

中国与“一带一路”国家农业合作实现途径*

龚斌磊

摘要：本文利用1962~2016年间全球107个国家的农业面板数据，构建全球农业空间生产模型，并在此框架下探索中国与“一带一路”沿线国家在农业领域实现互利共赢的合作途径。实证结果表明，中国与“一带一路”沿线国家间的双向溢出效应均为正，且均明显高于世界平均水平，这是双方合作的基础，也体现了“一带一路”倡议的科学性和前瞻性。在“一带一路”倡议的背景下，存在两条途径加速中国与沿线国家的农业高质量发展：一是增加农产品国际贸易，使双方都能从对方的农业增长中获得更大的单位溢出效应；二是通过双边贸易、农业科技援助、基础设施援建等措施，帮助沿线国家提高农业生产率，同时扩大这些国家对中国农业的总体溢出效应，从而真正做到互利共赢，构建人类命运共同体。

关键词：“一带一路”倡议 农业生产率 空间生产函数

中图分类号：F313 **文献标识码：**A

一、引言

“一带一路”倡议旨在促进中国及沿线国家之间的优势互补，实现合作共赢。十九大报告中五次提及“一带一路”，该倡议是中国目前和未来相当长的一段时间内全方位对外开放的战略布局，势必对中国与沿线国家的政治、经济和文化都产生全方位的深远影响。作为古代陆上和海上“丝绸之路”的核心，农业仍然是新时期“一带一路”倡议的关键抓手之一，在促进中国与沿线国家之间的经济发展、深化互利合作、甚至是增进文化交流方面都扮演着重要角色。2018年中央一号文件也明确提出，“要深化与‘一带一路’沿线国家和地区的农产品贸易关系”。在此形势下，中国农业借好“一带一路”东风，利用好沿线国家的农业资源和市场环境，真正把引进来和走出去并重的战略落

*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“改进型全要素生产率视角下中国农业增长的驱动机制与优化路径”（项目编号：71903172）、教育部人文社会科学研究青年基金项目“区域自给还是适度差异化发展：省际竞争对中国农业的影响研究”（项目编号：18YJC790034）、中央基本科研业务费专项资金浙江大学公共管理学院科研创新发展专项“中国与‘一带一路’国家间农业合作的内在动力与实现途径”的资助。感谢罗必良、钱文荣、张俊飏等老师的帮助和建议。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见。

到实处，成为现实而紧迫的问题。因此，探讨中国与“一带一路”沿线国家间农业生产的互利共赢路径，将具有重要的现实意义，并为政策设计提供学术依据。

然而，目前对“一带一路”战略的相关研究，特别是将该战略的实施与中国农业生产相结合的研究仍显不足。在“一带一路”战略的研究方面，申现杰、肖金成（2014）分析了中国实施“一带一路”建设的重要战略意义，并对“一带一路”战略建设重点进行了相关思考。张莱楠（2015）着重分析了实施“一带一路”战略过程中面临的风险和挑战，并从理念、模式、战略等角度提出全面深化“一带一路”战略的政策建议。在农业合作方面，宋双双（2014）强调了在“一带一路”战略下开展对外农业合作的重要意义，并分析了“一带一路”沿线国家的优势农业资源；张芸等（2015）则重点分析了中国与中亚国家农业合作的潜力和重点领域。这些研究主要是宏观地描述“一带一路”战略的现状和前景展望，缺乏数据支撑。徐梁（2016）利用国际贸易数据，测算了中国与“一带一路”沿线国家的贸易互补性关系，但未在全球多边关系的框架下进行分析，忽视了非“一带一路”沿线国家的因素。李兵、颜晓晨（2018）利用全球数据分析了中国与“一带一路”沿线国家双边贸易的优势，但其研究重点是公共安全领域而非农业领域。在利用全球农业数据的相关研究中，Coelli and Rao（2005）利用数据包络分析法（DEA）测算了1980~2000年93个国家的农业生产率，Headey et al.（2010）则使用随机前沿分析法（SFA）测算了1970~2001年88个国家的农业生产率。这些研究均使用了联合国粮食及农业组织（FAO）的农业投入产出数据，虽然覆盖了全球主要国家（包括“一带一路”沿线国家和其他国家），但未考虑到国与国之间由于贸易合作等因素产生的相互影响，也未聚焦中国与“一带一路”沿线国家的战略合作。综上，相关学术准备的不足无疑成为制约政策设计的直接因素。因此，准确度量各国农业生产间的相互影响，特别是中国与“一带一路”沿线国家间农业生产的溢出效应，进而分析共同提高双方农业产出水平的途径，具有紧迫的现实意义和重要的政策参考价值。

鉴于此，本文将利用1962~2016年间全球107个主要国家的农业面板数据，构建两维度农业空间生产模型，旨在全面测算国与国之间农业生产的相互影响，并着重考察中国与“一带一路”沿线国家间的溢出效应。此外，本文构建农业生产率决定模型，探索提高中国与“一带一路”沿线国家农业生产率的有效途径。实证结果表明，全球农业生产存在正向溢出效应，其中中国与“一带一路”国家的溢出效应大大高于世界平均水平，因此双方均存在优先与对方合作的动力。在国家“一带一路”倡议的战略背景下，存在两条途径可以加速中国与沿线国家共同的农业发展：一是增加中国与沿线国家的农产品国际贸易，使双方都能从对方的农业增长中获得更大的单位溢出效应；二是通过双边贸易、农业科技援助、基础设施援建等措施帮助“一带一路”沿线国家提高农业生产率和农业产值，进而在单位溢出效应不变的情况下，扩大这些国家对中国农业的总体溢出效应。本文可能的创新之处在于：①在构建农业生产函数时，同时考虑由于地理和贸易原因带来的相互影响和溢出效应，从而更全面地刻画农业投入产出关系，并更准确地测算农业生产率；②在全球农业多边关系的框架下分析中国和“一带一路”沿线国家农业合作的优势，为“一带一路”战略找到理论和实证依

据；③从增强溢出效应和提高农业生产率两方面，给出进一步促进中国与“一带一路”国家农业提质增效的有效途径。本文剩余部分安排如下：第二部分为模型构建，第三部分为数据描述，第四部分为结果讨论，第五部分为政策启示。

