性贸易壁垒。其次, 我国对日本农产品出口的拉氏价格 (WL), 拉氏价格指数是以固定基期作权重, 使指数在各期具有可比性, 有利于反映农产品出口连续性的价格和物量变动, 并且该指数资料容易获取。本文定义拉氏指数的定级比数据以 2001 年 1 月为基期。最后, 我国对日本农产品出口总额 (CKL) 来自中国海关总署公布数据以及商务部发布的历年《中国农产品出口分析报告》整理得到, 也是以 2001 年为基期进行换算。

在对模型进行估计之前, 需要对各个序列的平稳性进行检验, 序列的平稳性对实证研究分析具有重要作用, 本文采用 ADF 方法对序列的平稳性进行检验, 结果显示技术性贸易壁垒和拉氏价格指数的原序列都在 1% 的水平上拒绝原假设, 属于零阶单整, 而我国对日农产品出口额变量日出口额变量是服从 I (2) 过程, 因此对 CKL 做二阶差分, 以使三个变量为同阶单整的平稳序列。同时, 为了避免出现虚假回归问题, 需验证非平稳序列的线性组合是否具有协整关系和回归方程设置是否合理, 为此, 有必要采用格兰杰因果关系与协整检验单一研究变量是否是造成另一个变量变化的原因 (杨冬和张月红, 2014)。格兰杰因果检验如表 1 所示, 在 5% 的显著性水平下技术性贸易壁垒均是我国农产品出口价格和出口流量的格兰杰原因, 说明我国对日农产品出口受到其采取的技术性贸易壁垒的影响。总的来看, 三个变量之间至少存在一个格兰杰因果关系, 即变量之间是存在协整关系。最后, 从协整检验结果来看, 在 5% 的置信水平下拒绝了不存在协整关系的零假设, 表示三个变量在样本区间存在稳定的长期均衡关系。

表 1 格兰杰因果关系检验

原假设	观察值	滞后阶数	F 统计量	P 值
TBT 不是 CKL 的格兰杰原因	159	1	5.09	0.03
CKL 不是 TBT 的格兰杰原因			0.53	0.47
WL 不是 CKL 的格兰杰原因	159	1	8.13	0.00
CKL 不是 WL 的格兰杰原因			6.05	0.02
TBT 不是 WL 的格兰杰原因	159	1	6.01	0.02
WL 不是 TBT 的格兰杰原因			0.02	0.89

(二) 实证结果

根据理论研究分析, 时变 TVP - VAR 模型的变量为技术性贸易壁垒 (TBT)、拉氏价格指数 (WL) 和对日农产品出口额 (CKL)。利用 OxMetrics6 对时变 TVP - VAR 模型进行处理, 设定模型的滞后阶数为 2, 马尔可夫蒙特卡罗模拟的抽样次数设定为 10000, 舍弃作为预烧值的前 1000 次抽样, 后 9000 次抽样用于计算后验均值和标准差 (表 2 所示), 期间剔除预烧值的样本。

差、95% 的可信区间、CD 统计量和无效影响因子。从收敛角度来看, 后验分布的平均值均未超过 95% 可信区间, 表明收敛于后验分布的原假设不能被拒绝。同时 CD 统计量结果表明预烧值已经足够使马尔可夫链趋于集中, 非有效性因子值不高。非有效性因子是为得到不相关样本所需要抽样的次数, 表 2 中的非有效性因子最大值为 240, 表明在 10000 次抽样得到的样本对 TVP - VAR 模型的后验推断所需的样本数目足够的。

表 2 给出了参数估计的后验分布的平均值、标准

表 2 MCMC 模拟估计结果

参数	后验均值	标准差	95% 下可信区间	95% 上可信区间	CD	非有效性因子
Sb1	0.0226	0.0026	0.0182	0.0283	0.967	9.34
Sb2	0.027	0.0027	0.0183	0.0286	0.337	13.11
Sa1	5.3682	143.13	0.0437	26.3089	0.252	5.85
Sa2	0.0975	0.0599	0.0435	0.2831	0.293	160.88
Sh1	0.5180	0.2401	0.1767	1.1204	0.582	198.67
Sh2	0.5462	0.3274	0.1527	1.4517	0.002	240.57

