

我国贸易多样性的度量与影响因素分析

赵永亮 张光南

摘要：产品多样性被认为是国际贸易外延增长的重要因素，本文通过 Feenstra 等人的思路，构建了适合我国省份层面的贸易多样性度量模型，利用 2000—2007 年相关年份数据，实证得出了我国不同省份的农业品和工业品相对贸易多样性，结果发现工业品进口多样性的区域出现扩散形态，而出口多样性走向区域趋同。从我国贸易多样性的需求和供给两个角度来看，关税和非关税壁垒成为贸易多样性增加的重要制约因素，且农产品多样性的单位壁垒弹性要低于工业品；加入 WTO 无论就进口还是出口均带动了我国贸易多样性的增加；我国中小企业具有差异化生产的灵活优势，对贸易多样性尤其是出口多样性的增加具有重要的贡献。

关键词：贸易多样性；农业品；工业品

一、引言

产品多样性的研究最早来自 Krugman (1979) 对垄断竞争模型下国际贸易模式的探讨，而后期的研究主要可归纳为两个方面。

1. 产品多样性量化与贸易收益的研究。尽管理论研究已强调了产品多样性的作用，但经验文献对国际贸易增长来自产品多样性的“外延边际” (extensive margin) 研究涉及较少。近年实证研究开始注重量化产品多样性，并在一定程度上检验了其理论推断。例如，David Hummels, Peter Klenow (2002) 和 Peter Schott (2004) 调查不同国家之间的贸易涉及多大范围的产品系列，以及更大范围产品系列 (包括品种多样性和质量差异的不同产品) 是否存在于更大规模的国家之间，结果认为产品多样性和质量对两国贸易量发生具有很大的解释力。Kehoe and Ruhl (2003) 研究认为新产品交易对国际贸易发生量的贡献紧随贸易自由化，要大于已有产品内深化边际 (intensive margin) 所带来的贸易增加。Christian Broda and David Weinstein (2003) 研究了美国进口产品多样性，发现增加的产品多样性导致真实进口价格指数平均每年下降 1.2%。

2. 产品多样性与经济增长和福利影响的研究。产品多样性的重要性可从不同理论模型中推断出来 (如内生的经济增长模型和消费者效用函数)，而且在经验上也得到不同程度的检验，如 Robert Feenstra et al (1999) 对韩国和我国台湾地区的经验研究则发现出口多样性与生产率水平之间存在直接的关联；此外，Michael Funke and Ralf Ruhwedel (2001a, 2001b, 2002) 在研究 OECD 和东亚国家样本时也发现了类似的关联。Broda and Weinstein (2004) 实证检验具体得出了进口多样性对美国福利增加的程度，结果认为美国福利收益的 3% 来自于进口外延边际的增加。Feenstra (2004) 利用包括先进国家和发展中国家的跨部门数据来衡量贸易中的产品多样性，主要计算了多国对美销售的出口品多样性。在研究 Feenstra (2004) 使用超对数的 GDP 生产函数计算了跨国的总要素生产率，并利用测算的数据结果来阐明出口产品多样性和生产率之间的关联性。Funke and Ruhwedel (2001a, 2001b, 2005) 的系列研究也显示了出口多样性增加对不同国家经济增长的影响均具显著的正效应。

[基金项目] 本文获得国家社科基金重大项目 (08&ZD030)、2008~2009 年度暨南大学人文社科引进人才科研项目 (2009JSYJ009) 以及国家“211 工程”三期重点学科建设项目 (编号: Cjyyxm09008) 的资助，一并表示感谢。

赵永亮: 暨南大学经济学院 510632 电子邮箱: ericjue@sohu.com; 张光南: 中山大学港澳研究所珠三角研究中心。

3.其他研究角度。首先，产品多样性研究得益于全球贸易自由化进程的推进，部分研究认为多样性的收益与贸易壁垒具有负相关性^①。此外，先前的研究多数从跨国层面来检验国际贸易的产品多样性，而对跨行业的多样性研究涉及较少，Isao Kamata (2007) 发展了一个基于公司差异化的多部门贸易模型，并给出了一个准 H-O 理论假设：一国出口越多的多样性，则越可能密集使用禀赋优势资源作为投入要素；经验结果也证实了，在某个行业具有资源禀赋优势的国家的出口更大的多样性产品。

然而诸多国内外研究均未考虑国家内部区域或省份的产品多样性差异研究，本文试图从我国内部省份角度来观察不同省份对外贸易的进出口多样性。我国作为贸易大国，在各地经济发展与贸易模式方面存在区域差异，其中产品多样性差异的状况如何？以及相应的影响因素有哪些？诸多问题均值得研究。