二、实证模型设定

本文将空间计量模型引入全球农业生产函数，控制国与国之间农业生产的两维度相互影响，以此估计中国与“一带一路”沿线国家间的溢出效应，并与世界平均水平比较。同时，农业生产函数能测算各国农业全要素生产率（TFP）。在此基础上，本文利用农业生产率决定模型，寻找提高中国与“一带一路”沿线国家农业 TFP 和产出水平的有效途径。

（一）全球农业空间生产模型

一些研究（吴玉鸣，2010；王珏等，2010；潘文卿，2012；Gong，2017；龚斌磊、张书睿，2019）将空间相关性引入生产函数模型，旨在刻画生产过程中各生产主体之间的相互影响，并估计空间溢出效应。本文将一般空间模型（general spatial model, GSM）引入生产模型，从而避免依赖先验假定的特殊模型形式（例如，空间自回归模型或者空间误差模型）。此外，GSM 可以同时控制个体之间因变量 y_{it} 和误差项 ε_{it} 的相互作用，前者能反映各国农产品之间的流动和竞争，后者能控制气候等不确定因素造成的空间相关性^①。基于此，本文使用的全球农业空间生产模型表达式如下：

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N \omega_{ij} y_{jt} + X_{it} \beta + \alpha + \gamma T + \delta P + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N \omega_{ij} \varepsilon_{jt} + v_{it} \quad (2)$$

（1）式和（2）式中， y_{it} 是国家 i 在第 t 年的农业产出的对数，向量 X_{it} 表示各类农业投入要素使用量的对数； ω_{ij} 是空间加权矩阵 W 中第 i 行第 j 列的元素，用以反映国家 i 与国家 j 之间的相关性； ρ 和 λ 分别衡量国家之间被解释变量和随机扰动项的相互作用； α 是截距， v_{it} 是独立同分布的随机扰动项， ε_{it} 表示由空间加权矩阵 W 和未知系数 λ 指定的空间自相关扰动向量。 T 是时间虚拟变量，可以测算农业技术进步， P 是地区虚拟变量。在（1）式中，投入要素可能存在内生性问题（Gong，2018a）。本文采用 Amsler et al.（2016）的控制方程法，对每种投入要素进行内生性检验，并参照 Guan et al.（2009）和 Gong（2016），对存在内生性问题的投入要素，用其滞后项作为工具变量进行修正。

本文利用文献中常见的地理距离和经济距离两种方法构建空间加权矩阵 W 。首先，任意两国的相关性与两国地理距离远近关系密切。Kelejian et al.（2013）认为，相邻国家之间的相互影响更大。许多学者（Curtis and Hicks，2000；Roe et al.，2002）利用地理距离来衡量国家间的相关性。在世界

^①本文也尝试了自变量间存在空间交互作用的 Durbin 模型，但赤池信息准则（AIC）结果显示 GSM 的拟合程度优于 Durbin 模型。

农业生产率研究中，地理加权矩阵（ W_1 ）中第 i 行第 j 列的元素 ω_{ij}^1 通常为国家 i 与国家 j 之间欧氏距离的倒数（Gaigné et al., 2011; Isik, 2004）。其次，任意两国的相关性，与两国之间经济交往的密切程度有关，通常用双边贸易额来衡量（Druska and Horrace, 2004; Han et al., 2016）。与地理距离相比，经济距离能够解释相距较远但经济来往密切的国家之间的相关性。例如，中美两国相距甚远，但两国贸易和经济交流密切，因此两国的相互影响较大。在世界农业生产率研究中，经济加权矩阵（ W_2 ）中第 i 行第 j 列的元素 ω_{ij}^2 通常为国家 i 与国家 j 在一定时期内的平均双边贸易额。

按照惯例，将地理加权矩阵 W_1 和经济加权矩阵 W_2 中的每行进行标准化，使每行加总均为 1，并将 W_1 和 W_2 对角线上的元素均赋值为零。地理和经济维度的间接效应分别为 $(I - \rho_1 W_1)^{-1} \beta_1$ 与 $(I - \rho_2 W_2)^{-1} \beta_2$ 对角线外行加总的均值。间接效应反映个体对其他个体的影响，许多学者（LeSage and Pace, 2009; Gong, 2018b）将其视为衡量溢出效应的变量。在农业领域，正向溢出效应主要是受益于技术扩散，负向溢出效应来自竞争等因素导致农产品价格的下降，实际总体溢出效应取决于两者的相对大小。

采用地理加权矩阵 W_1 和经济加权矩阵 W_2 的空间生产函数都是从单一维度考虑国家之间的相关性，无法全面综合考虑地理和经济双维度下农业的投入产出关系。模型平均法（model averaging method）可以根据国家间地理和经济维度相关性解释各国农业投入产出关系的能力大小赋予不同权重，从而同时考虑两个维度的相关性，获得更准确的估值。本文将借鉴 Hansen and Racine（2012）和龚斌磊（2018），使用刀切模型平均法（jackknife-based model averaging method）赋予两个维度空间模型相应的权重。基于弃一法交叉验证准则（“leave-one-out” cross-validation criterion），对于每个候选模型 m ，刀切模型平均法首先估计农业产出的刀切拟合值 $\hat{y}^m = (\hat{y}_1^m, \dots, \hat{y}_n^m)$ ，其中 \hat{y}^m 是从样本中剔除 i 国后估计农业生产模型，进而拟合出的 i 国农业产出。假定权重 w 是地理维度的权重，则刀切权重 w^* 是在交叉验证准则下的最优权重：

$$w^* = \operatorname{argmin} CV_n(w) = \frac{1}{n} \hat{e}(w)' \hat{e}(w) = \frac{1}{n} (y - w\hat{y}^1 - (1-w)\hat{y}^2)' (y - w\hat{y}^1 - (1-w)\hat{y}^2) \quad (3)$$

