

农产品短缺点与中国农业对外直接投资

——基于开放二元经济模型的分析

高奇正 刘颖 陈实 蒯昊

摘要：本文基于开放二元经济模型和小岛清的比较优势理论，对转型国家的农业对外直接投资进程进行了理论分析，并对中国的数据展开了验证，研究发现：(1) 转型国家在农业生产率增长迟缓、农业劳动力不足以及农业资源禀赋限制的条件下，将会迎来开放条件下的农产品短缺点，进而推动农业对外直接投资的进程，而且农业对外直接投资与农产品进口之间存在互补关系。(2) 最晚在2009年中国迎来了开放条件下的农产品短缺点，农业劳动力和农业资源禀赋是影响中国农业对外直接投资的重要因素。(3) 中国农业对外直接投资具有效率寻求和农业资源寻求的动机，自2009年以后中国农业对外直接投资在更多地寻求农业资源。(4) 中国农业对外直接投资与农产品进口存在显著的互补关系，工业增长扩大了中国的农产品进口。本文的研究为转型国家的农业对外直接投资进程提供了理论支持并揭示了其发展规律。

关键词：农产品短缺点；农业；对外直接投资；开放二元经济模型；

[中图分类号] F304.4 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 08-0115-17

引言

2007年中央一号文件首次提出加快实施农业“走出去”战略，促进中国农产品出口；2010年中央一号文件提出加强国际农业科技和农业资源开发合作，支持有条件的企业“走出去”；2019年中央一号文件再次提出加快推进并支持农业走出去，加强“一带一路”农业国际合作。由此可见，农业“走出去”已经成为中国农业发展的重大战略之一。与此同时，在政策以及经济形势的刺激下，中国农业对外直接投资（OFDI）作为农业“走出去”的中坚力量，其规模也在进一步扩大。事实上，中国农业OFDI的发展由来已久，在早期主要是政府主导、对外援助以及合作型投资，资金流量较小。但是随着中国经济综合实力增强，中国农业OFDI逐

[收稿日期] 2019-05-13

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“国际竞争力提升视角下保障我国粮食安全的政策体系研究”（批准号19AZD020）。

[作者信息] 高奇正：华中农业大学经济管理学院硕士研究生；刘颖（通讯作者）：华中农业大学经济管理学院教授、博士生导师 430070 电子信箱 liuying@mail.hzau.edu.cn；陈实：华中农业大学经济管理学院博士研究生；蒯昊：华中农业大学经济管理学院硕士研究生。

渐发展成多主体、多样化的模式，投资规模呈现爆发式增长。在2009至2017年期间，中国农业OFDI流量年均增长率达到28.26%^①，据联合国粮农组织数据库(FAOSTAT)^②统计，中国在2012年超越马来西亚，成为世界上最大的农业OFDI国家。在2015年中国倡议发起“一带一路”后，催生了更大的农业投资市场，进一步为中国农业OFDI提供了发展空间，截至2017年中国农业OFDI存量已经达到了165.6亿美元，投资覆盖网络广，遍及六大洲、一百多个国家(地区)。在可预计的将来，中国农业OFDI还会继续呈现上涨的趋势。

目前对中国农业OFDI的研究较少，陈伟(2014)^[1]基于国际经济学的投资发展周期理论和中国农业OFDI的时间序列数据，分析出中国农业OFDI正处于投资发展周期的第二阶段，并且研究了农业生产率对中国农业OFDI的影响。汪晶晶等(2017)^[2]主要考察了东道国的资源、市场规模以及制度对中国农业OFDI的影响，但是以上文献都没有注意到中国农业OFDI规模爆发性增长始于2004至2008年的这一期间段。据统计，1994至2004年，每年涉及农业OFDI的企业仅为2.36家，2005年以后达到了42.82家。2004至2008年，中国农业OFDI年平均流量为1.84亿美元，2009至2017年，年平均流量达到了17.06亿美元。显而易见，在2004至2008年期间，中国农业OFDI规模发生了结构性变化。外商直接投资(FDI)的经典理论认为，FDI通常与经济发展程度、市场规模呈现并向趋势，是一个国家经济增长成果的反映，而事实上，2004年以后中国农业增长已经逐渐放缓^③，与农业OFDI规模扩大的表象并不一致。另一方面，OFDI实质上是资本外流的现象，不利于国内资本形成。在资本积累、深化成为中国农业增长的重要推动力的今天(李谷成等，2014)^[3]，中国农业OFDI扩张是否是中国农业发展的正常反映？这是一个值得深思的问题。

蔡昉(2008)^[4]指出2004年是中国转型发展过程中的关键一年，在这一年中国迎来了刘易斯转折点，引起了中国经济形势的深刻变化。本文认为中国农业增长放缓、OFDI规模扩大与刘易斯转折点的重合出现可能并非巧合。在封闭的二元经济模型中，刘易斯转折点意味着出现农产品短缺的问题(Ranis and Fei, 1961)^[5]。但是在开放的二元经济模型中，考虑农产品需求、国际市场等条件下，农产品短缺点将与刘易斯转折点发生分离，使得国内农业市场与国际农业市场的联系进一步发生变化(Fei and Ranis, 1975)^[6]。所以本文在前人研究的基础上(Fei and Ranis, 1975; 蔡昉, 2008)，对二元经济模型进行拓展，试图分析开放条件下的农产品短缺点对中国农业OFDI发展的重要意义，以弥补中国农业OFDI研究的不足。

一、理论分析与特征事实

(一) 理论分析

为方便分析，本文在拉尼斯和费景汉构建的二元经济模型的基础上，将其相应

①数据来源于《中国对外直接投资统计公报(2011~2017)》

②联合国粮农组织数据库：<http://www.fao.org/faostat/en/#home>。

③根据国家统计局的统计，中国农林牧渔业总产值增长率由2004年7.5%逐年波动下降至2017年的3.9%。

地修改、简化及拓展，模型构建如图1所示。图1中的所有图相互联系，图1-(a)、(b)、(c)即是拉尼斯和费景汉在刘易斯的“劳动力无限供给模型”基础上构建的封闭条件下的二元经济模型(Lewis, 1954^[7]; Ranis and Fei, 1961;), 参考Fei and Ranis (1971^[8], 1975)的思路, 在基本假定不变的情况下, 本文在图1-(d)、(e)中引入拓展条件, 进而将封闭二元经济模型拓展为开放二元经济模型。具体地, 基本假定是工业投入为资本和劳动力, 农业投入为劳动力和土地, 劳动力的数量恒定; 本文在图1-(e)中主要引入了国际农产品价格与国内农产品需求曲线, 进而考虑了农产品的进出口变化, 农产品进出口和农产价格的变化也可由图1-(f)反映; 同时本文还在图1-(d)引入了农业对外直接投资, 考虑农产品进口与农业对外直接投资之间的关系。

