

# 资源禀赋、结构差异与农产品贸易\*

乔长涛<sup>1,2</sup> 付宏<sup>1</sup> 陶珍生<sup>1,3</sup> 汪金伟<sup>1</sup>

**摘要：**本文在新古典资源禀赋理论框架下，以 Bergstrand 广义引力模型为基础引入社会网络分析工具，利用 UN-Comtrade 和 CEPII 2007~2016 年 SITC-4 位数中国农产品进出口贸易数据，借助泊松家族准极大似然估计法，考察了二元层面资源禀赋差异与体系层面结构差异对农产品贸易的影响及其作用机理。研究发现，除传统二元层面资源禀赋差异外，来自体系层面的结构差异通过替代效应和分层效应对农产品贸易产生了显著影响：结构对等性的存在削弱了农产品贸易对传统资源禀赋的依赖；角色对等性解释了资源禀赋差异对贸易核心国和非核心国的影响存在显著差异。具体而言，与结构相似性水平高的国家开展农产品贸易能在相当程度上缓解资本和土地等资源禀赋的约束作用；与处于世界体系不同位置上的国家开展农产品贸易，资本禀赋差异对非核心贸易伙伴国的农产品贸易的抑制作用显著大于核心国，而土地禀赋差异的影响则相反，对核心国的影响大于非核心国。

**关键词：**资源禀赋 结构因素 替代效应 分层效应

**中图分类号：**F323.2 **文献标识码：**A

## 一、引言

资源禀赋在一国贸易中的决定性作用一直以来都是国际学术界讨论的热点话题。近年来，关于资源禀赋对国际贸易影响的经验研究不断涌现，但大多研究都局限于二元层面<sup>①</sup>。如果打破传统二

---

\*本文研究受到国家自然科学基金项目“企业异质性风险冲击对宏观经济波动的影响及政策瞄准研究”(编号:71803039)的资助。作者特别感谢欧盟委员会 Sanjuán-López 博士在计量方法上给予的无私帮助，张车伟研究员、田国强教授和曹小勇教授富有建设性的评论，雷喆、杨心怡和李刚在数据搜集和处理方面所做的工作，同时感谢匿名审稿专家的建设性修改意见。当然，文责自负。本文通讯作者：付宏。

<sup>①</sup>为避免歧义和涉嫌造词，本文采用 Clark and Beckfield (2009) 和 Zhou (2013) 等对二元层面的界定。二元层面强调的是经济交换的二元特征，例如贸易两国之间的资源禀赋、地理距离等差异。体系层面将无论是否直接发生贸易关系的两国视作全球贸易体系中两个彼此相互关联的有机统一体，而非将其视为两个相互独立的、二元经济交换的贸易伙伴。一个直观的事实是，A、B 两国尚未发生贸易关系，但 A 与 C 国之间存在贸易关系，B 与 C 国之间也存在贸易关系，那么，在共同的第三方贸易伙伴国 C 国的影响下，A 国与 B 国之间最终很有可能会发生贸易 (Chaney, 2014)。

元层面因素差异引入社会网络分析工具来解释资源禀赋的影响,即将贸易国纳入到整个世界贸易体系来考虑,考察二元层面资源禀赋差异和体系层面结构差异<sup>①</sup>的相互作用机制及其对农产品贸易的综合影响<sup>②</sup>,既可提高新古典资源禀赋理论的解释力,也将成为学术界关注的重点。

关于资源禀赋差异对国际贸易的影响,一些文献特别关注了生产要素的贸易方向。Lee et al. (1988)和Wu (2012)在里昂惕夫的基础上重新检验了美国和其他发达国家资源禀赋差异对农业贸易模式的影响,结果验证了里昂惕夫之谜的存在。里昂惕夫之谜削弱了资源禀赋理论在解释国际贸易中的有效性。但是,里昂惕夫及其追随者所采用的研究方法受到诸多方面的批评,Schott (2003)认为里昂惕夫仅采用了两要素模型,却遗漏了技术和其它生产要素可能存在的影响。一国贸易模式应由多种生产要素而非仅仅资本和劳动两种要素决定,某些产品(如农产品)可能是自然资源密集型的,将其归类为资本密集型或劳动密集型明显不恰当。20世纪80年代以来,一些研究也特别关注了贸易模式的其它决定因素,将新古典框架下资源禀赋差异拓展至技术(KooandAnderson, 1988)、消费者偏好(卢锋, 1997)和规模收益(Feenstra et al., 1998)等来解释一国对外贸易模式。KooandAnderson (1988)在赫克歇尔-俄林理论框架下,实证检验了出口国资源禀赋对农业出口的影响,研究结果证实了土地、技术、劳动和资本是农业贸易的决定因素。此外,近年来,部分学者研究了技术和资源禀赋差异对中国农产品贸易模式的影响(卢锋, 1997; Li, 2012)。值得注意的是,学术界更多关注二元层面上的差异性,考察资源禀赋、技术和消费者偏好等因素对贸易的影响。

现有文献仍主要关注二元特征因素对贸易的影响,对贸易国所嵌入的世界贸易体系背景的研究略显不足,仅将两国之间贸易视为两个不同的二元主体之间的经济交换。事实上,已有学者突破传统二元特征因素对贸易影响的局限性,采用社会网络分析法引入贸易体系层面的结构因素对此进行经验研究上的补充(ClarkandBeckfield, 2009; Zhou, 2013)。结构因素在一国贸易中扮演何种角色及其与二元层面因素之间是否存在某种相互作用机制,这一问题引起了国外学术界的浓厚兴趣。例如, KimandSkvoretz (2010)将结构对等性因素引入贸易模型,考察了结构对等性的第三方效应。ZhouandPark (2012)检验了结构对等性的内聚效应,结果发现贸易两国结构对等性因素与贸易流量呈正相关。Chaney (2014)通过构建进出口厂商贸易网络结构形成的理论模型,利用法国企业层面

<sup>①</sup>结构对等性捕获的是A、B两国之间的贸易受其与共同贸易伙伴C国的贸易模式的影响;结构对等性要求拥有相同的第三方贸易国,而角色对等性刻画的却是两个角色等价的A国和B国与类型相同的C国之间的贸易。若贸易两国A和B与世界贸易体系中其他所有国家之间具有相同的关系,则贸易两国A和B结构上完全等价;相比之下,若贸易两国A和B与贸易体系中位置相同的其他所有国家之间存在贸易关系,则贸易两国A和B角色上完全等价。两种衡量都不以贸易两国之间的直接关系为前提,而是基于一国与世界贸易体系中其他贸易国之间各自关系的比较(Zhou, 2013),这些正是它们有别于二元层面要素差异性的本质所在。

<sup>②</sup>本文的世界体系一词主要来源于沃勒斯坦在《现代世界体系》前三卷中分析的世界经济体系思想,而本文的体系层面的结构差异主要是指世界体系理论上发展起来的社会网络分析方法,该方法将结构差异分为结构对等性和角色对等性两种。

进出口数据，经验验证了贸易网络结构对企业出口的影响。

现有从网络结构角度解释国际贸易的文献富有启发性，本文试图沿着相同的思路展开研究。与已有研究不同，本文以发展中大国作为研究对象，通过 UN-Comtrade 和 CEPII 2007~2016 年 SITC-4 位数中国农产品进出口数据，较为全面地揭示资源禀赋差异与结构因素对中国农产品贸易的影响及其相互作用机制。随着中国参与国际贸易的广度和深度不断扩展，资源环境约束不断增强，将结构差异因素纳入新古典资源禀赋理论框架重新检验资源禀赋对农产品贸易比较优势的影响，有助于加深资源禀赋理论在农业经济研究中的再认识和提高理论解释力，对国家农业贸易战略选择也具有重要的政策参考性。本文余下的内容安排如下：第二部分是经验证据与理论机制；第三部分构建计量模型，并对相关变量的数据来源及处理方法进行说明；第四部分应用泊松估计模型对资源禀赋差异和结构因素对中国农产品贸易的影响进行实证检验与分析；最后是结论与讨论。