(3) 式中， $\hat{e}(w)$ 是加权平均残差， w 是地理维度的权重， $1-w$ 是经济维度的权重， \hat{y}^1 是地理空间生产模型计算的刀切拟合值， \hat{y}^2 是经济空间生产模型计算的刀切拟合值。使用上述刀切模型平均法的优点在于：首先，可以同时考虑地理和经济相关性对农业生产的影响，从而更加准确地刻画农业生产过程、测算农业 TFP；其次，用地理矩阵和经济矩阵配合刀切权重，可以计算出各国对中国农业生产综合影响的大小，并能进一步分析“一带一路”沿线国家对中国农业的影响。

综上，本文构建的两维度全球农业空间生产模型如下：

$$y_{it} = w^* \left(\rho_1 \sum_{j=1}^N \omega_{ij}^1 y_{jt} + X_{it} \beta_1 + \alpha_1 + \gamma_1 T + \delta_1 P + \varepsilon_{it}^1 \right) + (1-w^*) \left(\rho_2 \sum_{j=1}^N \omega_{ij}^2 y_{jt} + X_{it} \beta_2 + \alpha_2 + \gamma_2 T + \delta_2 P + \varepsilon_{it}^2 \right) \quad (4)$$

$$\varepsilon_{it}^m = \lambda_m \sum_{j=1}^N \omega_{ij}^m \varepsilon_{jt}^m + v_{it}^m, \forall m = 1, 2 \quad (5)$$

(二) 全球农业全要素生产率决定模型

农业 TFP 是衡量农业竞争力的重要指标 (冯海发, 1990; 陈卫平, 2006; 全炯振, 2009; 司伟、王济民, 2011; 尹朝静等, 2016)。通过 (4) 式和 (5) 式可以得到每个国家以索洛余值计算的农业生产率 $TFP_{it} = \hat{w}^* (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 T + \hat{\delta}_1 P + \hat{\varepsilon}_{it}^1) + (1 - \hat{w}^*) (\hat{\alpha}_2 + \hat{\gamma}_2 T + \hat{\delta}_2 P + \hat{\varepsilon}_{it}^2)$ 。本文建立全球农业全要素生产率决定模型, 旨在考察科研投入 (R&D)、国际贸易等因素对农业 TFP 的作用, 从而为通过推进“一带一路”战略, 提高中国和沿线国家农业竞争力找到有效投资途径和政策着力点。本文所要建立的全球农业全要素生产率模型如下式所示:

$$TFP_{it} = \alpha + \beta_1 R \& D_{it} + \beta_2 Trade_{it} + \tau Z + \gamma I + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(6) 式中, TFP_{it} 是 i 国在 t 时期农业 TFP 的对数形式。 $R \& D_{it}$ 是 i 国在 t 时期农业科研投入存量占农业产出的比例, 体现该国农业科技水平。 $Trade_{it}$ 是 i 国在 t 时期农业国际贸易总额。 Z 控制时间固定效应, I 控制地区固定效应, ε 是残差。

考虑到不同国家的农业全要素生产率也可能存在相互影响, 本文利用国家间地理距离构建空间加权矩阵, 将一般空间模型 (GSM) 引入生产率决定模型 ((6) 式), 以检验空间相关性是否在第一步的生产函数中得到完全控制。此外, (6) 式可能存在来自遗漏变量和反向因果问题的内生性。对于前者, 本文通过加入灌溉比例、种植业比例、耕地比例等控制变量予以处理。对于后者, 文献中提到国际贸易可能存在内生性问题 (Gong, 2018c)。本文遵循 Chanda and Dalgaard (2008) 和 Madsen (2009), 利用总人口和人均农业产出作为工具变量, 通过两阶段最小二乘法 (2SLS) 解决国际贸易的内生性问题。

三、数据来源与描述性统计

本文收集了 1962~2016 年全球 107 个国家的农业面板数据, 其中包括 25 个“一带一路”沿线国家。2016 年, 这 107 个国家的农业总产值占全球农业总产值的 89%, 人口占全球人口的 89%。各国农业投入要素和产出指标的选取和数据均源自美国农业部世界农业生产率数据库 (International Agricultural Productivity) 和联合国粮食及农业组织数据库 (FAOSTAT)。其中, 农业产出采用以 2005 年不变价格的国际元计算的农业总产值^①, 劳动投入采用农业从业人数计算, 土地投入采用耕地面积当量计算, 农机投入采用 2 轮 40-CV 拖拉机当量计算, 化肥投入采用 N, P₂O₅, K₂O 化肥折纯量计算, 牲畜投入采用存栏牛当量计算, 饲料投入采用干草饲料的可代谢总能量计算。

^① “国际元”是多边购买力平价比较中将不同国家货币转换为统一货币的方法 (世界银行给出的定义请见 <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/114944-what-is-an-international-dollar>)。在国际贸易中利用国际元比利用美元更能体现不同国家农业产出水平的高低。本文利用的美国农业部世界农业生产率数据库 (International Agricultural Productivity) 和联合国粮食及农业组织数据库 (FAOSTAT) 均汇报了以国际元计的各国农业产出。

除了上述投入产出数据，全球农业空间生产模型还需要国与国之间地理距离和双边贸易数据来构建地理加权矩阵和经济加权矩阵。国与国之间的地理距离来自法国前景研究与国际中心（CEPII）的 GeoDist 数据库。国与国之间的双边农产品贸易额来自 NBER-UN 数据库和 CEPII-BACI 数据库。国家层面的国际贸易总额也来自 NBER-UN 数据库和 CEPII-BACI 数据库。农业科技投入（R&D）数据来自国际食物政策研究所（IFPRI）的 ASTI 数据库、经济合作与发展组织（OECD）的 GERD 数据库、Pardey and Roseboom（1989）、Alston et al.（1999）和 Pardey et al.（2016）。值得注意的是，农业科技投入不但能影响当年的农业产出，也能影响未来一段时间内的农业生产（例如，对农业机械的科研投入，使得新一代的农业机械更加有效，从而可以提高未来很长时间的农业生产效率），但上述农业 R&D 数据体现的是历年农业科技投入的流量而非存量。因此，本文利用经典的永续盘存法（perpetual inventory method）将其转化为存量（Berlemann and Wesselhöft, 2014），其中，遵照 Esposti and Pierani（2003）使用 20%的世界农业 R&D 折旧率。此外，灌溉比例和耕地比例数据来自美国农业部的世界农业生产率数据库，种植业比例数据来自联合国粮食及农业组织（FAO），总人口数据来自世界银行，人均农业产值由农业总产值除以总人口得出。

