

中国落入“比较优势陷阱”了吗?^①

陆文聪 许 为

(浙江大学管理学院)

【摘要】本文在理论上提出“比较优势陷阱”三个关键特征的基础上,基于1987~2012年SITC-4位数贸易数据,采用Lafay指数、PRODY指数和引入条件密度核估计的分布动态法,分析了中国出口产品比较优势及技术复杂度的变化趋势。结果显示,中国已跨越“比较优势陷阱”,其原因是:中国的比较优势呈现很强的流动性,且明显高于其他国家;具有中等程度比较优势的产品比重明显增加,贸易结构呈现多样化趋势;比较优势已实现从低技术复杂度产品向中等技术复杂度产品的转换。

关键词 “比较优势陷阱” 分布动态法 技术复杂度

中图分类号 F11 **文献标识码** A

引 言

改革开放以来,中国逐渐摒弃了重工业优先发展的赶超战略,转而发挥劳动力资源充裕的比较优势,对外贸易快速发展,成为中国经济增长的重要引擎。虽然近年来中国出口贸易结构升级的趋势明显,资本和技术密集型出口产品所占的比重越来越高,但实际上,中国对外贸易的表现仍然不容乐观。研究表明,中国只是参与了高技术产品的劳动密集型加工生产环节,对外贸易仍然以低附加值劳动密集型产品为主(Amiti和Freund, 2010)。中国的出口增长几乎完全源于既有产品出口数量(即集约边际)的扩张,这种粗放型的出口增长伴随着的是净贸易条件的持续恶化(钱学锋和熊平, 2010; Kowalski和Bottini, 2011)。然而,对经济增长起着重要作用的因素并非出口数量的增长,而是出口产品结构的升级(Hausmann等, 2007)。因此,中国对外贸易结构亟待调整和转型升级。那么,中国是否落入了生产低技术产品的“比较优势陷阱”呢?换言之,中国是否随着初始比较优势的自我强化而锁定在出口低端产品的阶段呢?回答这一问题,对正确判断中国对外贸易发展的趋势和理解中国的产业结构升级至关重要。

事实上,发展中国家按照比较优势参与国际贸易,能否改变其在世界经济分工中的不利格局实现产业结构升级,是一个长期困扰发展中国家的课题,而学界也没有就此问题形成一致意见。一些学者认为,发展中国家专业化于生产具有静态比较优势的传统产品,从长期来看,有可能导致发展中国家的初始比较优势固化,难以摆脱在国际分工体系中的低层次地位(Young, 1991; Matsuyama, 1992)。相反,一些学者持乐观态度,认为发展中国家通

^① 本文获得浙江省自然科学基金重点项目(Z13G030005)的资助。感谢匿名评审专家提出的宝贵建议。当然,文责自负。

过贸易引致学习 (Trade-induced Learning) 或技术引进等途径, 能够形成新的比较优势, 实现贸易模式升级 (Chuang, 1998; 林毅夫和张鹏飞, 2005)。在上述背景下, 理论的分歧更加凸显经验研究的重要性。中国是最大的发展中国家和最大贸易国家, 因此, 本文通过对中国的经验研究来回答这一问题具有典型意义。

针对发展中国家是否落入“比较优势陷阱”进行实证检验的文献主要有两类。一是强调比较优势是否存在固化性的文献, 例如, Proudman 和 Redding (2000) 首次使用马尔科夫链 (Markov Chain) 模型分析了 G5 国家 (法国、德国、日本、英国和美国) 22 个制造业的显示性比较优势 (Revealed Comparative Advantage, RCA) 指数在截面分布的动态变化, 以此考察比较优势是否具有固化性。Proudman 和 Redding (2000) 的方法备受经济学界推崇, 随后的同类研究大多都沿用该方法 (例如 Zaghini, 2005; Álvarez 和 Fuentes, 2012), 上述研究一致认为发展中国家的比较优势具有较强的流动性, 否定了“比较优势陷阱”的存在; 但针对中国的研究结果却不同, 例如 Hinloopen 和 van Marrewijk (2004)、耿伟 (2006)、Kowalski 和 Bottini (2011) 等也沿用该方法进行分析, 都一致地发现中国的比较优势具有固化性的特征。另一类文献则强调比较优势是否转向了技术含量更高的产品, 如魏浩等 (2011) 按照 Lall (2000) 的技术分类方法, 将贸易产品划分为初级产品、资源性产品、低技术制成品、中等技术制成品和高技术制成品等五种类别, 采用 RCA 指数指标分析了 1999~2009 年中国比较优势的变化, 认为中国的比较优势产品主要是低技术制成品, 但中等技术制成品的比较优势日益凸显。类似的研究还有杨汝岱和朱诗娥 (2008)、郑展鹏 (2010) 等。

由此可见, 已有的研究在思路上有侧重, 第一类文献侧重于考察比较优势是具有固化性还是具有流动性, 另一类则侧重于考察比较优势产品在技术含量上是否提升。单一地强调某一方面, 都不能准确地判断发展中国家是否落入了“比较优势陷阱”; 只有综合考虑上述两个问题, 才能给出更严谨的回答。此外, 已有研究在方法上也都存在改进的空间。例如, 采用仅考虑出口因素的 RCA 指数可能会导致对比较优势的测算出现偏差 (Zaghini, 2005; Álvarez 和 Fuentes, 2012)。在考察比较优势是否具有流动性的时候, 已有研究所采用的马尔科夫链模型对 RCA 指数作离散化处理会导致信息损失 (Rey, 2014), 而且不同的离散化方法也会产生不同的结果。在考察比较优势产品的技术含量的时候, 已有研究将产品技术简单地划分为几种不同类别, 这种方法不能对比较优势产品的技术结构分布形成全面的认识。

基于以上认识, 本文采用 Lafay 指数 (Lafay, 1992) 测度中国对外贸易产品的比较优势, 在此基础上, 首先使用传统的分布动态法 (即马尔科夫链模型) 分析了中国的比较优势是否具有固化性, 并使用条件密度核估计 (Kernel Estimation of Conditional Density Function) 方法证实了研究结果的可靠性; 然后在测算产品技术复杂度的基础上, 使用累积 Lafay 指数图分析了中国的比较优势产品在技术含量上的动态变化。与此前同类研究相比, 本文对传统的分布动态法进行了两个方面的改进: 第一, 本文将非参数计量经济学方法中近年来发展的条件密度核估计法 (Hyndman, 1996; Hyndman 和 Yao, 2002) 用于分析比较优势的动态变化, 使用该方法可以避免对显示性比较优势指数作离散化处理; 第二, 与传统的分布动态法相比, 本文不仅分析了比较优势是否具有流动性, 而且进一步考察了比较优势的流动方向, 即比较优势是否转向了更高技术含量的产品。此外, 本文对比较优势和技术含量的测度不同于以往的研究: 首先, 考虑到中国产业内贸易和加工贸易不断发展的现实情况, 本文采用 Lafay 指数测度贸易产品的比较优势, 该指数同时考虑了出口和进口因素, 能

更准确地测度比较优势,为后面的分析提供可靠的基础;其次,本文使用世界贸易数据,根据 Hausmann 等(2007)提出的产品技术复杂度(PRODY)指数对产品技术含量进行了更客观的定量分析,因而能够更严谨地分析比较优势产品的技术含量问题。

本文以下部分的结构安排是:第一部分为理论框架,提出了“比较优势陷阱”的三个关键特征;第二部分说明本文的研究方法与数据来源;第三部分为实证结果分析:首先分析比较优势是否具有流动性并测算比较优势的流动性程度,然后分析比较优势是否转向了技术复杂度更高的产品;第四部分是本文的研究结论。

一、理论框架

为了解决本文的研究问题,首先必须从理论上探讨比较优势的动态演变机制并阐释“比较优势陷阱”的内涵,为随后的经验研究提供理论基础。参考 Proudman 和 Redding (2000),本文在连续商品的李嘉图模型(Dornbusch 等,1977)基础上构建了一个以边干边学和技术扩散为基础的贸易与内生增长模型,其中,静态比较优势源于各国劳动生产率的差异,比较优势的动态演进取决于各国每种产品生产的技术进步率,边干边学、技术转移和知识外溢等因素是内生技术进步的动力。