## 二、结构差异：经验证据与理论机制

关于贸易影响因素的文献通常假设双边贸易由二元层面因素的差异来解释，两国之间的贸易不受第三方影响。诸多学者采用社会网络分析工具对国家间经济交换的二元观点进行了理论批评(Uzzi, 1999)和实证补充(Kim and Shin, 2002; Zhou, 2013; Chaney, 2014)，取得了大量成果。

### (一) 结构对等性与资源禀赋的替代效应

关于结构对等性对贸易流量的影响还是一个比较新的研究领域。Kim and Skvoretz (2010) 考察了结构对等性的第三方效应。Zhou and Park (2012) 检验了结构对等性的内聚效应，结果表明，贸易两国结构对等性与贸易流量呈正相关。结构对等性对贸易的作用机制会通过何种途径表现出来？现有文献从 3 个方面对此进行了总结。首先，结构上相似的国家会与相同的第三方产生贸易关系并表现出相似的社会文化价值和市场偏好 (Kim and Shin, 2002)；其次，结构上相似的国家会从它们相同的贸易伙伴市场中获取彼此的信息和商业机会 (Zhou, 2013)；最后，与同一国家贸易会使两国置于共同的正式制度环境（如法律法规和劳工标准）和非正式制度环境（如经营方式），从而有助于它们在处理相同制度规范上累积经验 (Zhou and Park, 2012)。从现有研究来看，资本、劳动、土地资源、地理区位等二元层面要素差异性在贸易促进效应中起着重要作用，而结构对等性是体系层面贸易促进作用的来源。综上所述发现，尽管二者在不同层面对贸易产生影响，但它们在双边贸易中的作用存在一定程度的重叠效应，即替代效应。就结构对等性而言，结构上相似性水平较高的两个国家可以从它们与共同的第三方贸易伙伴的关系中获取适当的贸易促进渠道，这样就会弱化资源禀赋等二元层面要素差异性对贸易的决定作用。反过来，结构上相似性水平越低的贸易两国对二元层面要素差异性的依赖程度会越强。

### (二) 角色对等性对资源禀赋的分层效应

就角色对等性而言，以往诸多文献发现，世界体系位置在双边贸易关系中发挥着重要作用 (Clark and Beckfield, 2009; Zhou, 2013)。世界体系理论及其相关的贸易网络研究发现，二元层面

要素和角色对等性因素之间存在另一种联系 (Zhou, 2013)。位置不同或者说类型不同的贸易国<sup>①</sup>，其贸易流量受资源禀赋等二元层面要素的影响具有差异性，即资源禀赋对角色不对等的贸易国产生了分层效应。这种以贸易为主要经济联系的国家分层结构（即国家层级结构——核心、半边缘和边缘结构）的形成，使得核心国家受二元层面要素差异性约束的可能性降低。相对于半边缘和边缘国家而言，核心国家及其企业在技术水平和经济实力上的比较优势，令其在多边贸易体制中拥有国际话语权和定价权，能够于全球范围寻求资源和市场，影响世界文化和制度规范的制定和扩散，从而有效应对资源禀赋等二元层面要素差异性所带来的约束作用 (Clark and Beckfield, 2009)。在后文的分析中，为简化讨论和便于报告，本文采用基本的两层世界体系（即核心和非核心结构）而非核心、半边缘和边缘三层结构，将不同国家按其角色对等性指数划分为核心国家和非核心国家，从而揭示资源禀赋等二元层面要素在不同类型国家样本组中对贸易影响的差异性。鉴于以上分析，本文初步认为二元层面资源禀赋差异对农产品贸易的影响在不同类型国家之间会产生分层，即资源禀赋差异在核心—核心国、核心—非核心国和非核心—非核心国之间对农产品贸易的影响程度不同。

本文的边际创新之处主要表现在：第一，在现有从二元层面资源禀赋差异解释贸易产生的经验研究的基础上，引入体系层面两类结构因素，包括结构对等性和角色对等性，考察二元层面和体系层面因素对农产品贸易的影响及其相互作用机制。本文以 Bergstrand (1989) 广义引力模型为逻辑起点，构建了一个包含资源禀赋和结构因素的引力模型框架，实证描述了二元层面资源禀赋差异和体系层面结构因素对中国农产品贸易的综合影响。第二，现有文献主要集中于考察资源禀赋对发达国家加工或制造农产品贸易的影响 (Sun and Woo, 2002; Fertő, 2005)，而对发展中国家农产品贸易的讨论略显不足，开展本研究是对现有文献的一个有益补充。

### 三、方法、数据及处理

#### (一) 模型与数据

引力模型是实证经济学中最经典的模型之一，为赋予下文实证检验所需的经济逻辑，本文以 Bergstrand (1989) 广义引力模型为逻辑起点，通过引入新的体系层面的结构因素来构建资源禀赋与结构因素对农产品贸易影响的计量模型。

参照 Bergstrand 的做法，构建以下对数线性形式引力方程：

$$\ln x_{kij} = \alpha_0^k + \alpha_1^k \ln Y_i + \alpha_2^k \ln e_i + \alpha_3^k \ln Y_j + \alpha_4^k \ln y_j + \alpha_5^k \ln d_{ij} + \sum_{\phi=6} \alpha_\phi^k Z_{\phi ij} \quad (1)$$

(1) 式中， $x_{kij}$  是部门  $k$  从区域  $i$  到区域  $j$  的出口量 ( $i, j=1, \dots, N$ )； $Y_i$  是区域  $i$  的国内生产总值； $e_i$  是区域  $i$  的资源禀赋情况； $Y_j$  和  $y_j$  分别是进口者的国内生产总值和人均收入；双边

<sup>①</sup>现有文献通常采用角色对等性将国家划分为 3 种类型：核心、半边缘和边缘 (Clark and Beckfield, 2009)，本文将样本分为核心—核心和核心—非核心两个样本组，考察角色对等性对农产品贸易的影响。

贸易成本  $d_{ij}$  是区域  $i$  和区域  $j$  之间的地理距离，并以虚拟变量“邻接性 ( $adj$ )”为补充；其它虚拟变量  $Z_{\phi_{ij}}$  代表贸易政策和可能对市场进入有重要影响的其它因素。

关于双边贸易成本的度量问题，本文借鉴 Hummels (2001) 的做法，将不可直接观察的贸易成本因子  $t_{ij}$  建模，假定贸易成本因子  $t_{ij}$  是几个可观察变量即双边距离和区域  $i$  和  $j$  之间的其它条件变量的函数。将不可观察的体系层面的结构因素所造成的贸易成本（成本节约） $b$ <sup>①</sup>，和另一组附加的条件变量  $Z$ ，纳入贸易成本函数。这些代理变量和贸易成本之间是一种间接的函数关系，贸易成本是两个区域之间的地理距离的增函数： $t(d) = (d_{ij})^{\delta_1}$ ，是区域  $i$  和  $j$  之间结构对等性  $\phi_{ij}$  和其它条件变量的减函数。为便于估计，本文构建如下乘积形式的贸易成本函数：

$$t_{ij} = (d_{ij})^{\delta_1} b^{(1-\phi_{ij})} \prod_g \exp(\delta_g Z_{ij}^g) \quad (2)$$

对数形式为：

$$\ln t_{ij} = \delta_1 \ln d_{ij} + (1-\phi_{ij}) \ln b + \sum_g \delta_g Z_{ij}^g \quad (3)$$

(3) 式中， $d_{ij}$  是区域  $i$  和  $j$  之间的地理距离， $b$  是由结构差异所产生的贸易成本， $\phi_{ij}$  是区域  $i$  和  $j$  在贸易体系中的结构对等性水平， $\phi_{ij} \in [-1, 1]$ 。(2) 式中，令结构因素所产生的贸易成本为  $\tau_{ij} = b^{(1-\phi_{ij})}$ ，该式表示区域  $i$  和  $j$  在贸易体系中的结构对等性水平越高，贸易成本越低，反之，贸易成本越高，即： $\phi_{ij} \rightarrow 1$ ，则  $\tau_{ij} \rightarrow 0$ ； $\phi_{ij} \rightarrow -1$ ，则  $\tau_{ij} \rightarrow b^2$ 。

