

【区域绿色发展】

外商直接投资对中国区域包容性绿色增长的驱动路径研究*

李钢 贾晓燕

摘要:结合NCA方法与动态QCA方法,以中国30个省级行政区为研究对象,系统考察外商直接投资视角下各前因条件对中国区域包容性绿色增长的联动效应。研究发现:外商直接投资与其余前因条件变量均不是中国区域包容性绿色增长的必要条件,该结论具有稳健性,并且更高水平的中国区域包容性绿色增长会受到多个条件的共同制约。高包容性绿色增长驱动路径包括外商直接投资—制度变迁驱动型、制度变迁—城市化驱动型和人力资本—基础设施驱动型,三种类型代表的驱动路径在大多数省份提升高包容性绿色增长中都具有广泛的适用性;前两种类型代表的驱动路径在不同地区存在显著差异,对应路径的解释区域集中在西部地区,表明外商直接投资有助于中国区域包容性绿色增长的提升。

关键词:包容性绿色增长;外商直接投资;NCA方法;动态QCA方法;误差识别

中图分类号:F249.22 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-5766(2026)03-0114-17 **收稿日期:**2025-12-08

***基金项目:**中国社会科学院实验室孵化专项资助项目“中国包容性绿色发展政策评估实验室”(2024SYFH004);中国社会科学院“登峰战略”优势学科(产业经济学)(DF2023YS24);中国社会科学院研究所创新工程项目“中国工业企业包容性绿色全要素生产率:测度、驱动机制与提升路径”(2026GJS08)。

作者简介:李钢,男,中国社会科学院工业经济研究所研究员,教授,博士生导师(北京 100006)。

贾晓燕,女,南京信息工程大学商学院博士生,通信作者(南京 210044)。

一、引言与文献综述

包容性绿色增长是一种统筹经济提升、环境保护与社会包容的综合性发展模式,它追求经济、环境与社会三元价值的协同增效,代表着人类社会对可持续发展的高阶诉求。2025年,党的二十届四中全会提出,要积极扩大自主开放,拓展双向投资合作空间。外商直接投资作为双向投资的重要组成部分,对中国经济增长与环境污染的影响已被学者进行广泛探讨,然而对其在社会包容性维度的影响却关注不足。因此,为系统考察外商直接投资及其他因素对经济、环境与社会等方面的综合影响,本

文探讨外商直接投资对中国区域包容性绿色增长的驱动路径。

外商直接投资的相关研究主要从经济发展、环境污染、社会福利和其他角度展开。经济发展方面,相关学者们认为外商直接投资对经济发展质量、绿色经济效率、新质生产力、产业结构升级和产业链国内循环产生正向促进作用(邹志明等,2023;周杰琦等,2021;熊林波等,2024;蒋殿春和王春宇,2020;陈凤兰等,2024),也对农业生产力、南非绿色增长、本土企业创新数量与质量、技术创新和数字化转型产生正向促进作用(Joseph, 2025; Zkan et al., 2025; 曹雨暄等,2024; Ma et al., 2025; 邓雯丹等,2025)。上述研究虽然视角各异,

但是均在不同层面呈现出外商直接投资助推经济发展的积极作用。环境方面,相关学者认为外商直接投资显著降低环境污染和减少碳排放(周杰琦等,2020;Siripi et al.,2024)。当外商直接投资存量越大,可以治理的环境污染越多(汪锋等,2023),同时,区位优势可促使外商直接投资显著降低碳排放(林子浩等,2025)。上述研究共同回应“污染避难所”假说的争议,支持外商直接投资在环境领域的“污染光环”假说。社会福利方面,相关学者认为外商直接投资能提升居民消费水平和居民福利(周阔等,2024;Anetor,2025)。其他方面,相关学者主要探讨外商直接投资与人力资本(符磊等,2025)、税收收入(郭婧等,2025)、城市收缩(谭志雄等,2025)、新型城镇化(樊士德等,2022)、个体教育投资决策(李磊等,2023)和城市职能专业化(张晓涛等,2021)等的关系。上述研究关于社会维度议题的探讨较为零散,尚未形成系统性的研究体系。

通过梳理相关文献可以发现,当前研究存在两个显著特征与一个关键研究空间:第一,外商直接投资在经济发展和环境污染领域的研究已较为成熟,并形成了相对积极的正面共识。第二,外商直接投资与社会福利的关联研究虽有涉及但数量较少,挖掘空间巨大。第三,鲜有研究将经济发展、环境污染与社会福利纳入同一分析框架,探讨外商直接投资对这三个相互关联的维度产生的综合影响。这为本文的研究提供重要的切入点和理论贡献空间。

本文的边际贡献主要体现在以下两方面:第一,外商直接投资的有效测度与稳健性检验。本文对外商直接投资进行科学衡量,并采用相关的误差识别方法及稳健性检验,对其测度方法的有效性与可靠性进行系统验证。第二,外商直接投资视角下中国区域包容性绿色增长驱动路径的探索。本文从外商直接投资这一独特视角出发,深入探究包容性绿色增长的驱动路径,为该领域研究提供新的分析视角与经验证据。本文构建的框架如下:第一部分是引言与文献梳理;第二部分是外商直接投资视角下中国区域包容性绿色增长的驱动路径探讨;第三部分是研究设计;第四部分是实证结果分析;第五部分是研究结论与政策启示。

二、外商直接投资视角下中国区域包容性绿色增长的驱动路径探讨

基于马克思和恩格斯创立的经济基础和上层建筑理论,社会发展的过程中始终贯穿着经济基础与上层建筑间的矛盾,该矛盾推动着社会形态的更替。中国区域包容性绿色增长也需要“经济基础”和“上层建筑”,二者的“矛盾运动”能够促使包容性绿色增长的实现。本文将“经济基础”认定为包容性绿色增长的硬动力,“上层建筑”认定为包容性绿色增长的软动力,包容性绿色增长的硬动力包括外商直接投资、制度变迁、基础设施水平、技术创新,软动力包括人力资本、房地产水平、城市化水平、居民消费水平。本文借鉴于泳波等(2024)的分析框架详细展开对中国区域包容性绿色增长驱动路径的探讨。

(一)硬动力支撑

包容性绿色增长的硬动力支撑具体地,外商直接投资对中国区域包容性绿色增长的影响主要通过规模效应、技术效应和结构效应对中国区域包容性绿色增长产生影响。第一,外商直接投资的直接表现是资本存量的增加,从而在流入地产生显著的规模效应。该效应首先体现为对经济增长的强劲拉动。外商直接投资的进入直接扩大当地的生产与投资规模,并通过产业关联与乘数效应,有效带动上下游产业链发展,成为推动区域GDP增长的重要引擎(林子浩等,2025)。其次体现为规模经济所带来的收入水平提升,为环境治理与社会福利改善奠定坚实的物质基础。一方面,根据环境库兹涅茨曲线假说,当经济发展到一定阶段,居民收入水平的提高会引致对更高环境质量的需求。当地政府随之获得更充沛的财政收入,并响应民众诉求,将更多资源投入到环境规制与污染治理中(张彦博等,2009)。这意味着,外商直接投资的规模效应不仅直接对增长维度贡献,还可能通过收入—环境需求渠道,间接改善绿色维度。另一方面,经济规模的扩大意味着就业机会的增多与政府税收的增加,这为提升公共服务质量、健全社会保障体系提供可能,从而直接增强居民福利提升的物质基础(沈悦等,2022),对包容性维度产生正向作用。

第二,外商直接投资绝非均质资本的简单注

人,更深刻的影响在于引致东道国经济与社会结构的转型升级,即结构效应。具体表现为:首先,结构成长效应。外商直接投资的流向会引导生产要素从低效率的传统部门向高效率的现代部门转移,这种资源的重新配置能够引致有效产出的极大增长,是实现内涵式经济增长的核心路径。其次,结构开放效应。外资深度参与并重塑本地产业在全球价值链中的分工地位。正如郭娟娟等(2022)研究中所指出的,外商直接投资能够带动当地产业向环境友好型、高附加值环节攀升,这不仅提升经济增长质量,也直接促进环境的绿色转型。最后,结构需求效应。产业结构的升级会催生对高质量民生性产品与服务的需求,引导社会资源向教育、医疗、文化等社会领域倾斜,从而更好地满足并引领居民需求,提升整体社会福利水平(沈悦等,2022)。