1. 静态分析

假定一个由两国(本国 H 和外国 F)构成的世界经济,在封闭经济条件下各国均可以投入劳动要素生产 n 种产品;在开放经济条件下,各国根据自己的比较优势参与国际分工。若本国生产产品 j 的单位成本低于外国(即本国与外国的相对工资率低于相对劳动生产率),则本国在产品 j 的生产上具有比较优势。用公式表示如下:

$$\frac{W_H(t)}{W_F(t)} \leq \frac{A_{Hj}(t)}{A_{Fj}(t)} \quad (1)$$

$$D_j \equiv \frac{W_H(t)}{W_F(t)} \quad B_j \equiv \frac{A_{Hj}(t)}{A_{Fj}(t)}$$

其中, D_j 表示本国与外国的相对工资率, B_j 表示本国与外国的相对劳动生产率, $W_i(t)$ 表示 i 国家工资率,表示 i 国家 j 产品在 t 年的劳动生产率, $i \in \{H, F\}$, $j \in [0, n]$; j 是对本国产品按照相对生产率从高到低依次编号,即 $B_0 \geq B_1 \dots \geq B_n$ 。

在静态均衡条件下,本国的相对工资率满足国际贸易收支平衡条件(即本国收入等于本国产品的世界总支出)。假定即时效用函数为对称的、Cobb-Douglas 形式,世界总收入中的固定比例 β 用于本国产品消费,则国际贸易模式的静态均衡条件表示如下:

$$W_H \bar{L}_H = \hat{j} \beta (W_H \bar{L}_H + W_F \bar{L}_F)$$

$$D_j \equiv \frac{\hat{j} \cdot \beta}{1 - \hat{j} \cdot \beta} \cdot \frac{\bar{L}_F}{\bar{L}_H} \quad (2)$$

其中, $\hat{j}$ 为均衡状态下对应的产品编号,在这一点上本国与外国的相对工资率等于相对劳动生产率, D_j 为均衡状态下的相对工资率, $\bar{L}_H$ 和 $\bar{L}_F$ 分别表示均衡状态下本国和外国的劳动供给。

由此可见,源自于生产率差异的比较优势决定了贸易模式和各国专业化分工的静态均衡。在静态均衡条件下,各国根据自己的比较优势参与国际分工,本国生产和出口的产品组合为 $[0, \hat{j}]$,外国生产和出口的产品组合为 $(\hat{j}, n]$ 。对于发展中国家而言,上述结论意味

着将它们必须一直依赖廉价的劳动力或自然资源比较优势参与国际分工，但上述结论是以技术水平不变的假设为前提的，下面我们从动态的视角来审视比较优势理论。

2. 动态分析

首先，沿用 Krugman (1987) 的设定，在连续商品的李嘉图模型中引入边干边学效应，假定边干边学效应局限于某一特定产业而不能溢出到其他的产业，学习率取决于 i 国 j 产业初始的专业化分工模式 $L_{ij}(t-1)$ 和 j 产业的学习参数 Ψ_{ij} 。其次，假定生产知识可在国际范围内溢出，产品的生产技术能够从先进国家转移到落后国家，技术转移率为常数 (λ_j)。最后，假定其他影响生产率增长的因素为常数 (γ_{ij}) (类似于国家—产品固定效应)。则 i 国 j 产品生产率的增长率表示如下：

$$\ln\left[\frac{A_{ij}(t)}{A_{ij}(t-1)}\right] = \psi_j \ln[1 + L_{ij}(t-1)] + \lambda_j \ln\left[\frac{A_{Xj}(t-1)}{A_{ij}(t-1)}\right] + \gamma_{ij} \quad (3)$$

$$\Psi_j, \lambda_j, \gamma_{ij} \geq 0 \quad \forall i, j$$

其中， A_{Xj} 表示 j 产品技术领先国家 (本国 H 或外国 F) 的生产率，如果本国为技术领先国家，则式 (3) 中等式右边第二项为零。由式 (3) 可以得到 i 国 j 产品相对于技术领先国家的生产率变化：

$$\Delta \ln\left(\frac{A_{ij}(t)}{A_{Xj}(t)}\right) = \psi_j \ln\left(\frac{1 + L_{ij}(t-1)}{1 + L_{Xj}(t-1)}\right) - \lambda_j \ln\left(\frac{A_{ij}(t-1)}{A_{Xj}(t-1)}\right) + (\gamma_{ij} - \gamma_{Xj}) \quad (4)$$

现在可以根据静态均衡条件式 (1) ~ (2) 以及生产率增长方程式 (3) ~ (4) 来刻画比较优势的动态演进。初始的生产率水平决定了各国初始的比较优势、贸易模式 and 专业化分工模式 (即劳动在不同部门之间的配置)，而初始的专业化分工模式将会影响随后的比较优势的动态演进和贸易模式的转变。考虑如下两种特殊情况：第一种情况下，假定各国所有产品的外生技术进步相同 ($\gamma_{ij} = \gamma_{Hj} = \gamma_{Fj}$) 且不存在生产知识的国际外溢 ($\lambda_j = 0$)， $t-1$ 时期的静态均衡意味着本国完全专业化生产产品 $j_H \in [0, \hat{j}]$ ，外国专业化生产产品 $j_F \in (\hat{j}, n]$ ，由式 (3) 可知，本国将在初始专业化生产的产品 j_H 上提升相对生产率，而非初始专业化产品 j_F 的相对生产率将下降，因此，初始比较优势将随着时间推移而固化。第二种情况下，假定各国不同产品的外生技术进步不同 ($\gamma_{ij} > 0$; $\gamma_{Hj} \neq \gamma_{Fj}$) 且存在生产知识的国际外溢 ($\lambda_j > 0$)，但不存在边干边学效应 ($\Psi_j = 0$)，同时假定 $A_{Hj}(t-1) < A_{Fj}(t-1)$ 且 $\gamma_{Hj} > \gamma_{Fj}$ ，由式 (4) 可知，本国生产产品 j_F 的初始生产率低于外国，而在稳定状态下将高于外国的生产率，这正是初始比较优势发生逆转的充分非必要条件。

根据上述推导可知，从总体上看，比较优势是否会固化并不确定。如果生产知识的国际外溢效应强于局限于特定产业的“边干边学”效应，比较优势将呈现流动性，这种情况下发展中国家可能会实现产业结构升级和价值链的攀升。反之，如果局限于特定产业的“边干边学”效应强于生产知识的国际外溢效应，初始比较优势将呈现固化性，更加专业化地生产原有的比较优势产品，出现所谓的“锁定效应” (Lock-in Effect) (Krugman, 1987)，即落入“比较优势陷阱”，发展中国家将局限于初级产品或劳动密集型制成品的生产，进而在国际分工中始终处于价值链低端。因此，落入“比较优势陷阱”的国家将会同时呈现如下三种特点：

- (1) 比较优势呈固化性 (即缺乏流动性)，很大程度上保持初始的比较优势和比较劣势。
- (2) 在最终的稳定状态下，初始比较优势进一步强化，而初始比较劣势进一步弱化，使

得各产业比较优势在分布上的不平衡性增加,对外贸易的专业化程度增加。

(3) 比较优势局限于低技术含量的产品。

显然,若考虑内生要素积累、经济集聚等其他因素为基础的内生技术进步,亦可以得到大致相似的结论。那么,在经济增长的过程中,发展中国家是否会落入“比较优势陷阱”?显然,依据现有的贸易与增长理论给出的答案是视具体情况而定,因此这一问题必须通过经验研究来回答。

二、研究方法与数据说明

1. 研究方法

(1) Lafay 指数。为了有效地分析比较优势的动态变化,必须首先准确地测度贸易产品的比较优势。考虑到中国的现实情况,中国越来越全面深入地参与全球性分工,产业内贸易迅速发展,而加工贸易是中国制造业产业内贸易的重要推动因素(平新乔等,2005)。因此,本文采用 Lafay 指数测度比较优势。分别以 $x_{i,c}$ 和 $m_{i,c}$ 表示 c 国家 i 产品的出口额和进口额,则 c 国家 i 产品的 Lafay 指数表示为:

$$Lafay_c^i = 100 \left(\frac{x_{i,c} - m_{i,c}}{x_{i,c} + m_{i,c}} - \frac{\sum_i (x_{i,c} - m_{i,c})}{\sum_i (x_{i,c} + m_{i,c})} \right) \frac{x_{i,c} + m_{i,c}}{\sum_i (x_{i,c} + m_{i,c})} \quad (5)$$