为考察资源禀赋等二元特征因素和体系层面结构差异的影响，基于 (1) 式和 (2) 式，建立的农产品贸易的因素决定的计量方程存在一定的差异：

$$\ln X_{ij}^k = \beta_0^k + \beta_1^k \ln Y_{ij} + \beta_2^k \ln e_{ij} + \beta_3^k \ln y_{ij} + \delta_1 \ln d_{ij} + \Theta \phi_{ij} + \sum_g \delta_g Z_{ij}^g + \varepsilon_{ij}^k \quad (4)$$

为便于下文分析资源禀赋和结构差异在农产品贸易影响中的比较优势特征<sup>②</sup>，这里构建的计量模型由 (4) 式可知，区域  $i$  和  $j$  在贸易体系中的结构对等性水平越高，两者之间的双边贸易潜力越大。当 (4) 式中以一个常数近似替代  $\beta_0^k$  时，由结构差异所产生的贸易成本可表示为  $b = \exp(-\Theta)$ ，其中  $\Theta$  为待估参数。

考虑到本文的核心解释变量结构差异是世界贸易体系层面的问题，在数据可获得性和平衡性的

<sup>①</sup>本文没有考虑不同国家所特定的贸易政策变量对农产品贸易的影响，如关税或非关税壁垒，这不是本文所关注的重点，此处不再赘述。

<sup>②</sup>值得说明的是，某些部门产品具有资源密集型特征，采用资本或劳动禀赋来衡量并不恰当（特别是农产品），本文考虑将其它直接度量资源禀赋的代理变量作为要素禀赋的补充，可有效降低参数估计因遗漏变量造成的有偏性。Fertó (2005) 除将出口国人均 GDP 作为要素禀赋的代理变量外，还引入了更为直接度量要素禀赋的其它指标，例如人均物质资本和人均可耕地面积。鉴于此，本文纳入这两个指标作为出口者资源禀赋的代理变量。

前提下, 本文使用 UN-Comtrade 和 CEPII 2007~2016 年中国与 144 个进口国之间的 SITC-4 位数农产品贸易数据进行实证研究。

被解释变量  $X_{ij}^k$  代表中国某种农产品  $k$  的相对出口能力的变量, 它等于某个农产品由中国出口到某个国家与该产品从该国的进口量之比。在数据处理时, 为了保证零点贸易数据不被丢失和比值有意义, 参照 Schumacher and Siliverstovs (2006) 的做法, 所有零值进口数据均以 0.001 代替。国内工业行业贸易类文献以及《中国统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》中通常将农副产品加工业和食品制造业归类为工业行业, 致使现有国内外文献对农产品的范围界定尚不统一, 故而本文借鉴 Aksoy and Francis (2010) 的做法, 将这两类加工品归类到农业贸易产品范畴, 并利用 SITC (Rev. 1) 五位数分类框架对农业贸易产品范围进行了重新界定。基于本文研究目的, 在卢锋、梅孝峰 (2001) 对 WTO 农业贸易产品定义所做修订的基础上进行了微调, 增加了林业产品 (如软木及木材, 纸浆及废纸), 从而界定了广义农业贸易产品范畴<sup>①</sup>。

核心解释变量分为两个层次:

第一组是衡量国家之间资源禀赋差异等二元层面因素的作用。 $e_{ii}$  是反映两国资源禀赋差异程度的变量, 采用单位劳动力资本存量 ( $K$ ) 和单位劳动力可耕地面积 ( $Land$ ) 作为资源禀赋的直接度量指标。数据来源于 CEPII、美国宾西法尼亚大学国际比较研究中心编制的佩恩表 (简称 PWT 9.0) 以及世界粮农组织 (FAO) 数据库。国际贸易理论认为资源禀赋差异会影响两国间的贸易流量, 两国资源禀赋差异较大意味着两国生产存在贸易分工, 进而可能增加贸易流量。关于资源禀赋的度量指标, 相关实证文献中一般以人均 GDP、人均可耕地面积 (Fertő, 2005)、单位劳动力耕地面积 (Cabral et al., 2013) 和单位劳动力资本存量衡量。鉴于人均 GDP 是本文控制需求条件的变量, 及其作为资源禀赋的代理变量的间接性, 本文以单位劳动力可耕地面积<sup>②</sup> 和单位劳动力资本存量作为资源禀赋的直接度量指标。可耕地面积数据来源于世界粮农组织 (FAO) 资源数据库<sup>③</sup>。参照 Cuñat and Fons-Rosen (2013) 的做法, 利用 PWT 9.0 数据库, 通过永续盘存法在实际投资数据基础上测算出资本存量比上该数据库提供的劳动力人数, 作为单位劳动力资本存量的代理变量。实际上, PWT 9.0 数据库提供的劳动力人数包括正式就业与自就业, 而大部分自就业劳动力都投入了农业生产, 所以本文采用 PWT 9.0 提供的劳动力人数解释农产品贸易问题是较为合适的。

第二组变量是衡量国家之间的结构差异, 包括结构对等性 (用  $\phi_j$  表示) 和角色对等性。该组数据主要通过社会网络分析法, 以 UCINET 软件为分析工具, 分别测算结构对等性和角色对等性。考虑到贸易数据的一致性要求, 本文以 UN-Comtrade 2007~2016 年的进口贸易数据的均值代表国家间的贸易关系。为了实现对于世界贸易体系的充分描绘, 本文试图在确保每个截面的样本国家至少与一个国家有贸易联系的基础上, 尽量将大多数国家纳入结构因素的测算, 最终选取了包括中国在内

<sup>①</sup>限于篇幅, 本文界定的广义农业贸易产品的 SITC 分位数代码未列出, 感兴趣的读者可向笔者索取。

<sup>②</sup>部分文献采用人均可耕地面积 (Fertő, 2005) 作为资源禀赋差异的代理变量, 详见本文稳健性分析部分。

<sup>③</sup>因香港和澳门可耕地面积数据缺失, 故样本中不包括这两个地区。

的 144 个国家和地区。由于生产与消费能力与进口贸易有一定的相关性，一国的进口贸易更能代表其贸易地位 (Clark and Beckfield, 2009)。鉴于此，本文采用进口数据来衡量国家之间的贸易关系<sup>①</sup>。利用结构对等性指标衡量横截面上两国间贸易联系的相似性，并采用 UCINET 软件测算代表这种相似性强度的皮尔森相关系数。该系数的取值区间为  $\varphi_{ij} \in [-1, 1]$ ，数值越大，代表两国贸易联系上的相似性水平越高。同时，参照 Clark and Beckfield (2009) 和 Zhou (2013) 划分世界贸易体系中核心—边缘结构的做法，测算贸易国的角色对等性指数，将贸易国划分为核心和非核心，以此将样本组划分为核心—核心和核心—非核心两类<sup>②</sup>。

其他控制变量包括相对市场规模 ( $Y$ )、需求条件 ( $y$ ) 和引力变量集合 ( $Z_{ij}$ )。具体来讲： $Y$  和  $y$  是反映两国相对市场规模和需求条件的控制变量，以中国与某个国家之间的 GDP 之比和人均 GDP 之比来代理。为了与资源禀赋数据保持一致，GDP 和人口数据也来自于 PWT 9.0 数据库<sup>③</sup>。

引力变量集合 ( $Z_{ij}$ ) 包括地理距离 ( $Dist$ )，它很大程度上决定了国家之间的贸易成本，也是阻碍国家之间贸易的重要因素 (Serrano and Pinilla, 2012)。地理距离远近与可获得的贸易机会成反比。本文以中国与贸易国首都之间的距离来代理<sup>④</sup>，数据来自 CEPII 数据库。此外，本文还考察了引力变量共同边境 ( $Adj$ )、共同语言 ( $Lang$ )、殖民历史 ( $Col$ )<sup>⑤</sup>、世界贸易组织 ( $WTO$ ) 和区域自由贸易安排 ( $RTA$ ) 等虚拟变量对农产品贸易的影响。数据来自 CEPII 和 WTO 数据库。这些虚拟变量的一个共同特征是有利于降低双边贸易成本，其共同的设置原则是：如果中国与贸易国地理上接壤，则  $Adj=1$ ，否则  $Adj=0$ ；如果中国与贸易国的官方语言为中文，则  $Lang=1$ ，否则  $Lang=0$ ；如果存在殖民历史，则  $Col=1$ ，否则  $Col=0$ ；如果中国与贸易国同为国际贸易组织成员国，则  $WTO=1$ ，否则  $WTO=0$ ；如果中国与贸易国属于某一贸易优惠组织或签订了双边贸易协议，则  $RTA=1$ ，否则  $RTA=0$ <sup>⑥</sup>。