第三,除了有形资本,外商直接投资更是先进技术、管理知识与环保理念的重要载体,其产生的技术效应是实现经济增长与环境污染脱钩、迈向绿色发展的核心机制。这一效应主要通过以下三种途径展开:首先,示范—模仿效应。外资企业通常采用高于本地平均水平的环保标准与清洁生产技术,这为本土企业提供了现成的学习标杆。本土企业通过对这些先进技术和实践进行模仿、消化与吸收,能够显著改善自身的资源配置效率与环境绩效,从而降低区域的碳排放强度(Albornoz et al., 2014; Bu et al., 2019)。其次,竞争效应。外资企业的进入打破了原有的市场均衡,加剧了行业内部的竞争压力。为了在激烈的市场竞争中生存与发展,本土企业被迫加大研发投入,进行绿色技术创新与工艺改造,以维持或获取新的竞争优势(Salim et al., 2009)。这种由竞争激发的创新活力是推动区域全要素生产率提升和绿色技术进步的内在动力。再次,人员流动效应。知识附着于人力资本。随着外商直接投资的进入,在外资企业接受过培训、具备先进管理经验与技术技能的员工,会通过劳动力市场流动到本土企业或自主创业。这种人力资本的溢出效应,能够将先进的环境管理经验、绿色发展理念与制度建设知识扩散至整个经济体系,从根本上提升区域的资源利用与环境治理效率(邵帅等,2022)。

制度变迁对中国区域包容性绿色增长的影响主要是政策性提供较为优良的营商环境和开放环

境,提高居民收入和影响经济效率。具体而言有两方面,一是改革开放初期,中国告别传统计划经济制度,逐步建立并完善更符合实际的社会主义市场经济制度,在此过程中市场化程度的深化显著激发经济活力,从而增加人均收入和社会福利;二是全面深化改革时期,政府对市场的过度干预逐步减少,服务型政府的职能定位日益清晰,经济、社会和自然三大系统的协调关系得到重视,一定程度上为推进包容性绿色增长奠定基础。技术创新对中国区域包容性绿色增长的影响主要是从经济、环境和包容性三个方面展开。经济方面,技术创新作为发展动力,直接助推经济发展;环境方面,技术创新可以带来技术的更新迭代,进而降低由以往技术所带的工业污染,体现环境友好性;包容性方面,技术创新有助于工艺更新,进而生产绿色产品,使公众享受到技术发展带来的友好成果,增加社会福利。基础设施水平对中国区域包容性绿色增长的影响主要从包容性和环境角度展开。基础设施作为民生工程,其水平高低体现着当地政府对当地民生的重视,水平越高,公众享受到的社会福利越多。但在基础设施建造期间也会产生环境负外部性。

这四者之间的互相支撑对中国区域包容性绿色增长的影响逻辑具体如下:制度变迁提供优良的营商环境和开放环境,有助于外商直接投资的进入和技术创新的发展,同时外商直接投资有可能直接提升基础设施水平,技术创新有可能增加基础设施的绿色化和智能化,这四者通过影响经济、环境和包容性从而成为包容性绿色增长硬动力组合。

(二)软动力支撑

具体地,人力资本对中国区域包容性绿色增长的影响是从经济、环境、包容性三方面展开。人力资本作为重要的生产要素,为经济增长注入动力。人力资本的提升意味着更多人能够通过教育获得就业机会,就业机会的增加直接提升了社会的包容性水平。较高的人力资本通常是高教育水平群体,该群体的环保意识更强,能够主动参与环境保护,从而提升绿色水平。城市化水平对中国区域包容性绿色增长的影响是从经济和环境两方面展开。城市化水平越高,意味着人口密度的增加,进而可以丰富劳动力供给,从而促进经济发展。同时,也可能出现环境污染问题和能源需求等问题。房地产水平对中国区域

包容性绿色增长的影响主要从经济和包容性两方面展开。房地产水平越高,表明公众对住宅的投资越多,一方面有助于提升经济活力,促进经济增长;另一方面,可以通过住宅投资享受到较多的政府公共服务。居民消费水平对中国区域包容性绿色增长的影响主要从经济、环境和包容性三方面展开。居民消费需求会直接促进经济增长;也会影响企业生产决策,可能会促进企业生产和创新,进而带动相关企业与产业的发展,从而实现经济良性循环发展和就业机会的增加;同时,居民通过消费可以享受到工业化成果。

这四者之间的互相支撑对中国区域包容性绿色增长的影响逻辑具体如下:人力资本的聚集更容易增加人口密度,进而逐渐提高城市化水平;人力资本会获得经济发展的附加价值,进而有可能用于消费

和投资,从而提升居民消费水平和房地产水平,进而这四者通过影响经济、环境和包容性从而成为包容性绿色增长软动力组合。

(三)硬软动力互动支撑

包容性绿色增长的硬软动力互动支撑也是包容性绿色增长实现的不可或缺的动力支撑。硬动力组合中的外商直接投资、制度变迁和技术创新有可能促进投资与消费的实现,进而提升软动力组合中房地产水平和居民消费水平。软动力组合中的人力资本有可能促进硬动力组合中技术创新的较快实现。人力资本越多,相对越容易攻克技术难题。同样软动力组合中的城市化水平也会影响硬动力组合中的基础设施水平。人口密度越高,会降低居民从基础设施水平中获得的社会福利(见图1)。

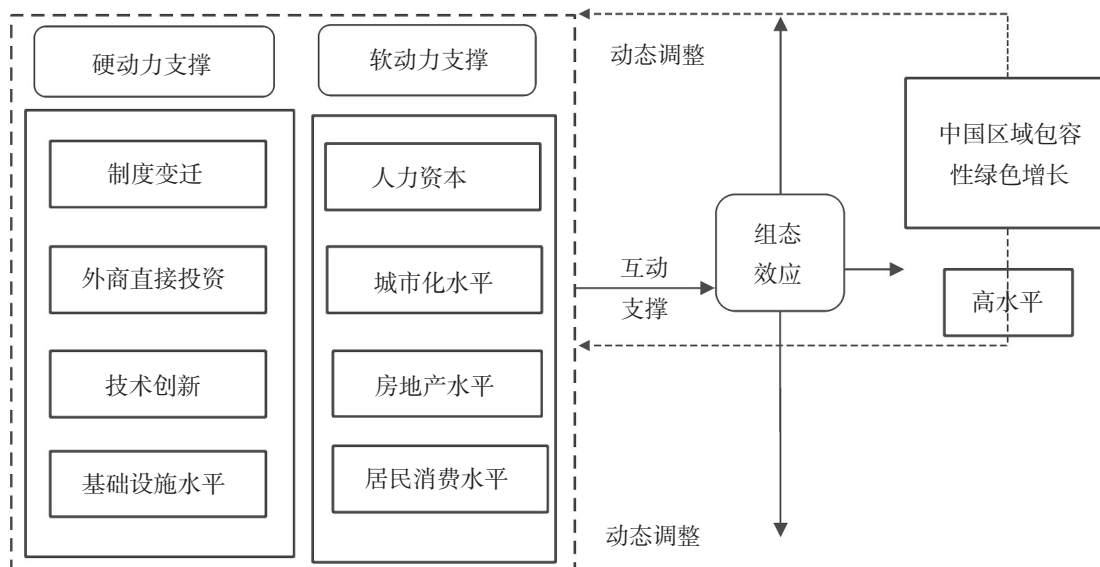


图1 外商直接投资视角下中国区域包容性绿色增长驱动路径探讨

资料来源:作者整理。

三、研究设计

(一)研究方法

1. 外商直接投资的误差识别与稳健性检验

由于本文核心解释变量的测量是经过计算而得,所以其衡量结果会对研究结果产生误差,进而需要对其进行变量测量误差识别。变量测量误差识别的思路主要借鉴杨美霞等(2007)的研究,具体是计算估计值与真实值的比值,若比值大于1,说明测量误差较大,对研究真实性产生负面影响;反之,