由式(5)可知, c 国家在生产 i 产品上的比较优势等于 i 产品净出口比率指数与加总的净出口比率指数之差额,乘以 i 产品的贸易额在 c 国家贸易总额中所占比重。Lafay 指数大于零则认为 c 国在 i 产品上具有比较优势,小于零则认为 c 国在 i 产品上不具有比较优势。某一产品的 Lafay 指数取值越大,则该产品的比较优势越强。与传统的 RCA 指数相比,Lafay 具有两个优点:第一,可以在一定程度上控制产业内贸易对比较优势测度的影响;第二,可以剔除宏观经济波动对比较优势测度的影响(Zaghini, 2005)。

(2) 分布动态法。Proudman 和 Redding (2000) 首次引入了分布动态法(Distribution Dynamics Approach)分析比较优势的动态演进问题,该方法将比较优势的动态演进视作显示性比较优势指数截面分布的动态变化,这一变化表现为分布内部的动态性(Intra-distribution Dynamics)和外部形态(External Shape)的变化两个方面。首先,通过分析分布内部的动态性可以考察比较优势是否呈现固化性。分布内部的动态性是指特定产品在 RCA 指数分布中的相对位置(即按照 RCA 指数值的大小排序)发生的变化。如果一个国家的大部分产品在 RCA 指数分布中的相对位置保持不变,即该国以较高的概率保持初始的比较优势和比较劣势,则说明该国的比较优势具有较强的固化性。其次,通过分析分布外部形态的变化可以考察对外贸易专业化程度是否增加。若稳态分布相对于初始分布更加左偏(即长尾向左侧延伸),则说明不具有比较优势的产品比重下降,而具有比较优势的产品比重上升,出口产品更加多样化,即对外贸易专业化程度下降;反之,若稳态分布相对于初始分布的两极分化更加明显,或者更加右偏(即长尾向右侧延伸),则对外贸易专业化程度增加(Brasili 等, 2000)。

我们首先使用马尔科夫链模型来考察比较优势是否呈现固化性。假定 Lafay 指数在 t 年的截面分布函数为 F_t , φ_t 为该分布对应的概率测度,对于任意 $x \in \mathfrak{R}$ 有 $\varphi_t(-\infty, x) = F_t(x)$ 。 μ_t 表示扰动项, $P_{\mu_t}^*$ 表示转移概率分布函数(下文简称为 P^*),则 Lafay 指数分布的动态变化可以通过一阶随机差分方程表示为:

$$\varphi_t = P_{t_t}^* (\varphi_{t-1}) \quad (6)$$

将 Lafay 指数的取值范围划分为有限的、完备的 ℓ 个区间，分别对应 ℓ 个比较优势的状态，称之为状态空间 (State Space)，记作 $S = \{s_1, \dots, s_\ell\}$ ，其中 S 为可数集， ℓ 为非负整数。这种情况下，方程 (6) 成为马尔科夫链模型， φ_t 可以表示为概率向量， P^* 可以表示为 $\ell \times \ell$ 的一步转移概率矩阵 (One-step Transition Probability Matrix)。令 $P^* = (p_{ij})$ ，其中 $p_{ij} \geq 0$ ， $\sum_j p_{ij} = 1$ 。对于任意的 $1 \leq i, j \leq \ell$ 有：

$$p_{ij} = P(\text{Lafay}_{y_t} = s_j \mid \text{Lafay}_{y_{t-1}} = s_i) \quad (7)$$

转移概率矩阵中的非对角线元素 p_{ij} 表示给定 Lafay 指数在 $t-1$ 年处于状态 s_i ，在 t 年转移到状态 s_j 的概率；对角线元素 p_{ii} 表示给定 Lafay 指数在 $t-1$ 年处于状态 s_i ，在 t 年仍然处于状态 s_i 的概率。因此，通过转移概率矩阵 P^* 可以分析不同区间的 Lafay 指数分布的固化性/流动性，即 Lafay 指数分布的内部动态性。

我们可以在转移概率矩阵 P^* 的基础上进一步计算流动性指数 (Shorrocks, 1978)，用于综合反映比较优势的流动性/固化性程度，计算公式如下：

$$M_1 = \frac{\ell - \text{trace}(P^*)}{\ell - 1} \quad (8)$$

$$M_2 = 1 - |\det(P^*)|$$

其中， ℓ 为状态空间数， P^* 为转移概率矩阵， $\text{trace}(P^*)$ 和 $\det(P^*)$ 分别为该矩阵的迹和行列式。上述流动性指数取值都介于 0 和 1 之间，指数值越大则说明比较优势的流动性越强。

然后，我们在转移概率矩阵的基础上计算稳态分布（即 Lafay 指数分布在长期的演化趋势），通过对比初始分布和稳态分布来考察对外贸易专业化程度是否增加。假定上述转移机制不随时间而变，那么该马尔科夫链就具有时间齐次性 (Time Homogeneous)。根据 Chapman-Kolmogorov 方程，可以得到 n 步转移概率矩阵，记作 $P^*(n) = (P^*)^n$ 。如果 P^* 为正规转移概率矩阵，则当 n 趋于无穷大时，转移概率矩阵收敛于一个秩为 1 的极限矩阵 Π ，矩阵 Π 的每一行都等于向量 π ，令 $\pi = (\pi_1, \dots, \pi_\ell)$ ，则向量 π 被称为马尔科夫链的遍历分布 (Ergodic Distribution) 或稳态分布 (Steady-state Distribution)。

值得指出的是，Proudman 和 Redding (2000) 的分布动态法（即马尔科夫链模型）是基于离散化的状态空间，这种离散化处理可能导致信息损失，而且带有一定的主观性，不同的状态空间划分方法可能产生不同的研究结论。因此，我们将使用非参数计量经济学中近年来发展的条件密度核估计方法进一步验证传统分布动态法的研究结果是否稳健。考虑更具有一般性的情况，对于具有连续状态空间的马尔科夫链，将状态空间 S 定义为无限多个连续统 (Continuum) 的区间，则转移概率分布函数 P^* 可以视为一个行和列为连续统的马尔科夫转移概率矩阵 (Quah, 1997)。假定 Lafay 指数的截面分布 F 在 t 和 $t+1$ 年的概率密度函数分别为 $f(x)$ 和 $f(y)$ ，则 Lafay 指数分布的动态变化可以表示为：

$$\varphi_t(y) = \int_0^\infty f(y|x) \varphi_{t-1}(x) dx \quad (9)$$

其中，条件密度函数 $f(y|x)$ 表示对于给定 t 年 Lafay 指数值为 x ， $t+1$ 年 Lafay 指数值为 y 的条件密度。假定 $g(x, y)$ 为 (X, Y) 的联合密度函数， $h(x)$ 为 X 的边际密

度函数, 条件密度的 Nadaraya-Watson 核回归估计式定义如下:

$$\hat{f}_{Y|X}(y|x) = \frac{\hat{g}(x,y)}{\hat{h}(x)} = \frac{1}{b} \sum_{j=1}^n w_j(x) K\left(\frac{\|y - Y_j\|_y}{b}\right) \quad (10)$$

其中, $w_j(x)$ 为权重函数, 具体形式为:

$$w_j(x) = K\left(\frac{\|x - X_j\|_x}{a}\right) / \sum_{i=1}^n w_i K\left(\frac{\|x - X_i\|_x}{a}\right) \quad (11)$$

其中, a 和 b 是带宽参数, 用于调节条件密度函数估计的光滑度; $\|\cdot\|_x$ 和 $\|\cdot\|_y$ 分别表示空间 X 和 Y 中的欧式距离; $K(\cdot)$ 为核函数, 满足以下条件:

$$\int K(\mu) d\mu = 1; \int \mu K(\mu) d\mu = 0; \int \mu^2 K(\mu) d\mu = \sigma_K^2 < \infty \quad (12)$$

