第38卷 第11期　　财经研究　　Vol.38 No.11
2012年11月　　Journal of Finance and Economics　　Nov.2012

卫生检疫壁垒对我国农产品出口的影响*
——基于扩展的引力模型的实证分析

张　广[1]，金钟范[2]

（1.上海财经大学 国际工商管理学院，上海 200433；
2.上海财经大学 财经研究所，上海 200434）

摘　要：文章采用频率指数和覆盖率指数对我国农产品出口面临的卫生检疫壁垒进行了量化，通过实证分析得到以下主要结论：从总体样本来看，卫生检疫壁垒对我国农产品出口产生了显著的负向影响，并且这种影响大大高于关税；从国家分组来看，发达国家卫生检疫壁垒的不利影响要高于发展中国家，后者并没有显著影响；从对出口概率的影响来看，发展中国家卫生检疫壁垒的不利影响要高于发达国家。

关键词：卫生检疫；农产品；出口；引力模型

中图分类号：F752.62　**文献标识码**：A　**文章编号**：1001-9952(2012)11-0070-11

一、引　言

近年来，各国的卫生检疫制度得到了快速发展，对国际贸易的影响也越来越明显。2000年向“世贸”组织通报的卫生检疫法规只有468件，到2010年已经达到1 411件，10年内增长了2倍多。① 卫生检疫法规的迅速发展有其深层次的原因：首先，它是“世贸”组织规则所允许的，为了保护人类健康和动植物生命安全，WTO规定各成员国可以通过相关法规来确定本国产品和进口品必须达到的安全标准，从而为这种新贸易壁垒的发展提供了法律上的依据；其次，随着生活水平的提高，人们对健康和环境也越来越重视，客观上对产品质量、安全和环境保护提出了更高的要求，也推动了相关法规的发展；最后，随着关税的逐步降低，存在用这种新贸易壁垒进行贸易保护的倾向。这些原因使卫生检疫壁垒的影响越来越重要，特别是对农产品贸易而言。

卫生检疫壁垒的特点决定了它对农产品贸易的影响具有双重性：一方面，较高的卫生检疫标准有利于确保产品质量，提高消费者对进口农产品的信任度，改善消费者对进口品的信息不对称状况，从而有可能扩大对进口品的需求；另一方面，较高的卫生检疫标准也会增加企业的成本，提高进口品的价格，

收稿日期：2012-08-09

作者简介：张　广（1981-），男，吉林长春人，上海财经大学国际工商管理学院博士研究生；
金钟范（1957-），男，吉林龙井人，上海财经大学财经研究所研究员，博士生导师。

甚至导致相关产品无法进口,因此,过高的检疫标准也会阻碍农产品贸易的发展。正是基于新贸易壁垒的这种复杂性,“经合”组织才建议在技术壁垒与卫生检疫壁垒方面进行更多的实证研究,为国际组织和政府部门进行有效的监督提供更多的信息。[②]

我国的农产品出口也受到了卫生检疫壁垒越来越多的影响。2010 年各成员国向“世贸”组织通报的农产品卫生检疫法规为 781 件,其中与我国农产品出口相关的就有 474 件。[③] 卫生检疫壁垒已成为我国农产品贸易中不可忽视的重要问题,它对我国的农产品出口产生怎样的影响? 本文将对这一问题进行实证研究,其主要探索在于:首先,使用两种指标对我国农产品出口面临的卫生检疫壁垒进行了量化,分析范围涵盖 2 位海关编码下的全部 24 类农产品;其次,在估计方法上,引入了 Heckman 两步法,以纠正以往使用 OLS、Tobit 等模型所存在的偏误;最后,对卫生检疫壁垒的影响进行了多角度的分析,包括总体情况、国家分组情况、对出口概率的影响等。