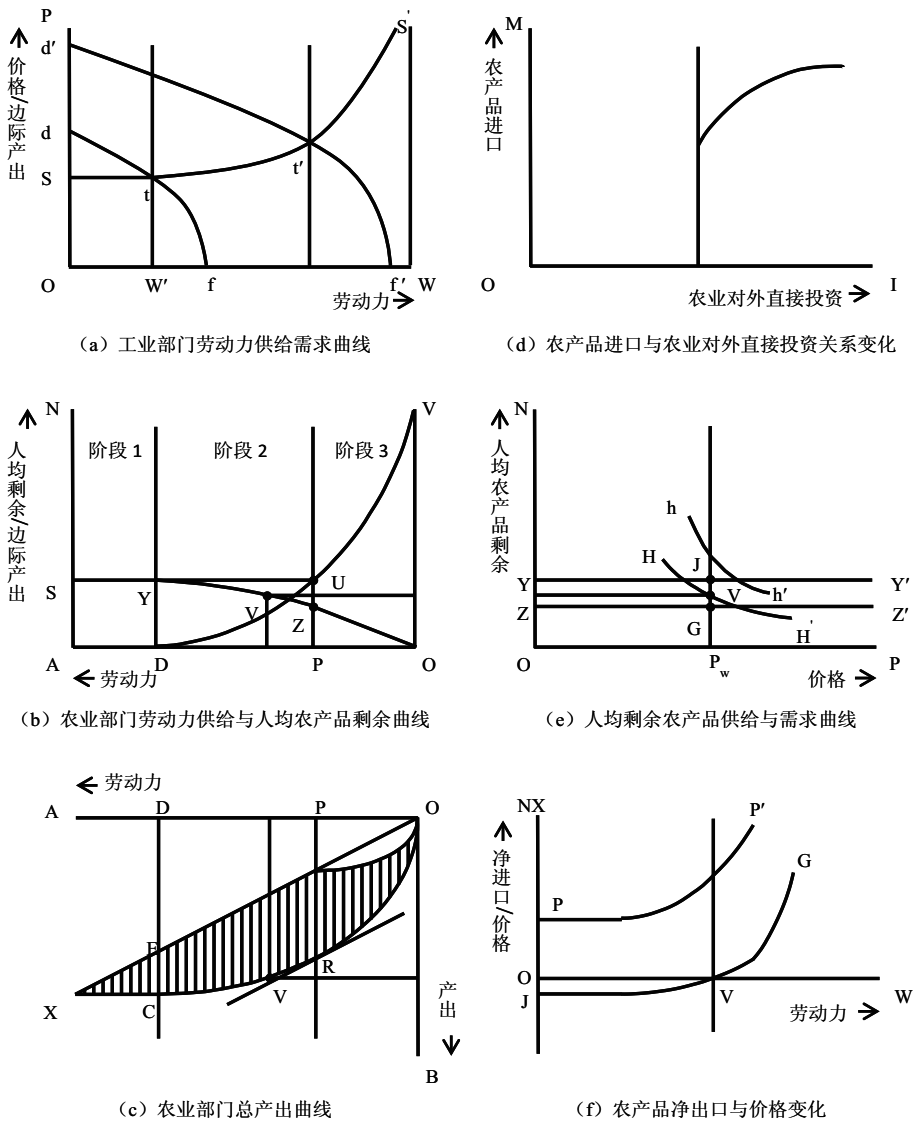


图1 开放二元经济模型示意图

如图 1 所示,在开放二元经济模型中存在农业和工业两个主要部门。图 1-(a) 中曲线 $S_t t'S'$ 表示工业部门的劳动力供给曲线,曲线 $d_t f$ 表示工业部门的劳动力的需求曲线,如果工业部门资本存量增加,则工业劳动力需求用曲线 $d't'f'$ 表示。图 1-(c) 中,曲线 $ORCX$ 表示农业部门总产出(农产品产量)。图 1-(b) 中曲线 SUV 表示农业部门的劳动力供给曲线,曲线 $ADUV$ 表示边际产出曲线^①,曲线 $SYZO$ 表示人均剩余农产品的变化^②。在图 1-(b) 和图 1-(c) 中,横轴长度 OA 代表农业部门劳动力数量,在图 1-(a) 中,横轴长度 OW 代表了工业劳动力数量, OA 与 OW 等长,代表了整个经济系统劳动力人数恒定且在两个部门间进行配置,例如,若农业劳动力数量为 OD ,则工业劳动力数量为 $AD(OW')$ 。

在经济初始状态,所有劳动力均沉淀在农业部门,即图 1-(c) 中的 A 点,农业产出对应为 X 点,此时农业产出由所有劳动力所共享,人均农业产出决定了农业劳动力的工资水平^③,即图 1-(c) 中 OX 的斜率。在经济转型的过程中,农业劳动力会持续向工业部门转移,拉尼斯和费景汉指出整个转型过程会经历两个至关重要的转折点、三个不同阶段。为方便参考,本文相应的用两条长虚线将图 1-(a)、图 1-(b) 和图 1-(c) 分成了三个阶段。

在图 1-(c) 中,第一个转折点(C 点)是阶段 1 向阶段 2 的过渡点,即为刘易斯转折点,此时农业部分的边际产出不再为 0,农业产出开始下降、人均剩余农产品减少,所以拉尼斯和费景汉称之为农产品短缺点,国内亦有学者称之为第一个刘易斯转折点(蔡昉,2018)^[9]。 R 点表示农业部门的边际产出与农业劳动力的供给工资相等点^④,在阶段 3 农业劳动力的供给工资不再由系统决定,而由其边际产出决定,意味着农业部门的商业化, R 点便是拉尼斯和费景汉所指出的商业化点,也即第二个刘易斯转折点。在阶段 1,工业部门与农业部门的供给工资相等,在经历第一个刘易斯转折点到达阶段 2 的时候,如果农业劳动力继续向工业部门转移,将会导致农业产出下降,剩余农产品减少,使得工业品在交换市场上同剩余农产品的贸易条件恶化,工业部门为防止出现劳动力短缺的问题,而不得不提高工资水平来吸引更多劳动力,如图 1-(a) 中的曲线 π' 所示,所以蔡昉(2010)^[10] 以劳动力短缺与普通劳动者工资上涨为特征,分析出中国迎来了第一个刘易斯转折点,进入经济转型的第二个阶段。关于第一个刘易斯转折点与第二个刘易斯转折点的更多细节讨论详见拉尼斯和费景汉的论文(Ranis and Fei, 1961),本文不再赘述。

随后,费景汉和拉尼斯构建了开放二元经济模型(Fei and Ranis, 1975),考虑了国际贸易条件下的经济转型过程,并在以往的基础上,补充了两个关键转折点,分别是出口替代点(export substitution point)和转换点(switching point),前

①即图 1-(c) 中曲线 $ORCX$ 上每个点对应的斜率。

②剩余农产品是指农业产出扣除一部分作为农业劳动力的工资以后的剩余部分,该剩余部分可用于满足工业劳动力的需求、投资工业部门、支持工业发展等。人均剩余农产品即剩余农产品除以工业劳动力的数量,也就是图 1-(b) 中曲线 $SYZO$ 与直线 XO 之间的距离(阴影部分)除以工业劳动力的数量。

③该工资水平由整个经济系统的初始状态所决定,所以亦称之为制度工资。

④即 R 点的斜率与直线 OX 的斜率相等。

者是指转型国家由出口初级产品（农产品）转向出口劳动密集型工业品，后者是指由农产品净出口阶段转向农产品净进口阶段。转换点的出现，说明了当转型国家出现农产品短缺的问题后，转向国际市场寻求供给，导致了农产品短缺点与第一个刘易斯转折点的分离，此时费景汉和拉尼斯又将第一个刘易斯转折点称之为反转点（reversal point），而转换点就是前文所述、意义上的农产品短缺点，即开放条件下的农产品短缺点^①。费景汉和拉尼斯论证了台湾地区的经济发展经历了农产品短缺点，即使考虑到农业生产率提高、制度变革等因素的影响，台湾依然达到了其农业资源的天花板，而不得不大量进口农产品。