由于 Nadaraya-Watson 核回归估计通常存在偏误, Hyndman 和 Yao (2002) 对其进行了改进, 使之具有更好的偏差性质和更小的积分均方误差 (Integrated Mean Square Error, IMSE)。他们提出的估计方法如下:

$$\hat{f}_{Y|X}^*(y|x) = \frac{1}{b} \sum_{j=1}^n w_j(x) K\left(\frac{\|y - Y_j^*(x)\|_y}{b}\right) \quad (13)$$

其中, $Y_j^*(x) = e_j + \hat{r}(x) + \hat{l}(x)$, $\hat{r}(x)$ 是条件均值函数 $r(x) = E[Y|X=x]$ 的估计式, $e_j = y_j - \hat{r}(x_j)$, $\hat{l}(x)$ 是 $\hat{f}(e|x)$ 的均值。

(3) 技术复杂度。如前文所述, 我们有必要进一步分析比较优势是否转向了技术含量更高的产品。本文采用产品技术复杂度 (PRODY) 指数 (Hausmann 等, 2007) 来测度产品的技术含量, 该指数隐含的假定是: 如果某种产品在高收入国家更密集地出口, 则其技术复杂度更高; 反之, 如果某种产品在低收入国家更密集地出口, 则其技术复杂度更低。不同国家出口的同一种产品, 按照该指数计算出来的技术复杂度是相同的。我们以 $x_{i,c}$ 表示 c 国家的 i 产品出口额, $GDP_{percapita_c}$ 表示国家 c 的人均 GDP, 则 i 产品的技术复杂度定义为:

$$PRODY_i = \sum_c \frac{x_{i,c} / \sum_i x_{i,c}}{(x_{i,c} / \sum_i x_{i,c})} \times GDP_{percapita_c} \quad (14)$$

2. 数据说明

计算 PRODY 指数需要世界各国的贸易数据和人均 GDP 数据。本文使用了 1987~2012 年的世界贸易数据, 其中, 1987~2000 年的世界贸易数据来源于 NBER-UN World Trade Data 数据库 (Feenstra 等, 2005), 2001~2012 年的世界贸易数据来源于联合国商品贸易统计 (UN Comtrade) 数据库, 这两套贸易数据的产品均按照国际贸易标准分类修订版第二版 (SITC Rev. 2) 的四位数分类体系编码, 每年的产品有 780 种左右。实际 GDP (按生产法编制) 和总人口数据来源于 PWT8.0 (Penn World Tables) 数据库 (Feenstra 等, 2013), 人均 GDP 为 2005 年美元不变价且经过购买力平价调整。

为了准确地计算 PRODY 指数, 必须保持各年度的国家 (地区) 样本一致不变, 否则会导致该指标计算的严重偏误 (Hausmann 等, 2007)。我们首先参考 Hausmann 等 (2007) 的做法, 假定产品技术复杂度不随时间而变, 使用 1999~2001 年 113 个国家 (地区) 的贸易数据及其相应的人均 GDP 数据, 根据式 (14) 进行计算每种产品的 PRODY 指数, 该指

数三年的算术平均值即每种产品的技术复杂度（Hausmann 等，2007）。

在随后的稳健性检验中，参照 Kemeny（2011）的方法，我们放松产品技术复杂度不随时间而变的假定，计算每种产品每年的技术复杂度。由于 PWT8.0 数据库所提供的最新 GDP 数据截至 2011 年，最终分析的时间跨度确定为 1987~2011 年，因此，在计算 PRODY 指数时我们需要将国家（地区）样本限定为连续 25 年都在数据库中汇报了贸易数据的国家（地区）样本。我们将 NBER-UN World Trade Data 数据库 1987~2000 年和 UN Comtrade 数据库的 2001~2012 年数据合并之后^①，连续 25 年都申报了贸易数据的国家（地区）样本为 93 个，与 PWT8.0 数据库进一步匹配之后，最终的国家（地区）样本为 88 个，这些国家（地区）的贸易总额占世界贸易总额的比重每年都保持在 70% 左右，具有较高的代表性。为了剔除非技术因素导致 PRODY 指数的波动，我们计算了 PRODY 指数的五年移动平均值，最终得到 1991~2011 年每种产品的技术复杂度。

为了初步了解中国比较优势的演变趋势，我们在表 1 和表 2 分别列出了中国 1987 年和 2012 年 Lafay 指数排名前十名的产品及其对应的 PRODY 指数。PRODY 指数是参照 Hausmann 等（2007）的方法计算所得。为了便于分析，我们按照下面的方法划分技术等级：将 PRODY 指数值四分位数的三个分界点依次表示为 Q_1 、 Q_2 和 Q_3 ，将 PRODY 指数值小于 Q_1 的产品定义为低技术产品，位于 Q_1 和 Q_3 之间为中等技术产品，大于 Q_3 的定义为高技术产品，我们将以上技术类别依次简称为“低”“中”和“高”。对比表 1 和表 2 不难发现，1987 年中国在技术含量较低的初级产品和非熟练劳动力密集型产品上具有较强的比较优势，2012 年则在不少中等技术产品上拥有了较强的比较优势。据此可初步判断，中国的比较优势具有较高的流动性，并且比较优势产品的技术结构实现了较大提升。但是，这种简单的统计描述分析很难对比较优势产品的技术结构分布形成全面认识，下面我们采用分布动态法进行正式的分析。

表 1 1987 年 Lafay 指数排名前十位

产品编码	产品名称	Lafay 指数	PRODY 指数	技术分类
6521	未漂白的棉织物	1.041	3658.406	低
2631	梳理加工前的棉花	0.942	1609.533	低
6584	床单、桌布、盥洗巾和厨用巾	0.862	5562.363	低
6534	合成短纤维织物	0.758	7512.029	低
6513	棉纱	0.675	3721.570	低
8510	鞋类	0.668	9351.141	中
8439	非针织或钩编的女装和女童装	0.577	6398.117	低
0813	油渣饼及其他类似残渣	0.570	5544.050	低
0360	鲜的或冷藏的甲壳动物和软体动物	0.567	4726.484	低
6541	蚕丝或废丝织成的织物	0.527	8087.672	低

^① 虽然 UN Comtrade 数据库涵盖了 1987~2011 年的世界贸易数据，但该数据库早期的数据质量并不高，每年的国家（地区）样本数参差不齐，1987 年国家（地区）样本仅为 96 个，1996 年之后每年保持在 150 个左右，连续 25 年都汇报贸易数据的国家（地区）样本仅为 55 个。相比之下，NBER-UN World Trade Data 数据库的数据质量更高，但该数据库只涵盖了 1987~2000 年的世界贸易数据。因此，将我们上述两个数据库进行了合并。

表 2 2012 年 Lafay 指数排名前十位

产品编码	产品名称	Lafay 指数	PRODY 指数	技术分类
8510	鞋类	1.034	9351.141	中
8459	针织或钩编的其他服装	0.875	7563.427	低
7932	船、艇和其他船只	0.764	11836.220	中
7649	电信设备用附件和零件	0.736	16871.870	高
8219	未另列明的其他材料制家具	0.634	11803.490	中
8942	儿童玩具、室内游戏设备等	0.625	12277.100	中
8310	旅行用具、手提包、公文包等	0.579	7843.863	低
8973	金、银或铂族金属制的珠宝首饰	0.560	8006.963	低
7611	电视接收设备	0.522	11873.760	中
8211	座具及其零件	0.485	10686.910	中

三、实证研究结果

1. 比较优势的分布动态

根据上文的理论分析,为了判断一个国家(地区)是否落入“比较优势陷阱”,首先应该考察比较优势是否呈现固化性以及对外贸易的专业化程度是否增加。我们首先沿用 Proudman 和 Redding (2000) 的思路,采用马尔科夫链模型进行分析。由于本文的目的在于分析长期的比较优势变化,我们选择样本的起讫时间计算 Lafay 指数的一步转移概率矩阵。为了避免经济周期波动的影响,分别使用 1987~1989 年、2010~2012 年 Lafay 指数的均值作为初期和末期(下文将初期和末期分别简称为 1989 年和 2012 年)进行分析。为了计算转移概率矩阵,必须事先确定状态空间,按照同类文献的常用方法,我们将 1989 年的 Lafay 指数按照其四分位数划分为四个组别,每组所包含的样本数大致相等,依次表示强比较劣势、弱比较劣势、弱比较优势和强比较优势四种状态;按照相同的上限即可以确定 2012 年 Lafay 指数的四种状态。在确定状态空间之后,我们采用 Stata 软件的 Matrxmob 程序包(van Kerm, 2002)^① 计算了转移概率矩阵和流动性指数;为了观测方便,我们在转移概率矩阵的基础上绘制了气泡图,并通过 alpha 混合技术(Alpha Blending)使气泡呈现不同的透明度(通过 R 软件的 gplots 程序包和 scales 程序包实现)(Warnes 等, 2014; Wickham, 2012)^②,使得气泡的大小和透明度与对应的转移概率的数值大小成正比。计算结果如图 1 所示,图 1 中报告的 4×4 矩阵即转移概率矩阵,图的最下方报告了根据式(8)计算的流动性指数。其中, Lafay1989 和 Lafay2012 分别表示 1989 年和 2012 年的 Lafay 指数,图 1 左侧给出了根据 1989 年 Lafay 指数四分位数确定的四个取值区间,分别对应比较优势的四种状态。

按照转移概率矩阵的定义,非对角线元素 p_{ij} 体现比较优势的流动性,对角线元素 p_{ii} 则

① van Kerm P., 2002, *Tools for Income Mobility Analysis* [R], Dutch-German Stata Users'Group Meetings.