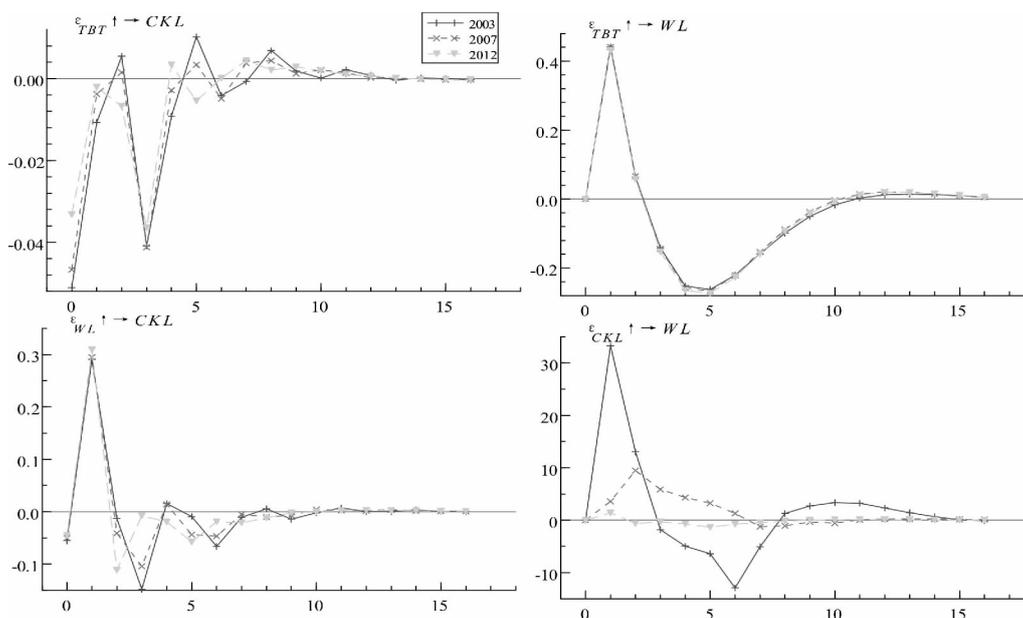


图 2 不同时期下技术性贸易壁垒对我国农产品出口时变影响的脉冲响应

图 2 描述的是在 2003、2007 和 2012 年的不同时期日本的技术性贸易壁垒对我国农产品出口时变影响的脉冲响应。针对我国对日农产品出口流量而言,在不同时期内技术性贸易壁垒的正向冲击都会使我国农产品出口量趋于下降,对应的脉冲响应在第 5 期后出现衰弱,并且脉冲响应强度在第 10 期之后基本接近于 0。另外,随着时间的推移,我国农产品出口对技术性贸易壁垒的冲击响应表现为波动强度的跌宕式减弱和波动频率的逐渐减少,冲击响应在 2012 年的震荡幅度明显减少,表明在刚进入 WTO 时,我国农产品市场更易受到进口贸易国采用的技术性贸易壁垒的冲击,而伴随农产品市场的结构性战略调整,出口市场可以更好地应对日本针对我国农产品所采取的技术性贸易壁垒。可能的原因在于刚加入 WTO 时,我国农产品市场的认证体系和农业标准体系不健全、不完善,当频繁的对日农产品出口遭遇较严苛的技术性贸易壁垒时,往往会引发出农产品生产成本上升、价格上涨、数量受限等一系列问题 (Maskus et al., 2005),使得我国农产品对日出口受到很大阻碍,出现农产品出口风险增大和贸易摩擦增多的情况,给农产品出口企业的生存和发展、农民增收带来巨大压力。以上分析表明,日本施加的技术性贸易壁垒相较于刚入世,其对农产品出口市场的冲击幅度在下降,并且短期负面效应的持续时间在减少,无论从法规体系还是市场自身结构性调整,都说明了我国农产品市场正与世界接轨。