本文的结构安排如下:第二部分对现有文献进行简要的回顾;第三部分介绍卫生检疫壁垒的量化方法;第四部分介绍模型和数据,分析各个变量的预期影响;第五部分介绍模型的估计方法和回归结果,对各个变量的影响进行解释;最后对全文进行简要的总结并得出政策启示。

二、文献回顾

卫生检疫等非关税壁垒的研究难点在于相关标准的量化。根据量化方法的不同,大体上可以将现有研究分为四类:

1. 使用价格差异法计算关税等价

这一方法主要是通过比较产品进口前后的价格差异,在控制各种因素后,将各种非关税壁垒转化为可比较的数量形式,相关研究包括 European Commission(2001)、Yue 等(2006)、Yue 和 Beghin(2009)等。这种方法侧重衡量非关税壁垒的成本效应,而忽略了相关标准在改善信息不对称方面的作用,而且假设条件比较严格,对数据质量也有较高的要求。

2. 利用法规本身的信息作为代理变量

这种方法还可以进一步细分,常用的一种是利用法规确定的最大残留物允许值来衡量相关标准的影响,如 Wilson 等(2003)、Metha 和 Nambiar(2005)、Babool 和 Reed(2007)等。其长处是能够比较准确地衡量相关标准对国际贸易的影响,局限是只能分析少数几类比较相近的产品。另一种常用的方法是以法规本身的页数、条款数等相关信息作为代理变量,如 Moenius(2004,2006)等。这种方法的有效性依赖于技术标准与法规的页数、条款数之间的相关性,一般来讲是一种比较粗略的衡量方式。

3. 利用法规提供的信息构建衡量指标

常用的两个指标是频率指数(Frequency Index)和覆盖率指数(Coverage Ratio),它们的构建方法类似,衡量的主要是一种产品下有多少子类产品受到影响,差异主要体现在权重上,相关研究包括 Fontagné 等(2005)、Disdier 等(2008)等。其优势是比较简单,具有广泛的适用性,当然也有一定的局限性,下文会详细介绍。

4. 使用统计调查数据作为衡量指标

这一方法主要是向受到相关壁垒影响的企业及个人发放调查问卷,通过实地调研得到评价数据,相关研究包括 Thornsbury 等(1999)、Henson 等(2001)、Chen 等(2006)等。使用调研数据的好处是可以将一些难以处理的非关税壁垒量化,了解容易被理论分析忽视的一些因素,但这种方法也存在一些问题,如调查研究的结果可能是有偏的,容易受主观因素的影响等。

关于我国进出口贸易的相关量化研究还比较少。Bao 和 Qiu(2010)使用1998－2006年的数据分析了技术壁垒对我国进口的影响。他们使用频率指数和覆盖率指数作为量化指标,发现当使用频率指数时,技术壁垒对我国的进口产生了负向影响;而当使用覆盖率指数时,这种影响是不显著的。从不同产品来看,技术壁垒对农产品进口具有抑制作用,而对工业品进口则具有促进作用。Chen 等(2008)使用1992－2004年的数据分析了进口国的食品安全标准对我国蔬菜和水产品出口的影响。他们使用最大残留物允许值作为衡量指标,发现进口国的食品安全标准对我国蔬菜和水产品出口具有显著的负向影响,并且这种影响要大于关税。Wei 等(2012) 使用1996－2009年的数据分析了食品安全标准对我国茶叶出口的影响,同样以最大残留物允许值作为衡量指标,也得到了类似的结论。

由上述分析可见,关于卫生检疫壁垒对我国农产品出口的影响还缺少系统的量化研究。现有文献只是分析了几种代表性产品,限制了结论的适用性,而且没有对这种影响进行细分;在估计方法上,他们普遍忽略了贸易量为零的数据,导致结果是有偏的。本文的研究范围包括2位海关编码下的全部24类农产品,在估计方法上我们引入了 Heckman 两步法,并进行了多角度的分析,从而有利于弥补现有研究的不足。