则说明测量误差较小,对研究真实性产生较小影响,可以采用对应变量衡量方法。对应具体计算公式如下:

$$AF = \frac{\tilde{\beta}_1}{\beta_1} = \left(\frac{1}{1+t^2} \right) \left[1 - \left(\frac{t^2}{1+t^2} \right) c' \left(R - \frac{cc'}{1+t^2} \right)^{-1} c \right], R = E(ZZ')$$

$$c = E(ZX) \tag{1}$$

其中,AF是估计值与真实值的比值X是标量,Z为d维矢量,X不能准确测量,而其他均可以准确测量, $E(X) = E(Z_i) = 0, Var(X) = Var(Z_i) = 1,$

$$E(\tilde{X}|X) = X, Var(\tilde{X}|X) = t^2.$$

本文认为自变量之间均相关,即 $\rho = Cov(X, Z_i) = Cov(Z_i, Z_i)$, 对应公式(1)可变为公式(2),具体是:

$$AF = \frac{\tilde{\beta}_1}{\beta_1} = \left(\frac{1}{1+t^2} \right) \left\{ 1 - \left(\frac{t^2 \rho^2}{1+t^2} \right) \left[\frac{d}{1-\rho} - \frac{d^2 c_{\rho,t}}{(1-\rho)(1-\rho+dc_{\rho,t})} \right] \right\},$$

$$c_{\rho,t} = \rho - |\rho^2/(1+t^2)| \quad (2)$$

从公式(2)中可以发现, AF 的值不仅与测量误差 t 的大小有关,而且与 X 与 Z_i 的相关系数大小、准确测量变量个数 d 有关。

在对 FDI 测量误差进行识别后,需要进一步对其稳健性检验。本文借鉴沈子杰和余珂(2020)的研究,采用聚类稳健标准误对 FDI 与中国区域包容性绿色增长的关系进行稳健性检验,对应回归模型采用基本回归模型,具体如下:

$$IGG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $IGG_{i,t}$ 是中国区域包容性绿色增长, $FDI_{i,t}$ 是外商直接投资, $X_{i,t}$ 是控制变量,包括人力资本、基础设施水平、制度变迁、技术创新、房地产水平、城市化水平、居民消费水平, μ_i 是个体固定效应, δ_t 是时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是残差项。 α 是各自对应的回归系数。

2. NCA 方法

必要条件分析法(NCA方法)是专门分析必要条件的方法,从定量角度分析前因条件是否构成结果的必要条件(杜运周等,2020),同时能够分析该必要条件成立的瓶颈水平(Dul et al., 2020)。

3. 动态 QCA 方法

动态定性比较分析法(动态 QCA 方法)从定性角度分析前因条件如何构成结果的必要条件(罗光强等,2024),聚焦输出导致特定结果发生的前因条件组态,同时引入时间维度,通过计算组间一致性调整距离和组内一致性调整距离,揭示不同组态在时间和个体维度上的动态关系与变化方式,全面刻画结果发生的多要素演化轨迹(杜运周等,2021),关注时间效应和案例效应(刘昕等,2025),可以分析多因并发、因果非对称性和等效性等因果复杂性问题(杜运周和贾良定,2017)。动态 QCA 方法的优点包括以下方面。第一,对研究样本的要求不高。

动态 QCA 既可以定量分析又可以定性分析,对任何数量的样本都适用(方芳等,2024)。第二,聚焦集合的逻辑关系而非相关关系。前因条件间的不同组合可以识别出不同组态之间的等效性与前因条件之间的替代性(Furnari et al., 2021)。第三,拓宽对研究问题的解释维度。基于“因果关系不对称”的基本逻辑,可以识别出导致结果产生和结果不产生的不同驱动机制(Ragin, 2008)。动态 QCA 方法包括一致性和覆盖度。一致性包括组间一致性、组内一致性、汇总一致性、组间一致性距离、组内一致性距离、组间一致性调整距离、组内一致性调整距离。覆盖度包括原始覆盖度、唯一覆盖度、总体覆盖度。基于相关文献资料,本文罗列出组间一致性、组内一致性、汇总一致性、组间一致性调整距离、组内一致性调整距离和原始覆盖度的计算公式,具体公式如下:

$$\text{组间一致性} = \frac{\sum_{i=1}^N \min(X_{it}, Y_{it})}{\sum_{i=1}^N X_{it}} \quad (4)$$

$$\text{组内一致性} = \frac{\sum_{i=1}^T \min(X_{it}, Y_{it})}{\sum_{i=1}^T X_{it}} \quad (5)$$

汇总一致性 =

$$\frac{\sum_{i=1}^N \sum_{i=1}^T \min(X_{it}, Y_{it})}{\sum_{i=1}^N \sum_{i=1}^T X_{it}} \quad (6)$$

组间一致性距离 =

$$\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^T \left(\frac{\text{组间一致性}_i}{\sum_{i=1}^T \text{组间一致性}_i} - \frac{1}{T} \right)^2}{T}} \quad (7)$$

组内一致性距离 =

$$\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \left(\frac{\text{组内一致性}_i}{\sum_{i=1}^N \text{组内一致性}_i} - \frac{1}{N} \right)^2}{N}} \quad (8)$$

$$\text{组间一致性调整距离} = \frac{\text{组间一致性距离}}{\sqrt{\frac{N}{N^2 + 3N + 2}}} \quad (9)$$

$$\text{组内一致性调整距离} = \frac{\text{组内一致性距离}}{\sqrt{\frac{N}{N^2 + 3N + 2}}} \quad (10)$$

$$\text{原始覆盖度} (X_i \leq Y_i) = \frac{\sum [\min(X_i, Y_i)]}{\sum (Y_i)} \quad (11)$$

其中, X_i 是个体 i 在集合 X 中的隶属度, Y_i 是其在集合 Y 中的隶属度。 X_{it} 表示个体 i 在时间 t 时属于集合 X 的隶属度, Y_{it} 表示其属于集合 Y 的隶属度。

i 表示横截面观测次数, t 表示面板数据中的观测周期数。

(二)数据来源

由于数据可得性问题,本文选择2011年到2022年中国30个省份展开研究,不包括西藏、香

港、澳门和台湾。经过数据处理,得到了360个“省份一年份”的观测样本。本文研究所使用的数据主要来源于EPS数据库、历年《中国统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》、美国哥伦比亚大学社会经济数据与应用中心、国家统计局网站。表1是本文

表1 变量的描述性统计结果

| 变量分类 | 变量名称 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|------------------|----------|----------|--------|----------|
| 结果变量 | 中国区域包容性绿色增长(IGG) | 0.740 | 0.378 | 0.397 | 2.608 |
| 前因条件变量 | 外商直接投资(FDI) | 296.301 | 235.257 | 23.180 | 1368.068 |
| | 人力资本(HC) | 9.877 | 7.378 | 2.690 | 49.942 |
| | 基础设施水平(FL) | 99.091 | 53.375 | 9.162 | 238.071 |
| | 制度变迁(IC) | 0.280 | 0.176 | 0.015 | 0.904 |
| | 技术创新(TI) | 0.165 | 0.183 | 0.001 | 0.877 |
| | 房地产水平(PL) | 7.383 | 1.058 | 2.402 | 9.554 |
| | 城市化水平(CL) | 2933.971 | 1134.174 | 764 | 5821 |
| | 居民消费水平(RL) | 0.378 | 0.068 | 0.184 | 0.603 |

资料来源:作者整理。

相关变量的描述性统计结果。

(三)变量测量与校准

1. 变量测量

第一是结果变量。中国区域包容性绿色增长(IGG)。关于包容性绿色增长的衡量,相关学者主要从构建指标体系和效率计算两方面依次展开。本文主要从构建指标体系来对中国区域包容性绿色增长进行衡量。就这一方法而言,国内外学者都从不同内涵出发构建不同维度的指标体系对不同区域的包容性绿色增长进行衡量(Ofori et al., 2023; De Pascale et al., 2024; 张涛等, 2023; 周小亮等, 2018)。基于上述学者的研究,本文从增长、包容性、绿色等三个维度对中国区域包容性绿色增长的内涵进行阐述。具体构建的指标体系和测算方法均参考李钢等(2025)的研究。对应包容性维度侧重增长成果的公平分配与社会福祉。由共同富裕程度、公共服务均等化和社会歧视程度构成。其中,共同富裕程度采用城镇化水平、城乡收入差距、城乡消费差距表征。公共服务均等化采用平均受教育年限、年末参加生育保险人数、就业机会公平、基本医疗保险参保率、城乡居民基本养老保险参保人数、网络问政、公共图书馆个数表征;社会歧视程度采用高中以上受教育女性比例、户籍容纳度表征。绿色维度侧重资源环境可持续性。采用资源禀赋和环境保护表征。资源禀赋采用自然保护区面积比重、森林覆盖率、生态承载力表征;环境保护