## (二) 估计方法

由于被解释变量为 UN-Comtrade SITC-4 位数农产品进出口数据，贸易零值高达 50.2%，故而使得如何选择恰当的计量方法显得尤为重要。近年来，引力文献中关于贸易流量零值情况下的估计方

<sup>①</sup>本文利用所有产品的进口贸易考察国家间关系，基于以下两个原因，如果采用细分贸易数据：一方面，可能会使国家样本数量减少，从而损失信息；另一方面，在农产品贸易数据基础上测算出来的结构因素与被解释变量有天然的相关性，难以判断实证检验的结果是否是由结构性因素引起的。

<sup>②</sup>角色对等性指数显示，在样本考察期内中国为贸易核心国，因此样本组分为两类。与中国同处核心组的有美国、法国、英国等共计 48 个国家（或地区）。为节省篇幅，本文没有详细报告测算结果，感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>③</sup>特别感谢匿名审稿专家的提醒，本文所有计量回归涉及的 GDP 均是采用 PPP 指数处理之后的数据。

<sup>④</sup>本文采用的地理距离是来自法国 CEPII 数据库的两国首都之间的地理坐标距离。

<sup>⑤</sup>殖民历史关系并非本文核心解释变量，在泊松估计中主要起膨胀因子的作用，特别感谢匿名审稿专家指出这一点。

<sup>⑥</sup>区域自由贸易安排包括：APEC、东盟、亚太贸易协定以及与智利、哥斯达黎加、新加坡等签订的双边协议。

法受到了格外重视,尤其是泊松估计(PPML)及其修正模型<sup>①</sup>(Burger et al., 2009; Raimondi and Olper, 2011)。这些文献为选择恰当的计量方法提供了有益参考。鉴于此,本文采用 PPML 估计及其修正模型 NBPML、ZIPML 和 ZINBPML,将农产品贸易零值的情况纳入研究框架,有效克服对数线性化所产生的异方差等问题<sup>②</sup>。

为了考察体系层面结构差异对农产品贸易的影响,及其与资源禀赋差异等二元层面因素之间的相互作用机制,本文借鉴 Burger et al. (2009) 和 Philippidis et al. (2013) 的做法,基于(4)式构造 PPML 计量模型<sup>③</sup>,采用社会网络分析法构建结构差异变量——结构对等性和角色对等性(即将国家样本组分为核心—核心和核心—非核心两类),并将其引入模型进行实证检验。本文构造的计量模型如下:

$$E(X_{ijk} | H_{ij}) = \exp \left[ \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 \ln Y_{ij} + \tilde{\alpha}_2 \ln K_{ij} + \tilde{\alpha}_3 \ln Land_{ij} + \tilde{\alpha}_4 \varphi_{ij} + \tilde{\alpha}_5 \varphi_{ij} \times \ln K_{ij} + \tilde{\alpha}_6 \varphi_{ij} \times \ln Land_{ij} + \tilde{\alpha}_7 \ln y_{ij} + \sum_{\gamma=8}^{13} \tilde{\alpha}_\gamma Z_{ij}^\gamma + \tilde{v}_{ij} \right] \quad (5)$$

其中,  $i$ 、 $j$  表示国家,  $k$  表示农产品;  $X_{ijk}$  是被解释变量,反映中国农产品相对出口能力,以该产品的出口额与进口额的比值表示;  $H$  是包含所有解释变量的矩阵;  $K$  和  $Land$  是核心解释变量,度量中国与贸易伙伴的资源禀赋差异,分别以中国与进口国的单位劳动力资本存量之比、单位劳动力可耕地面积之比来表示;  $Y$  和  $y$  是反映相对市场规模和需求条件的变量,分别以中国与进口国  $GDP$  和人均  $GDP$  之比表示。  $\varphi_{ij}$  是反映国家  $i$  和  $j$  的结构对等性程度的核心解释变量,  $\varphi_{ij} \in [-1, 1]$ , 越接近于 1, 表示两者的结构对等性水平越高,越接近于 -1, 表示两者的结构差异性越大。  $\varphi_{ij} \times \ln K_{ij}$  和  $\varphi_{ij} \times \ln Land_{ij}$  是体系层面结构对等性因素与资源禀赋等二元层面因素的交互项,

<sup>①</sup>泊松模型及改进泊松模型起初是由计数数据分析中推导而来,也可以应用于非负连续变量(Burger et al., 2009)。

<sup>②</sup>与对数正态引力模型设定相比,泊松引力模型不会受以上问题干扰,主要体现在:第一,泊松家族模型是对数线性而非重对数,因此泊松回归模型得到的是因变量  $Y$  的估计而非  $\ln Y$ ,由此可避免对贸易流量的低估。第二,泊松回归估计在异方差情况下也具有 consistency,估计效率较高,尤其在大量样本条件下。第三,由于它的乘积形式,泊松模型设定是一种处理贸易流量零值的自然方法。第四,泊松估计的拓展形式 ZIPML 和 ZINBPML 估计可有效区分虚假零值、真实零值和非零值。同时,可避免正态性假设带来的约束(Burger et al., 2009)。

<sup>③</sup>当因变量数据中存在过多零值时,考虑采用零膨胀泊松模型,即 ZIPML 或 ZINBPML 模型。借鉴 Xiong and Beghin (2012) 和 Philippidis et al. (2013) 的做法,选取  $Lang$  和  $Col$  两个虚拟变量作为膨胀因子,该变量会影响贸易的固定成本,但对贸易的可变成本没有或仅有微弱的影响。与普通对数线性化回归模型不同,泊松回归(或 NBPML、ZIPML 和 ZINBPML)的估计系数反映的是解释变量每变化一个单位所带来的被解释变量的条件期望的变化百分比。如果解释变量以对数形式表示,估计系数代表弹性;若解释变量为虚拟变量,估计系数减去 1 乘以 100,反映的是虚拟变量从 0 到 1 变化时农产品贸易量的变化百分比。最优估计模型的选择依据似然比检验和 Vuong 统计量来判断。

考察两个层面因素对中国农产品贸易影响的相互作用机制。 $Z$  是引力模型变量集合, 包括地理因素 (用两国之间的绝对距离  $Dist$ 、两国是否接壤  $Adj$  表示, 前者取对数, 后者若接壤取值为 1, 否则取值为 0)、文化因素 (用两国是否拥有共同语言  $Lang$  和是否存在历史上的殖民关系  $Col$  表示, 若是取值为 1, 否则取值为 0) 和贸易集团 (用两国是否国际贸易组织成员  $WTO$  和是否属于相同的区域自由贸易安排  $RTA$  表示, 若是取值为 1, 否则取值为 0);  $\tilde{v}_{ij}$  为误差项。

为了验证角色对等性因素对农产品贸易的影响及其对资源禀赋差异的作用机制, 本文首先将所有国家  $s$  分为核心 ( $Core$ ) 和非核心 ( $Noncore$ ) 两组。然后将国家对分为核心—核心 (用  $Core-Core$  表示) 和核心—非核心 (用  $Core-Noncore$  表示) 两个样本组。通过对比分析资源禀赋差异等二元层面因素在两类样本组中的效应, 可以验证来自世界贸易体系位置的角色对等性因素对二元层面因素的分层效应。故而, 本文为每类样本组建立计量模型如下:

$$E(X_{ijk} | H_{ij}) = \exp \left[ \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 \ln Y_{ij} + \tilde{\beta}_2 \ln K_{ij} + \tilde{\beta}_3 \ln Land_{ij} + \tilde{\beta}_4 \ln y_{ij} + \sum_{\gamma=5}^{10} \tilde{\beta}_{\gamma} Z_{ij} + \tilde{u}_{ij} \right] \quad (6)$$