三、卫生检疫壁垒的量化方法

借鉴国内外学者的研究方法,如 Fontagné 等(2005)、Disdier 等(2008)、Bao 和 Qiu(2010)等,本文使用频率指数和覆盖率指数作为卫生检疫壁垒的量化指标。频率指数衡量的是一种产品项下的子类产品中有多少种受到相关标准的影响,而不考虑每一子类产品贸易额的大小。具体而言,衡量我国向 k 国出口农产品 j 受卫生检疫壁垒影响程度的频率指数为:

$$FI_{kj}=\frac{\sum_i D_{ki}M_{ki}}{\sum_i M_{ki}}$$

其中，下标 i 表示产品 j 下包含的第 i 类子产品；D_{ki} 为二元变量，如果 k 国向 WTO 通报了关于产品 i 的卫生检疫法规，D_{ki} 取 1，否则取 0；M_{ki} 也为二元变量，如果我国向 k 国出口了产品 i，M_{ki} 取 1，否则取 0 值。比如，在海关产品编码 17 下共有四类子产品，分别为 1701、1702、1703 和 1704，如果我国向 k 国出口了全部四种产品，而 k 国在 1701 和 1702 上向 WTO 通报了卫生检疫法规，则产品 17 的频率指数为 0.5，即在出口品 17 中有 50％的子类产品受到了卫生检疫壁垒的影响。可见，受影响的子产品种类越多，频率指数就可能越大。

覆盖率指数衡量的是一种产品项下受卫生检疫壁垒影响的贸易额的大小，可以理解为以贸易额为权重对受影响的子类产品数进行加权。具体而言，衡量我国向 k 国出口农产品 j 受影响程度的覆盖率指数为：

$$CR_{kj}=\frac{\sum_i D_{ki}V_{ki}}{\sum_i V_{ki}}$$

其中，V_{ki} 代表我国向 k 国出口产品 i 的金额。在前面的例子中，如果我国向 k 国出口的子产品 1701、1702、1703 和 1704 的数额分别为 1 亿美元、2 亿美元、3 亿美元和 4 亿美元，则产品 17 的覆盖率指数为 0.3，即出口品 17 中有 30％的贸易额受到了卫生检疫壁垒的影响。可见，受影响的子产品贸易额越大，覆盖率指数就可能越大。

由上述两个指标的构建方式可知，频率指数没有考虑到子产品贸易量的差异，从而无法衡量不同卫生检疫法规的相对重要性；而覆盖率指数虽然考虑了子产品贸易量的大小，却会受到标准本身的影响。[④] 最理想的方式就是使用自由贸易条件下的贸易额作为权重，显然这种数据是无法得到的。为了获得对这一问题更全面的认识，本文将两种指标一起使用以相互印证，这也是相关研究中普遍采用的方法。

四、模型与数据

在分析贸易问题时，常用的方法是引力模型。本文也使用这一模型，考虑的变量包括国内生产总值（GDP），两国间的距离，两国是否具有共同的边界、共同的官方语言，进口国的关税水平以及我们计算的频率指数和覆盖率指数。GDP 衡量国家的规模效应，包括进口国的需求水平与出口国的供给能力，两国间的距离衡量商品的运输成本，共同的边界和官方语言衡量贸易的便利程度，进口国的关税水平反映不同商品受到的异质影响；而频率指数和覆盖率指数则衡量卫生检疫壁垒的影响。与传统引力模型的不同之处在于我们引入了反映非关税壁垒的因素，具体的回归方程如下：

$$\ln EX_{jt}^{k}=\alpha_0+\alpha_1\ln GDP_t+\alpha_2\ln GDP_{jt}+\alpha_3\ln Dist_j+\alpha_4 Contig_j$$

$$+\alpha_5 Comlang_j + \alpha_6 \ln Tariff_{jt}^k + \alpha_7 SPS_{jt}^k + \varepsilon$$