采用PM2.5、环境感知和单位工业增加值的排放量表征。增长维度侧重经济规模与发展动能。采用经济增长表现和经济增长潜力表征。经济增长表现采用GDP增长率和人均GDP表征;经济增长潜力采用科技服务和市场潜力表征。

第二是前因条件变量。

外商直接投资(FDI)。相关学者对外商直接投资的衡量方法多样,具体包括人均FDI(林子浩等, 2025)、FDI与GDP的比值(谭志雄等, 2025)、FDI总量(宣烨等, 2025)。本文采用总量衡量的方式进行外商直接投资的刻画。就总量衡量而言,相关学者主要采用实际利用外商直接投资总额进行衡量(王锋等, 2022)。由于各省份实际外商直接投资额数据欠缺较多,因而本文采用实际利用外商直接投资总额乘各省份GDP比重进行表征。一个区域经济发展水平的高低也会吸引外商直接投资,一般而言,经济发展水平越高,可以吸引到的外商直接投资越多,因此各省份GDP与全国均值GDP的比重可以在一定程度上表征各省份实际利用外商直接投资的比重,将其与全国外商直接投资总额相乘,即可得到各省份实际利用外商直接投资额。

本文在借鉴周小亮和吴武林(2018)、马茜等(2024)、高志刚等(2023)、韩先锋等(2025)的研究,选择以下几个变量作为中国区域包容性绿色增长的其余前因条件变量,具体包括:人力资本(HC)。采用大学本科就业人员受教育占比与研究生就业

人员受教育占比的和衡量。基础设施水平(*FL*)。采用公路与铁路总里程与省域面积之比衡量。制度变迁(*IC*)。采用市场化程度、政府干预程度、产权多元化程度和开放程度四方面表征。技术创新(*TI*)。采用研发经费投入强度、每百万人口的研发人员全时当量作为技术创新投入指标,采用技术市场成交额占*GDP*比重、每百万人口专利申请授权数作为技术创新产出指标,并运用熵权法将四个指标合成技术创新指数以综合反映技术创新水平。房地产水平(*PL*)。采用房地产投资总额中住宅投资的对数表征。城市化水平(*CL*)。采用人口密度表

征,具体是单位面积人口数。居民消费水平(*RL*)。采用社会消费品零售总额与地区生产总值的比值进行表征。

2. 变量校准

由于数据的量纲不同,为避免这种影响,需要将数据按一定的隶属度锚点进行校准,将其校准为[0,1]之间的数据。本文按照完全隶属点=95%,交叉点=50%,完全不隶属点=5%进行校准(荆琳琳等,2024)。并且出现校准后的数值为0.5的,将其更改为0.501(盛亚等,2022)。具体校准值如表2所示。

表2 变量校准

| 变量分类 | 变量名称 | 完全隶属点 | 交叉点 | 完全不隶属点 |
|--------|---------------------------|----------|---------|--------|
| 结果变量 | 中国区域包容性绿色增长(<i>IGG</i>) | 1.790 | 0.637 | 0.472 |
| 前因条件变量 | 外商直接投资(<i>FDI</i>) | 771.830 | 231.680 | 35.775 |
| | 人力资本(<i>HC</i>) | 28.133 | 7.936 | 3.797 |
| | 基础设施水平(<i>FL</i>) | 193.973 | 96.333 | 12.192 |
| | 制度变迁(<i>IC</i>) | 0.638 | 0.244 | 0.064 |
| | 技术创新(<i>TI</i>) | 0.606 | 0.112 | 0.008 |
| | 房地产水平(<i>PL</i>) | 8.944 | 7.520 | 5.362 |
| | 城市化水平(<i>CL</i>) | 5124.781 | 2780 | 1360.4 |
| | 居民消费水平(<i>RL</i>) | 0.476 | 0.382 | 0.261 |

资料来源:作者整理。

四、实证结果分析

为探究多因素组合与包容性绿色增长之间的驱动路径关系,本文采用*NCA*方法和动态*QCA*方法共同进行探讨,主要是高包容性绿色增长驱动路径分析。*NCA*方法主要包括单个条件的必要性分析和对应瓶颈程度。当“效应量 $d(\text{Effect size}) \geq 0.1$ ”(Dul, 2020)且“ $P(p\text{-value}) < 0.01$ ”(林艳等, 2022)且“精确度 $> 95\%$ ”(Dul, 2016)时,表明该前因条件变量是结果变量的必要条件。动态*QCA*方法具体包括单个条件的必要性分析和条件组态的充分性分析。其中单个条件的必要性分析中前因条件变量的汇总一致性要小于0.9,汇总覆盖度要小于0.5。若汇总一致性大于0.9且汇总覆盖度大于0.5,则满足前因条件变量是结果变量的必要条件(荆琳琳等,2024),此时需要进行进一步检验。具体检验是做出对应前因条件变量与结果变量的散点图,若该散点图有1/3的点出现在45度线上方或

者越靠近右侧结果变量轴,表明前因条件变量不是结果变量的必要条件(Schneider et al., 2012; 谭海波等, 2019)。当前因条件变量的汇总一致性小于0.9,汇总覆盖度小于0.5的情况下,需要进一步观察组间一致性,当组间一致性小于0.1或者小于0.2,此时汇总一致性精确度更高,对判断结果的支撑性更强(Garcia-castro et al., 2016)。若组间一致性大于0.2,则需要进一步检验。具体检验包括罗列所有情况按时间分布的组间一致性与组间覆盖度,具体判断标准仍然是组间一致性小于0.9,组间覆盖度小于0.5。进而绘制出对应时间范围内的前因条件变量—结果变量散点图,判断条件同上。条件组态的充分性分析包括组态分析、组间一致性分析和组内一致性分析(Beynon et al., 2020)。两种方法结合的优点包括两方面。一方面,分别从定量与定性角度探究前因条件如何构成结果的必要条件,使得必要性结果具有稳健性,同时可以量化前因条件的瓶颈程度。另一方面,可以弥补传统回归关注单一净效应和处理因果对称关系的

局限性。在开展研究结果分析前,需要对本文核心解释变量的测量问题进行误差识别与对应稳健性检验探讨。

(一) FDI的误差识别与稳健性检验

1. 误差识别

本文主要是通过计算 FDI 与其他前因条件变量的相关系数,然后根据公式(2)绘制出不同相关系数大小和准确测量变量个数对应情况下的 AF-t 图,以对 FDI 测量误差进行识别。如表 3 所示是外商直接投资与其他前因条件变量的相关系数 ρ ,采用两种方法进行计算,分别是 Bonferroni 和 Sidak,后者的检验效能更高。从表 3 中可以看出外商直接投

资(FDI)与基础设施水平(FL)、制度变迁(IC)、技术创新(TI)和居民消费水平(RL)具有显著的相关系数,分别是 0.5115、0.4842、0.7649 和 0.2864,均在 1% 的显著性水平上显著。

本文将上述相关系数依次作为对应参数,认为准确测量变量的个数有 7 个,也将其作为对应参数,并根据绘出的图形将测量误差限定为(0,0.4)。将测量误差、相关系数和准确测量变量的个数代入公式(2),得到 AF-t 图(见图 2)。图中所展示的是不同相关系数与不同准确测量个数情况下 AF-t 图,从图中可以看出,在不同情况下的 AF 值均呈现逐步下降的趋势,并且范围距离 1 较近,表明估计值与真