二、省份跨国贸易的产品多样性模型

本文不同于 Krugman (1980) 在公司层面定义的多样性，而是依据 Feenstra (1994) and Feenstra and Markusen (1994) 的思路，在区域层面通过 CES 生产函数来构建生产多样性的度量模式^②。假定一国经济体内有 n 个地区 ($n=1, \dots, n$)，每个地区生产多类型产品。对于每个时期 t ， n 地区生产的产品类型由集合决定 $I_t^n \subset \{1, 2, 3, \dots\}$ ，则 I_t^n 也意味着该国产品多样性的总水平。对于每个 $i \in I_t^n$ ，产品 i 的生产数量 $y_{it}^n > 0$ ，且 n 地区在时期 t 每个类型产品的生产向量定义为 $Y_t^n > 0$ ，则每个地区的总产量为 Y_t^n ，由 CES 函数来决定，即：

$$Y_t^n = f(y_t^n, I_t^n) = \left[\sum_{i \in I_t^n} a_i (y_{it}^n)^{(\eta-1)/\eta} \right]^{\eta/(\eta-1)}, \quad a_i > 0, \quad n=1, \dots, n \quad (1)$$

产品之间的替代弹性为 η 。我们假定 C 地区经济体内的总产量由以下转换曲线所约束，即：

$$F[f(y_t^n, I_t^n), R_t^n] = 0 \quad (2)$$

上式中， $R_t^n = (R_{1t}^n, R_{2t}^n, \dots, R_{Mt}^n) > 0$ 作为要素禀赋向量，代表 n 地区在 t 时期的 M 种要素资源的组合，可以体现出该地区区别于其他地区的资源比较优势。我们假定不同地区均按照资源禀赋优势理性进行专业化生产，这意味着在给定要素资源下， $\eta < 0$ 意味着根据潜在的技术转换率在不同产品之间权衡生产，见图 1。(这里值得注意的是，我们假定 (1) 式满足 $-\infty < \eta < 0$ 时，任何地区潜在的某个类型产品 y_{it}^n 是严格凹转换曲线，且满足 $Y_t^n = \bar{Y}_t^n$ 。) 图中我们仅分析经济体内只有两种多样性产品的生产，

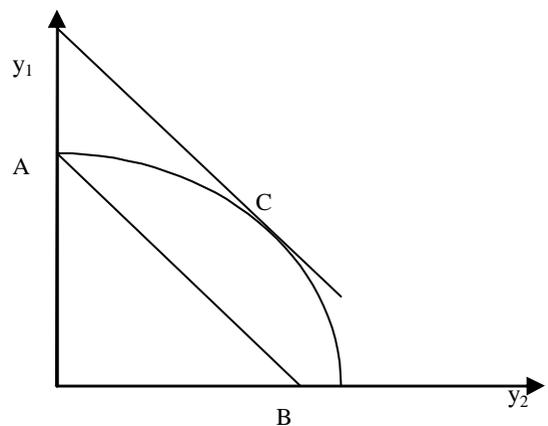


图 1 产品多样性增加的生产转换曲线

这要求在生产可能性曲线上均衡配置资源以便产出 y_{1t} 和 y_{2t} ，当 η 趋于 0，转变曲线变得更加凹。如果期初产品 1 容易制造，要素完全倾向于生产 1，于是经济将处于角点 A 的位置；产出收入由预算线 AB 决定。此后，如果产品 2 生产变得可行，于是要素资源重新配置流向产品 2，结果新的平衡将在 C 点。这意味着对于给定转换曲线和价格，增加在产品多样性数量，则增加了产出收入。

为了获得两个地区产品多样性的相对比较，首先需要得到两地区的相对价格。给定方程 (1)，在完全竞争条件下最大化产出水平，地区 n 的产值为 $P_t^n Y_t^n$ ，其中 P_t^n 是地区 n 所有多样性的 CES 价格函数，即：

$$P_t^n \equiv n (p_t^n, I_t^n) = \left[\sum_{i \in I_t^n} b_i (p_{it}^n)^{1-\eta} \right]^{1/(1-\eta)}, \quad b_i = a_i > 0, \quad n=1, \dots, n \quad (3)$$