其中，EX_{jt}^k表示第 t 年我国向进口国 j 出口产品 k 的贸易额；GDP_t 和GDP_{jt}分别表示我国和进口国 j 在第 t 年的国内生产总值，以 2005 年不变价来衡量，一般对贸易额具有正向影响；$Dist_j$ 表示我国和进口国 j 之间的地理距离，一般对贸易额具有负向影响；$Contig_j$ 是表示我国与进口国 j 是否相邻的二元变量，通常对贸易额具有正向影响；$Comlang_j$ 是表示我国与进口国 j 是否具有共同官方语言的二元变量，通常也具有正向影响；$Tariff_{jt}^k$表示第 t 年进口国 j 对产品 k 征收的关税水平，一般对贸易额具有负向影响；SPS_{jt}^k代表第 t 年进口国 j 关于产品 k 的频率指数FI_{jt}^k或覆盖率指数CR_{jt}^k，由于卫生检疫壁垒对农产品贸易的影响具有双重性，不能确定它的符号。

表 1 主要变量的统计特征

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
EX(10 亿美元)	4 920	0.03	0.13	0	2.78
GDP(10 亿美元)	4 920	948.95	2 099.59	7.95	13 228.90
Dist(公里)	4 920	7 806.72	4 162.61	955.65	19 297.47
Contig	4 920	0.08	0.28	0	1
Comlang	4 920	0.11	0.31	0	1
Tariff	4 920	0.07	0.11	0	2.65
SPS-FI(%)	4 920	16.05	30.87	0	100
SPS-CR(%)	4 920	16.81	33.96	0	100

表 1 给出了主要变量的统计特征。本文所计算的指标包括 2 位海关编码下的全部 24 类农产品，共有 47 个进口国家和地区，其中 21 个为发展中国家，时间范围从 2005 年到 2009 年。贸易数据来自联合国商品贸易统计数据库(UN Comtrade)；GDP 数据来自美国农业部经济研究服务局国际宏观数据库；两国间的距离、是否具有共同的语言、边界等数据来自法国国际经济信息研究中心数据库(CEPII)；关税数据来自世贸组织在线关税分析数据库；卫生检疫法规数据来自世贸组织法规通报信息管理系统。[⑤] 该系统提供的信息包括通报时间、通报国、受影响的产品、受影响的国家和地区等，利用贸易数据就可以按照前面介绍的两种指标计算进口国的卫生检疫壁垒。

五、估计方法与回归结果

(一)估计方法

一些研究使用 OLS 来估计引力模型，由于没有利用贸易量为零的数据，因此，估计结果是有偏的。在本文中，接近 10%的数据出口额为零，必须将这部分数据提供的信息考虑在内。Tobit 模型虽然考虑了零值的情况，但它假设零值与其他数据是由相同的分布产生的，这一假设过强；二阶段模型(Two-part Model)虽然对 Tobit 模型的假设做了放松，但仍然假定是否出口和出口多少两项决策是独立的，显然也不符合本文的情况；而 Heckman 两步法则很

好地解决了这一问题,它允许两项决策之间存在关联性,拉格朗日检验也证明了在本文的研究中这两项决策之间不是彼此独立的。因此,我们使用 Heckman 两步法来估计前面的引力模型。此外,所有的回归方程都控制了时间固定效应。

(二)总体样本回归结果

表 2 给出了对总体样本的回归结果,其中前两列是用 OLS 估计的参数,主要起对照作用;后两列是用 Heckman 两步法估计的参数,是本文的最终结果。表中列(Ⅰ)使用频率指数作为衡量卫生检疫壁垒的指标,而列(Ⅱ)使用覆盖率指数作为衡量指标。在最终结果中,除了共同边界变量外,所有的参数都是显著的,而且具有预期的符号。以最后一列为例,在其他条件不变的情况下,进口国的 GDP 平均增长 1%,对我国农产品的需求将增加 0.69%;我国与进口国之间的距离增加 1%,对我国农产品的进口将减少 0.89%;与我国具有共同的官方语言会增加进口 144%;而进口国的关税增加 1%,进口额将减少 0.14%,其他列的变量可以做同样的解释。共同边界变量尽管不显著,但具有与预期相反的符号,主要是由于样本中与我国相邻的印度、巴基斯坦等国家处于不利于贸易的西南地区,而印度还与我国存在领土争端。Bao 和 Qiu (2010)在分析中国进口贸易时,也发现了这一现象。