表 3 Pearson 相关系数矩阵(Bonferroni 和 Sidak)

| 变量 | FDI | HC | FL | IC | TI | PL | CL | RL |
|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|--------|
| FDI | 1.0000 | | | | | | | |
| HC | 0.0763 | 1.0000 | | | | | | |
| FL | 0.5115*** | 0.3571*** | 1.0000 | | | | | |
| IC | 0.4842*** | 0.3876*** | 0.6418*** | 1.0000 | | | | |
| TI | 0.7649*** | 0.5280*** | 0.5283*** | 0.5404*** | 1.0000 | | | |
| PL | 0.7332** | -0.0085 | 0.6345*** | 0.4517*** | 0.5589*** | 1.0000 | | |
| CL | -0.0684 | -0.1175 | -0.0511 | 0.0133 | 0.1750** | -0.0659 | 1.0000 | |
| RL | 0.2864*** | 0.0049 | 0.3466*** | 0.1618* | 0.2417*** | 0.4613*** | -0.0021 | 1.0000 |

数据来源:计量分析软件计算得来。

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

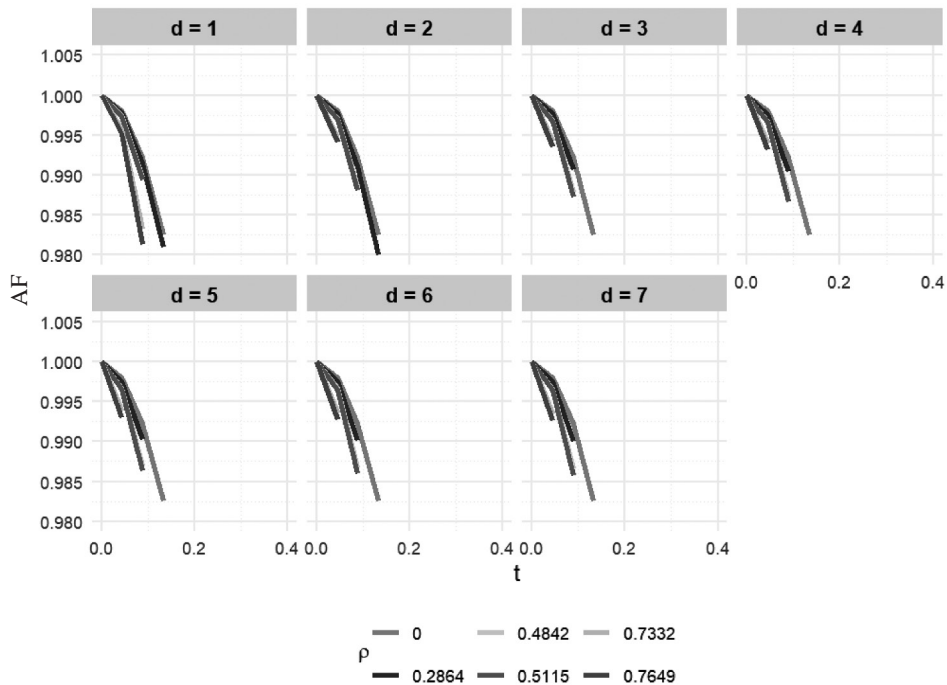


图 2 不同情况下的 AF-t 图

数据来源:计量分析软件计算得来。

实值的差别较小,说明对应变量 *FDI* 的测量误差较小,对研究真实性产生较小影响,因而可以采用对应的衡量计算方法。

2. 稳健性检验

表4中呈现的是基本回归情况下标准误与聚类稳健标准误对应的外商直接投资 (*FDI*) 与中国区域包容性绿色增长 (*IGG*) 的回归系数、统计值与对应置信区间。标准误情况下,二者之间的回归系数为

0.115,在1%的显著性水平上显著,对应置信区间是(0.048,0.181)。聚类稳健标准误情况下,二者之间的回归系数为0.115,在1%的显著性水平上显著,对应置信区间是(0.060,0.169)(见表4)。无论是标准误还是聚类稳健标准误,二者之间均呈现正向推动作用,初步表明外商直接投资有助于中国区域包容性绿色增长的提升。进一步表明对应外商直接投资的测量方法可取。

表4 基本回归模型结果分析

| <i>IGG</i> | 系数 | 标准误 | Z值 | P值 | 95%置信区间 |
|------------|----------|---------|------|-------|---------------|
| <i>FDI</i> | 0.115*** | 0.034 | 3.38 | 0.001 | (0.048,0.181) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>IGG</i> | 系数 | 聚类稳健标准误 | Z值 | P值 | 95%置信区间 |
| <i>FDI</i> | 0.115*** | 0.028 | 4.14 | 0.000 | (0.060,0.169) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

数据来源:计量分析软件计算得来。

注:*,**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平下显著。

(二) 单个条件的必要性分析

1. *NCA* 必要性分析

本文首先从定量角度进行必要性分析。采用上限回归 (*CR*) 方法进行必要性分析,该方法适用于连续变量 (*Dul*, 2016)(见表5)。表中内容表明基础设施水平、房地产水平、城市化水平、外商直接投资、制度变迁、技术创新、居民消费水平及人力资本等前因条件均未能同时满足效应量 ($d > 0.1$)、显著性 ($P < 0.01$) 及精确度 $> 95\%$ 三项判断标准,因而单独不构成中国区域包容性绿色增长的必要条件。

其次,计算上限回归方法下各条件变量的瓶颈水平,瓶颈水平是指实现某一水平的预期结果所需

前因条件变量的最低水平 (*Dul*, 2016)(见表6)。从表中结果可以发现,随着中国区域包容性绿色增长水平的提升,各因素的瓶颈效应逐渐增强。具体而言,当增长水平达到60%时,外商直接投资、人力资本、制度变迁、房地产水平、城市化水平及居民消费水平的需求分别达到97.3%、96.9%、94.6%、99.0%、99.5%、94.1%;当增长水平提升至100%时,各条件的需求水平出现明显分化,外商直接投资、人力资本、基础设施、制度变迁、技术创新、房地产、城市化及居民消费水平分别需达到61.3%、25.9%、33.2%、55.6%、31.1%、56.1%、97.6%、35.6%。由此可见,更高水平的中国区域包容性绿色增长受到多重条件

表5 *NCA* 方法必要条件分析结果

| 前因条件变量 | 方法 | 精确度 | 上限区域 | 范围 | 效应量(<i>d</i>) | P值 |
|-----------------------|-----------|-------|-------|-------|-----------------|-------|
| 外商直接投资 (<i>FDI</i>) | <i>CR</i> | 96.4% | 0.078 | 0.937 | 0.083 | 0.177 |
| 人力资本 (<i>HC</i>) | <i>CR</i> | 92.8% | 0.148 | 0.955 | 0.155 | 0.009 |
| 基础设施水平 (<i>FL</i>) | <i>CR</i> | 95.0% | 0.089 | 0.922 | 0.096 | 0.165 |
| 制度变迁 (<i>IC</i>) | <i>CR</i> | 97.8% | 0.096 | 0.950 | 0.101 | 0.111 |
| 技术创新 (<i>TI</i>) | <i>CR</i> | 93.9% | 0.111 | 0.929 | 0.119 | 0.046 |
| 房地产水平 (<i>PL</i>) | <i>CR</i> | 97.5% | 0.087 | 0.965 | 0.090 | 0.220 |
| 城市化水平 (<i>CL</i>) | <i>CR</i> | 99.4% | 0.006 | 0.944 | 0.006 | 0.928 |
| 居民消费水平 (<i>RL</i>) | <i>CR</i> | 96.1% | 0.138 | 0.971 | 0.142 | 0.038 |

资料来源:回归分析软件得出。

注:采用校准后模糊集隶属度值; $0 \leq d < 0.1$ 表示低水平, $0.1 \leq d < 0.3$ 表示中水平, $0.3 \leq d \leq 1$ 表示高水平;置换检验 (permutation test) 的重抽次数=10000。