上式中 $P_t^n > 0$ 是地区 n 的区域内价格向量。方程 (3) 右边是 CES 成本函数，也就是说价格向量是通过成本函数来体现的。在给定权重份额 b_i 时，我们可以利用价格和数量数据计算出相对的两地区成本函数比例（或者不同时期的成本函数比例）。Feenstra (1994) 的研究已完成了构建相对价格来体现给定相对收入下的两地区相对多样性。即：

$$\tilde{P}(a, b) = f(p(a, b, w_i), \tilde{\lambda}(a, b)) \quad (4)$$

其中 $\tilde{\lambda}(a, b)$ 为 a 和 b 地区的相对多样性， $\tilde{P}(a, b)$ 为 P_t^a/P_t^b 。即使多样性发生变化，也可获取成本函数的相对比例。因为两个地区 a 和 b 的 CES 成本函数比例等于两地区相同产品的相对价格指数乘上共同产品的相对收入份额，即：

$$\frac{P_t^a}{P_t^b} = \prod_{i \in I_t} (p_{it}^a/p_{it}^b)^{w_{it}(I_t)} (\lambda_t^a(I_t)/\lambda_t^b(I_t))^{1/(1-\eta)}, \quad a, b=1, \dots, n \quad (5)$$

Feenstra (2004) 根据 Kazuo Sato (1976) 和 Y.O. Vartia (1976) 计算上式右边分子项价格指数，其为价格比例的一个权重均值（权重为 $w_{it}(I_t)$ ）。值得注意的是，我们在分析一国内部区域时，权重 $w_{it}(I_t)$ 表示国内两地区收入份额关系式，即：

$$w_{it}(I_t) = \frac{(s_{it}^a(I_t)/s_{it}^b(I_t)) / (\ln s_{it}^a(I_t) / \ln s_{it}^b(I_t))}{\sum_{i \in I_t} \{(s_{it}^a(I_t)/s_{it}^b(I_t)) / (\ln s_{it}^a(I_t) / \ln s_{it}^b(I_t))\}} \quad (6)$$

重要的是方程 (5) 右边的分母项，体现了产品多样性的变化。如果时间 t 地区 n 出现新的特有产品（不在公共集 I_t 内），我们将有 $\lambda_t^n(I_t) < 1$ ^③。(5) 式中 $\eta < 0$ 时，将提高了产出的价格指数 P_t^a/P_t^b ；另一个角度来看，新产品多样性的引入类似于价格提高对所属部门产生的影响，即吸引要素流入该部门。

$$s_{it}^n(I_t) \equiv p_{it} q_{it}^n / \sum_{i \in I_t} p_{it} q_{it}^n \quad \text{其中 } n=a, b \quad (8)$$

在式 (8)，地区 A 或 B 的收入份额由商品 I 在两地区共同的多样性集合来度量。权重 $w_{it}(I_t)$ 是份额 $s_{it}^a(I_t)$ 和 $s_{it}^b(I_t)$ 的对数均值，且在产品多样性集合 $i \in I_t$ 累积求和等于单位 1。

为了测算不同地区贸易产品的多样性 λ_t^a/λ_t^b ，我们需要引入一个对象国 *，利用所有其他地区对该国的出口作为基础，设定对象国 * 的产品多样性集为 $I_t^* = \cup_{n=1}^n I_t^n$ ，为时间 t 其他地区对对象国 * 出口产品的所有品种。于是得到地区 n 与国家 * 的共同集为， $I_t^n \cap I_t^* = I_t^n$ 即地区 n 向对象国出口的品种数。因此，从 (7) 式我们得到 $\lambda_t^a(I_t^n) = 1$ ，且：

$$\lambda_t^*(I_t) = \sum_{i \in I_t^*} p_{it} y_{it}^* / \sum_{i \in I_t^*} p_{it} y_{it}^* = 1 - \sum_{i \in I_t; i \notin I_t^n} p_{it} y_{it}^* / \sum_{i \in I_t^*} p_{it} y_{it}^* \quad (9)$$

值得注意的是，(5) 式意味着地区 n 与国家 * 的相对产品多样性可表示为 $\lambda_t^n(I_t^n) / \lambda_t^*(I_t^*)$ 。不同 Feenstra (2004) 的方法，本文研究构建的对象国并非为具体的某个国家，而是与我国发生贸易往来的所有国家，即被列为一个虚拟的对象国。之所以如此设计，主要在于通过观察我国不同省份的全部对外贸易，易于得到不同地区贸易多样性集合 I_t^n ，而全部省份构成的我国进出口总额易于得到信息集 I_t^* 。