② Warnes G. R., 2014, *gplots: Various R Programming Tools for Plotting Data* [R/OL], <http://CRAN.R-project.org/package=gplots>; Wickham H., 2012, *scales: Scale Functions for Graphics* [R/OL], <http://CRAN.R-project.org/package=scales>.

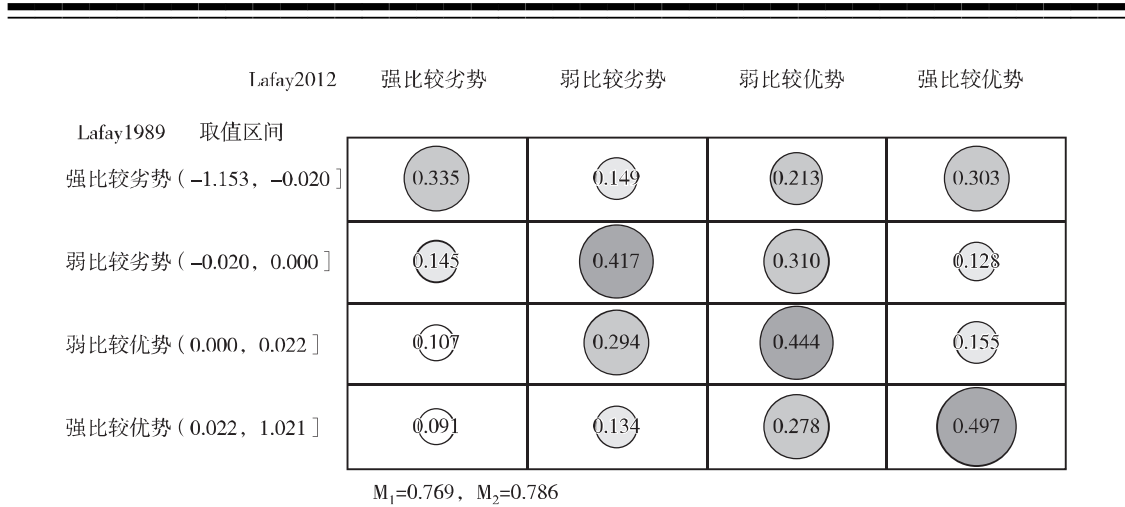


图 1 四状态转移概率矩阵及气泡

体现比较优势的固化性。以转移概率矩阵的第一行为例，给定某一产品在 1989 年处于强比较劣势状态，在 2012 年仍然保持该状态的概率为 33.5%，状态发生转移的概率为 66.5%，转移到弱比较劣势、弱比较优势、强比较优势状态的概率分别为 14.9%、21.3%和 30.3%，这表明了强比较劣势具有较强的向上流动性，即原本处于强比较劣势状态的产品 Lafay 指数值以较高的概率得到提升。

图 1 的转移概率矩阵中，对角线元素的取值在 33.5%~49.7%，这说明如果某一产品 1987 年的比较优势状态在 2012 年发生转移的概率高达 50.3%~66.5%，这意味着在这一时期内中国贸易产品的比较优势具有较强流动性。其中，对角线元素 p_{33} 和 p_{44} 取值较大，而 p_{11} 和 p_{22} 次之，这说明比较优势状态更容易保持，而非比较优势状态更容易发生转移。非对角线元素的取值在 9.1%~31.0%，其中第一行的非对角线元素中， $p_{14}=30.3\%$ 为最大值， $p_{13}=21.3\%$ 次之，这说明给定某一产品在 1989 年处于强比较劣势状态，在 2012 年将以高达 51.6%的概率转为比较优势状态。第二行的非对角线元素中，弱比较劣势状态转移到强比较劣势状态的条件概率 $p_{21}=14.5\%$ ，而转移到比较优势状态的条件概率高达 43.8%，这说明 1989 年处于弱比较劣势状态的产品，转为比较优势状态的可能性大于保持初始状态或者向下流动的可能性。第三行的非对角线元素说明，从弱比较优势状态转移到非比较优势状态的条件概率 40.1%，而转移到强比较优势状态的条件概率 $p_{31}=15.5\%$ ；第四行的非对角线元素表明强比较优势状态转移到弱比较优势状态的条件概率 $p_{43}=27.8\%$ ，转移到非比较优势状态的条件概率为 22.5%。这说明弱比较优势和强比较优势具有较强的向下流动性，即原本具有比较优势的产品 Lafay 指数值以较高的概率出现下降。

我们在转移概率矩阵的基础上按照式 (8) 进一步计算出反映比较优势的流动性/固化性程度的综合性指标，即流动性指数。如图 1 最下方所示，流动性指数 M_1 和 M_2 分别为 0.769 和 0.786，再次证实了中国的比较优势总体上具有很强的流动性。为了确定上述结论是否受到状态划分的影响，我们计算了不同状态划分方法下的转移概率矩阵，结论基本上保持不变，在此不再赘述。值得指出的是，流动性指数的取值随着状态数增加而有所增加，例如基于六状态的转移概率矩阵所计算的流动性指数 M_1 和 M_2 分别为 0.841 和 0.908，略高于前面的计算结果，这是由于四状态相较于六状态损失了一部分流动性的信息 (Rey, 2014)，但比较优势具有很强的流动性这一基本结论仍然不变。

我们进一步对比较优势的流动性进行了跨国（地区）比较分析，选择韩国、中国台湾、中国香港、新加坡等4个亚洲新兴工业经济体，巴西、智利、印度、南非、泰国、阿根廷、墨西哥、马来西亚、印度尼西亚等9个新兴市场国家，法国、德国、日本、英国、美国和加拿大等6个发达国家，使用相同时期的贸易数据计算流动性指数^①。表3列出了在四状态转移概率矩阵的基础上按照式（8）所计算的流动性指数，并按照流动性指数 M_1 的大小进行排序。不难发现，流动性指数 M_1 和 M_2 大小排序几乎完全一致。亚洲新兴工业经济体的比较优势流动性普遍较高，而发达国家普遍较低，这与 Brasili 等（2000）的研究结果类似，已有研究也表明处于技术领先地位的发达国家专业化生产技术含高的产品，其比较优势通常会得到保持或自我强化，因此其比较优势具有较强的固化性（Chiappini, 2014）。在新兴市场国家中，一部分国家（中国、墨西哥、巴西、智利、阿根廷和马来西亚等）的比较优势呈现较高的流动性，而另一部分国家（南非、印度、泰国、印度尼西亚等）的比较优势则具有一定程度的固化性，面临着落入“比较优势陷阱”的风险。在上述国家（地区）中，中国大陆的比较优势流动性仅次于新兴工业经济体中的中国香港地区，是10个新兴市场国家（地区）中流动性程度最高的。因此，流动性指数的国际比较也进一步证实了中国的比较优势具有很强的流动性。