表6 NCA方法瓶颈水平

(单位:%)

| 中国区域包容性绿色增长(IGG) | 外商直接投资(FDI) | 人力资本(HC) | 基础设施水平(FL) | 制度变迁(IC) | 技术创新(TI) | 房地产水平(PL) | 城市化水平(CL) | 居民消费水平(RL) |
|------------------|-------------|----------|------------|----------|----------|-----------|-----------|------------|
| 0 | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN |
| 10 | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN |
| 20 | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN |
| 30 | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN |
| 40 | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN |
| 50 | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN | NN |
| 60 | 97.3 | 96.9 | NN | 94.6 | NN | 99.0 | 99.5 | 94.1 |
| 70 | 88.3 | 79.1 | NN | 84.9 | 90.8 | 88.3 | 99.0 | 79.5 |
| 80 | 79.3 | 61.4 | 79.4 | 75.1 | 70.9 | 77.5 | 98.6 | 64.9 |
| 90 | 70.3 | 43.7 | 56.3 | 65.3 | 51.0 | 66.8 | 98.1 | 50.2 |
| 100 | 61.3 | 25.9 | 33.2 | 55.6 | 31.1 | 56.1 | 97.6 | 35.6 |

资料来源:作者整理。

注:CR方法;NN表示不必要。

的共同制约,且不同发展阶段各因素的约束强度存在显著差异。

2. 动态QCA必要性分析

从定性角度进行必要性分析。由于本文主要分析高结果包容性绿色增长的组态路径问题,所以首先罗列出高包容性绿色增长的单个必要性条件分析的结果,其次,对其中汇总一致性大于0.9且

汇总覆盖度大于0.5的进行进一步检验,最后,对组间一致性调整距离大于0.2的进行进一步检验(见表7)。各前因条件变量的汇总一致性都小于0.9,因而需要观察各条件变量的组间一致性调整距离,发现低外商直接投资、低人力资本、低技术创新、高居民消费水平和低居民消费水平的值都大于0.2,因而需要对其进行进一步检验(见表8)。

表7 动态QCA方法必要条件分析结果

| 条件变量 | 高包容性绿色增长 | | | |
|--------------|----------|-------|-----------|-----------|
| | 汇总一致性 | 汇总覆盖度 | 组间一致性调整距离 | 组内一致性调整距离 |
| 外商直接投资(FDI) | 0.784 | 0.851 | 0.117 | 0.385 |
| ~外商直接投资(FDI) | 0.560 | 0.688 | 0.218 | 0.552 |
| 人力资本(HC) | 0.791 | 0.804 | 0.171 | 0.316 |
| ~人力资本(HC) | 0.561 | 0.749 | 0.475 | 0.408 |
| 基础设施水平(FL) | 0.716 | 0.826 | 0.129 | 0.443 |
| ~基础设施水平(FL) | 0.593 | 0.683 | 0.183 | 0.552 |
| 制度变迁(IC) | 0.784 | 0.856 | 0.117 | 0.362 |
| ~制度变迁(IC) | 0.575 | 0.704 | 0.187 | 0.529 |
| 技术创新(TI) | 0.841 | 0.836 | 0.062 | 0.362 |
| ~技术创新(TI) | 0.489 | 0.672 | 0.253 | 0.696 |
| 房地产水平(PL) | 0.700 | 0.828 | 0.167 | 0.420 |
| ~房地产水平(PL) | 0.609 | 0.686 | 0.199 | 0.500 |
| 城市化水平(CL) | 0.662 | 0.732 | 0.164 | 0.472 |
| ~城市化水平(CL) | 0.623 | 0.751 | 0.187 | 0.512 |
| 居民消费水平(RL) | 0.709 | 0.831 | 0.203 | 0.305 |
| ~居民消费水平(RL) | 0.607 | 0.690 | 0.265 | 0.455 |

资料来源:作者整理。

从表8中可以发现情况4对应的2011年出现了组间一致性大于0.9且组间覆盖度也大于0.5的情况,所以对其进行散点图检验。具体图形如图3所示。由于近1/3的点在对角线之上,所以高居民消费水平不是高包容性绿色增长的必要条件,可以纳入后续的分析中。

(三)条件组态的充分性分析

1. 整体组态分析

在展开整体组态分析前,一是需要设定几类参数,二是给出组态结果判断标准。设定的参数包括原始一致性、样本频数和不一致性的比例减少(杜运周等,2021),具体的阈值分别是0.75、4、0.75。组

态结果判断标准如下:第一,在反事实分析部分不作前因条件的方向设定。因为在现有研究中针对各个前因条件对高包容性绿色增长的影响方向并未得到一致性结论,并且区域发展存在不均衡性,因此前因条件对结果的影响方向不宜以统一的标准判断。所以,秉持谨慎性原则,不对前因条件的方向进行设定。第二,在复杂解、中间解和简约解中,本文以中间解为主要参考依据,以中间解和简约解的嵌套关系为辅助参考依据。若前因条件同时出现在中间解和简约解中,则为核心条件,表明该前因条件对结果产生的重要性较高;若前因条件只出现在中间解中,则为边缘条件,表明该前因条

表8 组间一致性调整距离大于0.2的因果组合情况

| | 情况 | 情况1 | | 情况2 | | 情况3 | |
|------|-------|----------------|-------|-------------|---------------|-------------|-------|
| | 因果组合 | ~外商直接投资(FDI)/Y | | ~人力资本(HC)/Y | | ~技术创新(TI)/Y | |
| | 指标 | 组间一致性 | 组间覆盖度 | 组间一致性 | 组间覆盖度 | 组间一致性 | 组间覆盖度 |
| 年份 | 2011 | 0.533 | 0.784 | 0.247 | 0.773 | 0.872 | 0.845 |
| | 2012 | 0.468 | 0.835 | 0.243 | 0.792 | 0.848 | 0.954 |
| | 2013 | 0.472 | 0.828 | 0.282 | 0.802 | 0.823 | 0.968 |
| | 2014 | 0.494 | 0.81 | 0.37 | 0.816 | 0.822 | 0.949 |
| | 2015 | 0.509 | 0.784 | 0.532 | 0.832 | 0.818 | 0.953 |
| | 2016 | 0.899 | 0.096 | 1 | 0.109 | 1 | 0.085 |
| | 2017 | 0.582 | 0.717 | 0.64 | 0.809 | 0.864 | 0.865 |
| | 2018 | 0.59 | 0.718 | 0.695 | 0.806 | 0.866 | 0.874 |
| | 2019 | 0.592 | 0.703 | 0.811 | 0.813 | 0.852 | 0.884 |
| | 2020 | 0.656 | 0.677 | 0.892 | 0.792 | 0.85 | 0.804 |
| | 2021 | 0.619 | 0.694 | 0.79 | 0.82 | 0.819 | 0.928 |
| | 2022 | 0.673 | 0.67 | 0.814 | 0.812 | 0.818 | 0.904 |
| 年份 | 情况 | 情况4 | | | 情况5 | | |
| | 因果组合 | 居民消费水平(RL)/Y | | | ~居民消费水平(RL)/Y | | |
| | 指标 | 组间一致性 | 组间覆盖度 | 组间一致性 | 组间覆盖度 | 组间一致性 | 组间覆盖度 |
| | 2011 | 0.93 | 0.811 | 0.43 | 0.888 | | |
| | 2012 | 0.855 | 0.93 | 0.439 | 0.887 | | |
| | 2013 | 0.712 | 0.952 | 0.542 | 0.823 | | |
| | 2014 | 0.658 | 0.938 | 0.608 | 0.778 | | |
| | 2015 | 0.556 | 0.955 | 0.668 | 0.738 | | |
| | 2016 | 0.917 | 0.122 | 0.971 | 0.075 | | |
| | 2017 | 0.545 | 0.897 | 0.76 | 0.686 | | |
| | 2018 | 0.596 | 0.858 | 0.726 | 0.699 | | |
| | 2019 | 0.595 | 0.935 | 0.759 | 0.717 | | |
| | 2020 | 0.766 | 0.798 | 0.695 | 0.744 | | |
| 2021 | 0.733 | 0.863 | 0.591 | 0.778 | | | |
| 2022 | 0.829 | 0.786 | 0.489 | 0.791 | | | |