四、数据与样本

总体的数据类型为2000年至2007年的面板数据。样本对象为贸易出口/进口主体为中国主要省份；同时按照省份地区对进出口数据分别以农业品和工业品计算贸易流量，数据来自中国2000-2007年国内经济贸易年鉴和各省2000-2007统计年鉴；关税税率等指标的部分数据来自相关的行业咨询网；国际市场的相关价格指数来自不同年份的世界经济年鉴；与“对象国”的总体贸易额以各省份贸易总量代替。

我国进出口行业的信息集 I_t^* 在不同年份存在变化，本文有选择地记录了相关农业品和工业品的贸易量。值得注意的是，在具体进行贸易品分类时本文参照SITC的等级基础，但并未能全部按照10大类进行完整排列，农业品贸易流仅依据统计年鉴的部分类别粗略计算部分类别下的二级分类，统一归于农业品，工业品则涉及SITC的5-8类的制成品。

五、我国省份的贸易多样性度量与影响因素分析

(一) 贸易多样性的度量

依据以上省份跨国贸易产品多样性的度量思路和Feenstra (2004)的经验，本文分别按照两个产品大类（农业品和工业品）的进出口计算了代表不同省份各个时期的多样性 $\lambda_t^n(I_t)$ 值和虚拟对象国的 $\lambda_t^*(I_t)$ ，见表1。表1列出部分年份的均值（即2000-2003和2005-2007两个时期均值），以百分比为单位，度量的是不同地区在全国水平下的相对多样性。

总体显示我国的出口多样性要高于进口多样性。从农业品两个样本期间的区域平均多样性来看，如期间（2005-2007）东部和中部地区的农业品出口多样性分别为54.0和46.2，高于同期对应的进口样本，这可能意味着近年农业发展的走出去战略已开始显现作用。工业品多样性显示（2000-2003）期间，出口多样性普遍高于进口多样性，而到（2005-2007）期间，出口多样性的优势已不再明显（如东部地区仅差1.3个百分点），中西部地区的进口多样性甚至超过出口多样性，这说明我国近两年的对外贸易发展开始走向平衡方向，一方面源自国内经济体强劲发展动力所拉动的多样性需求（如对新材料、新产品和新技术的扩大需求），另一方面可源自政府的有意推动，如加入WTO以来，我国逐步取消相关产品的关税和非关税壁垒。这两方面因素促进了进口数量的扩张，更带动了多样性的增加。

从区域和省份层面来看（见图2-5），无论是农业品还是工业品，东部地区的进出口多样性（不同时期绝大部分子样本显示高于50%），均明显高于中部，而中部地区不同时期相应的子样本都要高于西部地区（西部地区多数子样本显示多样性不足20%）。从多样性的地区收敛或扩散形态来看，