表3 流动性指数的国际比较

	国家（地区）	M_1	M_2		国家（地区）	M_1	M_2
新兴工业经济体	中国香港	0.978	0.995	新兴市场国家（地区）	中国	0.769	0.786
	新加坡	0.758	0.783		墨西哥	0.724	0.746
	韩国	0.741	0.770		巴西	0.705	0.766
	中国台湾	0.673	0.696		智利	0.670	0.728
发达国家	英国	0.640	0.670		阿根廷	0.663	0.700
	法国	0.637	0.652		马来西亚	0.662	0.680
	德国	0.578	0.600		南非	0.617	0.652
	美国	0.562	0.579		印度	0.611	0.631
	加拿大	0.543	0.570		泰国	0.579	0.594
	日本	0.529	0.550		印度尼西亚	0.539	0.565

上文的分析结论都是基于离散化的状态空间，这种离散化的处理可能会影响研究结果（Bulli, 2001）。为了检验上述结论是否受到离散化处理的影响，下文将进一步采用条件密度核估计方法进行分析，该方法可以避免将连续型变量 Lafay 指数进行离散化。核密度估计需要选择核函数和带宽，我们根据 Hyndman 和 Yao（2002）提出的方法计算最优带宽，分别使用 Gauss 核函数、Epanechnikov 核函数、均匀核函数等不同的核函数进行了估计，结果都非常相近^②。我们在图2和图3报告了选用 Gauss 核函数进行条件密度核估计的结果。

图2是堆栈条件密度图（Stacked Conditional Density Plots, SCD），对于 t 坐标轴上任意一点，从平行于 $t+23$ 坐标轴的方向观察，即可以看到该点的条件密度曲线，这说明条件

① 由于中国台湾地区 and 南非 1987~1989 年的对外贸易数据缺失，在计算流动性指标时分别使用了中国台湾地区 1989~1991 年和南非 1983~1985 年的 Lafay 指数均值作为初期，这可能会在一定程度上分别低估中国台湾地区和高估南非比较优势的流动性，但这不影响本文的结论。

② 这与我们的预期相符，因为核密度估计结果对核函数的选择不敏感（Silverman, 1986）。

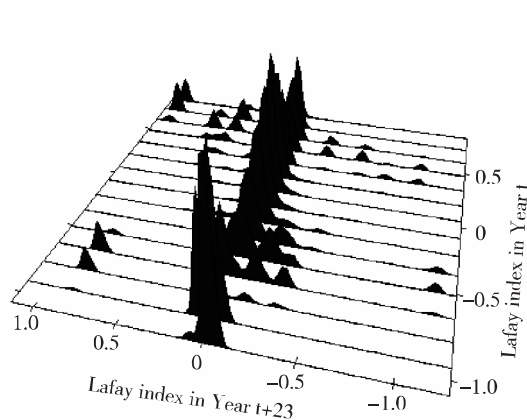


图2 堆栈条件密度 (SCD)

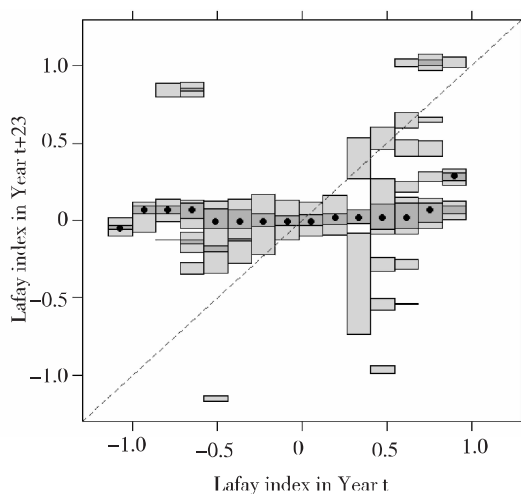


图3 最高密度区域箱形 (HDR)

密度核估计法类似于一个行和列为连续统的转移概率矩阵，避免了对 Lafay 指数作离散化处理。图 3 是在图 2 基础上定义的最高密度区域箱形图 (Highest Density Regions Boxplot, HDR)^①。为方便行文，我们将 Lafay 指数取值区间在 $[-1, 0]$ 的产品称为非比较优势产品，取值区间在 $(0, 1]$ 的产品称为比较优势产品。与三维的 SCD 图相比，HDR 箱形图更直观、更易于理解，因此下文主要根据图 3 进行分析。总体上看，HDR 箱形图中的条件众数和 50% 最高密度区域偏离 45° 线较远，由此可知比较优势具有非常强的流动性。其中，在 t 年 Lafay 指数取值区间为 $[-1, 0]$ 所对应的条件众数以及 50% 和 90% 最高密度区域绝大部分都位于 45° 线上方，且偏离 45° 线较远，说明这部分产品的比较优势表现出最强的向上流动性，即原本不具比较优势的产品 Lafay 指数值以较高的概率得到提升；部分条件众数在 $t+23$ 坐标轴对应的值大于零，这说明部分原本不具比较优势的产品已转变为比较优势产品；在 t 年 Lafay 指数取值区间为 $[-1, 0]$ 所对应的 50% 最高密度区域绝大部分都位于 45° 线上方，但 45° 线穿过了大部分 90% 最高密度区域，即这部分产品的比较优势表现出较强的向下流动性，即 Lafay 指数值以较高的概率出现下降，但其流动性程度与非比较优势产品的相比则次之。我们还可以观察到在该取值区间的最高密度区域出现了不少断裂 (Disjoint Subsets)，这表示这一取值区间的 Lafay 指数条件密度函数出现了多峰分布，在左侧的 SCD 图可以更清楚地观察到这一现象，这表明这一部分产品的比较优势呈现出分化的现象。总言之，条件密度核估计的结果表明，由于原来的非比较优势产品以较高的概率提升了比较优势，而原来的比较优势产品以较高的概率降低了比较优势，中国的比较优势呈现较强的流动性，这进一步证实了前面的研究结论。

以上考察了 Lafay 指数分布的内部动态性，下面我们将通过对比 Lafay 指数的初始分布和转移概率矩阵的稳态分布，来考察 Lafay 指数分布在外形态上的变化，以反映专业化程度程度的变化趋势。按照上文对状态空间的定义方法，初始分布中每组所包含的样本数大致

^① 最高密度区域定义为给定的概率值所对应的最小样本空间 (Hyndman 等, 1996)。HDR 箱形图中每个细长的方格对应 t 坐标轴上的条件密度，阴影区域颜色由深到浅依次表示 50% 和 90% 最高密度区域；实心圆点表示条件众数 (Conditional Mode)，条件众数对应条件密度函数的峰值。虚线是 45° 线，如果 45° 线穿过 50% 最高密度区域，说明概率分布中的大部分元素停留在初始位置，可以认为比较优势具有固化性；同理，如果 45° 线位于 50% 最高密度区域上方或下方，则认为比较优势具有流动性。

相等,因此初始分布为均匀分布;稳态分布即转移概率矩阵的极限,可以视为假定转移机制保持不变的情况下比较优势状态概率分布的长期均衡。表4的1~3行报告了四状态转移概率矩阵的初始分布和稳态分布,其中, $s_1 \sim s_4$ 依次表示强比较劣势、弱比较劣势、弱比较优势和强比较优势四种状态。从表4可以看出,在稳态分布中 s_1 的比例最低,而处于中等水平的 s_2 和 s_3 所占比例最高;相对于初始分布来说,处于分布左侧的产品比例大幅下降,而处于分布中间位置的比例明显增加,处于分布右侧的比例变化不大。我们进一步计算了不同状态划分方法下的稳态分布,结果都非常相近。我们在表4的4~6行报告了六状态转移概率矩阵的初始分布和稳态分布,其中 $s_1 \sim s_6$ 的定义与上文类似,从表4可以看出,在稳态分布中 s_1 和 s_2 状态的比例最低,处于中等水平的 s_3 、 s_4 和 s_5 的比例最高,而 s_6 的比例变化不大,这进一步证实了前面的研究结论。因此,相对于初始分布,稳态分布中的中等程度比较优势产品比重明显增加,而分布左侧产品的比重大幅下降,即稳态分布相对于初始分布左偏(长尾向左侧延伸),这说明从比较优势演变的长期趋势来看,对外贸易的产品结构呈现多样化趋势,即专业化程度呈现下降趋势。

表4 转移概率矩阵的初始分布和稳态分布

		s_1	s_2	s_3	s_4		
四状态	初始分布	25.00%	25.00%	25.00%	25.00%		
	稳态分布	14.59%	26.41%	33.21%	25.79%		
		s_1	s_2	s_3	s_4	s_5	s_6
六状态	初始分布	16.67%	16.67%	16.67%	16.67%	16.67%	16.67%
	稳态分布	9.73%	12.23%	18.10%	20.84%	23.95%	15.15%