#### 四、实证结果与分析

本文将运用 (5) 式、(6) 式泊松家族模型, 对资源禀赋和结构差异对农产品贸易的影响进行实证研究, 考察结构差异对农产品贸易的影响, 及其是否与资源禀赋差异之间存在两种相互作用机制, 即替代效应和分层效应。

正如上文所述, 在正式讨论两个检验之前, 本文首先对泊松家族模型分别进行准极大似然估计, 通过 LR 检验和 Vuong 统计量来甄别和选择最合适的回归模型。伍德里奇 (2010) 认为, 泊松估计值的选择不是为了最大化  $R^2$ , 而是为了最大化对数似然函数。ZINB 估计时, 本文采用了一种有效的处理方法, 即除包括 Voung 选项外额外添加 ZIP 选项, 以提供  $\alpha=0$  的似然比检验 (LR 检验), 这样便于直接判断最适合模型的选择问题。表 1 报告了泊松家族模型的估计结果。可能存在过度分散的似然比检验 (LR 检验) 显著拒绝  $\alpha=0$  的原假设, 表明被解释变量显著存在过度分散, 则认为 NBPMML 和 ZINBPMML 优于 PPML 和 ZIPPMML。另外, Vuong 统计量为负数, 故拒绝 ZINBPMML。基于以上统计检验, 认为 NBPMML 是最适合本文的计量模型。在接下来的实证检验中, 本文以 NBPMML 的估计结果来说明和解释所有变量的经济含义。

表 1 泊松模型的准极大似然估计: 模型甄别与选择

解释变量	PPML	NBPMML	ZINB <sup>a</sup>
ln $K$	0.160***	-0.232***	-0.232***
	(0.000)	(0.068)	(0.068)
ln $Land$	0.081***	0.149***	0.149***
	(0.000)	(0.026)	(0.026)
ln $Y$	-0.269***	-0.520***	-0.520***
	(0.000)	(0.041)	(0.041)

$\ln y$	0.309*** (0.000)	0.867*** (0.063)	0.867*** (0.063)
$\varphi_{ij}$	2.719*** (0.000)	3.606*** (0.469)	3.606*** (0.469)
$\ln Dist$	-0.454*** (0.000)	-0.361*** (0.084)	-0.361*** (0.084)
$Adj$	0.014*** (0.000)	1.240*** (0.154)	1.240*** (0.154)
$Lang$	0.565*** (0.000)	1.057*** (0.304)	1.057*** (0.304)
$Col$	0.606*** (0.000)	-0.385 (0.412)	-0.385 (0.412)
$WTO$	-0.686*** (0.000)	0.538*** (0.098)	0.538*** (0.098)
$RTA$	1.044*** (0.000)	-0.136 (0.119)	-0.136 (0.119)
常数项	16.400*** (0.000)	15.423*** (0.887)	15.423*** (0.887)
极大似然估计	-2.335e+10	-130484.03	-130484.03
准 $R^2$	0.187	0.008	—
似然比检验	—	24.232*** (0.000)	24.232*** (0.000)
Vuong 统计量	—	—	-12.08 (1.000)
观察值	25632	25632	25632
零值占比	50.16	50.16	50.16

注：系数下面括号中数字为标准误，似然比检验和 Vuong 统计量下面括号中数字为概率值。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

### (一) 来自结构对等性对资源禀赋差异的替代效应

表 2 报告了二元层面的资源禀赋差异与贸易体系层面的结构对等性之间的替代效应。从估计结果看，无论是否考虑结构差异，资源禀赋变量  $\ln K$  和  $\ln Land$  都在 1%或 5%的统计水平上显著，并且资源禀赋和结构对等性对中国农产品贸易的影响都与预期相吻合。

表 2 中国农产品贸易的 NBPML 回归结果：替代效应

解释变量	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7
$\ln K$	-0.261*** (0.068)	-0.232*** (0.068)	-0.801*** (0.095)	-0.245*** (0.068)	-0.155** (0.070)	-1.012*** (0.100)	-1.030*** (0.211)
$\ln Land$	0.123***	0.149***	0.091***	-0.227***	0.087***	-0.548***	-0.548***

	(0.026)	(0.026)	(0.028)	(0.084)	(0.028)	(0.088)	(0.088)
$\ln Y$	-0.779***	-0.520***	-0.419***	-0.504***	-0.421***	-0.362***	-0.363***
	(0.025)	(0.041)	(0.042)	(0.041)	(0.043)	(0.043)	(0.044)
$\ln y$	0.892***	0.867***	0.729***	0.816***	0.277***	0.609***	0.624***
	(0.063)	(0.063)	(0.066)	(0.064)	(0.102)	(0.067)	(0.172)
$\varphi_{ij}$	—	3.606***	5.246***	4.414***	5.539***	6.905***	6.888***
		(0.469)	(0.514)	(0.512)	(0.542)	(0.571)	(0.600)
$\ln Dist$	-0.492***	-0.361***	-0.472***	-0.188**	-0.389***	-0.168*	-0.170*
	(0.084)	(0.084)	(0.082)	(0.095)	(0.083)	(0.096)	(0.098)
$Adj$	0.908***	1.240***	1.208***	1.399***	1.273***	1.506***	1.504***
	(0.148)	(0.154)	(0.152)	(0.158)	(0.152)	(0.156)	(0.158)
$Lang$	1.461***	1.057***	1.471**	0.262	1.381***	0.052	0.058
	(0.297)	(0.304)	(0.318)	(0.328)	(0.320)	(0.335)	(0.340)
$Col$	-0.665	-0.385	-0.641	-0.288	-0.249	-0.542	-0.552
	(0.409)	(0.412)	(0.413)	(0.412)	(0.411)	(0.413)	(0.428)
$WTO$	0.624***	0.538***	0.687***	0.542***	0.711***	0.738***	0.736***
	(0.094)	(0.098)	(0.098)	(0.097)	(0.100)	(0.097)	(0.099)
$RTA$	-0.049	-0.136	-0.090	0.004	-0.145	0.241*	0.241*
	(0.119)	(0.119)	(0.118)	(0.123)	(0.118)	(0.127)	(0.127)
$\varphi_{ij} \times \ln K$	—	—	1.740***	—	—	2.247***	2.294***
			(0.206)			(0.217)	(0.540)
$\varphi_{ij} \times \ln Land$	—	—	—	0.847***	—	1.393***	1.392***
				(0.182)		(0.183)	(0.183)
$\varphi_{ij} \times \ln y$	—	—	—	—	1.200***	—	-0.039
					(0.157)		(0.407)
常数项	19.356***	15.423***	15.230***	13.386***	14.313***	11.409***	11.440***
	(0.749)	(0.887)	(0.859)	(1.007)	(0.883)	(1.027)	(1.076)
极大似然估计	-130513.73	-130484.03	-130448.04	-130473.14	-130454.50	-130419.49	-130419.49
准 R <sup>2</sup>	0.007	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008
似然比检验	24.297***	24.232***	24.153***	24.208***	24.167***	24.091***	24.091***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
观察值	25632	25632	25632	25632	25632	25632	25632
零值占比	50.16	50.16	50.16	50.16	50.16	50.16	50.16

表 2 方程 1 是基准估计,在控制了传统引力变量之后,资源禀赋  $\ln K$  对农产品贸易的影响为负,这一结果表明中国在物质资本密集型农产品出口上没有比较优势,而在劳动密集型农产品出口上具有明显的比较优势。根据估计系数,在给定其它条件不变的情况下,中国相对于出口目的地的资本劳动比每增长 1%,中国农产品的出口/进口比将下降 0.26% (即弹性) 左右,中国的农产品出口主

要表现为劳动密集型特征； $\ln Land$  对农产品贸易的影响为正，中国相对于出口目的地的可耕地劳动比每增长 1%，中国农产品的相对出口份额将增加 0.12%（即弹性）左右。这就意味着相对于劳动投入而言，中国出口农产品在要素投入上属于土地投入相对密集的土地密集型农产品，即这类具有比较优势。然而，这不符合经验观察层面中国农产品贸易的特征事实，可能的原因在于：在相当长时期内，中国农业部门仍以劳动力资源相对丰裕和土地资源相对稀缺为主要特征，土地密集型农产品的进口占据了贸易农产品的绝大部分份额。关于这一问题，再来看一组数据。在本文所关注的时期和贸易国范围内，中国的单位劳动力可耕地面积与 144 个贸易伙伴国相比，该比值低于 81% 的国家，仅从这一观察数据上来看，中国在土地密集型农产品出口上并不具有比较优势。然而，这一结果在考虑了中国所融入的贸易体系层面上的结构差异的影响之后有所改善<sup>①</sup>。