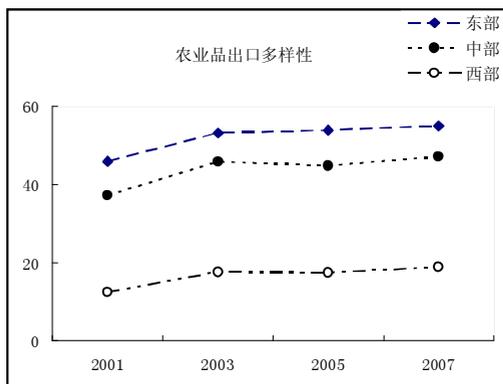


图2 农业品出口多样性

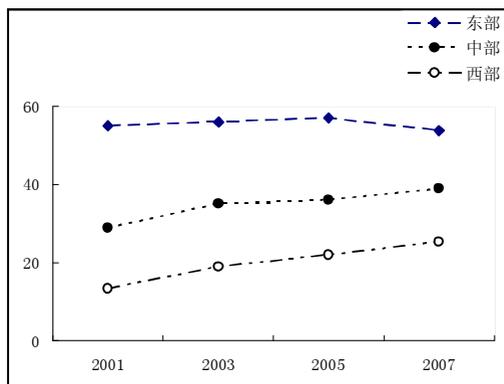


图3 工业品出口多样性

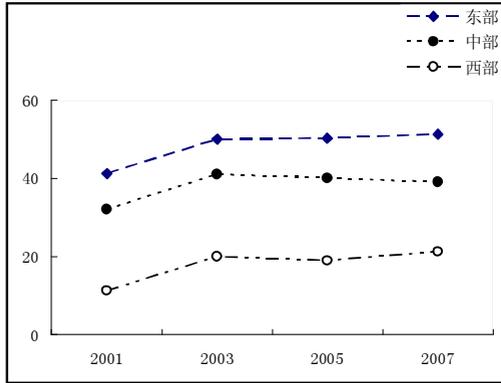


图4 农业品进口多样性

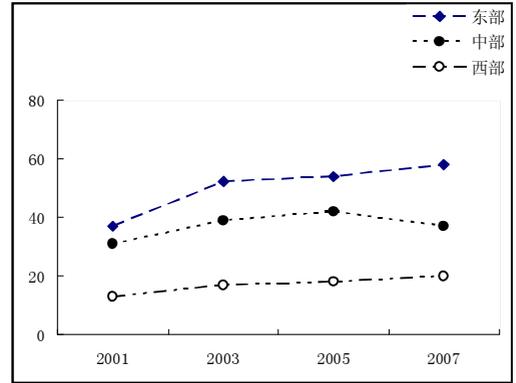


图5 工业品进口多样性

工业品进口多样性出现区域扩散形态，地区差异随着年份开始拉大；而出口多样性的地区差异随着时间的推移在逐渐减小，农业品在区域之间无论进口多样性还是出口多样性均趋于收敛走势。

总体来说，贸易多样性的地区差异符合我国经济发展的区域现状，东部省份多数为沿海发达地区，如广东、上海、浙江和江苏等省份外向型经济明显，无论从出口或进口的贸易额来看发达地区占据了我国进出口的绝大部分份额，因而我们的多样性度量符合贸易发展的基本逻辑。但这并不意味着本文度量的产品多样性与地区经济发展或贸易额呈完全的线性关系；一方面在于影响多样性的因素众多，如地区的经济结构（贸易部分的比重）、经济主体的构成（如中小企业的构成比率）、外向程度、有形和无形的贸易壁垒和运输成本。

表1 不同时期我国省份层面的贸易多样性度量

省份	产品多样性（出口样本）				品多样性（进口样本）			
	（2000-2003）		（2005-2007）		（2000-2003）		（2005-2007）	
	农业品	工业品	农业品	工业品	农业品	工业品	农业品	工业品
东部	52.9	57.0	54.0	56.0	49.2	55.0	50.3	54.7
北京	49.6	50.3	50.9	40.0	41.8	39.2	42.7	44.7
天津	39.9	42.6	41.2	61.5	36.8	60.6	38.0	59.4
辽宁	59.6	43.3	61.3	34.8	35.9	33.5	36.3	37.6
河北	47.1	53.8	48.7	43.8	43.4	42.6	43.9	42.0
上海	67.0	71.6	68.2	75.3	57.7	74.6	58.5	69.4
江苏	54.8	69.3	56.2	74.1	61.9	73.2	62.6	76.5
浙江	60.0	72.2	60.1	64.9	66.0	63.3	67.4	70.9
山东	65.3	60.1	66.0	62.9	52.1	61.6	52.7	61.8
福建	51.0	57.4	51.3	59.1	44.5	58.4	45.6	43.2
广东	64.9	73.6	66.2	82.4	71.4	82.0	74.6	82.6
海南	22.8	32.8	24.2	17.4	30.0	16.0	31.4	13.3
中部	45.1	38.8	46.2	33.6	39.0	32.9	39.8	37.9
山西	23.3	39.82	24.4	39.1	33.0	38.4	33.9	33.7
内蒙古	36.7	27.3	38.1	31.3	34.5	30.3	35.2	30.7
吉林	35.6	41.6	36.7	41.4	34.3	41.1	34.9	46.1
黑龙江	41.0	36.8	42.2	40.5	48.6	39.9	49.5	34.9
安徽	68.6	45.5	69.8	45.0	54.9	43.9	55.7	42.9
江西	44.8	35.2	45.8	29.4	31.2	28.4	32.2	27.4
河南	42.0	40.1	42.2	32.1	30.9	31.2	32.0	39.3
湖北	54.5	47.1	55.4	37.3	47.5	36.3	47.6	44.2
湖南	51.3	39.4	52.4	18.7	33.9	18.5	34.7	41.9
广西	53.4	35.3	54.5	21.6	41.3	21.3	42.5	38.2
西部	17.1	16.4	17.9	18.4	19.3	17.3	20.2	24.3
贵州	11.3	20.2	12.7	11.0	11.6	10.5	12.5	11.1
云南	23.5	25.5	23.8	26.2	20.0	25.2	21.3	24.6
四川	25.0	26.5	25.4	29.0	25.4	27.0	25.6	36.0
陕西	29.0	20.3	29.9	35.1	34.3	34.0	35.1	44.5
甘肃	10.0	5.1	10.8	7.6	11.8	6.0	13.1	14.8
宁夏	8.0	6.2	9.6	6.3	10.9	5.0	11.4	17.3
新疆	12.7	11.2	13.2	13.5	21.3	13.2	22.7	21.7