综上所述,Lafay指数分布内部动态性的研究表明,中国的比较优势具有很强的流动性,具体表现为原本不具比较优势的产品以较高的概率获得比较优势;具有微弱比较优势的产品,失去原有比较优势的概率相对高于改善原有比较优势的概率;具有较强比较优势的产品,其比较优势以较高的概率出现下降。其可能的原因是:改革开放以来,中国吸收大量外商直接投资尤其跨国公司逐步向中国转移先进技术,促进了生产知识的外溢;中国企业通过发挥比较优势参与出口加工贸易,在进口中间品和资本品的过程中能够吸收发达国家的技术溢出;同时,随着国内人力资本的开发和积累以及企业研发投入的增长,要素禀赋结构逐渐提升。总之,生产知识的国际外溢和内生要素积累等因素,对于中国比较优势的流动性可能都起到了一定的影响作用。对于Lafay指数分布的外部形态变化进行分析发现,从长期看,不具比较优势的产品比重将下降,中等程度比较优势产品的比重将增加,对外贸易的产品结构总体上将呈现水平多样化的趋势。从理论上来说,水平多样化有利于扩展知识积累的来源渠道,从而带来更多的溢出,同时也能降低对某一部门的冲击所带来的风险,促进出口增长,改善贸易条件。

2. 比较优势产品的技术含量

前文分析表明中国的比较优势具有较强的流动性,那么,比较优势产品是否转向了技术含量更高的产品?如果比较优势仍然停留在低技术含量的产品,则中国仍未能跨越“比较优势陷阱”。下文将使用世界贸易数据计算产品的技术复杂度,结合累积Lafay指数图来探讨中国比较优势在技术含量上是否有所提升。

累积Lafay指数图的定义方法如下: x 轴分别表示贸易产品按照技术复杂度指数的数值从小到大排序, y 轴表示按照技术复杂度升序排列的贸易产品所对应的Lafay指数进行累积求和。

累积 Lafay 指数图从技术复杂度最低的产品开始，在技术复杂度最高的产品结束；当 Lafay 指数大于零时，累积值增加；反之，Lafay 指数小于零时，累积值下降。按照 Lafay 指数的定义，Lafay 指数大于零则说明该产品具有比较优势，小于零则说明该产品具有比较优势，因此 Lafay 指数累积图的上升区间表示与之对应的产品具有比较优势，下降区间表示没有比较优势。

我们首先参照 Hausmann 等（2007）假定产品的技术复杂度不随时间而变，使用 1999～2001 年的世界贸易数据和相应的人均 GDP 数据，根据式（14）计算 PRODY 指数，该指数三年的算术平均值即每种产品的技术复杂度。基于产品的技术复杂度指数和 1987～2012 年所有产品的 Lafay 指数，可以绘制各年度的累积 Lafay 指数图。为了便于分析，我们选择 1987 年、1997 年、2007 年和 2012 年等具有代表性的年份报告结果，本文的研究结果不受年份选择的影响。图 4 的累积 Lafay 指数图展示了比较优势产品在技术含量上的变动，图中 x 轴上的刻度从左至右分别表示贸易产品按照技术复杂度的 1%、25%、75% 和 99% 分位数点。为简单起见，将位于 25% 和 75% 分位数点的这一区域定义为中等技术复杂度区域，为了观测方便，将该区域的背景设为灰色；其左右两侧分别为低技术复杂度区域和高技术复杂度区域。

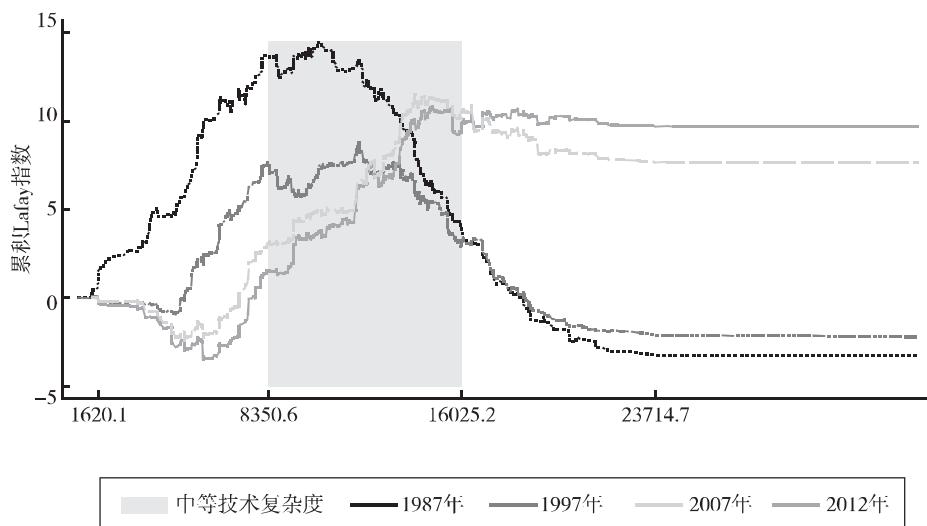


图 4 产品技术复杂度和累积 Lafay 指数

如图 4 所示，1987 年累积 Lafay 指数图从 $y=0$ 上方开始，上升区间主要集中在低技术复杂度的产品，而下降区间则主要集中在中高技术复杂度的产品，说明 1987 年中国的技术含量较低的产品上具有比较优势，而在中高技术含量的产品上不具有比较优势。1997 年累积 Lafay 指数图在形态上大体保持不变，不同之处是变得更加平坦，而且从 $y=0$ 下方开始，在低技术复杂度区域经历了小段下降区间，这说明 1997 年中国在一小部分低技术含量产品上失去了比较优势。相比之下，2007 年 Lafay 指数累积图在低技术复杂度区域经历了更长的下降区间，之后转变为中等技术复杂度区域的上升区间（大部分的上升区间落在中等技术复杂度区域），随后经历了一小段位于高技术复杂度区域的波动下降区间；与 1987 年和 1997 年相比，2007 年高技术复杂度区域的累积 Lafay 指数图变得更加平坦。与 2007 年相比，2012 年累积 Lafay 指数图在形态上则基本保持不变。以上分析表明，中国在低技术含量产品上逐渐失去了比较优势，在中等技术含量产品上形成了比较优势，在高技术含量产品上仍然没有比较优势。

我们进一步参照 Kemeny（2011）放松产品的技术复杂度不随时间变化这一假定，以检

验前面的研究结论是否稳健。我们使用1987~2011年世界贸易数据以及相应的GDP数据,根据式(14)进行计算得到各年度所有产品的PRODY指数,在此基础上计算PRODY指数的五年移动平均值,可以得到1991~2011年各年度的产品技术复杂度。通过绘制基于产品技术复杂度的累积Lafay指数图进行分析,再次证实了上文的结论^①。

综上所述,比较优势产品的技术含量分析表明,中国的比较优势从低技术复杂度产品转向了中等技术复杂度产品,这意味着中国在产业结构转型的过程中,逐渐淘汰了低技术含量的产业,经济资源从生产率低的产业向生产率高的产业转移,实现了出口产品结构的优化和升级。因此,比较优势从低技术含量产品转向中等技术含量产品将有利于提升中国的国际分工地位,获取更多的贸易利益,促进中国经济快速增长。

四、结 论

本文所聚焦的一个基本问题是:中国是否落入了生产低技术产品的“比较优势陷阱”?我们首先从理论上探讨了比较优势的动态演变机制并提出是否落入“比较优势陷阱”的三个主要特征;然后基于1987~2012年SITC-4位数世界贸易数据,使用Lafay指数和PRODY指数分别测度了中国对外贸易产品的比较优势和技术复杂度;在此基础上,采用改进的分布动态法分析了中国比较优势的演变规律,并采用累积Lafay指数图实证分析中国比较优势是否转向了技术含量更高的产品。研究表明,中国已经跨越了“比较优势陷阱”。具体而言:

第一,中国比较优势呈现很强的流动性,原本不具比较优势的产品以较高的概率获得了比较优势,原本具有比较优势的产品则在优势程度上以较高的概率弱化;同时,中国比较优势流动性显著高于发达国家、新兴工业化国家和其他新兴市场国家。