卫生检疫壁垒的影响是我们最关心的。从回归结果来看,不论以哪一指标来衡量,它都对我国农产品出口产生了明显的抑制作用:以频率指数为衡量标准,在其他条件不变的情况下,进口国的卫生检疫壁垒增加 1 单位,对我国农产品的进口将减少 0.5%;以覆盖率指数为标准,进口国的卫生检疫壁垒增加 1 单位,进口额将减少 0.3%。此外,不论以哪一指标来衡量,卫生检疫壁垒的不利影响都远高于关税,这一点与 Chen 等(2008)的结论是可以相互印证的。通过比较两种不同估计方法的结果可以发现,如果不考虑贸易量为零的数据,参数估计的偏误是很大的。

表 2　总体样本回归结果

	OLS		Heckman 两步法	
	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅰ)	(Ⅱ)
GDP	1.08***	1.07***	0.70***	0.69***
	(0.04)	(0.04)	(0.03)	(0.03)
Dist	−1.52***	−1.51***	−0.90***	−0.89***
	(0.09)	(0.09)	(0.06)	(0.06)
Contig	0.55**	0.60***	−0.04	−0.04
	(0.23)	(0.23)	(0.17)	(0.17)
Comlang	2.93***	2.98***	1.45***	1.44***
	(0.20)	(0.20)	(0.15)	(0.15)
Tariff	−0.75***	−0.75***	−0.15***	−0.14***
	(0.04)	(0.04)	(0.03)	(0.03)

续表 2 总体样本回归结果

	OLS		Heckman 两步法	
	（Ⅰ）	（Ⅱ）	（Ⅰ）	（Ⅱ）
SPS-FI	-0.028^{***} (0.002)		-0.005^{***} (0.002)	
SPS-CR		-0.023^{***} (0.002)		-0.003^{***} (0.001)
常数项	5.42^{***} (0.84)	5.31^{***} (0.85)	4.63^{***} (0.60)	4.61^{***} (0.60)
R^2 或对数似然值	0.26	0.26	−11 294.8	−11 309.6
样本量	4 920	4 920	4 920	4 920
截断样本量			441	441

注：*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为相应变量的异方差稳健标准误，下表同。

（三）稳健性检验

为了验证上述结论的稳健性，本文进行了多次回归分析，结果见表 3。在估计方法上，我们分别使用了 Tobit 模型和二阶段模型；在样本处理上，我们去掉了中国港、澳、台地区的数据，主要是考虑到这三个地区同内地具有异常紧密的联系，可能会对估计结果产生影响。从最终的回归结果来看，不论采取何种处理方式，以哪一指标来衡量，卫生检疫壁垒的影响都显著为负；除了共同边界外，其他变量也都是显著的，而且具有预期的符号，表明上述估计结果是稳健的、可信的。