（二）贸易多样性的因素实证分析

以上从我国省份层面来度量进出口多样性，我们很容易发现我国进口和出口具有相近的产品大类（即进口与出口同属于一个行业），说明我国产业内贸易带动了多样性的增加。根据克鲁格曼的新张伯伦模型，在规模经济和产品差异的条件下，即使在两个生产完全相同的国家之间也能

表 2 贸易多样性的因素分析

变量	农业品多样性				工业品多样性			
	回归 1 (I)	回归 2 (I)	回归 3 (II)	回归 4 (II)	回归 5 (I)	回归 6 (I)	回归 7 (II)	回归 8 (II)
常数 <i>Constant</i>	2.86** (1.47)	-1.38*** (0.61)	4.84*** (2.12)	3.45* (2.25)	2.64*** (1.27)	3.55** (1.83)	-5.26** (2.93)	4.19*** (1.98)
关税 <i>Tariff</i>	-0.18** (0.10)	-0.25*** (0.12)			-0.34*** (0.17)	-0.43** (0.22)		
其他壁垒	-0.54*** (0.26)	-0.37* (0.28)			-0.67** (0.39)	-0.74** (0.45)		
加入世贸 (enter WTO)	0.15** (0.09)	0.09*** (0.04)	0.14** (0.08)		0.17** (0.09)	0.11** (0.06)	0.18*** (0.09)	
相对价格 $\ln(p^*/p)$	0.26 (0.28)	0.52* (0.41)			0.35* (0.26)	0.48** (0.27)		
Krugman 指数	-0.11 (0.09)		0.08** (0.04)	0.24* (0.18)	0.16*** (0.07)		0.18** (0.10)	0.27** (0.15)
中小企业数量	0.09** (0.05)		0.12* (0.09)	0.17** (0.10)	0.14* (0.11)		0.25*** (0.12)	0.35** (0.19)
固定效应 province		yes				yes		
固定效应 Year				yes				yes
\bar{R}	0.59	0.59	0.66	0.68	0.53	0.52	0.62	0.63
Ramsey reset 检验	0.45	0.68	0.54	0.46	0.54	0.59	0.69	0.63

注：上表中的标号 ***、** 和 * 分表表示 T 检验通过 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

开展国际贸易——产业内贸易，并且这种贸易通过增加产品多样性会提高两个国家总体福利水平，这显示了我国对外贸易多样性增加的内在需求动力来自各国对福利的追求。

从另一个角度，我国贸易多样性受到自身和国际市场共同因素的影响，包括限制多样性供给和需求两个方面。以下本文将从我国贸易多样性的影响因素来进一步作实证分析，主要选取的指标包括关税和非关税壁垒、价格差、“入世”变量、产业结构变量和中小企业数量。回归模型如下：

$$\tilde{\lambda}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Tariff}_i + \beta_2 \cdot \text{NT}_i + \beta_3 \cdot \ln(p^*/p)_i + \beta_4 \cdot \text{EW} + \beta_5 \cdot \text{Krugman}_{it} + \beta_6 \cdot N_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$\tilde{\lambda}_{it}$ 表示地区 i 在 t 时期的贸易多样性，其中 Tariff 为关税、 NT 表示非关税壁垒、加入世贸组织 (Entering WTO) 的虚拟变量 EW 以 2001 年为限制点，若为该年之后去 1，否则取 0；国内外价格差 $\ln(p^*/p)$ 为价格指数差、Krugman 专业化分工指数、国内分区域的中小企业数量 N 。

贸易多样性的因素实证分析，本文按照公式 (10) 分别从农业品和工业品两类样本进行回归，鉴于模型稳健性考虑，本文引入拉姆齐设定检验 (基本说明模型稳定)；此外，由于样本为面板数据，本文考虑了省份层面或时间层面的固定效应，并且对每大类样本又分别做了 4 组回归，其中、分别表示进口和出口样本的回归，见表 2。

1. 影响贸易多样性的壁垒和价格——需求因素

关税壁垒。首先，关税对贸易多样性具有负面影响，但是回归 1 和 5 的比较来看，农业品贸易多样性的关税弹性似乎要低于工业品贸易多样性的相应水平；意味着单位关税的增加将导致 0.18 单位农产品多样性减少 (或 0.34 单位工业品多样性的减少)。一方面在于农业品作为初等品或原料品本身具有品类稳定单一的特性，同时农业品的新品种培育和创新周期长；而相对的工业品本身涉及的范围更广，不同大类制成品在技术创造和更新换代方面更为迅速，因而农业品和工业品的贸易多样性受到关税影响也是差异的。