对我国农产品出口价格而言,技术性贸易壁垒在不同时期里对我国农产品出口价格是相似的响应状态,具体表现为短期正相关,中长期负相关,并在第 10 期后脉冲响应强度接近于 0。在面对进口国的技术性贸易壁垒时,我国农产品出口企业必须设法跨越技术性贸易壁垒,以抓住出口机会扩大市场空间,为此出口企业必须按照进口国所要求的技术性指标改进农产品质量安全,提高农产品的技术水平,达到技术性贸易壁垒所划分的标准、法规或规定。而农产品质量和安全的改进需要引入先进技术,而先进技术的引入显然需要新的资本投资,这必然会带来农产品价格的上涨,导致价格抑制效应的产生。然而,价格抑制效应、数量抑制效应和贸易条件恶化效应的持续效果在对我国农产品市场带来挑战的同时,也提供了一些难得的机遇,这些机遇倒逼了我国农产品出口质量的提升和技术的持续创新 (Moenius, 2004)。此外,近些年来农产品市场出口的结构得到战略性调整,虽然劳动密集型农产品和初级农产品在出口农产品中仍然占有相当大的比重,但是比重却在不断下降;与之相反,深加工农产品的比重在不断上升。总而言之,农产品市场结构性调整、企业技术的提升、质量与安全水平的提升降低了技术性贸易壁垒的持续影响和冲击幅度,使出口农产品加快进入“精加工时代”,以适应不同层次、不同地区的需求,并进一步折射到国内其他企业的生产,产生良好的示范效应,有利于增进企业利润,抵御日益严峻的冲击风险。