表 1 是 1962~2016 年全球 107 个国家农业相关数据的统计表。在农业产出方面，以 2005 年不变价格计算的农业总产值，各国均值是 122.9 亿国际元，其中种植业比例为 63.6%、畜牧业比例为 36.4%。在农业投入方面，各国平均农业从业劳动力为 800 万人，平均耕地面积为 1510 万公顷，平均农业机械拥有量按 2 轮 40-CV 拖拉机当量计算为 20 万辆，平均化肥施用量为 90 万吨，平均牲畜投入按存栏牛当量计算为 1.4 千万头，平均使用饲料 22.8 万亿卡路里。国际贸易方面，上述国家年均农产品国际贸易额为 66.4 亿国际元（按 2005 不变价格计算）。科技投入方面，农业 R&D 存量占产出的比例平均为 15.3%。农业土地中，平均有 10.6%的土地拥有灌溉设施，85.6%的土地为耕地。此外，上述国家平均人口为 4170 万，人均农业产值为 334.6 国际元。

表 1 关键变量的描述性统计

变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值
农业产出	亿国际元（2005不变价格）	122.9	396.9	0	6285
劳动投入	百万人	8.0	35.7	0.0	391
土地投入	百万公顷	15.1	43.9	0.0	333
农机投入	百万辆	0.2	0.8	0.0	13.1
化肥投入	百万吨	0.9	3.7	0.0	55.0
牲畜投入	千万头存栏牛当量	1.4	3.7	0	30.4
饲料投入	万亿卡路里	22.8	75.8	0.0	1113
农产品国际贸易总额	亿国际元（2005不变价格）	66.4	185.0	0.0	2726
农业R&D比例	%	15.3	75.3	0.0	3477
灌溉比例	%	10.6	11.7	0.0	71.3
种植业比例	%	63.6	21.5	0.9	95.6
耕地比例	%	85.6	15.5	0.0	100

总人口	百万人	41.7	139.7	0.2	1380
人均农业产值	国际元（2005不变价格）	334.6	293.1	4.7	2582

四、估计结果分析

本文首先利用 Amsler et al. (2016) 的控制方程法, 发现生产函数中加入六种投入要素的残差后, 这六个残差的对应系数均在 5% 的水平上显著 (劳动、土地、农机、化肥、牲畜和饲料残差对应系数的 p 值分别为 0.003、0.004、0.000、0.000、0.016 和 0.007), 说明六种投入要素均存在内生性问题。因此, 参照 Guan et al. (2009) 和 Gong (2016), 利用各投入要素的滞后项作为工具变量进行修正。其次, Breusch-Pagan LM 检验结果 (z 值为 -3.003, 对应 p 值为 0.003) 和 Pesaran CD 检验结果 (卡方值为 77348, 对应 p 值为 0.000) 均在 1% 水平上统计显著, 说明国家间农业生产存在相关性。然后, 本文使用地理和经济两个维度的空间加权矩阵构建空间生产函数, 所得莫兰指数 I (Moran's I) 的结果 (地理维度: Moran's I=0.033, p 值=0.000; 经济维度: Moran's I=0.029, p 值=0.000) 均在 1% 水平上统计显著, 验证了全球各国农业生产在上述两个维度均存在空间相关性, 因此有必要利用空间计量模型估计农业生产函数。基于此, 本文分别利用地理加权矩阵和经济加权矩阵, 配合刀切模型平均法, 构建两维度全球农业空间生产模型, 以此估计溢出效应和农业 TFP。

(一) 生产函数与溢出效应

表 2 给出了包含地理和经济两个维度的空间计量模型回归结果。第 (1) 列和第 (2) 列表明, 六种农业投入要素在两种空间计量模型中均在 1% 水平上统计显著。运用刀切模型平均法, 以地理距离和经济距离作为空间加权矩阵的两种空间计量模型的权重分别为 0.73 和 0.27。利用该刀切权重, 得出了第 (3) 列两维度全球农业空间生产模型的回归结果: 劳动力弹性系数为 0.125, 表明一国的农业劳动力投入增加 1% 将直接提升 0.125% 的本国农业产出; 土地弹性系数为 0.352, 表明一国的农业用地增加 1% 将直接提高本国 0.352% 的农业产出; 农机弹性系数为 0.042, 表明一国的农业机械增加 1% 将直接导致本国农业增产 0.042%; 化肥弹性系数为 0.093, 表明一国的化肥施用量增加 1% 能直接提高 0.093% 的本国农业产出; 牲畜弹性系数为 0.275, 表明一国的牲畜存栏量增加 1% 将直接提升 0.275% 的本国农业产出; 饲料弹性系数为 0.112, 表明一国的饲料投入增加 1% 将直接导致本国农业增产 0.112%。作为对比, 第 (4) 列给出了不考虑空间相关性的全球农业生产函数估计结果。

表 2 空间计量模型回归结果

	地理空间模型	经济空间模型	两维度空间模型	传统非空间模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
劳动投入	0.136*** (0.009)	0.097*** (0.009)	0.125*** (0.009)	0.088*** (0.009)
土地投入	0.339*** (0.011)	0.387*** (0.011)	0.352*** (0.011)	0.390*** (0.011)
农机投入	0.040***	0.049***	0.042***	0.047***

	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
化肥投入	0.093***	0.094***	0.093***	0.094***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
牲畜投入	0.279***	0.265***	0.275***	0.268***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.011)
饲料投入	0.113***	0.108***	0.112***	0.113***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
年份	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制
截距	5.214***	5.308***	5.239***	5.212***
	(0.048)	(0.041)	(0.046)	(0.040)
样本数	5885	5885	5885	5885
刀切模型权重	0.73	0.27	—	—

注：括号内是回归系数的标准误；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。第（1）列和第（2）列是（1）式中利用不同空间加权矩阵所得出的计量结果；第（3）列是（4）式所得出的计量结果；第（4）列是不考虑空间相关性的传统生产函数模型结果。