在表 2 方程 2~7 中，本文将结构对等性变量及其与资源禀赋和需求条件变量的交互项引入模型。在表 2 方程 2 中，只加入结构对等性变量，可以发现，反映结构对等性的变量  $\varphi_{ij}$ <sup>②</sup> 系数为正且显著，表明中国与出口目的地的结构对等性每提高 0.01，中国的农产品相对出口预期增幅为 3.6%。这一结果说明体系层面的结构对等性与二元层面的资源禀赋等变量一样在国际贸易体系中发挥着至关重要的作用。

为了检验二元层面变量与体系层面的结构对等性之间的交互效应，在表 2 方程 3~7 中添加一系列结构对等性与资源禀赋变量的交互项<sup>③</sup>。结果发现，资源禀赋变量  $\ln K$  和  $\ln Land$  对农产品贸易的影响为负，结构对等性因素  $\varphi_{ij}$  对农产品贸易的影响依然为正，控制变量  $\ln Y$ 、 $\ln y$ 、 $\ln Dist$  等的估计结果均未发生实质性变化。这里本文只关注这些交互项的估计系数。在表 2 方程 7 中，结构对等性  $\varphi_{ij}$  和  $\ln K$  的交互项为正，表明结构对等性每增长 1%，会削弱资本禀赋差异对农产品贸易的影响预期，降低幅度达 2.29%，这与预期一致。在方程 7 中，结构对等性  $\varphi_{ij}$  和  $\ln Land$  的交互项的结果也为正，表明结构对等性因素每增长 1%，会削弱耕地资源对农产品贸易的影响预期，降幅约为 1.39%，与预期相符。从方程 6~7 可以看出，资源禀赋变量系数相较于前几个模型显著缩小，说明考虑了结构对等性因素以后，可有效降低资源禀赋差异约束被低估的情况。

简言之，表 2 的结果表明，与二元层面的资源禀赋差异的影响相比，体系层面的结构对等性因素也在中国农产品的双边贸易中发挥着重要的决定作用。中国在资本密集型和土地密集型农产品出口上不具有比较优势，但在考虑了来自贸易体系层面的结构对等性因素以后，这种比较劣势会有一定程度的缓和，物质资本和土地资源禀赋在农产品贸易中的作用程度有所减弱。中国与贸易国之间

<sup>①</sup>其它控制变量和虚拟变量的解释因篇幅所限和非本文主要关注点，在此不再赘述。

<sup>②</sup>在本文样本中，结构对等性变量  $\varphi_{ij}$  的取值范围为[0,1]，是一个连续变量。根据伍德里奇（2010）的建议，对于一个非对数连续变量  $x_j$  的泊松估计系数  $\beta_j$ ，表示变量  $x_j$  每变动 1 个单位， $100\beta_j$  大致表示了因变量  $y$  的预期变化的百分数，即  $\% \Delta E(y|x) \approx (100\beta_j) \Delta x_j$ 。

<sup>③</sup>其它二元层面变量非本文主要关注点，故而本文只报告了二元层面资源禀赋变量与结构对等性交互项的估计结果。

在贸易体系中的结构对等性水平越高，二元层面的资源禀赋差异对农产品贸易的抑制效应（由中国的资源禀赋特征决定）越低；反之，资源禀赋差异的影响将会越强。因此，体系层面的结构对等性是二元层面资源禀赋差异的一个替代因素，二者之间存在一种替代效应。结构对等性因素的存在削弱了中国农产品贸易对资源禀赋差异的依赖。

(二) 来自角色对等性对资源禀赋差异的分层效应

关于角色对等性对资源禀赋差异的影响的估计结果见表 3。首先，本文将进口国按照其在全球贸易体系中的不同位置划分为核心（*Core*）和非核心（*Noncore*）国。其中，依据世界贸易体系位置（核心度）指数中国被归类为核心国，这一划分与 Zhou（2013）相一致。进而将中国与进口国的贸易关系划分为核心—核心（以下简称 *C-C*）和核心—非核心（以下简称 *C-N*）两个样本组。其次，根据 Zhou（2013）的建议，采用世界贸易体系位置的三分法作为稳健性检验，估计结果见表 3 第 6~7 列，与两分法保持高度一致。为便于报告，下面以两分法的估计结果来解释分层效应。

表 3 第 2~5 列检验了二元层面资源禀赋差异等变量在不同层次国家对之间对中国农产品贸易的影响。在第 2~3 列，本文对资源禀赋差异等变量对核心—核心和核心—非核心两个样本组农产品贸易的影响分别进行了估计，除  $\ln K$  外，其它变量对农产品贸易的影响在方向上均未发生实质性变化。总体来讲，资本和土地资源禀赋上的差异对农产品贸易的作用程度，在 *C-C* 和 *C-N* 两个样本组中不同，这一结果也反映了中国农产品贸易中所表现的资源禀赋特征与事实（这也可从表 3 最后一行的零值占比中进一步得到证实）。

为进一步验证上述资源禀赋等变量在不同层次国家对之间影响的差异性是否统计上显著，表 3 第 4 和 5 列以核心—核心样本组作为参照组，引入两分法下国家对类型虚拟变量 *Dyad*，以及它与资源禀赋变量  $\ln K$  和  $\ln Land$  的交互项。可以发现，在这两组里，交互项的影响为负。根据第 5 列估计的系数，中国的相对资本劳动比每增长 1%，与核心—核心样本组相比，中国对非核心国家农产品的相对出口能力的预期将下降 0.21%。 $\ln Land$  对农产品贸易的影响为正，而交互项则为负。这一估计结果表明，与进口国为核心贸易国相比，相对耕地劳动比会削弱对非核心贸易国农产品相对出口能力的预期。

表 3 的估计结果验证了笔者的预期。尽管总体上二元层面的资源禀赋差异、地理距离以及关键控制变量相对市场规模和需求条件，对中国农产品贸易预期的影响会随着进口国在世界贸易体系中所处位置不同而有所差异，均产生了来自世界贸易体系角色对等性所带来的结构因素的分层效应，但是，这些因素在该结构因素的作用下，所产生的贸易分层效应在不同层次的进口国之间是不同的。

表 3 中国农产品贸易的 NBPML 回归结果：分层效应

解释变量	<i>C-C</i>	<i>C-N</i>	<i>C-N</i> ( <i>C-C</i> 为参照组)	<i>C-C</i>	<i>C-S</i>	
$\ln K$	0.597*** (0.178)	-0.217** (0.088)	-0.135 (0.098)	-0.141 (0.099)	-0.114 (0.400)	-0.381*** (0.074)
$\ln Land$	0.148*** (0.045)	0.029 (0.036)	0.230*** (0.047)	0.195*** (0.048)	0.420*** (0.075)	0.120*** (0.032)