由于本文重点讨论开放条件下农产品短缺点的相关问题，所以本文在图1中没有展示出口替代点的出现过程。在图1-（e）中，纵轴表示人均农产品剩余，横轴表示农产品价格。直线YY'表示第一个刘易斯转折点到来时人均农产品剩余供给，与图1-（b）中的Y点相对应。曲线HH'表示工业劳动力对剩余农产品的需求，由于在经济转型初期考虑更多的是食品问题（Fei and Ranis, 1971），即曲线HH'表示工业劳动力为了满足其日常工作而对基本食品需求，所以曲线HH'缺乏弹性，对价格的变化程度不敏感。人均剩余农产品供给曲线与农产品需求曲线的交点决定了国内的农产品价格，劳动力转移的过程中，直线YY'持续向下移动，则表现为国内农产品价格持续上升，如图1-（f）中的曲线PP'所示。虚线 P_w 表示国际农产品价格，与直线YY'相交于J点，与曲线HH'相交于V点，则直线JV表示用于出口的人均剩余农产品，直线 VP_w 表示用于供给到工业部门的剩余农产品，而此时农产品出口也可以通过出口换汇的方式继续支持国内工业发展。若劳动力持续向工业部门转移，且迎来了第二个刘易斯转折点，即达到了图1-（b）中的Z点，则在图1-（e）中，人均剩余农产品供给由直线YY'下移到直线ZZ'，与虚线 P_w 相交于G点，那么此时直线VG表示需要进口的人均农产品。V点（农产品短缺点）的出现表示国内的农产品供给已经不能满足经济转型的需要，需要向国际市场寻求供给，以上整个过程说明了转型国家会出现由农产品净出口转向净进口的一个发展过程，如图1-（f）中的曲线JG所示。

现考虑其他情形：（1）若经济转型的初期，农业部门的基础设施不完善，生产率不高，不足以提供足量的剩余农产品支持工业发展，在图1-（e）中表现为直线YY'低于农产品短缺点，则经济转型过程中有可能不会出口农产品，反而一直进口农产品，这便是费景汉和拉尼斯所分析的韩国发展过程。（2）若经济转型过程中，工业劳动力的工资上升导致其对基本食品需求转向肉类蛋白、高质量食物的需求，且工业发展过程中需要大量的农产品作为原料，工业规模扩大会增加其对农产品的需求，则剩余农产品的需求曲线会相应增加弹性，且会向右移动，如图1-（e）中虚线hh'所示，则该情形出现会导致农产品短缺点提前到来。

但是拉尼斯和费景汉指出以下两个条件可以延缓农产品短缺点的出现：第一，

^①在开放的二元经济模型中，第一个刘易斯转折点只表示国内农产品供给减少，而转换点的出现则表示国内农产品供给不足，开始进口农产品。注意，后文所指的农产品短缺点均为开放条件下的农产品短缺点。

农业生产率提升；第二，人口增长。前者针对农业产出而言，是积极的拉动效应；后者针对农业部门的剩余劳动力而言，是消极的延缓效应。其中，若农业生产率持续提升，农业产出增长，能够继续供给剩余农产品，则农产品短缺点将会与商业化点重合。在开放二元经济模型中，费景汉和拉尼斯又指出农业资源（土地）的限制也是影响农产品短缺点出现的重要因素。所以综上所述，农产品短缺点的出现需要同时满足三个条件：（1）农业生产率增长迟缓；（2）农业劳动力不再增加；（3）农业资源禀赋稀缺。农业生产率、农业劳动力和农业资源禀赋也即影响农业产出的三个重要因素。

再根据小岛清提出的比较优势理论（Kojima, 1978）^[11]，OFDI与进口存在着互补关系，如图1-（d）所示，且OFDI应该从趋于比较劣势的产业（边际产业）开始进行，以资源寻求型动机为主^①。农产品短缺点的到来，揭示了工业的发展与农业成为边际产业的一个过程，农业资源成为了限制国家发展的因素，导致了农业OFDI在农产品短缺点后爆发，则转型国家可以通过农业OFDI进口更多的农产品，满足国内发展的需求。那么根据上述分析，农业OFDI则会相应地寻求下列选项之一：（1）较高的农业生产率，即效率寻求；（2）较多（廉价）的农业劳动力；（3）丰富的农业资源。另外，农业OFDI是一个世界性现象，农业OFDI的寻求动机往往不止于此，国际粮价上涨、粮食安全等问题都是刺激母国投资的原因（Hallam, 2009）^[12]，本文的分析适用于具有二元经济结构特征的转型国家。

（二）特征事实

根据中国的现实情况来看，虽然农业劳动力转移有所放缓，但是中国农业劳动力持续减少已无可避免。而中国农业资源稀缺也是无需争议的事实，中国耕地面积不足世界的10%，淡水资源仅占世界的6%，人口却占到世界的20%。另外，部分研究和最新成果也证明，自2004年以后中国农业生产率增长放缓甚至停滞（张乐、曹静，2013^[14]；Gong, 2018^[15]），所以按前文所分析的，中国农业发展现状基本满足农产品短缺点出现所需的条件。

图2展示了中国国内农产品生产价格指数、农产品净进口、农产品进口与农业OFDI的变化。根据图1-（e）可知，国内农产品供给（直线YY'）与需求（曲线HH'）形成了国内农产品的价格，由此可知在经历第一个刘易斯转折点，国内农产品价格会上升逐渐超过国际农产品价格。本文以农产品生产价格指数代替国内农产品价格的变化，图2-（a）展示了中国农产品价格在2006年以后有一个较大幅度的上升，基本吻合本文的理论分析^②。胡冰川（2015）^[16]、万宝瑞（2017）^[17]等人指出中国多数农产品已经出现了国内外价格倒挂，这也间接证明了农产品短缺点

^①邓宁在生产折衷理论（OIL）中提出市场寻求、资源寻求、效率寻求和战略资产寻求是FDI的四大动机（Dunning, 2000）^[13]，其中资源寻求包括对矿产、农业资源或者廉价劳动力的寻求，亦称为供给导向型FDI。

^②根据本文的分析，农产品价格上升是由供需不平衡所导致的。由于价格的形成原因是极其复杂的，国内大多学者对中国农产品价格上升的解释是从成本推动和国内价格支持政策的角度所解释的，本文提供了一个分析视角。

的到来。农产品短缺点另一个特征就是出现农产品净进口，从图 2-（c）可知自 2007 年开始，中国已经呈现农产品净进口的局面，且农产品净进口的增长幅度较大。同样在很近的年份，2008 年以后中国农业 OFDI 流量出现了结构性变化，如图 2-（b）所示，自 2009 年开始表现为农业 OFDI 规模大幅度增长，图 2-（d）展示了中国农业 OFDI 与农产品进口基本呈现互补的关系。所以通过农产品价格、农产品净进口以及农业 OFDI 的变化，可以基本判定中国在 2006 年至 2009 年这一区间段迎来了农产品短缺点，最晚就在 2009 年。