表 3 给出了全球农业生产的总体溢出效应，其中第（1）～（3）列的溢出效应分别由表 2 的第（1）～（3）列的空间计量模型所对应给出。表 3 中第（1）列和第（2）列分别显示，农业生产在地理和贸易维度均存在显著的正向溢出效应。正向溢出效应主要源自技术扩散。在地理维度：一方面，距离较近的国家之间交通便利，有利于信息的传递和技术的扩散；另一方面，距离较近的国家在资源禀赋、气候环境和文化等方面较为相似，有利于同类技术的推广。在贸易维度：一方面，农产品进口不但带来外国农产品，也带来了生产这些农产品的信息与技术；另一方面，农产品出口过程中，本国生产者需要满足外国买家的要求，因此需要更新技术、提高管理效率（Grossman and Helpman, 1993）。综上，地理距离越近的国家间和双边贸易量越大的国家间，正向溢出效应越大。表 3 的第（3）列显示，同时考虑地理和经济相关性的情况下，全球农业生产存在显著的正向溢出效应，这说明通过投资帮助他国发展农业，将有利于中国农业的发展，而且这种正向影响将随中国与外国双边农产品贸易额的增加而扩大。当其余 106 个国家的农业产值都增长一倍时，中国农业产值受溢出效应的影响，能够提高 3.7%。

表 3 全球农业总体溢出效应

变量	地理溢出效应	经济溢出效应	加权平均溢出效应
	(1)	(2)	(3)
劳动投入	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
土地投入	0.012** (0.005)	0.018*** (0.009)	0.014** (0.006)

农机投入	0.001** (0.000)	0.002*** (0.001)	0.001** (0.001)
化肥投入	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)
牲畜投入	0.009*** (0.004)	0.012*** (0.006)	0.010** (0.005)
饲料投入	0.004*** (0.001)	0.005*** (0.002)	0.004*** (0.001)
总和	0.034*** (0.007)	0.046*** (0.011)	0.037*** (0.008)

注：括号内是回归系数的标准差；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

但随之而来的问题是，中国应该优先和哪些国家合作，从而获得更大的利益？或者说，提倡优先与“一带一路”沿线国家合作并向其投资，是否对中国农业发展有更为积极的影响？要回答这个问题，需要分别研究不同国家对中国的溢出效应，即研究各个国家农业增长对中国农业发展的不同影响。表 4 给出“一带一路”沿线国家和非“一带一路”沿线国家对中国的平均溢出效应。地理距离方面，“一带一路”沿线国家普遍离中国较近，因此对中国的地理溢出效应较高。单个“一带一路”国家农业产量提高一倍，中国农业产量因此将平均提高 0.0362%，几乎是非“一带一路”国家对中国平均影响的两倍（0.0192%）。由于国家间的地理距离无法改变，因此，“一带一路”沿线国家具有对中国更大的、长期的地理溢出效应优势，通过投资与合作促进其农业发展，对中国农业也会产生显著的积极影响。经济距离方面，由于贸易往来产生的经济溢出效应，单个“一带一路”沿线国家提高一倍农业产量，平均能提高中国农业产量 0.0106%，与非“一带一路”沿线国家对中国的影 响基本一致。综合地理和经济两个维度，“一带一路”沿线国家对中国农业的影响（0.0468%）大于非“一带一路”沿线国家对中国农业的影响（0.0311%），且 Welch 双样本 t 检验显示两者在统计上存在显著差异。因此，与“一带一路”沿线国家的合作对中国农业发展有更为积极的影响。

表 4 其他国家对中国平均溢出效应

	地理溢出效应	经济溢出效应	总体溢出效应
	(1)	(2)	(3)
全球平均	0.0232%	0.0116%	0.0348%
“一带一路”国家	0.0362%	0.0106%	0.0468%
非“一带一路”国家	0.0192%	0.0119%	0.0311%
“一带一路”与非“一带一路”国家差异t检验p值	0.0000***	0.8090	0.0420**

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表 4 结果显示，中国有优先与“一带一路”沿线国家合作的动力。那么，“一带一路”沿线国家是否有优先与中国开展农业合作的动力？要回答这个问题，需要反过来研究中国对不同国家的溢出效应。表 5 给出中国对“一带一路”沿线国家和非“一带一路”沿线国家的平均溢出效应。结果显

示, 综合考虑地理和经济两个维度, 中国对“一带一路”沿线国家的平均溢出效应(0.0873%)高于中国对非“一带一路”沿线国家的平均溢出效应(0.0706%), 且 Welch 双样本 t 检验显示两者在统计上存在显著差异。与非“一带一路”沿线国家相比, “一带一路”沿线国家在与中国的农业合作中能获得更大的利益, 因此这些国家更加有与中国进行战略合作的动力。值得指出的是, 中国对其他国家的经济溢出效应(表 5 所示)明显高于其他国家对中国经济溢出效应(表 4 所示), 这主要是因为中国农产品贸易总量较大, 对于多数国家都是最重要的贸易伙伴。

表 5 中国对其他国家的平均溢出效应

变量	地理溢出效应	经济溢出效应	总体溢出效应
	(1)	(2)	(3)
全球平均	0.0162%	0.0583%	0.0745%
“一带一路”国家	0.0258%	0.0615%	0.0873%
非“一带一路”国家	0.0132%	0.0574%	0.0706%
“一带一路”与非“一带一路”国家差异t检验p值	0.006***	0.769	0.033**

注: ***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表 4 和表 5 显示, 中国与“一带一路”国家间地理溢出效应较大, 而且这种优势不随时间变化, 因此可以长期持续利用。另一方面, 中国与“一带一路”国家间经济溢出效应在本文研究时期内(1962~2016 年)的优势不明显, 但是该溢出效应随时间是可变的。近年来, 中国与“一带一路”国家农业贸易额迅速增加。以 2018 年为例, 中国与“一带一路”沿线国家农产品贸易额达到 760 亿美元, 同比增长 12.0%, 高出中国与非“一带一路”沿线国家农产品贸易增速 6.5 个百分点^①。因此, 有理由相信, 中国与“一带一路”国家间经济溢出效应的优势将逐渐显现, 从而进一步提高中国与“一带一路”国家间总体溢出效应的优势。