资料来源:作者整理而得。

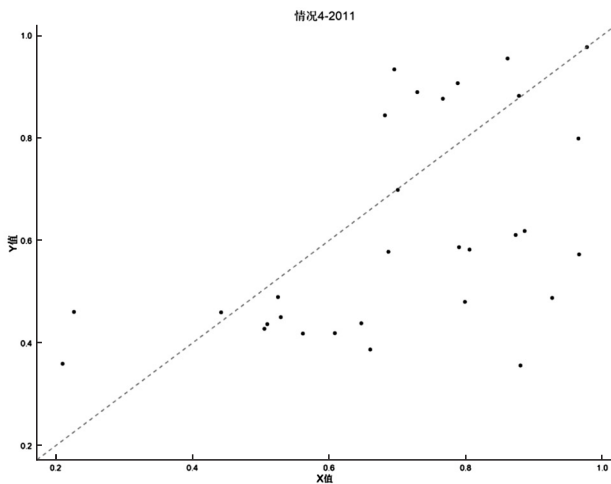


图3 2011年情况4—样本散点图
数据来源:计量分析软件计算得来。

件对结果产生的重要性较低(方芳等,2024)。

整体组态结果分析如下表9所示。可以看出,高包容性绿色增长整体解的一致性为0.922,远大于标准值0.8(张明等,2019),且总体覆盖度不仅表明三个条件组态对高包容性绿色增长的解释程度较高,而且也满足判断标准(Fiss,2011)。同时,单个组态路径的组间一致性调整距离和组内一致性调整距离均低于0.2,表明总体路径具有较高的解释力,生成的组态是高包容性绿色增长的充分条

件。实现高包容性绿色增长的三个条件组态构成三种类型,分别是外商直接投资—制度变迁驱动型、人力资本—基础设施驱动型、制度变迁—城市化驱动型。基于组态分析,更容易识别各影响因素的互动适配关系如何影响高包容性绿色增长。

组态1是实现高包容性绿色增长的外商直接投资—制度变迁驱动型。该条组态一致性为0.925,覆盖度是0.453,能够覆盖高包容性绿色增长结果案例的比例为45.3%,抛除与其他组态共同部分后,单个组态覆盖度为0.142,能够覆盖高包容性绿色增长的结果比例为14.2%。该条组态的典型案例是:2022年青海,对应外商直接投资达到38.25亿元,制度变迁指数为0.076,均为样本考察期内数值最高。该条组态表明高外商直接投资、高制度变迁、高技术创新和高居民消费水平作为核心条件可以产生高包容性绿色增长。这是因为包容性绿色增长不仅需要有形经济投资以及与经济投资相匹配的制度环境,而且需要技术创新作为发展动力,居民消费作为助推才能有效实现。因此,政府需要不断制定相应政策,以扩大外商直接投资规模、数量与质量,同时挖掘技术创新与消费潜力,共同作用于经济、环境、社会效益,进而促进高包容性绿色增长的实现。

表9 高包容性绿色增长组态分析

| 条件变量 | 外商直接投资—制度变迁驱动型 | 人力资本—基础设施驱动型 | 制度变迁—城市化驱动型 |
|-------------|----------------|--------------|-------------|
| | 组态1 | 组态2 | 组态3 |
| 外商直接投资(FDI) | ● | • | • |
| 人力资本(HC) | • | ● | • |
| 基础设施水平(FL) | • | ● | • |
| 制度变迁(IC) | ● | • | ● |
| 技术创新(TI) | ● | ● | ● |
| 房地产水平(PL) | • | • | • |
| 城市化水平(CL) | • | ● | ● |
| 居民消费水平(RL) | ● | ● | ● |
| 一致性 | 0.925 | 0.941 | 0.939 |
| PRI | 0.855 | 0.861 | 0.858 |
| 覆盖度 | 0.453 | 0.332 | 0.327 |
| 唯一覆盖度 | 0.142 | 0.021 | 0.016 |
| 组间一致性调整距离 | 0.031 | 0.027 | 0.023 |
| 组内一致性调整距离 | 0.046 | 0.035 | 0.040 |
| 总体一致性 | | 0.922 | |
| 总体PRI | | 0.853 | |
| 总体覆盖度 | | 0.5 | |

资料来源:作者整理。

注:表示高前因条件水平。大圈表示核心条件,小圈表示边缘条件,空白表示条件无论是否缺失都可以。

组态2是实现高包容性绿色增长的人力资本—基础设施驱动型。该条组态一致性为0.941,覆盖度是0.332,能够覆盖高包容性绿色增长结果案例的比例为33.2%,抛除与其他组态共同部分后,单个组态覆盖度为0.021,能够覆盖高包容性绿色增长的结果比例为2.1%。该条组态的典型案例是:2022年,广西对应人力资本为7.08,基础设施水平为60.81,技术创新为0.041,均为样本考察期内数值最高。该条组态表明高人力资本、高基础设施、高技术创新、高城市化水平和高居民消费水平作为核心条件可以产生高包容性绿色增长。这是因为包容性绿色增长不仅需要无形人力资本的内驱力,而且需要有形基础设施外推力,同时需要技术创新、城市化水平和居民消费水平的助推才能有效实现。因此,政府需要不断制定相应政策,以培养无形人力资本,以期实现经济效益的提升,同时需要改善基础设施,提高城市化水平,实现公众社会效益的增加,当然也需要技术创新和消费动力,实现经济、环境和社会效益的增加,进而促进高包容性绿色增长的实现。

组态3是实现高包容性绿色增长的制度变迁—城市化驱动型。该条组态一致性为0.939,覆盖度是0.327,能够覆盖高包容性绿色增长结果案例的比例为32.7%,抛除与其他组态共同部分后,单个组态覆盖度为0.016,能够覆盖高包容性绿色增长的结果比例为1.6%。该条组态的典型案例是:2022年广西,对应技术创新为0.041,为样本考察期内数值最高。该条组态表明高制度变迁、高技术创新、高城市化水平和高居民消费水平作为核心条件可以产生高包容性绿色增长。这是因为包容性绿色增长需要有优良的制度营商环境作为基础,技术创新作为动力,城市化水平和消费水平作为外在表象,三者共同作用进而实现。因此,政府需要优化制度营商环境,为经济效益增加提供基础环境支撑,同时,需要提高城市化水平,实现公众社会效益的增加,当然也需要技术创新和消费动力,实现经济、环境和社会效益的增加,进而促进高包容性绿色增长的实现。

整体来看,三种组态的原始覆盖度相似,表明外商直接投资—制度变迁驱动型、人力资本—基础设施驱动型和制度变迁—城市化驱动型对应的路径在大多数省份提升高包容性绿色增长中具有广

泛的适用性。三种组态路径的唯一覆盖度均不高,说明各省份实现高包容性绿色增长的路径依赖性不强,几条路径间有一定的可替代性。值得注意的是,在三条组态中,均出现高技术创新和高居民消费水平作为核心条件,外商直接投资为核心条件或边缘条件,此现象表明无论哪一条驱动路径,驱动高包容性绿色增长都需要有高技术创新的硬动力支撑,也需要高居民消费水平软动力支撑。

2. 组间结果分析

组间结果分析旨在考察各组态组间一致性随时间变化的趋势,即衡量各年份组态作为结果充分条件的横截面一致性水平(方芳等,2024)。由表9可知,三条组态的组间一致性调整距离均小于0.1,表明不存在明显的时间效应(潘光曦等,2025)。进一步绘制组间一致性趋势图,如图4所示,2011—2022年间,各条组态一致性水平在0.930—1.000间波动,整体保持稳定。其中,组态1在研究期内虽有波动,但幅度较小,解释力度稳定,是高包容性绿色增长的充分条件。组态2与组态3在2016年出现一致性下降,解释力度有所减弱,可能源于当年人口密度的突然下降,即劳动力减少抑制经济效益增长。同年实施的二孩政策也从侧面印证当时人口问题的严峻性。然而,由于组间一致性调整距离小于0.1,依据现有研究(胡海青等,2025),这一波动不影响整体解释力度,研究结果仍具较强普适性。因此,组态2与组态3同样构成高包容性绿色增长的充分条件。