<i>Dyad</i>	—	—	-0.075 (0.133)	-4.822*** (1.502)	—	—
<i>ln Y</i>	-0.643*** (0.063)	-0.958*** (0.037)	-0.797*** (0.032)	-0.809*** (0.032)	0.018 (0.106)	-0.823*** (0.031)
<i>ln y</i>	0.378*** (0.131)	0.830*** (0.086)	0.860*** (0.067)	0.875*** (0.067)	0.959*** (0.289)	0.983*** (0.071)
<i>ln Dist</i>	-0.820*** (0.124)	-0.120 (0.136)	-0.410*** (0.090)	-0.640*** (0.117)	0.190 (0.204)	-0.246** (0.111)
<i>Adj</i>	-1.148*** (0.243)	1.330*** (0.218)	0.929*** (0.151)	1.117*** (0.163)	-3.389*** (0.440)	1.353*** (0.176)
<i>Lang</i>	1.181*** (0.337)	N.A.	1.087*** (0.328)	1.245*** (0.341)	-1.419*** (0.450)	N.A.
<i>Col</i>	N.A.	-0.337 (0.452)	-0.581 (0.410)	-0.191 (0.425)	N.A.	-0.726* (0.432)
<i>WTO</i>	-1.999*** (0.305)	1.285*** (0.115)	0.656*** (0.095)	0.662*** (0.094)	N.A.	0.635*** (0.104)
<i>RTA</i>	0.413*** (0.138)	-2.001*** (0.214)	0.050 (0.124)	-0.117 (0.130)	1.541*** (0.224)	-0.737*** (0.154)
<i>Dyad × ln K</i>	—	—	-0.163** (0.075)	-0.210*** (0.076)	—	—
<i>Dyad × ln Land</i>	—	—	-0.170*** (0.057)	-0.140** (0.057)	—	—
<i>Dyad × ln Dist</i>	—	—	—	0.530*** (0.167)	—	—
常数项	24.397*** (1.258)	16.441*** (1.211)	18.746*** (0.800)	20.837*** (1.052)	12.613*** (1.837)	17.420*** (0.991)
极大似然估计	-51801.51	-78454.52	-130507.43	-130502.41	-28070.17	-101577.50
准 R <sup>2</sup>	0.005	0.005	0.007	0.007	0.006	0.006
似然比检验	19.693*** (0.000)	27.401*** (0.000)	24.283*** (0.000)	24.272*** (0.000)	19.826*** (0.000)	25.060*** (0.000)
观察值	8544	17088	25632	25632	4806	20292
零值占比	33.85	58.31	50.16	50.16	30.52	53.73

注：N.A.表示因存在多重共线性而自动剔除的变量；*C-S-P*是核心—半边缘—边缘结构的缩写；仅有科摩罗、几内亚比绍和圣多美普林西比3个国家为边缘国家；在进行负二项回归时，因多个变量存在共线性问题导致无法收敛，此处不再报告。

### （三）稳健性分析

在从中国农产品贸易角度研究资源禀赋差异和结构差异的影响的基础上，本文从以下两个方面

来考察上述估计结果的稳健性<sup>①</sup>：一是资源禀赋变量的不同度量；二是另一种零贸易值情况下的引力估计方法。

对于第一个方面，为了检验土地资源禀赋变量对农产品贸易的影响是否依赖于土地资源禀赋变量度量指标的选取，本文参照现有文献的做法（Fertő, 2005），利用人均可耕地面积差异（即中国与进口国的人均可耕地面积之比，取对数）作为资源禀赋差异的代理变量，代替上述回归中单位劳动力可耕地面积的度量方法进行稳健性分析，用  $\ln C_{ij}$  表示。对于第二个方面，本文试图采用两阶段 Heckman 样本选择模型（2SHS）做进一步的稳健分析。2SHS 已广泛应用于农产品引力文献中（Raimondi and Olper, 2011；Xiong and Beghin, 2012；Philippidis et al., 2013）。为解决识别问题，选择方程中至少需要有一个（双边的）解释变量从结果方程中剔除，该约束变量会影响中国农产品贸易的固定成本，但对贸易的可变成本没有或具有较小的影响。因此，本文参照 Philippidis et al. (2013) 等的做法，选取 *Lang* 和 *Col* 两个虚拟变量作为排除约束变量。为节省篇幅，上述第一个方面也运用 2SHS 模型进行估计，稳健性分析主要针对表 2 展开。

表 4 中国农产品贸易的 2SHS 回归结果：替代效应

解释变量	方程 1	方程 2	方程 3
$\ln K$	-0.576*** (0.150)	-0.554*** (0.122)	-0.781*** (0.160)
$\ln C$	0.157*** (0.045)	-0.229* (0.135)	-0.410** (0.163)
$\ln Y$	-0.566*** (0.090)	-0.557*** (0.091)	-0.469*** (0.090)
$\ln y$	0.507*** (0.108)	0.521*** (0.100)	0.380*** (0.114)
$\varphi_{ij}$	2.930*** (0.115)	2.748*** (0.114)	3.122*** (0.119)
$\ln Dist$	-0.567*** (0.191)	-0.438** (0.180)	-0.665*** (0.178)
<i>Adj</i>	-0.661** (0.264)	-0.598** (0.246)	-0.683*** (0.249)
<i>WTO</i>	-2.041*** (0.508)	-2.140*** (0.599)	-1.298** (0.534)

<sup>①</sup>在这一部分，本文考虑从引入工具变量、更换估计方法和替换指标 3 个方面对估计结果进行稳健性分析。对引入工具变量而言，由于本文采用的是非线性泊松估计，而对非线性回归的工具变量处理方法尚未找到相关的文献支撑。受条件和能力所限，本文从更换估计方法和替换指标两个方面，对上述结果展开稳健性检验。特别感谢赵颖博士提出这一点。

<i>RTA</i>	-1.986*** (0.159)	-1.965*** (0.160)	-2.028*** (0.150)
$\varphi_{ij} \times \ln K$	0.427*** (0.042)	—	0.977* (0.509)
$\varphi_{ij} \times \ln Land$	—	0.725*** (0.280)	1.128*** (0.335)
常数项	24.900*** (2.036)	23.829*** (2.480)	21.520*** (2.248)
逆米尔斯比	-3.872*** (1.378)	-4.005** (1.617)	-1.919 (1.469)
观察值	25632	25632	25632
设限观察值	12856	12856	12856

首先是资源禀赋变量的检验结果。在表 2 方程 2 的基础上将  $\ln Land$  替换为  $\ln C$ ，并引入结构对等性与  $\ln K$  和  $\ln C$  的交互项。估计结果显示，引入交互项之后  $\ln C$  对农产品贸易的影响为负， $\ln K$ 、 $\varphi_{ij}$  和其它控制变量的系数未发生实质性变化。资源禀赋变量与结构对等性之间的交互项依然显著为正，这一估计结果再次证实了资源禀赋差异与结构对等性之间替代效应的存在。其次，笔者发现，运用 2SHS 模型进行估计的结果与上述采用 NBPML 模型的极大似然估计的结果相比，2SHS 模型可能会导致回归系数的低估，XiongandBeghin (2012) 和 Philippidis et al. (2013) 也得出了类似的结果。另外，重要的一点是，2SHS 模型的第一阶段选择方程得出的逆米尔斯比率为负且不显著，这一结果反映了本文所关注的研究样本并不存在选择性偏差。有鉴于此，本文不再报告 2SHS 模型对分层效应的进一步检验结果。就这一点而言，Heckman 模型更进一步证实了上文所采用的 NBPML 估计结果的可靠性。

## 五、结论与讨论

本文利用 UN-Comtrade 和 CEPII 2007~2016 年 SITC-4 位数农产品贸易数据，在新古典资源禀赋理论 (H-O) 框架下，利用社会网络分析工具和广义引力模型，检验了二元层面资源禀赋差异与体系层面结构差异对中国农产品贸易的影响。

从结构对等性的估计结果来看，资源禀赋差异和结构对等性在中国农产品贸易中均发挥着重要的决定性作用。单纯考虑传统的资源禀赋，中国农产品对外贸易在资本和土地上并不具有比较优势，只是在劳动力禀赋上的比较优势较为显著。引入体系层面的结构对等性之后可以发现，在控制其它因素不变的情况下，结构对等性会削弱新古典 H-O 理论中二元层面上资本和土地对中国农产品贸易的影响。也就是说，中国可以有意识地选择与结构相似性水平高的国家开展农产品贸易，这能在相当程度上缓解资本和土地等资源禀赋的约束作用，从而减少农产品贸易对资源禀赋的依赖。从角色对等性的结果来看，中国与处于世界体系不同位置上的国家之间的农产品贸易，资本和土地所产生的影响不同：资本禀赋差异对非核心贸易伙伴国的农产品贸易的抑制作用显著大于核心国，而土地

禀赋差异的影响则相反，对核心国的影响大于非核心国。简言之，就农产品贸易的影响因素来看，体系层面的结构差异对二元层面的资源禀赋产生了显著的替代效应和分层效应。当然，这两种效应的显著性仅是统计意义上而非经济意义上的，上述估计结果反映了经验上尝试性拓展现有文献的可能性，以及现实上所映射的政策含义。