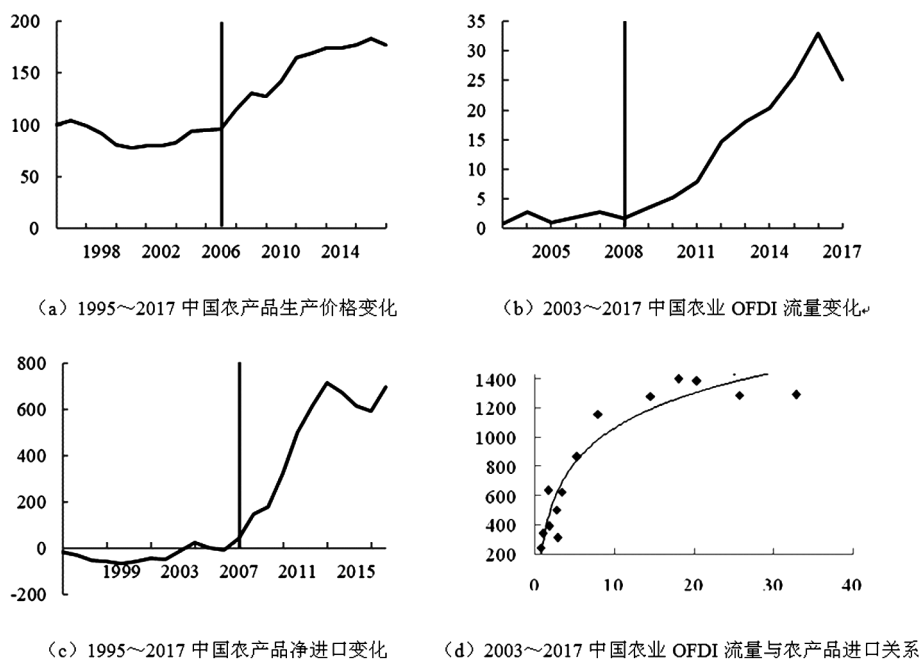


图 2 1995~2017 农产品生产价格指数、农产品净进口与农业 OFDI 的变化

注：①根据国家统计局、历年《中国对外直接投资统计公报》、法国前景研究与国际信息中心（CEPII）的世界贸易数据库（BACI）的数据整理、计算所得；②农产品统计范围为 HS92 编码的前 24 章加上部分水产品 and 林产品，后文所用数据均采用此类统计标准；③国家统计局：<http://www.stats.gov.cn/>；④中华人民共和国商务部、中华人民共和国国家统计局、国家外汇管理局（编）：《中国对外直接投资统计公报》（2003~2017，历年），北京：中国统计出版社；⑤法国前景研究与国际信息中心的世界贸易数据库：<http://cepii.fr>。

另外，中国农业 OFDI 海外布局的基本现状如图 3 所示。通过图 3 可知，中国农业 OFDI 主要分布在四个地区，分别是东南亚、澳洲、北美洲和俄罗斯，产业分布以农业（种植业）和林业为主，其他类中仍然是农业和林业占比较大。1998~2015 年中国农业 OFDI 项目总计 2121 起，俄罗斯占到 587 起，是中国主要的农业 OFDI 目的国，其中林木采伐类投资占到 60% 以上，与其资源禀赋存在很大的关系。另外，中国种植业 OFDI 主要是种植水稻、木薯、水果等，分布在东南亚地区。这两类主要的农业 OFDI 可初步说明国际农业资源对中国农业 OFDI 具有很大吸引力。

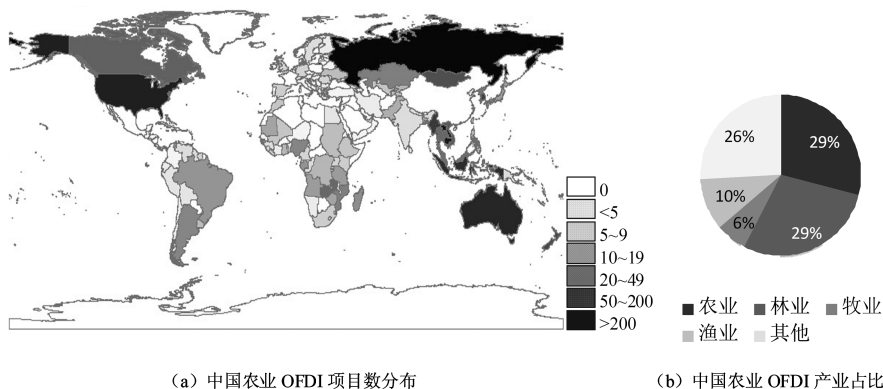


图 3 中国农业 OFDI 分布

注：①根据《中国对外农业投资合作分析报告（2012）》《商务部境外投资企业（机构）名录》整理所得；②本文统计的农业 OFDI 主要是指在东道国进行农业生产开发性投资，包括种植、养殖、采伐、捕捞等，统计的“其他”是指涉及到两个产业以上的投资，或者农业综合性开发等投资；③农业农村部国际合作司、农业农村部对外经济合作中心（编）：《中国对外农业投资合作分析报告（2012）》，北京：中国农业出版社；④中华人民共和国商务部：<http://www.mofcom.gov.cn/>。

根据本文的理论分析及对中国农业 OFDI 特征事实的整理，本文的验证逻辑如图 4 所示。图 4 展示了在农业生产率增长迟缓、农业劳动力不足、农业资源禀赋稀缺的条件下，转型国家可能迎来农产品短缺点，导致国内农产品价格上升、农产品净进口增长、引发农业 OFDI 寻求农业生产率、农业劳动力或农业资源禀赋来缓解国内农产品供给不足的情况。根据前文所述，我国满足出现农产品短缺点的三个条件，所以按照逻辑，本文以农业 OFDI 为中心，将采用计量初步验证农业生产率、农业劳动力和农业资源禀赋是否作为潜在因素影响了中国农业 OFDI 的进程，与本文的特征事实相互印证；然后验证中国农业 OFDI 的寻求动机，根据前文分析，需要特别考察东道国的农业生产率、农业资源禀赋、劳动力成本对中国农业 OFDI 的影响；最后验证农产品进口与中国农业 OFDI 存在的互补关系。

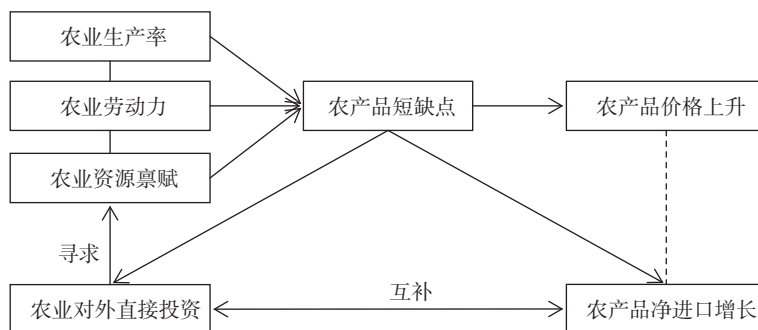


图 4 农产品短缺点的影响逻辑图

二、中国农业 OFDI 的影响因素分析

(一) 计量模型

限于数据原因, 本文无法获得中国在世界各国的农业投资流量数据, 因此无法理想地采用最小二乘法进行验证。幸运的是, 中国商务部公布的《商务部境外投资企业(机构)名录》和《中国对外农业投资合作分析报告(2012)》统计了不同省市的中国公司在海外新建公司的名称以及投资项目内容等数据, 本文根据项目内容筛选出了2015年以前的中国农业 OFDI 项目, 主要包括在东道国进行农业生产开发性投资, 包括种植、养殖、采伐、捕捞等, 对该数据进行整理合并后, 进而得到了中国31个省市在各国新增的农业 OFDI 项目数量, 但是由于该数据并非连续型数据, 所以宜采用条件 logit 模型或者负二项回归模型, 但是条件 logit 模型实际上是将被解释变量视为虚拟变量, 无法进一步利用被解释变量变化的信息, 而负二项回归模型很好地解决了条件 logit 模型的不足, 所以本文决定采用负二项回归模型:

$$\begin{cases} P(Y_i = y_i | \lambda_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \\ \lambda_i = \exp(x_i \beta + \text{offset}_i + \gamma_i) \\ e^{\gamma_i} : \text{Gamma}\left(\frac{1}{\alpha}, \alpha\right) \end{cases} \quad (1)$$