表 3 稳健性检验结果

	Tobit		二阶段模型		去掉港、澳、台	
	（Ⅰ）	（Ⅱ）	（Ⅰ）	（Ⅱ）	（Ⅰ）	（Ⅱ）
GDP	1.10^{***} (0.04)	1.10^{***} (0.04)	0.79^{***} (0.02)	0.79^{***} (0.02)	0.80^{***} (0.03)	0.79^{***} (0.03)
Dist	-1.56^{***} (0.09)	-1.55^{***} (0.09)	-1.03^{***} (0.06)	-1.03^{***} (0.06)	-1.21^{***} (0.06)	-1.21^{***} (0.06)
Contig	0.60^{**} (0.24)	0.65^{***} (0.24)	0.10 (0.17)	0.12 (0.17)	-1.32^{***} (0.22)	-1.29^{***} (0.23)
Comlang	3.01^{***} (0.21)	3.06^{***} (0.21)	1.77^{***} (0.15)	1.79^{***} (0.15)	2.12^{***} (0.14)	2.15^{***} (0.14)
Tariff	-0.79^{***} (0.05)	-0.79^{***} (0.05)	-0.27^{***} (0.03)	-0.26^{***} (0.03)	-0.33^{***} (0.03)	-0.33^{***} (0.03)
SPS-FI	-0.03^{***} (0.003)		-0.01^{***} (0.001)		-0.01^{***} (0.001)	
SPS-CR		-0.02^{***} (0.002)		-0.008^{***} (0.001)		-0.009^{***} (0.001)
常数项	5.50^{***} (0.87)	5.39^{***} (0.88)	4.75 (0.59)	4.72 (0.59)	6.23^{***} (0.59)	6.20^{***} (0.59)
R^2 或对数似然值	−13 484.9	−13 506.7	0.29	0.29	−10 395.3	−10 416.3
样本量	4 920	4 920	4 920	4 920	4 560	4 560
截断样本量	441	441	441	441	436	436

（四）国家分组回归结果

为了区分发达国家和发展中国家卫生检疫壁垒的不同影响，本文对这两

类国家的样本分别进行了回归，结果见表4。由回归结果可见，发达国家的卫生检疫壁垒对我国农产品出口产生了强烈的负向影响，而发展中国家卫生检疫壁垒的影响则不显著。也就是说，影响我国农产品出口的卫生检疫壁垒主要来自发达国家：一方面，发达国家具有较高的生活水平，对农产品质量有更高的要求；另一方面，在一些发达国家，农业利益集团处于强势地位，这些国家倾向于保护本国农业生产者的利益，而卫生检疫壁垒则成了替代关税的一种新的保护手段。Fontagné 等(2005)也注意到了这一问题。

表 4　国家分组回归结果

	发达国家(地区)		发展中国家(地区)	
	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅰ)	(Ⅱ)
GDP	1.09*** (0.03)	1.09*** (0.03)	0.35*** (0.05)	0.35*** (0.05)
Dist	−1.03*** (0.07)	−1.02*** (0.07)	−1.02*** (0.11)	−1.03*** (0.11)
Contig	1.00*** (0.21)	1.01*** (0.21)	−1.20*** (0.22)	−1.19*** (0.22)
Comlang	3.03*** (0.18)	3.03*** (0.18)	0.36* (0.21)	0.36* (0.21)
Tariff	−0.34*** (0.03)	−0.34*** (0.03)	0.08 (0.08)	0.08 (0.07)
SPS-FI	−0.008*** (0.001)		−0.006 (0.004)	
SPS-CR		−0.006*** (0.001)		−0.004 (0.004)
常数项	2.37*** (0.70)	2.33*** (0.70)	8.42*** (1.01)	8.45*** (1.02)
对数似然值	−6 875.5	−6 881.2	−4 221.2	−4 226.7
样本量	3 072	3 072	1 848	1 848
截断样本量	260	260	181	181

(五)对出口概率的影响

前面分析的是在农产品已经出口的情况下，卫生检疫壁垒对出口量的影响。除此之外，我们也想了解卫生检疫壁垒对建立出口关系的影响，即对农产品能否出口的影响。本文运用 Probit 模型对这一问题进行了分析，方程形式同前面的引力模型，表5给出了相关回归结果。从总体样本来看，不论以哪一指标来衡量，卫生检疫壁垒都对建立农产品出口关系产生了显著的负向影响；而从国家分组来看，发展中国家卫生检疫壁垒的不利影响要高于发达国家。一种可能的解释是：发展中国家在相关政策执行上不透明，具有很大的不确定性，致使我国的农产品出口面临较高的初始成本，而一旦克服了初始阶段的困难，卫生检疫壁垒就不再具有显著影响。