非关税壁垒。为了规避名义关税率的局限，我们引入有效保护率指标^④来度量掩蔽的非关税壁垒引起贸易多样性扭曲程度。有效保护率作为工具变量被引入回归方程回归 1 和 5，结果显示，非关税的掩蔽壁垒更具有解释力；回归系数均为负，符合我们的预期，说明有效保护率每降低一个单位，可

增加 0.54 单位农产品多样性进口（或 0.67 单位工业品多样性的进口）。由于数据可得性和精力有限，我们未能分类考察非关税壁垒对行业初级品、半成品和制成品多样性的影响作差异比较研究。但是从先前经验，我们知道我国对工业品不同行业也基本施行“瀑布式”关税率，这通常由阶梯型贸易层次决定的，可推断出制成品进口多样性通常高于初级品或半成品的情形，如果制成品具有很高的有效保护率，则壁垒措施导致多样性损失更大。

虚拟变量“加入世贸”显示，成为 WTO 成员国促进了我国贸易多样性的增加。回归 1-3 和回归 5-7 均通过了 10% 以上的显著性水平，分别从农业品和工业品的进出口多个层面解释了加入世贸的贸易多样性影响，说明回归较为稳健。从进出口比较来看，加入世贸带来的农业品出口多样性增加未显示出明显高于进口多样性的态势；而工业品出口多样性的系数要高于进口水平，说明入世给我国工业出口品带来了更大的多样性发展机遇。

最后，对于相对价格来说，4 组回归的系数为正（但是显著性并不高，只有回归 6 通过 5% 的显著性水平），基本说明作为控制变量的相对价格差越大，越能带动贸易多样性的增加。

2. 影响贸易多样性的供给因素分析

我们分别对农业品和工业品，从我国国内产业结构和中小企业状况角度，利用出口样本来考察省份贸易多样性受影响方向和程度。

(1) 国内省份的产业结构差异程度。考虑贸易产品多样性与地区产出结构可能具有内在关联性，省份的经济结构趋同可能导致彼此具有相似的对外贸易结构^⑤，本文借鉴 Krugman (1991) 的方法，通过全国三大区域（东部、中部与西部）不同省份不同时期的制造业数据，获取产出结构差异度 Krugman 指数，并作为因素变量进入回归方程。在固定了时间效应情形下，回归 4 和 8 的 Krugman 指数显著为正，系数分别大于回归 3 和 7 的水平，更能体现省份的差异水平，结果说明省份的产业结构雷同阻碍了我国区域层面的对外贸易多样性。但是对进口样本的分析并不稳健，其中农业品进口多样性中的系数出现负值，而对应的工业品样本为正。

(2) 中小企业数量。中小企业数量进入设定的 6 组回归方程，相应的系数均为正，符合我们的预期。这说明中小企业数量的增加，有利于我国全方位的贸易多样性增加。比较来看，工业品进出口多样性受到正面影响更为显著，而出口样本的系数值则高于进口样本，更体现了中小企业对我国出口贸易多样性的重要贡献。与大型企业相比，中小企业在差异化生产方面具有先天优势；因为产品种类增加使产品生产过程中的规模经济难以发挥，多样性与规模经济间的矛盾决定了产品种类和单个产品的生产规模。尽管不具有大型企业的规模优势，但是我国中小企业的生产经营十分灵活，其具有生产差异化产品的动力（因为提供异质性消费可以避免过度竞争，并获得相应的市场份额）。因而从供给的角度来看，我国中小企业数量的增加，扩大了经济体内产品多样性的潜在供给。

六、小结

本文依据 Feenstra (1994) 的思路，构建适合我国省份层面的贸易多样性度量模型，对我国 2000 年至 2007 年期间相关年份的农业品和工业品分别测定了进出口产品多样性。总体显示，贸易多样性存在地区差异，东部地区无论在农业品还是工业品方面均具有较高的贸易多样性；而出口多样性则高于进口多样性，但随着时间的推移，这种优势在逐渐减弱。

我国贸易多样性存在需求和供给两方面影响因素。(1) 关税和非关税壁垒成为贸易多样性增加的重要制约因素，其中农产品多样性的单位壁垒弹性要低于工业品；(2) 加入世界贸易组织 (WTO) 无论就进口还是出口来说均带动了我国贸易多样性的增加；而省份的产业结构雷同对我国区域层面的进出口贸易多样性具有不利影响；(3) 我国中小企业具有差异化生产的灵活优势，对贸易多样性尤其是出口多样性的增加具有显著的促进作用。