(1) 式中, y_i 中国农业 OFDI 的项目数, x_i 为解释变量, offset_i 为偏移量。 γ_i 为附加参数, 满足 e^{γ_i} 服从伽马分布。若 γ_i 为零, 则负二项回归退化为泊松回归, 但泊松回归必须满足 Y_i 的均值与方差相等。若 Y_i 的均值与方差相差较大, 则称之为过度分散 (overdispersion), 此时可采用过度分散系数 α 来衡量, α 越大, 分散程度越大, α 为零, 宜采用泊松回归, 所以可进行 α 检验, 从而判断模型适合泊松回归还是负二项回归。

在估计面板负二项回归的随机效应时, 是在泊松分布模型引入与解释变量 x_{it} 不相关的个体随机效应 δ_i (Hausman et al., 1984)^[18], 面板负二项回归的固定效应估计与其他部分离散模型类似, 利用 $\sum_1^t y_{it}$ 作为个体异质性的充分统计量 (Chamberlain, 1980)^[19], 并不依靠个体异质性 η_i , 所以这种估计方式亦称为条件固定效应估计, 由于条件固定效应估计与普通固定效应的组内离差法不同, 所以条件固定效应可以估计不随时间变化的变量。对于选择固定效应还是随机效应估计, 可以采用豪斯曼 (Hausman) 检验。但是负二项回归的条件固定效应估计会去除 $\sum_1^t y_{it} = 0$ 的数据样本, 导致样本容量损失, 同时负二项回归的条件固定效应无法运用广义矩 (GMM) 解决变量的内生性问题, 所以本文利用广义结构方程 (GSEM) 同时解决以上两个问题, 紧接 (1) 式, 如下所示:

$$\begin{cases} \lambda_{it} = \exp(x_{it}\beta + x_{jt}\alpha + \text{offset}_{it} + \gamma_{it} + \eta_i) \\ x_{jt} = x_{it}\beta + w_{it}\gamma + \eta_i\theta + \varepsilon_{it} \\ \eta_i: N(0, 1) \\ \varepsilon_{it}: N(0, \sigma^2) \end{cases} \quad (2)$$

(2) 式中 η_i 是不可观测的个体异质性部分, x_{it} 是外生变量, x_{jt} 是内生变量, w_{it} 是工具变量, GSEM 通过相关随机效应 (CRE) 解决固定效应估计问题, 即引入 η_i 与解释变量 x_{jt} 相关。(2) 式中 η_i 与 ε_{it} 相互独立。

(二) 数据说明与估计结果

本文以 2004—2015 年 (共 12 年) 中国 31 个省市的数据为样本。被解释变量为中国 31 个省市每年新增的农业 OFDI 项目数, 核心解释变量为农业生产率 (*productivity*)、劳动力 (*labor*) 以及资源禀赋 (*endow*)。农业劳动力为第一产业从业人员, 数据来源于《(各省市) 统计年鉴 (历年)》; 农业生产率为劳均第一产业增加值 (2004 年不变价), 数据来源于国家统计局; 农业资源禀赋为劳均耕地资源, 数据来源于《中国环境统计年鉴 (历年)》。根据前文的理论分析, 本文依次引入农产品进出口 (*import*、*export*)、农产品价格 (*price*)、国内生产总值 (*GDP*) 作为控制变量。农产品进出口 (2004 年不变价) 来源于商务部《中国农产品进出口月度统计报告》; 农产品价格为农产品生产价格指数变化 (2004 年为基期), 国内生产总值为 2004 年不变价, 数据均来源于国家统计局。回归结果如表 1 所示, 表 1 中 ln 表示在回归中取对数, 子样本为 2009—2015 年的数据, 其中 Re 和 Fe 分别表示随机效应和固定效应回归, Hausman 检验结果均拒绝随机效应回归结果, 所以最终结果以固定效应回归结果为准。

表 1 中国农业 OFDI 进程的影响分析

变量	全样本回归		子样本回归	
	(1) -Re	(2) -Fe	(3) -Re	(4) -Fe
lnproductivity	1.12*** (3.11)	2.06** (1.94)	0.90** (2.45)	-0.64 (-0.71)
lnlabor	0.14 (1.06)	0.17 (0.21)	0.18 (1.31)	-5.02*** (-3.91)
lnendow	0.07 (0.35)	-0.68* (-1.90)	0.01 (0.04)	-3.60*** (-3.40)
lnimport	0.05 (0.67)	-0.02 (-0.14)	0.13 (1.39)	0.28** (2.55)
lnexport	-0.01 (-0.11)	-0.11 (-0.45)	-0.09 (-0.58)	-0.07 (-0.33)
lnprice	2.17*** (6.54)	1.18** (2.12)	2.56*** (5.16)	-1.80** (-2.42)
lnGDP	0.69*** (3.13)	1.26* (1.67)	0.56** (2.44)	3.82*** (6.61)
α 检验	0.57		0.43	
Hausman 检验	24.66***		84.36**	
对数似然值	-750.97	-598.84	-551.76	-387.79
观测数值	372	372	217	217

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 括号内数字是 z 统计值。

根据表 1, 在全样本回归中, lnproductivity 的估计结果与本文预期相反, 根据

本文的理论分析,生产率增长迟缓会导致更多的农业 OFDI,而根据新新贸易理论,生产率是企业的国际化路径抉择关键因素,生产率高的企业选择 OFDI,说明生产率对 OFDI 具有促进作用。整体上看农业生产率的增长对农业 OFDI 具有推动作用,该结果与陈伟(2014)估计结果一致;但是在子样本中回归中不显著,若视 2009 年为农产品短缺点,则说明在迎来农产品短缺点后,农业生产率的增长迟缓,导致其推动作用不明显。 $\ln labor$ 的估计结果在全样本中不显著,在子样本回归结果中呈现负向显著,说明了在农产品短缺点后,农业劳动力的持续转移推动了农业 OFDI 的进程,而在农产品短缺点之前,农业劳动力转移与农业 OFDI 没有显著的相关性,该结果与本文的理论分析一致。而 $\ln endow$ 无论是在全样本还是子样本的回归中都呈负向显著,说明了农业资源禀赋越稀缺,农业 OFDI 越多,也侧面证明了农业资源禀赋是限制中国农业增长的重要因素。表 1 的回归结果基本与本文的理论分析一致,接下来本文将重点分析中国农业 OFDI 的寻求动机。

三、中国农业 OFDI 寻求动机验证

(一) 数据说明

对 OFDI 进行区位因素分析,可以清晰地探明 OFDI 的寻求动机。本文以 1996、1998、2000、2002—2015 年(共 17 年)全球 204 个国家(地区)的数据为样本^①,以中国在这些国家(地区)每年新增的农业 OFDI 项目数为被解释变量。核心解释变量为 204 个国家(地区)的农业生产率(*productivity*)、劳动力成本(*aGNI*)、人均农业资源禀赋(*endow*),同样采用负二项回归模型进行分析。农业生产率用人均农林牧渔业增加值(2005 年不变价)作为代理变量,数据来源于 FAOSTAT;劳动力成本以人均国民总收入(2005 年不变价)为代理变量,数据来源于联合国统计数据库(UNDATA)^②;农业资源禀赋采用动态因子分析法(Coppi and Zannella, 1978^[20]; Federici and Mazzitelli, 2009^[21])构成。动态因子分析法是用于面板数据降维的方法,本文对人均农业用地、人均林业用地和人均内陆水资源面积组成的多维数据采用动态因子分析法降维,其中第一主成分的方差贡献率为 76.08%,进而降维成单一的指标表示农业资源禀赋^③,原始数据来源于 FAOSTAT。