表5 对出口概率的影响回归结果

	总体样本		发达国家(地区)		发展中国家(地区)	
	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅰ)	(Ⅱ)
GDP	0.22***	0.22***	0.38***	0.38***	0.15***	0.15***
	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
Dist	−0.43***	−0.42***	−0.20***	−0.19***	−0.67***	−0.68***
	(0.06)	(0.06)	(0.06)	(0.06)	(0.11)	(0.11)
Contig	−0.10	−0.08	—	—	−0.30	−0.30
	(0.17)	(0.17)	—	—	(0.26)	(0.26)
Comlang	1.27***	1.27***	—	—	0.80**	0.79**
	(0.24)	(0.24)	—	—	(0.38)	(0.37)
Tariff	−0.33***	−0.32***	−0.25***	−0.25***	−0.51***	−0.51***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.06)	(0.06)
SPS-FI	−0.01***		−0.008***		−0.014***	
	(0.001)		(0.001)		(0.002)	
SPS-CR		−0.009***		−0.007***		−0.013***
		(0.001)		(0.001)		(0.002)
常数项	3.52***	3.45***	0.48	0.39	5.92***	5.96***
	(0.57)	(0.55)	(0.68)	(0.66)	(0.93)	(0.92)
对数似然值	−1 211.7	−1 221.9	−734.3	−740.9	−441.4	−443.3
样本量	4 920	4 920	2 832	2 832	1 848	1 848

六、结论与政策启示

本文主要研究了卫生检疫壁垒对我国农产品出口的影响，包括总体情况、国家分组情况、对出口概率的影响等。我们采用频率指数和覆盖率指数作为衡量卫生检疫壁垒的指标，以Heckman两步法来估计它们对农产品贸易的影响，通过对47个出口目的国和地区2005－2009年数据的分析，本文得到以下主要结论：从总体样本来看，卫生检疫壁垒对我国农产品出口产生了显著的负向影响，并且这种影响大大高于关税；从国家分组来看，发达国家卫生检疫壁垒的不利影响要高于发展中国家，后者的卫生检疫壁垒不显著；从对出口概率的影响来看，发展中国家卫生检疫壁垒的不利影响要高于发达国家。

今后，卫生检疫壁垒对农产品贸易的影响将越来越重要，我们应该尽早采取应对策略，减少不必要的损失。具体措施可以从以下几方面考虑：首先，由于卫生检疫壁垒的不利影响大大高于关税，我们应该充分重视进口国卫生检疫法规的变动情况，发挥政府机构和行业协会的作用，及时向农产品出口企业宣传、介绍进口国卫生检疫方面的相关政策、法规。其次，由于发展中国家卫生检疫壁垒的不利影响主要体现在能否建立出口关系方面，在宏观层面上，我们应该积极推动我国与其他发展中国家检疫标准的相互认证，利用WTO谈判推动其他发展中成员国增强政策执行透明度；在微观层面上，可以考虑对首次实现出口的农产品企业给予一定的政策优惠，帮助企业降低建立出口关系的成本。最后，由于发达国家卫生检疫壁垒的不利影响主要体现在农产品出口额方面，在宏观层面上，我们应该适时提高向发达国家出口农产品的检疫标准，对于一些进口国歧视性检疫措施，也要向WTO申诉以维护我们的合法权益；在微

观层面上，鼓励企业进行农业技术创新，增强我国农产品的国际竞争力。

* 本文受到上海财经大学研究生创新项目（CXJJ-2012-356）资助。感谢编辑与匿名评审专家提出的修改意见，当然文责自负。

注释：

①③数据来源于世界贸易组织法规通报信息管理系统。

② OECD：Measurement of Sanitary，Phytosanitary and technical barriers to trade，Pairs，France，2001.

④如果卫生检疫壁垒的影响为负，那么，覆盖率指数有低估倾向；相反，则有高估倾向。

⑤具体可以参见 http://spsims.wto.org.