(二) 全要素生产率及其影响因素

表 4 和表 5 显示, 中国和“一带一路”沿线国家均有优先与对方合作的动力, 这是双方合作、互惠共赢的坚实基础, 也体现了“一带一路”倡议的科学性和前瞻性。本文关注的更为重要的问题是, 在当前国家已经提出加强与“一带一路”沿线国家战略合作的背景下, 通过哪些途径和措施, 可以加速中国与沿线国家共同的农业发展。首先, 表 4 和表 5 显示, 提高中国与“一带一路”国家的农产品贸易额, 使双方都能从对方的农业增长中获得更大的单位溢出效应。其次, 提高双方的农业生产率, 将在单位溢出效应不变和投入要素不变的前提下, 获得更大的总体溢出效应。图 1 描述了 1962~2016 年间全球平均农业全要素生产率及其增速的变化情况。如图所示, 在过去的半个世纪里, 本研究估计的全球农业 TFP 年均增速为 0.7%, 这与美国农业部的估值(0.8%)^②近似, 也体现了各国致力于提高农业生产效率的丰硕成果。与 1962 年相比, 2016 年的生产效率提高近 40%, 即

^①参见农业农村部农业贸易促进中心发布的《2018 年“一带一路”农产品贸易发展报告》。

^②参见 <https://www.ers.usda.gov/data-products/international-agricultural-productivity/>。

利用同样数量的生产要素,2016年的农业产出比1962年高出五分之二。同期,世界人口总数从31.27亿上升到74.44亿。农业生产效率的提高是满足农产品需求、解决饥饿问题的重要保障。在农业生产要素和环境承载力硬约束的背景下,农业提质增效将扮演越来越重要的角色。

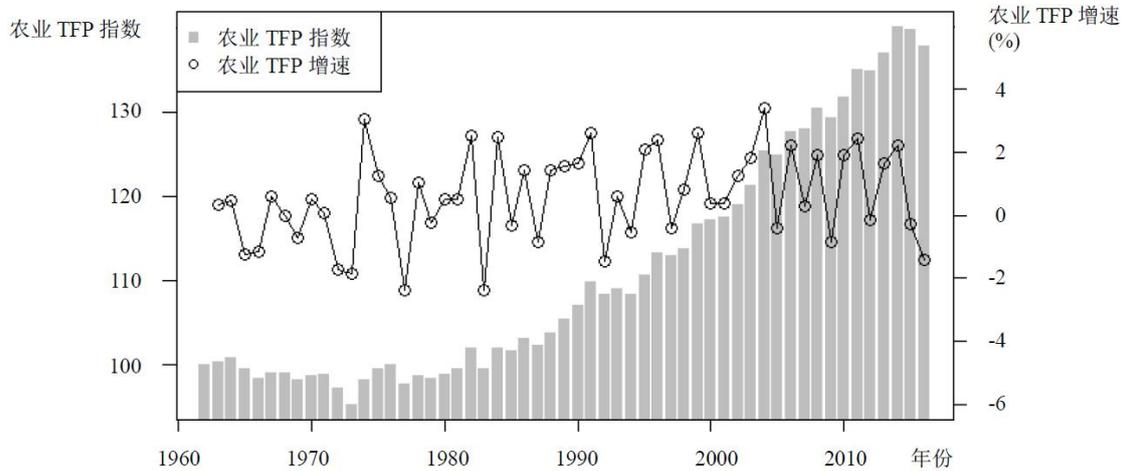


图1 全球平均农业全要素生产率及其增速趋势图

表6给出农业生产率决定模型的回归结果,旨在研究如何提高农业TFP,进而提高农业产出水平。其中,模型一(前三列)是传统的生产率决定模型,模型二(后三列)是空间生产率决定模型。每种模型中,第一列汇报了OLS估计结果,第二列汇报了2SLS第一步的估计结果,第三列汇报了2SLS第二步的估计结果。结果显示,利用工具变量法处理国际贸易的内生性问题后,国际贸易对农业生产率正向影响的估计值有所增加,而其他变量对农业生产率的影响基本不变。

表6 农业生产率决定模型回归结果

	模型一			模型二		
	OLS	2SLS		OLS	2SLS	
		第一步	第二步		第一步	第二步
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
log(农产品国际贸易总额)	0.028*** (0.003)	—	0.037*** (0.012)	0.027*** (0.003)	—	0.030*** (0.009)
农业R&D比例	0.022*** (0.008)	-0.085*** (0.029)	0.023*** (0.008)	0.021*** (0.007)	-0.095*** (0.028)	0.025*** (0.007)
灌溉比例	1.102*** (0.063)	3.076*** (0.237)	1.074*** (0.072)	1.124*** (0.062)	2.601*** (0.243)	1.131*** (0.065)
种植业比例	-0.332*** (0.034)	-0.202 (0.130)	-0.332*** (0.034)	-0.392*** (0.033)	-0.094 (0.130)	-0.384*** (0.031)
耕地比例	1.480*** (0.049)	1.292*** (0.191)	1.476*** (0.049)	1.428*** (0.055)	0.728*** (0.202)	1.292*** (0.045)

工具变量1: 总人口	—	0.321***	—	—	0.334***	—
	—	(0.017)	—	—	(0.017)	—
工具变量2: 人均农业产值	—	1.655***	—	—	1.434***	—
	—	(0.127)	—	—	(0.129)	—
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距	3.802***	11.558***	3.685***	5.211***	9.848***	4.451***
	(0.092)	(0.316)	(0.168)	(0.122)	(0.377)	(0.162)
空间自回归系数 ρ	—	—	—	-0.023	—	-0.017
	—	—	—	(0.077)	—	(0.074)
误差方差系数 λ	—	—	—	0.056	—	0.053
	—	—	—	(0.055)	—	(0.059)
样本数	5885	5885	5885	5885	5885	5885

注：括号内是回归系数的标准误；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。模型一（前三列）是传统的生产率决定模型，模型二（后三列）是空间生产率决定模型。每种模型中，第一列汇报了 OLS 估计结果，第二列汇报了 2SLS 第一步的估计结果，第三列汇报了 2SLS 第二步的估计结果。