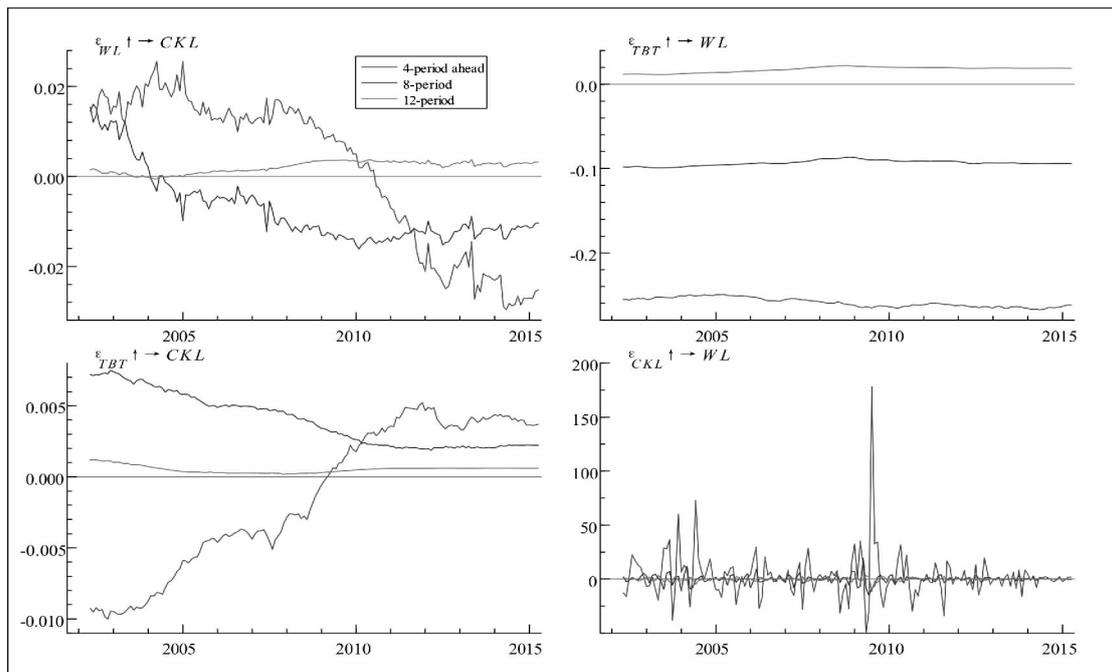


图 3 不同提前期外生冲击的脉冲响应函数

图3描述的是技术性贸易壁垒对我国农产品出口在第4、8和12期随时间演化的脉冲效应。从四个子图中可以看出相比第4期,第8和第12期技术性贸易壁垒对我国农产品出口的整体波动幅度较小。我国对日农产品出口对技术性贸易壁垒的冲击影响表现为显著的短期效用,体现为贸易破坏效应(出口总量减少)和贸易转移效应(市场份额减少),其原因在于“入世”初,我国农产品的质量安全监管处于长期缺位状态,致使农产品出口企业很难在短期内达到日本所要求的质量安全卫生标准,为“达标”,农产品生产者被迫提高成本,从而显著阻碍了我国对日农产品出口的流量和价格。然而从长期来看,在我国对日农产品出口中,技术性贸易壁垒却具有正向的脉冲效应。其原因在于:首先,从总体而言,技术性贸易壁垒可以显著改善我国农产品经济贸易环境,提高农产品市场资源的优化配置;其次,具体而言,技术性贸易壁垒可以使进出口两国之间的标准逐步趋近透明,缩小我国农产品市场认证体系与国际标准的差距,提升落后的农产品检测设备条件,从而在一方面解决了生产者和消费者之间的信息不对称问题(张海东,2004),另一方面上促进了我国农产品企业的技术进步和产品质量提升,最后增强了本国和进口贸易国消费者的信心。值得注意的是,通过技术性贸易壁垒的倒逼机制,可以实现技术性贸易壁垒对我国农产品出口中长期的贸易促进效应,使之能更好地适应日本消费者高品质消费要求,增进社会福利,同时给我国带来更多的贸易利益。

四、结论与政策建议

本文基于TVP-VAR模型捕捉了技术性贸易壁垒对我国农产品出口影响的动态过程,实证研究结果表明:第一,由于“入世”的原因,使得我国农产品出口受关税措施的影响在不断下降,与此同时,技术性贸易措施的影响却愈发重要。在入世初期,由于我国农产品市场标准和规定的不完善和不健全,在面对技术性贸易冲击时,市场表现为激烈的震荡冲击,然而随着近年来我国农产品市场的结构性调整初见成效,出口企业质量安全水平的提高降低了技术性贸易壁垒的冲击影响,并在国内农产品市场起良好示范作用。第二,技术性贸易壁垒对我国农产品出口贸易存在显著的短期效应,监管的缺位、标准的不符合都降低了我国对日本农产品出口在价格和流量的优势。然而技术性贸易壁垒也是我国农产品市场的一个机遇,在长期效应形成反转,技术性贸易壁垒促进我国与日

本市场之间的信息流动、促进规模经济并降低交易成本,其显著的倒逼机制使农产品出口市场结构性调整和企业生产创新,给我国带来更多的贸易利益,形成中长期效应的贸易促进效应。

随着国际一体化进程的深入和我国农产品市场结构以及体制的健全,无论是从时间维度还是时点维度来考虑技术性贸易壁垒的作用机制,我国农产品价格和出口流量对技术性贸易壁垒冲击的响应时间都在逐渐缩短,该现象表明农产品企业对国际贸易制度的理解和自身结构性调整随着时间的推移而愈发高效。根据上述结论,为了促进我国农产品市场的稳定发展,应对TPP协议国家之间高标准和技术性贸易壁垒带来的挑战,本文提出以下建议:(1)政府应当根据WTO规则加强对外谈判磋商和贸易国之间的合作交流,降低TPP协议国家之间贸易的无关税和高标准带来的冲击影响。在此基础上,提高质量安全监管力度和服务水平,并且建立以政府部门为核心的信息交流平台和TBT风险预警机制,加强技术性贸易壁垒动态变化,消除与进口贸易国之间的信息不对称,规避出口风险,处理好出口依存度和价格形成机制之间的关系;(2)应对技术性贸易壁垒时,我国农产品出口企业应当加大研发投入以提高出口企业的自主创新,这是突破技术性贸易壁垒的先决条件。通过农产品的科技创新和推动,为实现农产品出口企业生产方式的转变、优化农产品品种结构、提高农产品的质量提供支撑力量,加快进入农产品的“精加工时代”,提升农产品国际竞争力;(3)基于技术性贸易壁垒的短期效应和长期效应分析,应以积极的态度对待技术性贸易壁垒。在短期内,限制其对我国农产品出口的短期效应,尽量减少对农产品出口流量和企业发展的影响;而在长期应持积极的一面,大力推进我国农产品检验检疫标准的设立,调整农产品出口市场结构,争取贸易国的市场份额。

参考文献:

- [1] 鲍晓华,朱达明.技术性贸易壁垒与出口的边际效应——基于产业贸易流量的检验[J].经济学(季刊),2014,13(4):1393-1414.
- [2] 涂涛涛.农产品技术贸易壁垒对中国经济影响的实证分析:基于GTAP与China-CGE模型[J].国际贸易问题,2011,(5):88-99.
- [3] 徐维,贾金荣.技术性贸易壁垒对我国农产品出口的影响——基于引力模型的实证研究[J].中

国经济问题, 2011, (2): 45 - 51.