参考文献：

[1]Babool M A，Reed M R. Food safety standards and export competitiveness in the food and processed food industries of Asia-Pacific countries[R].Paper Presented.at the Mecliterranean Conference of Agri-food Social Scientists. 103rd EAAE Semiar Barcelona，Spain，April 23rd-25th，2007.

[2]Bao X，Qiu L D. Do technical barriers to trade promote or restrict trade? Evidence from China[J]. Asia-Pacific Journal of Accounting & Economic，2010，17：253—280.

[3]Chen C，Yang J，Findlay C. Measuring the effect of food safety standards on China's agricultural export[J]. Review of World Economics，2008，144：83—106.

[4]Chen M X，Otsuki T，Wilson J S. Do standards matter for export success?[R]. World Bank Policy Research Working Paper，No.3809，2006.

[5]Disdier A C，Fontagné L，Mimouni M. The impact of regulations on agricultural trade：Evidence from the SPS and TBT agreements[J]. American Journal of Agricultural Economics，2008，90：336—350.

[6]European Commission. A set of coordinated studies for the preparation of the next round of trade negotiations[R]. Final Report，Project FAIR-97-CT3481，Task 3，Agricultural Directorate，Brussels；Belgium 2001.

[7]Fontagné L，von Kirchbach F，Mimouni M. An assessment of environmentally related non-tariff measures[J]. World Economy，2005，28(10)：1417—1439.

[8]Henson S J，Lux N，Traill B. Final report：Partner 4[R].FAIR-97-CT3481 Program，European Commission，Agricultural Directorate.Brussels，Belgium，2001.

[9]Metha R，Nambiar R G. International food safety standards and processed food exports：India[R]. Australian National University，2005.

[10]Moenius J. Information versus product adaptation：The role of standards in trade[EB/OL].http://ssm com/abstract=608022，February，2004.

[11]Moenius J. The good，the bad and the ambiguous：standards and trade in agricultural products[R]. IATRC Summer Symposium Bonn，Germany，May 28—30，2006.

[12]Thornsbury S，Roberts D，DeRemer K，et al. A first Step in understanding technical barriers to agricultural trade[A].Peters G H，von Braun J. Food security，diversification and resource management：Refocusing the role of agriculture[C]. Brookfield，V T：Ashgate，1999.

[13]Wei G, Huang J, Yang J. The impacts of food safety standards on China's tea exports [J]. China Economic Review, 2012, 23(2): 253—264.
[14]Wilson J S, Otsuki T, Majumdsar B. Balancing food safety and risk: Do drug residue limits affect international trade in beef[J]. Journal of International Trade and Economic Development, 2003, 12: 377—402.
[15]Yue C, Beghin J C, 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.
[16]Yue C, Beghin J C. The tariff equivalent and foregone trade effects of prohibitive technical barriers to trade[J]. American Journal of Agricaltural Economics, 2009, 91(14): 930—941, 2008.

The Effects of SPS Barriers on the Export of Agricultural Products in China: Empirical Analysis Based on Extended Gravity Model

ZHANG Guang[1], JIN Zhong-fan[2]

(1. *School of International Business Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai* 200433, *China*;
2. *Institute for Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai* 200434, *China*)

Abstract: This paper makes an analysis of SPS barriers that face the export of agricultural products in China through frequency index and coverage ratio index, and reaches the following conclusions: firstly, on the whole, SPS barriers have significantly negative effects on the export of agricultural products in China which are stronger than the ones of import tariffs; secondly, the disadvantageous effects of SPS barriers from developed countries are stronger than the ones from developing countries which have no obvious effects on the export of agricultural products in China; thirdly, in terms of the effect of export probability, the disadvantageous effects of SPS barriers from developing countries are stronger than the ones from developed countries.

Key words: sanitary and phytosanitary standard; agricultural product; export; gravity model (责任编辑　周一叶)