参考 Buckley 等(2007)^[22],宗芳宇等(2012)^[23],王永钦等(2014)^[24]的研究,本文引入国内生产总值(*GDP*)、农林牧渔业增加值(*AGDP*)、农产品进出口(*import*、*export*)、工业化程度(*industry*)、对外开放度(*open*)、双边投资协定(*bit*)、税率(*tax*)、距离(*distance*)以及制度环境(*institution*)作为控制变量。其中,国内生产总值为 2005 年不变价,工业化程度是国际标准行业分类(ISIC Rev 3.0) C~F 类的总增加值与 GDP 的比值计算所得,对外开放度由每

①204 个国家(地区)中,比利时和卢森堡合并为一个地区,塞尔维亚和黑山合并为一个地区,苏丹和南苏丹合并为一个地区。

②联合国统计数据库: <http://data.un.org>。

③限于篇幅,本文没有详细列出动态因子分析法的计算过程。

年 FDI 流量流入与 GDP 的比值计算所得, 以上变量均来源于 UNDATA。农林牧渔业增加值 (2005 年不变价) 来源于 FAOSTAT。农产品进出口来源于 BACI。双边投资协定为虚拟变量, 在双边投资协定签订的年份及以后取值为 1, 其余为 0, 数据来源于联合国贸易和发展会议 (UNCTAD) 的双边投资协定 (BIT) 数据库^①。税率为虚拟变量, 若东道国为避税天堂, 则取值为 1, 其余为 0, 数据来源于经济合作与发展组织 (OECD) 公布的 2000 年进展报告^②。距离是投资母公司所在的省份与东道国首都的直线距离; 若多个省份的母公司投资同一个东道国, 则取多个距离的平均值; 若中国在某国的农业 OFDI 项目数为 0, 则选用该国与中国 31 个省市距离的平均值, 数据来源于 BACI。制度环境涵盖话语与问责、政治稳定性、政府效率、监管质量、法治水平以及腐败控制, 该变量为打分制, 取与 -2.5 至 2.5 之间, 分值越高, 制度环境越好, 数据来源于世界银行数据库 (World Bank)^③。

(二) 估计结果

由于采用固定效应会去除组内值全部为零的样本, 而样本量的减少可能会导致样本选择的内生性问题, 又由于 OFDI 存在技术溢出效应, 也能影响东道国的就业水平, 可能会导致 *productivity*、*aGNI* 存在互为因果的内生性问题, 对于这两个变量, 本文均采用其滞后一阶作为工具变量进行 GSEM 内生性检验。本文的回归如表 2 所示, 子样本为 2009—2015 年的数据, 相应的固定效应内生性检验为回归 (3) 和回归 (6), 最终回归结果以内生性检验回归结果为准, 其他回归作为参考。

在全样本回归中, *lnproductivity* 和 *lnendow* 的影响显著为正, 说明中国农业 OFDI 在寻求较高的生产率和农业资源禀赋, 若视 2009 年为农产品短缺点, 在子样本中 *lnendow* 的估计系数在 1% 水平上显著, 说明中国在经历农产品短缺点以后, 更加明显且在更大程度上利用国际农业资源发展自身的农业, 根据表 1 的回归结果, 资源禀赋是影响中国农业发展最显著的因素, 该回归结果也与前文的分析一致。*lnaGNI* 的影响方向符合预期但在回归中不显著, 说明中国农业 OFDI 可能没有寻求廉价的劳动力, 当然也可能是本文没有精确衡量农业劳动力成本的原因。

在控制变量当中, *lnGDP* 和 *lnAGDP* 的作用不显著, 说明中国农业 OFDI 没有市场寻求动机。*lnexport* 在所有回归中均在 1% 水平上显著, 说明农产品出口有利于增加中国的农业 OFDI, Aw 等 (2000)^[25]、Conconi 等 (2016)^[26] 等人也证明出口有利于提升企业的生产率、获取海外市场的经验, 进而促进 OFDI。*open* 在所有回归中均呈现显著性, 说明对外开放度对中国农业 OFDI 有影响, 符合国际经济学理论。*Indistance* 的回归结果显著为负, 与引力模型相一致。*bit* 与 *institution* 在全样本回归中呈现显著性, 说明双边投资协定与制度环境对中国农业 OFDI 产生了影响,

①联合国贸易和发展会议的双边投资协定数据库: <https://investmentpolicyhub.unctad.org/IIA/CountryBits/42#iaInnerMenu>。

②经济合作与发展组织公布的 2000 年进展报告 (2000 Progress Report: Towards Global Tax Co-operation: Progress in Identifying and Eliminating Harmful Tax Practices): <http://www.oecd.org/ctp/harmful/2000progressreporttowardsglobaltaxcooperationprogressinidentifyingandelimitingharmfultaxpractices.htm>。

③世界银行数据库: <https://data.worldbank.org/>。

bit 的回归结果与宗芳宇等 (2012) 的研究结果相一致, 双边投资协定的签订增加了中国农业 OFDI, *institution* 的回归结果证明中国农业 OFDI 偏向制度环境较差的地区, 这可能与中国农业 OFDI 大多数集中在发展中国家有关, 因为经济发展与制度环境一般成正相关关系 (Acemoglu et al., 2001)^[27]。同时也有文献指出中国公司在制度不透明的环境中更有优势 (Morck et al., 2008)^[28], 王永钦等 (2014) 的研究结果也证明中国公司对于法治水平较高的地区多有回避。但是子样本的回归