在理论层面，本文从一个新的研究视角，试图拓展现有从二元视角解释 H-O 理论的实证文献，将贸易国嵌入全球贸易体系背景中，引入体系层面的结构因素对贸易的影响，就本文所关注的中国农产品贸易的样本而言，研究结果证实了结构差异因素在贸易中的作用以及与新古典框架下资源禀赋差异之间存在的相互作用机制，即验证了上文所提出的两个待检效应：替代效应和分层效应，从而拓展了传统农业经济研究中二元经济交换的观点，提高了资源禀赋理论在农产品贸易中的解释力。

在现实层面，本文的估计结果为中国农产品对外贸易提供了一定的启发和引申含义。和前人的研究一样，本文认为资本和土地等二元层面因素是中国农产品国际竞争力难以提高的制约因素。但是，如果将中国农产品贸易嵌入世界贸易体系，结构差异通过替代和分层效应能够大大降低中国农产品贸易对资本和土地等资源禀赋的依赖，而且处于不同位置的国家，其影响各不相同。从而，中国在对内调整农产品生产布局、优化农产品贸易政策，对外选择农产品贸易伙伴国以及自贸区谈判中的农产品贸易策略时，不能孤立地只考虑中国自身的情况，还应充分考虑结构因素的影响，扬长避短，充分发挥本国的资源禀赋优势。

#### 参考文献

1. 卢锋、梅孝峰，2001：《“入世”农业影响的省区分布研究》，北京大学中国经济研究中心内部讨论稿系列 No.C2001001。
2. 卢锋，1997：《比较优势与食物贸易结构——我国食物政策调整的第三种选择》，《经济研究》第 2 期。
3. 伍德里奇，2010：《计量经济学导论》，费剑平译，北京：中国人民大学出版社。
4. Aksoy, A., and N. G. Franics, 2010, “The Evolution of Agricultural Trade Flows”, *Policy Research working paper*, WPS 5308: 1-35.
5. Bergstrand, H., 1989, “The Generalized Gravity Equation Monopolistic Competition and the Factor-Proportions Theory in International Trade”, *Review of Economics and Statistics*, 71(1):143-153.
6. Burger, M. J., F. Van Oort, and G. J. Linders, 2009, “On the Specification of the Gravity Model of Trade: Zeros, Excess Zeros and Zero-Inflated Estimation”, *Spatial Economic Analysis*, 4(2):167-190.
7. Cabral, C., R. Falvey, and C. Milner, 2013, “Endowment Differences and the Composition of Intra-Industry Trade”, *Review of International Economics*, 21(3):401-418.
8. Chaney, T., 2014, “The Network Structure of International Trade”, *American Economic Review*, 104(11):3600-3634.
9. Clark, R., and J. Beckfield, 2009, “A New Trichotomous Measure of World-System Position Using the International Trade Network”, *International Journal of Comparative Sociology*, 50(1):5-38.
10. Cuñat, A., and C. Fons-Rosen, 2013, “Relative Factor Endowments and International Portfolio Choice”, *Journal of the*

*European Economic Association*, 11(1): 166-200.

11.Feenstra, C., J. R. Markusen, and A. K. Rose, 1998, "Understanding the Home Market Effect and the Gravity Equation: The Role of Differentiating Goods", *NBER Working Paper*, No.6804: 1-25.

12.Fertő, I., 2005, "Vertically Differentiated Trade and Differences in Factor Endowment: The Case of Agri-Food Products between Hungary and the EU", *Journal of Agricultural Economics*, 56(1):117-134.

13.Hummels, D., 2001, "Toward a Geography of Trade Costs", *GTAP Working Paper*, No.17: 8.

14.James, M., and B. T. Elmslie, 1996, "Testing Heckscher-Ohlin-Vanek in the G-7", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 132(1):139-159.

15.Kim, S., and E. H. Shin, 2002, "A Longitudinal Analysis of Globalization and Regionalization in International trade: A Social Network Approach", *Social Forces*, 81 (2): 445-468.

16.Kim, S., and J. Skvoretz, 2010, "Embedded Trade: A Third Party Effect", *Social Science Quarterly*, 91(4):964-983.

17.Koo, W. W., and C. S. Anderson, 1988, "Effects of Resource Endowments on Agricultural Trade", *Agricultural Economics Report*, No.239: 1-20.

18.Lee, C., D. Wills, and G. Schluter, 1988, "Examining the Leontief Paradox in US Agricultural Trade", *Agricultural Economics*, 2(3):259-272.

19.Li, X. L., 2012, "Technology, Factor Endowments and China's Agricultural Foreign Trade: A Neoclassical Approach", *China Agricultural Economic Review*, 4(1):105-123.

20.Philippidis, G., H. Resano-Ezcaray, and A. I. Sanjuán-López, 2013, "Capturing Zero-Trade Values in Gravity Equations of Trade: An Analysis of Protectionism in Agro-Food Sectors", *Agricultural Economics*, 44(2):141-159.

21.Raimondi, V., and A. Olper, 2011, "Trade Elasticity, Gravity and Trade Liberalisation: Evidence from the Food Industry", *Journal of Agricultural Economics*, 62(3):525-550.

22.Schott, K., 2003, "One Size Fits All? Heckscher-Ohlin Specialization in Global Production", *American Economic Review*, 93(3):686-708.

23.Schumacher, D., and B. Siliverstovs, 2006, "Home-Market and Factor-Endowment Effects in a Gravity Approach", *Review of World Economics*, 142(2):330-353.

24.Serrano, R., and V. Pinilla, 2012, "The Long-Run Decline in the Share of Agricultural and Food Products in International Trade: A Gravity Equation Approach to Its Causes", *Applied Economics*, 44(32):4199-4210.

25.Uzzi, B., 1996, "The Sources and Consequences of Embeddedness for the Economic Performance of Organizations: The Network Effect", *American Sociological Review*, 61 (4): 674-698.

26.Wu, T. T., 2012, "An Investigation of the Leontief Paradox using Canadian Agriculture and Food Trade: An Input-Output Approach", *Theses of Master of Science*, McGill University.

27.Xiong, B., and J. Beghin, 2012, "Does European Aflatoxin Regulation Hurt Groundnut Exporters from Africa?", *European Review of Agricultural Economics*, 39(4):589-609.

28.Zhou, M., 2013, "Substitution and Stratification: The Interplay between Dyadic and Systemic Proximity in Global

Trade, 1993–2005”, *The Sociological Quarterly*, 54(2):302-334.

29. Zhou, M., and C. Park, 2012, “The Cohesion Effect of Structural Equivalence on Global Bilateral Trade, 1948–2000”, *International Sociology*, 27(4):502-523.

(作者单位: <sup>1</sup>湖北经济学院经济与贸易学院;

<sup>2</sup>中国社会科学院人口与劳动经济研究所;

<sup>3</sup>中国社会科学院工业经济研究所)

(责任编辑: 云 音)

## Resource Endowment, Structural Differences and Agro-food Trade

Qiao Changtao Fu Hong Tao Zhensheng Wang Jinwei

**Abstract:** Under the framework of the Neoclassical Resource Endowment Theory, this article introduces the social network analysis tool based on Bergstrand’s generalized gravity model, and uses UN-Comtrade and CEPII’s SITC-4 digit data of China’s agricultural import and export trade from 2007 to 2016. It applies the Poisson quasi-maximum likelihood estimator to examine the impact and functional mechanism of resource endowment differences at the dual level and structural differences at the system level on agricultural trade. The study finds that, in addition to the traditional dual level of resource endowment differences, the systematic structural differences have a significant impact on agricultural trade through substitution effect and segregation effect. The existence of structural equivalence has weakened the dependence of agricultural product trade on traditional resource endowments. Role equivalence explains significant differences in the impact of resources endowment on trade core countries and non-core ones. Specifically speaking, agricultural trade between countries with high structural similarity can alleviate the constraints of resource endowments such as capital and land to a considerable extent. In the agro-food trade between countries with different positions in the world system, the effect of capital endowment differences on agricultural trade in non-core trading partners is significantly greater than that of core countries, while the effect of land endowment differences is opposite, which means the impact on core countries is greater than that of non-core countries.

**Key Words:** Resource Endowment; Structural Factor; Substitution Effect; Stratification Effect