模型二的莫兰指数 I 对应的 p 值大于 0.1，且表 6 中回归结果显示空间自回归系数 ρ 和误差方差系数 λ 均不显著，因此生产率决定模型中不存在显著的溢出效应，且模型二的 OLS 估计结果和 2SLS 估计结果均与模型一结果近似，进一步证明空间相关性在两维度全球农业空间生产模型（（4）式和（5）式）中已经得到完全控制。基于上述原因，本文选择模型一作为基准模型，并利用第（3）列结果得出以下结论：首先，农产品国际贸易总额增加一倍，该国的农业 TFP 将提高 3.7%，这意味着在要素投入不变的情况下，该国的农业总产值将增加 3.7%；其次，农业科研投入占农业产出的比例每增加一个百分点，农业 TFP 将提高 0.023%；第三，灌溉比例和耕地比例每增加一个百分点，农业 TFP 将分别提高 1.074%和 1.476%；最后，种植业占农业比重每提高一个百分点，农业 TFP 将降低 0.332%，由此可见畜牧业的生产效率高于种植业。以上结果显示，增加农产品国际贸易、农业科研投入、灌溉比例、畜牧业比例和耕地比例，均可以显著提高农业 TFP。

基于以上结果，在与“一带一路”国家的战略合作中，除了双方都应该采取上述措施提高本国的农业生产率外，中国还可以通过双边贸易、农业科技援助、基础设施援建等措施，帮助这些国家提升农业产出水平。此外，在国际贸易和科技援助中，应该更多地扶持这些国家畜牧业的发展。这些措施不但能加速“一带一路”国家的农业发展，为中国营造良好的外部环境，还能通过溢出效应使中国农业受益，真正做到互利共赢、构建人类命运共同体。

五、结论与启示

本文通过构建地理和经济相结合的双维度全球空间农业生产函数，测算了全球 107 个主要国家间在农业生产上的溢出效应，并在此框架下探索中国与“一带一路”国家在农业领域实现互利共赢

的合作途径和措施。结果表明，各国农业生产存在正向溢出效应，中国与“一带一路”国家的溢出效应大大高于世界平均水平，这是双方相互合作、互惠共赢的坚实基础，也体现了“一带一路”倡议的科学性和前瞻性。在国家已经提出深化与“一带一路”国家战略合作的背景下，存在两条途径加速中国与沿线国家共同的农业发展：一是增加与“一带一路”国家的农产品贸易额，使双方都能从对方的农业增长中获得更大的单位溢出效应；二是通过双边贸易、农业科技援助、灌溉等基础设施援建帮助这些国家提高农业全要素生产率和农业产值，从而在单位溢出效应不变的情况下，扩大这些国家对中国农业的总体溢出效应。值得指出的是，中国不再一味追求农业产量的高增长。在生产要素和环境承载力硬约束的背景下，中国农业亟待提质增效、实现高质量发展。在农业产出一定的情况下，正向溢出效应和农业生产率增长可以减少农业生产要素的使用。其中，化肥等要素使用量的降低能够减轻环境压力，农业劳动力和土地等要素的节约能够满足二三产业的发展需求。

基于本文的研究结论，可以得到以下两点政策启示：第一，扩大与“一带一路”国家的农产品贸易往来。与其他因素相比，农产品贸易可以通过提高单位溢出效应和提高农业全要素生产率两条途径增加农业合作的积极影响。中国与“一带一路”国家农业互补性较强。总体上看，可以形成劳动密集型与资源密集型农业互补、精细农业与粗放农业互补。不同区域方面，中国东中西部均可与中亚、东南亚、南亚、西亚、东欧和北非地区开展农业合作，通过粮食作物、畜产品、棕榈油、橡胶、蔬菜、热带水果等众多农产品的贸易，发挥比较优势、实现互利共赢。第二，开展与“一带一路”国家在农业科技、水利灌溉等基础设施建设方面的合作。这些合作不但能提高农业生产率、提高国民收入，也能为我国发展营造良好的外部环境，推动人类共同发展、互利共赢。

参考文献

- 1.陈卫平，2006：《中国农业生产率增长、技术进步与效率变化：1990-2003年》，《中国农村观察》第1期。
- 2.冯海发，1990：《中国农业总要素生产率变动趋势及增长模式》，《经济研究》第5期。
- 3.龚斌磊，2018：《投入要素与生产率对中国农业增长的贡献度研究》，《农业技术经济》第6期。
- 4.李兵、颜晓晨，2018：《中国与“一带一路”沿线国家双边贸易的新比较优势——公共安全的视角》，《经济研究》第1期。
- 5.潘文卿，2012：《中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应》，《经济研究》第1期。
- 6.全炯振，2009：《中国农业全要素生产率增长的实证分析：1978~2007年——基于随机前沿分析（SFA）方法》，《中国农村经济》第9期。
- 7.申现杰、肖金成，2014：《国际区域经济合作新形势与我国“一带一路”合作战略》，《宏观经济研究》第11期。
- 8.司伟、王济民，2011：《中国大豆生产全要素生产率及其变化》，《中国农村经济》第10期。
- 9.宋双双，2014：《在“一带一路”战略下扩大对外农业合作》，《国际经济合作》第9期。
- 10.王珏、宋文飞、韩先锋，2010：《中国地区农业全要素生产率及其影响因素的空间计量分析——基于1992-2007

年省域空间面板数据》，《中国农村经济》第8期。

11.吴玉鸣, 2010:《中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算——基于空间计量经济模型的实证》，《中国农村经济》第6期。

12.徐梁, 2016:《基于中国与“一带一路”国家比较优势的动态分析》，《管理世界》第2期。

13.尹朝静、李谷成、范丽霞、高雪, 2016:《气候变化、科技存量与农业生产率增长》，《中国农村经济》第5期。

14.张茉楠, 2015:《全面提升“一带一路”战略发展水平》，《宏观经济管理》第2期。

15.张芸、杨光、杨阳, 2015:《“一带一路”战略: 加强中国与中亚农业合作的契机》，《国际经济合作》第1期。

16.Alston, J. M., P. G. Pardey, and V. H. Smith, 1999, *Paying for Agricultural Productivity*, Baltimore, M.D.: Johns Hopkins University Press.