表2 中国农业 OFDI 寻求动机验证

变量	全样本回归		内生性检验	子样本回归		内生性检验
	(1) -Re	(2) -Fe	(3) -Fe	(4) Re	(5) -Fe	(6) -Fe
<i>lnproductivity</i>	0.82** (2.39)	0.89** (2.17)	0.87* (1.72)	0.27 (0.56)	0.25 (0.43)	0.06 (0.10)
<i>lnaGNI</i>	-0.34 (-1.04)	-0.12 (-0.30)	0.59 (1.11)	-0.24 (-0.51)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)
<i>lnendow</i>	0.11* (1.88)	-0.17* (-1.83)	0.32** (2.48)	0.23*** (3.02)	-0.32* (-1.95)	0.47*** (4.92)
<i>lnGDP</i>	0.05 (0.15)	-0.03 (-0.07)	-0.30 (-0.57)	0.00 (0.01)	-0.30 (-0.51)	-0.03 (-0.06)
<i>lnAGDP</i>	-0.79** (-2.23)	-0.83* (-1.91)	-0.53 (-1.00)	-0.38 (-0.80)	0.22 (0.35)	-0.52 (-0.91)
<i>lnimport</i>	0.37*** (10.47)	0.37*** (7.93)	0.42*** (8.38)	0.26*** (6.50)	0.21*** (3.25)	0.28*** (6.04)
<i>lnexport</i>	0.55*** (8.74)	0.67*** (8.65)	0.68*** (9.40)	0.25*** (3.08)	0.35*** (2.60)	0.27*** (3.33)
<i>industry</i>	-0.00 (-0.50)	-0.00 (-0.13)	-0.02** (-2.15)	-0.00 (-0.03)	0.01 (0.83)	-0.01 (-1.37)
<i>open</i>	0.59*** (8.29)	0.51*** (4.68)	0.50*** (2.96)	0.42*** (5.76)	0.28** (2.52)	0.40*** (3.69)
<i>bit</i>	0.60*** (3.76)	0.74*** (3.40)	0.46* (1.91)	0.40** (2.11)	0.87** (2.45)	0.25 (1.10)
<i>tax</i>	-0.72* (-1.80)	-3.17*** (-3.89)	0.30 (0.47)	0.21 (0.52)	-1.01 (-0.86)	0.49 (1.08)
<i>lndistance</i>	-0.13 (-1.41)	0.15 (1.29)	-0.87*** (-5.33)	-0.36*** (-3.60)	0.13 (0.87)	-0.70*** (-5.24)
<i>institution</i>	-0.66*** (-4.25)	-1.07*** (-5.07)	-1.39*** (-5.22)	-0.06 (-0.34)	-0.26 (-0.84)	-0.11 (-0.20)
α 检验	2.42		0.80	1.42		0.46
Hausman 检验	45.57***		--	34.85***		--
对数似然值	-1 728.46	-1 255.68	4 808.49	-1 188.34	-751.31	1 767.69
观测数值	3 341	1 911	3 341	1 370	765	1 370

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 括号内数字是 *z* 统计值。

结果中证明,在经历了农产品短缺点以后,双边投资协定与制度环境不再是影响中国农业 OFDI 的重要因素,说明中国农业 OFDI 将主要注意力放在了克服农产品短缺点所带来的问题上。在本文样本中,目的地在避税天堂的农业 OFDI 只占到总样本的 6%,*tax* 的回归结果也不显著,说明了中国农业 OFDI 不存在避税动机。

表 1 和表 2 的回归结果基本验证了农产品短缺点对中国农业 OFDI 进程具有重要影响。另外,*lnimport* 在所有回归中均呈现显著性,说明农产品进口对中国农业 OFDI 具有重要的影响,中国农业 OFDI 与农产品进口可能存在互补关系,所以本文将在接下来的分析中进一步验证中国农业 OFDI 与农产品进口的互补关系。

四、中国农业 OFDI 与农产品进口互补关系验证

本文对中国农业 OFDI 流量采用 GDP 平减指数进行平减,获得 2005 年不变价的农业 OFDI 流量,其中农业 OFDI 流量来源于《中国对外直接投资统计公报(2003~2017)》,GDP 平减指数根据 UNDATA 的数据计算所得。农产品进口数据来源于 BACI,采用商务部公布的《中国农产品进出口月度统计报告》中的农产品进口价格指数进行平减,获得 2005 年不变价的农产品进口。同时,本文拟引入中国 GDP、农业增加值以及工业增加值作为控制变量,但是这三个变量存在较高的共线性,影响回归的显著性,经本文检验筛选,选用工业增加值(*industry*)作为控制变量。另外,根据本文分析,农业 OFDI 进程与农产品进口与工业发展存在相互影响,吕捷等人(2013)^[29]也指出中国工业用粮、饲料用粮消费在逐步上升是导致中国粮食进口增加的主要原因。而且根据本文统计,木材采伐与橡胶种植占到中国农业 OFDI 的 24%,木材与橡胶两类产品也是重要的工业原料,说明中国工业增长可能对农产品进口或者 OFDI 产生了重要影响。工业增加值为国际标准行业分类(ISIC Rev 3.0) C~F 类的总增加值,数据来源于 UNDTATA,为 2005 年不变价。

本文对三个变量取数,并采用 ADF 检验,均呈现一阶平稳。表 3 中的回归均采用 EG 两步法回归。其中回归(3)、(4)引入了虚拟变量 D_{2009} ^①,表示 D_{2009} 在 2009 及以后的年份取值为 1,其余为 0,引入虚拟变量是为了观察中国农业 OFDI 与农产品进口的关系是否发生结构性变化。回归(3)、(4)的结果基本验证了中国农业 OFDI 与农产品进口呈现互补关系。在引入虚拟变量后, $D_{2009} \cdot \lnimport$ 与 $D_{2009} \cdot \lnofdi$ 的估计系数显著,说明了中国农业 OFDI 与农产品进口的关系确实发生结构性变化,而且回归(3)、(4)更加贴合模型,说明了在经历了农产品短缺点以后,中国农业 OFDI 与农产品进口的互补关系更加显著,意味着农业 OFDI 每增长 1%将会引起农产品进口增长 0.35%,农产品进口增长 1%,将会引起农业 OFDI 增长 0.96%。另外,回归(1)和(3)证明了工业增长对农产品进口具有显著性影响,说明了工业发展是我国农产品进口扩大的原因之一,这与前文的理论分析及吕捷等人(2013)的研究相契合,即工业部门的规模扩大会增加对农产品的消费,进而导致农产品短缺点的提前到来。

①本文逐次引入 2007、2008、2009 年的虚拟变量,以 2009 年作为虚拟变量回归结果是最好的。

表3 中国农业 OFDI 与农产品进口互补关系验证

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln import$	$\ln ofdi$	$\ln import$	$\ln ofdi$
$\ln import$	—	1.15* (1.79)	—	-1.51 (-1.02)
$\ln ofdi$	0.21*** (3.91)	—	-0.01 (-0.13)	—
$\ln industry$	0.93*** (7.02)	0.53 (0.53)	0.53* (2.13)	1.45 (1.36)
$D_{2009} \cdot \ln import$	—	—	—	2.47* (1.98)
$D_{2009} \cdot \ln ofdi$	—	—	0.35** (2.24)	—
$D_{2009} \cdot constant$	—	—	-0.00 (-0.01)	-14.94* (-2.03)
$constant$	-2.96** (-2.41)	-11.20* (-1.89)	0.90 (0.39)	-4.32 (-0.50)
D. W. 值	1.58	2.22	1.90	2.86
R^2	0.93	0.86	0.96	0.90
观测值	15	15	15	15

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内数字是 t 统计值。

五、结论与建议

二元经济结构作为中国经济转型的最大特征，无时无刻不在影响中国经济增长以及农业、工业发展。本文根据开放条件下的二元经济模型以及小岛清的比较优势理论，通过计量验证，得到如下结论：（1）转型国家的农业 OFDI 出现有其特殊性，在农业生产率增长迟缓、农业劳动力不足以及农业资源禀赋缺乏的条件下，将会遭遇农产品供给不足的问题，进而引起国内农产品价格上涨、农业 OFDI 的规模扩大以及出现农产品净进口的局面，即迎来农产品短缺点。本文通过特征事实分析出中国最晚在 2009 年迎来农产品短缺点，进而通过实证验证农业劳动力转移和农业资源禀赋稀缺是中国农业 OFDI 进程的重要因素。（2）农产品短缺点会进一步引发转型国家的农业资源寻求以及效率寻求的 OFDI，本文验证出中国农业 OFDI 在寻求较高的农业生产率和丰富的农业资源，在经历农产品短缺点后，中国农业 OFDI 在更多地寻求农业资源。（3）根据小岛清的比较优势理论，边际产业的 OFDI 与进口存在互补关系，本文进一步指出转型国家在经历农产品短缺点后，农业 OFDI 与农产品进口会形成互补关系，且在中国数据中得到验证。（4）在二元经济结构当中，农业部门长期扮演着支持工业部门成长的角色，中国的工业增长扩大了农产品进口，说明了农业在国民经济中的重要作用。