第二,从比较优势演变的长期趋势来看,不具比较优势的产品比重大幅下降,中等程度比较优势的产品比重增加,这使得中国对外贸易的产品结构呈现多样化趋势

第三,中国在低技术含量产品上逐渐失去了原有的比较优势,在中等技术含量产品上形成了新的比较优势,但在高技术复杂度产品上尚未形成明显的比较优势。这一发现对于理解中国当前的国际分工地位有一定的启示意义。尽管从贸易统计来看,中国高技术产品出口比重大幅增加,但根据本文的研究,中国的比较优势并没有明显转向高技术产品,这说明中国高技术产品出口增加还主要依赖于加工贸易和产业内贸易的发展,仍然处于高技术制造业国际生产分工的低端环节。为了促进贸易结构的转型升级,中国的本土企业需要注重在加工贸易中吸收发达国家的技术溢出,同时也必须加大高新技术产品研发投入,提高自主创新能力,加强知识产权保护,加快进一步促进比较优势向高技术产品的整体转换,全面提升中国产品的国际竞争力,这应该成为中国长期坚持的战略性政策目标。

应该指出的是,本文虽然从三个方面讨论了中国跨越“比较优势陷阱”的内在动因,提出中国按照动态比较优势原则,积极参与国际竞争参与国际贸易,实现了一定程度的产业结构升级,这对新常态下中国经济继续保持较快增长具有重要的现实意义,同时也对发展中国家有着重要的借鉴意义,但是,中国跨越“比较优势陷阱”的原因是相当复杂的,需要进一步对比较优势呈现流动性的影响因素,包括出口补贴对比较优势测度结果可能造成的扭曲问题,进行更全面、更深入的理论和经验研究,这也是我们未来研究的重要内容。

^① 限于篇幅,这里没有给出该结果,感兴趣的读者可向作者索取。

参 考 文 献

- [1] Álvarez R. and Fuentes R. , 2012, *Specialization Dynamics and Natural Resources Abundance* [J], Review of World Economics, 184 (4), 733~750.
- [2] Amiti M. and Freund C. , 2010, *The Anatomy of China's Export Growth* [A], *China's Growing Role in World Trade* [M], Chicago: University of Chicago Press.
- [3] Brasili A. , Epifani P. and Helg R. , 2000, *On the Dynamics of Trade Patterns* [J], De Economist, 148 (2), 233~257.
- [4] Bulli S. , 2001, *Distribution Dynamics and Cross-Country Convergence: A New Approach* [J], Scottish Journal of Political Economy, 48 (2), 226~243.
- [5] Chiappini R. , 2014, *Persistence vs. Mobility in Industrial and Technological Specialisations: Evidence from 11 Euro Area Countries* [J], Journal of Evolutionary Economics, 24 (1), 159~187.
- [6] Chuang Y. , 1998, *Learning by Doing, the Technology Gap, and Growth* [J], International Economic Review, 39 (3), 697~721.
- [7] Dornbusch R. , Fischer S. and Samuelson P. , 1977, *Comparative Advantage, Trade and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods* [J], American Economic Review, 67 (5), 823~839.
- [8] Feenstra R. C. , 2005, *World Trade Flows: 1962~2000* [J], NBER Working Papers No. 11040
- [9] Hausmann R. , Hwang J. and Rodrik D. , 2007, *What You Export Matters* [J], Journal of Economic Growth, 12 (1), 1~25.
- [10] Hinloopen J. and van Marrewijk C. , 2004, *Dynamics of Chinese Comparative Advantage* [R], Tinbergen Institute Working Paper 2004-0342, Tinbergen Institute, Amsterdam.
- [11] Hyndman R. J. , 1996, *Computing and Graphing Highest Density Regions* [J], The American Statistician, 50 (2), 120~126.
- [12] Hyndman R. J. and Yao Q. , 2002, *Nonparametric Estimation and Symmetry Tests for Conditional Density Functions* [J], Journal of Nonparametric Statistics, 14 (3), 259~278.
- [13] Feenstra R. C. , Inklaar R. and Timmer M. P. , 2013, *The Next Generation of the Penn World Table* [R], NBER Working Paper No. 19255
- [14] Kemeny T. , 2011, *Are International Technology Gaps Growing or Shrinking in the Age of Globalization* [J], Journal of Economic Geography, 11 (1), 1~35.
- [15] Kowalski P. and Bottini N. , 2011, *Comparative Advantage and Export Specialization Mobility* [A], *Globalisation, Comparative Advantage and the Changing Dynamics of Trade* [M], OECD Publishing.
- [16] Krugman P. R. , 1987, *The Narrow Moving Band, the Dutch Disease and the Competitive Consequences of Mrs Thatcher: Notes on Trade in the Presence of Scale Economies* [J], Journal of Development Economics, 27 (1~2), 41~55.
- [17] Lafay G. , 1992, *The Measurement of Revealed Comparative Advantage* [A], *International Trade Modeling* [M], London: Chapman & Hall.
- [18] Lall S. , 2000, *The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports* [J], Oxford Development Study, 2000, 28 (3), 337~369.
- [19] Matsuyama K. , 1992, *Agricultural Productivity, Comparative Advantage and Economic Growth* [J], Journal of Economic Theory, 58 (2), 317~334.
- [20] Proudman J. and Redding S. , 2000, *Evolving Patterns of International Trade* [J], Review of International Economics, 8 (3), 373~396.
- [21] Quah D. T. , 1997, *Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs* [J], Journal of Economic Growth, 2 (1), 27~59.

- [22] Rey S., 2014, *Rank-based Markov Chains for Regional Income Distribution Dynamics* [J], Journal of Geographical Systems, 16 (2), 115~137.
- [23] Shorrocks A., 1978, *The Measurement of Mobility* [J], Econometrica, 46 (5), 1013~1124.
- [24] Silverman B. W., 1986, *Density Estimation for Statistics and Data Analysis* [M], London: Chapman and Hall.
- [25] Young A., 1991, *Learning-by-doing and Dynamic Effects of International Trade* [J], Quarterly Journal of Economics, 106 (2), 369~405.
- [26] Zaghini A., 2005, *Evolution of Trade Patterns in the New EU Member States* [J], Economics of Transition, 13 (4), 629~658.
- [27] 耿伟:《内生比较优势演化:基于中国制造业的经验研究》[J],《财经研究》2006年第10期。
- [28] 林毅夫、张鹏飞:《后发优势、技术引进和落后国家的经济增长》[J],《经济学(季刊)》2005年第1期。
- [29] 平新乔:《中国出口贸易中的垂直专门化与中美贸易》[J],《世界经济》2006年第5期。
- [30] 钱学峰、熊平:《中国出口增长的二元边际及其因素决定》[J],《经济研究》2010年第1期。
- [31] 魏浩、王露西、李翀:《中国制成品出口比较优势及贸易结构研究》[J],《经济学(季刊)》2011年第4期。
- [32] 杨汝岱、朱诗娥:《中国对外贸易结构与竞争力研究:1978—2006》[J],《财贸经济》2008年第2期。
- [33] 郑展鹏:《中国对外贸易结构及出口竞争优势的实证研究》[J],《国际贸易问题》2010年第7期。

Has China Fallen into the Comparative Advantage Trap?

Lu Wencong Xu Wei

(School of Management, Zhejiang University)

Abstract: The paper firstly proposes three theoretical interpretations for analyzing “comparative advantage trap”. After calculating Lafay indexes and sophistication scores on the basis of disaggregated trade flow data since 1987, we examine the evolution of comparative advantages and sophistication of Chinese products, by introducing kernel estimation of conditional density function and cumulative curves of Lafay indexes to improve the distribution dynamics approach. The evidence shows that China has avoided being locked in the production of low-tech products. Specifically, the mobility of Chinese comparative advantages is extremely high compared with other countries. An increase in the number of industries with intermediate Lafay index value provides the evidence of trade diversification. In addition, China has lost its original comparative advantages in products with low level of sophistication but gained its comparative advantages in more sophisticated products.

Key Words: Comparative Advantage Trap; Distribution Dynamics Approach; Sophistication

JEL Classification: F14

(责任编辑:王喜峰)