17.Amsler, C., A. Prokhorov, and P. Schmidt, 2016, “Endogeneity in Stochastic Frontier Models”, *Journal of Econometrics*, 190(2): 280-288.

18.Berlemann, M., and J. E. Wesselhöft, 2014, “Estimating Aggregate Capital Stocks Using the Perpetual Inventory Method—A Survey of Previous Implementations and New Empirical Evidence for 103 Countries”, *Review of Economics/Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften*, 65(1): 1-34.

19.Chanda, A., and C. J. Dalgaard, 2008, “Dual Economies and International Total Factor Productivity Differences: Channelling the Impact from Institutions, Trade, and Geography”, *Economica*, 75(3): 629-661

20.Madsen, J. B., 2009, “Trade Barriers, Openness, and Economic Growth”, *Southern Economic Journal*, 76(2): 397-418.

21.Coelli, T. J., and D. Rao, 2005, “Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, 1980–2000”, *Agricultural Economics*, 32(s1): 115-134.

22.Curtis, R., and R. L. Hicks, 2000, “The Cost of Sea Turtle Preservation: The Case of Hawaii’s Pelagic Longliners”, *American Journal of Agricultural Economics*, 82(5): 1191-1197.

23.Druska, V., and W. C. Horrace, 2004, “Generalized Moments Estimation for Spatial Panel Data: Indonesian Rice Farming”, *American Journal of Agricultural Economics*, 86(1): 185-198.

24.Esposti, R., and P. Pierani, 2003, “Building the Knowledge Stock: Lags, Depreciation, and Uncertainty in R&D Investment and Link with Productivity Growth”, *Journal of Productivity Analysis*, 19(1): 33-58.

25.Gaigné, C., J. Le Gallo, S. Larue, and B. Schmitt, 2011, “Does Regulation of Manure Land Application Work against Agglomeration Economies? Theory and Evidence from the French Hog Sector”, *American Journal of Agricultural Economics*, 94(1): 116-132.

26.Gong, B., 2016, “Efficiency and Productivity Analysis of Multidivisional Firms”, Dissertation, Rice University, <https://scholarship.rice.edu/handle/1911/96263>.

27.Gong, B., 2017, “Multi-Dimensional Interactions in the Oilfield Market: A Jackknife Model Averaging Approach of

Spatial Productivity Analysis”, *Energy Economics*, Forthcoming.

28.Gong, B., 2018a, “Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978–2015”, *Journal of Development Economics*, 132: 18-31.

29.Gong, B., 2018b, “Interstate Competition in Agriculture: Cheer or Fear? Evidence from the United States and China”, *Food Policy*, 81: 37-47.

30.Gong, B., 2018c, “The Impact of Public Expenditure and International Trade on Agricultural Productivity in China”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(15): 3438-3453.

31.Grossman, G. M. and E. Helpman, 1993, *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge, M.A.: MIT Press.

32.Guan, Z., S. C. Kumbhakar, R. J. Myers, and A.O. Lansink, 2010, “Measuring Excess Capital Capacity in Agricultural Production”, *American Journal of Agricultural Economics*, 91(3): 765-776.

33.Han, J., D. Ryu, and R. Sickles, 2016, “How to Measure Spillover Effects of Public Capital Stock: A Spatial Autoregressive Stochastic Frontier Model”, in B. H. Baltagi, J. P. LeSage, and R. K. Pace (eds.) *Spatial Econometrics: Qualitative and Limited Dependent Variables*, Bingley U.K.: Emerald Group Publishing Limited, pp. 259-294.

34.Hansen, B. E., and J. S. Racine, 2012, “Jackknife Model Averaging”, *Journal of Econometrics*, 167(1): 38-46.

35.Headey, D., M. Alauddin, and D. Rao, 2010, “Explaining Agricultural Productivity Growth: An International Perspective”, *Agricultural Economics*, 41(1): 1-14.

36.Isik, M., 2004, “Environmental Regulation and the Spatial Structure of the US Dairy Sector”, *American Journal of Agricultural Economics*, 86(4): 949-962.

37.Kelejian, H. H., P. Murrell, and O. Shepotylo, 2013, “Spatial Spillovers in the Development of Institutions”, *Journal of Development Economics*, 101: 297-315.

38.LeSage, J. P., and R. K. Pace, 2009, *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton, F.L: CRC Press.

39.Pardey, P. G., and J. Roseboom, 1989, *A Global Database on National Agricultural Research Systems*, Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.

40.Pardey, P. G., C. Chan-Kang, S. P. Dehmer, and J. M. Beddow, 2016, “Agricultural R&D is on the Move”, *Nature News*, 537: 301-303.

41.Roe, B., E. G. Irwin, and J. S. Sharp, 2002, “Pigs in Space: Modeling the Spatial Structure of Hog Production in Traditional and Nontraditional Production Regions”, *American Journal of Agricultural Economics*, 84(2): 259-278.

(作者单位: ¹浙江大学公共管理学院农业经济系;

²浙江大学中国农村发展研究院)

(责任编辑: 杜鑫)

China's Agricultural Cooperation with the Belt and Road Countries

Gong Binlei

Abstract: Based on the agricultural panel data between 1962 and 2016 from 107 countries around the world, this article constructs a multi-dimensional agricultural spatial production model. Under this framework, the study explores ways to achieve mutually beneficial and win-win cooperation between China and the Belt and Road countries in the agricultural field. The empirical results show that there exist two-way positive spillover effects in global agricultural production. More importantly, the spillover effects between China and the Belt and Road countries are significantly higher than the world average. This is the basis of bilateral cooperation and reflects the scientific and forward-looking nature of the Belt and Road initiative. In the context of the Belt and Road initiative, there are two ways to accelerate agricultural development in China and the Belt and Road countries. First, to increase the international trade in agricultural products, so that both sides can get a larger unit spillover effect from the other side's agricultural growth. Second, to help the Belt and Road countries to increase their agricultural productivity and output level through bilateral trade, agricultural science and technology aid, infrastructure support and other measures, which in turn would have positive impacts on China's agriculture sector through spillover effects. In this way, the Belt and Road initiative can help achieve mutual benefit and establish a community of shared future for mankind.

Key Words: Belt and Road Initiative; Agricultural Productivity; Spatial Production Function