在中国农产品进口持续扩大、农产品价格持续提升的局面下，以及在农业部门还未完成商业化的形势下，本文提出以下建议：（1）农业劳动力减少是经济发展的必然趋势，农业部门未完成商业化意味着农业中还存在隐蔽性失业，所以通过户籍制度改革以及土地流转等措施促进农业劳动力流动，可以进一步有效利用潜在的人口红利、推进农业部门的商业化。（2）根据本文分析，农业生产率和农业资源对经济转型起着重要的作用，所以保障国内农产品供给以及促进农业部门的商业化需要依靠农业生产率提升的拉动效应，此外还需要科学地开发、保护以及合理利用国内耕地资源、水资源以及林地资源。（3）在经济全球化的背景下，国际间的资本流动、资源整合已是两个无法避免

的趋势, 而国际直接投资正是这两股趋势下的主要推动力。所以促进农业 OFDI 发展和推动农业企业走出是中国经济发展的合理路径, 中国现在亟需利用国际国内两种资源发展自身的农业, 进而保障国内粮食安全、支持中国工业以及经济增长。

[参考文献]

- [1] 陈伟. 中国农业对外直接投资发展阶段及关键因素实证研究 [J]. 农业技术经济, 2014 (11): 89-100.
- [2] 汪晶晶, 马惠兰, 唐洪松, 戴泉. 中国农业对外直接投资区位选择的影响因素研究 [J]. 商业经济与管理, 2017 (8): 88-97.
- [3] 李谷成, 范丽霞, 冯中朝. 资本积累、制度变迁与农业增长——对 1978~2011 年中国农业增长与资本存量的实证估计 [J]. 管理世界, 2014 (5): 67-79.
- [4] 蔡昉. 刘易斯转折点——中国发展新阶段 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2008.
- [5] RANIS G, FEI J C H. A Theory of Economic Development [J]. American Economic Review, 1961, 51 (4): 533-565.
- [6] FEI J C H, RANIS G. A model of growth and employment in the open dualistic economy: The cases of Korea and Taiwan [J]. The Journal of Development Studies, 1975, 11 (2): 32-63.
- [7] LEWIS A. Development with Unlimited Supplies of Labour [J]. The Manchester School, 1954, 22 (2): 139-192.
- [8] FEI J C H, RANIS G. Development and Employment in the Open Dualistic Economy [R]. Center Discussion Paper, No. 110, 1971.
- [9] 蔡昉. 农业劳动力转移潜力耗尽了么? [J]. 中国农村经济, 2018 (9): 2-13.
- [10] 蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点 [J]. 经济研究, 2010 (4): 4-13.
- [11] KOJIMA KIYOSHI. Direct Foreign Investment: A Japanese Model of Multinational Business Operations [M]. London: Croom Helm, 1978.
- [12] HALLAM D. Foreign Investment in Developing Country Agriculture——Issue, Policy Implications and International Response [A]. OECD Global Forum on International Investment VIII [C], 2009.
- [13] DUNNING J H. The Eclectic Paradigm as an Envelope for Economic and Business Theories of MNE Activity [J]. International Business Review, 2000, 9 (2), 163-190.
- [14] 张乐, 曹静. 中国农业全要素生产率增长: 配置效率变化的引入——基于随机前沿生产函数法的实证分析 [J]. 中国农村经济, 2013 (3): 4-15.
- [15] GONG B. Agricultural reforms and production in China: Changes in provincial production function and productivity in 1978-2015 [J]. Journal of Development Economics, 2018, 132 (5): 18-31.
- [16] 胡冰川. 中国农产品市场分析 with 政策评价 [J]. 中国农村经济, 2015 (4): 4-13.
- [17] 万宝瑞. 新形势下我国农业发展战略思考 [J]. 农业经济问题, 2017 (1): 4-8.
- [18] HAUSMAN J A, HALL B H, GRILICHES Z. Econometric models for count data with an application to the patents-R & D relationship. Econometrica, 1984, 52 (4): 909-938.
- [19] CHAMBERLAIN G. Analysis of Covariance with Qualitative Data [J] Review of Economic Studies, 1980, 47 (1): 225-238.
- [20] COPPI R. Analysis of Three Data Matrices Based on Pairwise Relation Measures [M]. Compstat 1986: Proceedings in Computational Statistics, Physica-Verlag, Wien, 1986.
- [21] FEDERICI A, MAZZITELLI A. Dynamic Factor Analysis with STATA [J/OL]. Stata com, 2009. <http://www.stata.com/meeting/2italian/Federici.pdf>
- [22] BUCKLEY P J, CLEGG J, CROSS A R et al. The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment [J]. Journal of International Business Studies, 2007, 38 (4): 499-518.
- [23] 宗芳宇, 路江涌, 武常岐. 双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择 [J]. 经济研究,

- 2012 (5): 71-82.
- [24] 王永钦, 杜巨澜, 王凯. 中国对外直接投资区位选择的决定因素: 制度、税负和资源禀赋 [J]. 经济研究, 2014 (12): 126-142
- [25] AW B Y, CHUNG S, ROBERTS M J. Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan (China) [J]. World Bank Economic Review 2000, 14 (1): 65-90.
- [26] CONCONI P, SAPIR A, ZANARDI M. The Internationalization Process of Firms: from Exports to FDI [J]. Journal of International Economics, 2016, 99 (1): 16-30.
- [27] ACEMOGLU D, SIMON J, JAMES A R. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation [J]. American Economic Review, 2001, 91 (5): 1369-1401.
- [28] MORCK R, YEUNG B, ZHAO M. Perspectives on China's Outward Foreign Direct Investment [J]. Journal of International Business Studies, 2008, 39 (3): 337-350.
- [29] 吕捷, 余中华, 赵阳. 中国粮食需求总量与需求结构演变 [J]. 农业经济问题, 2013 (5): 15-19.

(责任编辑 于友伟)

Shortage Point of Agricultural Goods and China's Outward Foreign Direct Investment in Agriculture Sector

GAO Qizheng LIU Ying CHEN Shi KUAI Hao

Abstract: Basing on the open dualistic economy model and the theory of comparative advantage propounded by Kojima, this paper conducted detailed theoretical and empirical analysis of outward foreign direct investment by China in agriculture sector. The results reveal: Firstly, due to stagnant growth in agricultural productivity, labor shortages and insufficient resources, the open transition countries tend to experience the shortage point of agricultural goods. This, in turn, becomes a driving force for the development of outward foreign direct investment in agriculture sector. Moreover, a complementary relationship between the outward foreign direct investment and the imports in agriculture sector is established during this period. Secondly, China experienced such shortage point in 2009, while the agricultural labor force and the resource endowment became important factors in China's outward foreign direct investment in agriculture sector. Thirdly, China's outward foreign direct investment has continued to seek more efficiencies and resources, with specific motivation of resource seeking since 2009. Forthly, the shortage point gave rise to a significant complementary relationship between China's outward foreign direct investment and the imports in agriculture sector, and the industrial growth increased the China's agricultural imports. These outcomes of this paper provide theoretical support and give an in-depth appreciation of the developments of foreign direct investment in agriculture sector in the case of the transition countries.

Keywords: Shortage Point of Agricultural Goods; Agriculture; Outward Foreign Direct Investment; Open Dualistic Economy Model