[4] 杨冬, 张月红. 人民币实际汇率, 短期国际资本与资产价格——基于时变参数向量自回归模型[J]. 国际贸易问题, 2014, (7): 155 - 165.

[5] 詹晶, 叶静. 日本技术性贸易壁垒对我国农产品出口贸易的影响——基于 VAR 模型实证分析[J]. 国际商务: 对外经济贸易大学学报, 2013, (3): 25 - 33.

[6] 张海东. 技术性贸易壁垒形成机制的经济学分析[J]. 财贸经济, 2004, (3): 61 - 65.

[7] Baldwin R E, Panagariya A. Regulatory Protectionism, Developing Nations, and a Two - Tier World Trade System [with Comments and Discussion] [J]. Richard Baldwin, 2000(1): 237 - 293.

[8] Josling T E, Roberts D, Orden D. Food regulation and trade: toward a safe and open global system[J]. Peterson Institute Press: All Books, 2004: 128 - 129.

[9] Maskus K E, Otsuki T, Wilson J S. The cost of compliance with product standards for firms in developing countries: An econometric study[R]. World Bank Policy Research Working Paper, 2005.

[10] Johannes Moenius. Information Versus Product Adaptation: The Role of Standards in Trade[J]. Ssrn Electronic Journal, 2004.

[11] Otsuki T, Wilson J S, Sewadeh M. What price precaution? European harmonisation of aflatoxin regulations and African groundnut exports[J]. European Review of Agricultural Economics, 2001, 28(3): 263 - 284.

[12] Primiceri G E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy[J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72(3): 821 - 852.

[13] Vido, E., and Prentice, B. Methodological Issues in Gravity Model Analysis with Applications to Pork and Lentil Trade[J]. American Agricultural Economics Association, 2001, 8: 5 - 8.

[14] Yue C, Beghin J, Jensen H H. Tariff equivalent of technical barriers to trade with imperfect substitution and trade costs[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2006, 88(4): 947 - 960.

(编辑校对: 孙敏 吴洪敏)

(上接第 119 页) [2] 曹虹剑. 网络经济时代模块化组织运行与治理机制研究[D]. 湖南大学 2008.

[3] Baldwin C Y, Clark K B. Managing in an Age of Modularity[J]. Harvard Business Review, 1997, 75(5): 84 - 93.

[4] Capello R. SME Clustering and Factor Productivity: A Milieu Production Function Model[J]. European Planning Studies, 1999, Vol 7(6): 719 - 735.

[5] Jaffe A M, TRAJTENBERG R, HENDERSON. Geographic localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations[J]. Quarterly Journal of Economics, 1993(108): 577 - 598.

[6] Von Hippel, Eric. "Sticky information" and the Locus of Problem Solving: Implications for Innovation[J]. Management Science, 1994 Vol 40(4): 429 - 439.

[7] Asheim, B. T. and A. Isaksen, Localised Knowledge, Interactive Learning and Innovation: Between Regional Networks and Global Corporations[C]. IN e. Vatne

og M. Taylor (Eds). The Networked Firm in a Global World. Small Firms in New Environment [A]. Ashgate, Aldershot, 1997: 163 - 198.

[8] Malerba F. Sectoral Systems of Innovation: A Framework for Linking Innovation to the Knowledge Base[J]. Structure and Dynamics of Networks' economics of Innovations and New Technology, 2005, 14(1-2): 63 - 82.

[9] 芮明杰. 产业发展与结构转型研究[M]. 上海财经大学出版社 2012.

[10] 芮明杰. 产业经济学[M]. 上海财经大学出版社 2005.

[11] 杨小凯. 微观经济学的新发展[M]. 现代经济学前沿专题(第二集) 汤敏、茅于軾主编, 商务印书馆, 1993.

(编辑校对: 孙敏 吴洪敏)