注释:

①如 Robert C. Feenstra (2006) 在建立垄断竞争模型基础上, 实证归纳了贸易自由化过程所带来的三种收益: (1) 来自规模报酬递增的产品价格下降; (2) 消费者可获得的产品多样性; (3) 贸易自由化后最有效率的企业胜出。他们认为经验数据难以支持第一类收益获得 (仅有间接数据可以支持欧盟的例子); 然而通过建立新模型和新方法, 第二类和第三类收益获得在经验数据上得到较多国家样本的支持。

②依据 Christian Broda (2004) 的分析, 本文之所以选用 CES 模式推导产品多样性, 原因在于通过 CES 建立的效用或生产函数具有易估计的特性。

$$\textcircled{3} \lambda_1^a \text{ 和 } \lambda_1^b \text{ 由下式决定: } \lambda_1^n (I_1) = \sum_{i \in I_1} p_{it} y_{it}^n / \sum_{i \in I_1^n} p_{it} y_{it}^n = 1 - \sum_{i \in I_1^n} p_{it} y_{it}^n / \sum_{i \in I_1^n} p_{it} y_{it}^n \text{ 其中 } n=a, b \text{ (7)}$$

④非关税壁垒的度量指标很多, 如等量关税法 (The tariff equivalent) 或价格差值法 (price wedge)、等量补贴法 (Subsidy equivalents) 和有效保护率法 (Effective Rate of Protection) 等。而有效保护率 (通常指有效关税率) 避免了名义关税率只反映对最终产品国内生产者保护程度的局限, 体现了非关税壁垒的存在。

⑤我们依据定义 $PS_{ij} = \sum_{k=1}^n |S_{ik} - S_{jk}|$, 来衡量地区经济结构差异; 这里 S_{ik} 和 S_{jk} 分别代表省份 i 和省份 j 彼此产业 k 所占其 GDP 的平均份额, 显然该指数越大, 跨省份的工业结构差异越大, 如果 $PS_{ij}=0$ 我们也可以认为省份 i 和省份 j 之间完全没有分工, 两地区的产业结构完全相同, 他们处于一个自给自足状态; 如果 $PS_{ij}=2$ 则表明省份 i 和省份 j 之间完全分工, 两地区的产业结构完全不相同。具体方法可参考王雷 (2004) 和徐勇, 赵永亮 (2007), 结果显示 2000 年以来, 我国整体的区际分工程度不高, 产业结构雷同现象较为明显。

[参考文献]

徐勇, 赵永亮, (2007) “商业周期与区域经济一体化,” 《财经研究》第 7 期。

赵永亮, 徐勇, (2007) “国内贸易与区际边界效应: 保护与偏好,” 《管理世界》第 9 期。

Broda, Christian and David E. Weinstein, (2004) “Globalization and the Gains from Variety,” *Columbia University Mimeo*.

Davis, Donald R. and David E. Weinstein, (2002) “A New Approach to Bilateral Trade and Balances,” *Columbia University Mimeo*.

Dorfman, R., P. Samuelson, and R. Solow, (1958) *Linear Programming and Economic Analysis*, New York: McGraw Hill.

Hummels, David and Peter J. Klenow., (2002) “The Variety and Quality of a Nations Exports,” *Purdue University, Mimeo*, December.

Krugman, Paul R., (1980) “Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade,” *Journal of International Economics* Nov 9 (4), 469-79.

Robert Feenstra., (1994) “New Product Varieties and the Measurement of International Prices,” *American Economic Review* March 84 (1), 157-77.

(责任编辑 蒋荣兵)

Measurement and Influencing Factors of China Trade Diversity

ZHAO Yong-liang ZHANG Guang-nan

Abstract: Products diversity has been recognized as an extensive growth factor of international trade. In reference to Feenstra's study, this paper constructs a model to measure trade diversity of Chinese provinces by using the 2000-2007 year-related panel data. This paper has got related trade diversities of both Chinese agricultural and industrial goods. The obtained evidence shows that import diversity of industrial products are of a scattered pattern, while export diversity a regional convergence. From the perspective of diversity demand and its supply, both tariff and non-tariff barriers have become limiting factors for diversity growth. The barrier elasticity of diversity for agricultural goods is lower than that of industrial products. Owing to the entry into the World Trade Organization (WTO), the diversities of both imported and exported goods have experienced a rapid growth. Small and medium enterprises with the advantage of production differentiation make an important contribution to trade diversity, especially to export diversity.

Keywords: Trade diversity; Agricultural products; Industrial products