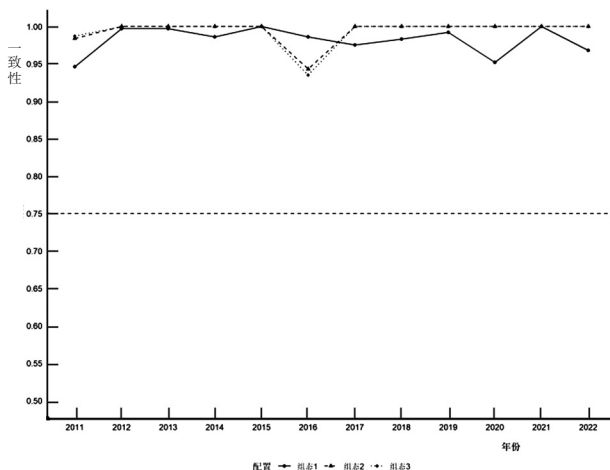


图4 组态组间一致性图

数据来源:计量分析软件计算得来。

3. 组内结果分析

组内结果分析从省份和区域两个层面展开:组

内一致性衡量各省份在样本期间组态作为结果充分条件的程度;组内覆盖度衡量各省份组态对结果的解释力度,并进一步分析其地区差异与区域解释效力(方芳等,2024)。

如图5所示,组态1、2、3的组内一致性水平分别为0.925、0.941、0.939,整体较高,表明三条组态均为高包容性绿色增长的充分条件。大部分省份的一致性水平高于0.75,个别省份在部分年份存在不一致情况。2011—2022年间,各省份并非遵循单一固定组态,同一省份可能存在多条实现高包容性绿色增长的路径。例如,甘肃、黑龙江、吉林、辽宁、山西等省份在三条组态中均表现出较高一致性,表明其可通过多条途径实现高包容性绿色增长。因此,有必要针对不同区域、不同年份的适宜路径进行深入分析。

为检验各组态覆盖度在地区间是否存在显著差异,本文依次进行正态性检验、方差齐性检验,并

依据检验结果选择单因素方差分析或秩和检验(徐素波等,2025)(见表10)。从表中内容可以知道,组态1与组态3均通过正态性检验与方差齐性检验,适用单因素方差分析,其覆盖度的P值均小于0.1,表明这两条驱动路径在不同地区存在显著差异。组态2未通过正态性检验,适用秩和检验,其覆盖度的P值大于0.1,表明该驱动路径在不同地区没有显著差异。

各组态在不同区域的解释力度通过计算区域组态覆盖度均值加以衡量(见表11)。从表中内容可以知道,组态1与组态3所代表的驱动路径均集中于西部地区,组态1和组态3的典型代表省份有内蒙古、广西、重庆、青海、宁夏、新疆。该结论表明外商直接投资发生于西部地区有助于提升中国区域包容性绿色增长,这与周忠宝等(2022)关于外商直接投资对中西部经济高质量发展具有积极作用的结论一致。外商直接投资与中国区域包容性绿

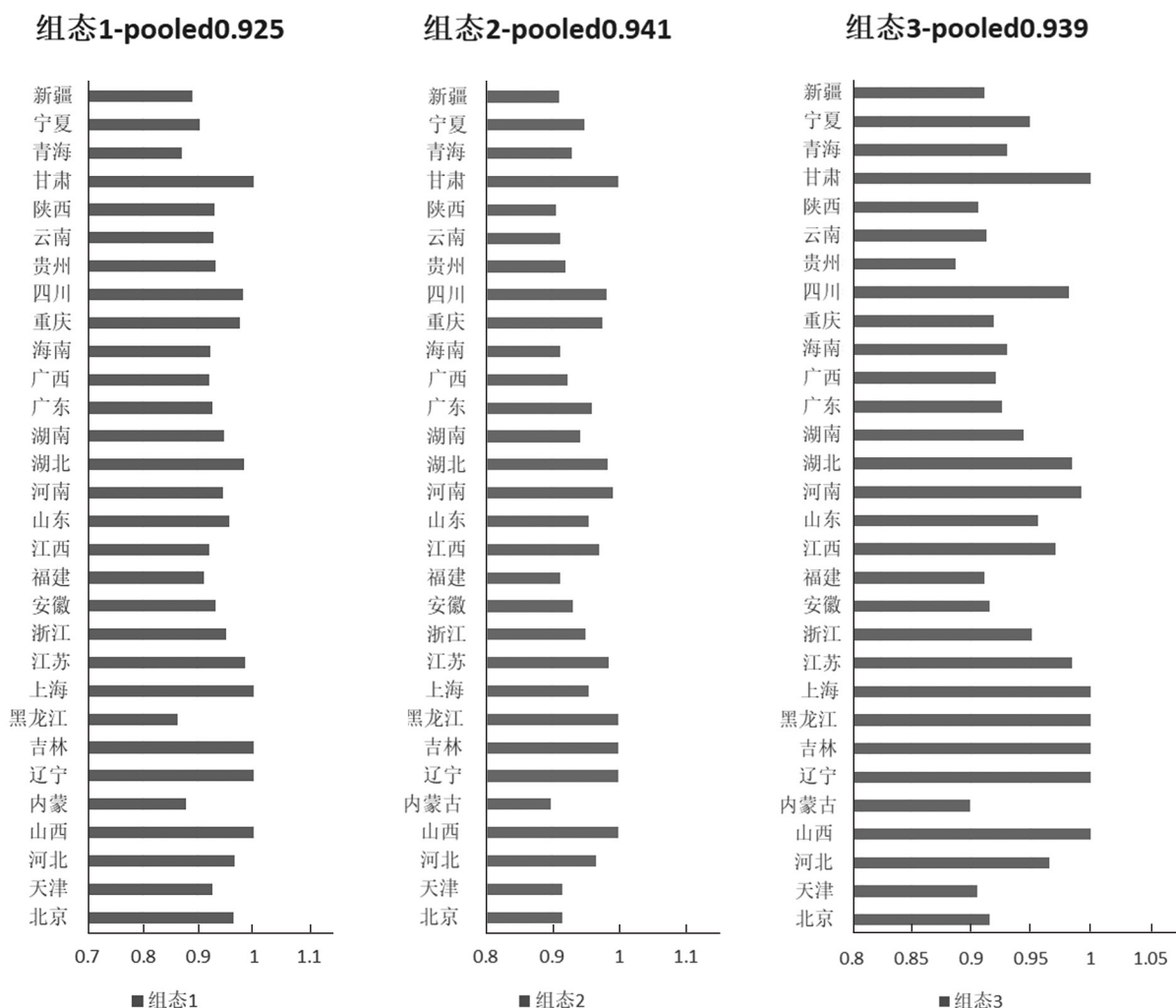


图5 组态组内一致性图

数据来源:计量分析软件计算得来。

表10 各组态相关检验分析结果

| 组态 | 正态性检验值 | P值 |
|-----|----------|--------|
| 组态1 | 0.9533 | 0.207 |
| 组态2 | 0.9317 | 0.054 |
| 组态3 | 0.9519 | 0.19 |
| 组态 | 方差齐性检验值 | P值 |
| 组态1 | 1.9489 | 0.3774 |
| 组态2 | 0.7871 | 0.6747 |
| 组态3 | 0.1866 | 0.9109 |
| 组态 | 单因素方差分析值 | P值 |
| 组态1 | 7.932 | 0.002 |
| 组态3 | 5.057 | 0.014 |
| 组态 | 秩和检验值 | P值 |
| 组态2 | 3.7498 | 0.1534 |

数据来源: 计量分析软件计算得来。

表11 区域覆盖度均值

| 分区域 | 组态1 | 组态2 | 组态3 |
|------|-------|-------|-------|
| 东部地区 | 0.255 | 0.260 | 0.213 |
| 中部地区 | 0.401 | 0.254 | 0.258 |
| 西部地区 | 0.598 | 0.394 | 0.419 |

数据来源: 计量分析软件计算得来。

经济增长的影响可从三方面解读: 第一, 西部地区经济占比较低, 外商直接投资可直接通过投资乘数效应影响增长、包容性与绿色三个维度; 第二, 外商直接投资可通过规模效应、结构效应与技术效应, 分别作用于经济增长、社会包容与环境保护, 进而综合影响包容性绿色增长; 第三, 外商直接投资的效果与制度环境密切相关。西部地区制度变迁有助于优化营商环境, 放大外商直接投资的促进作用; 同时, 加快西部地区城市化进程有助于挖掘经济增长新动力、创造更多社会效益, 从而持续提升包容性绿色增长水平。

4. 稳健性检验

为验证实现高包容性绿色增长驱动路径的稳健性, 本文对几类参数进行调整, 以观看上述结果是否稳健(张明等, 2019)。第一, 调整原始一致性为0.8。第二, 调整样本频数为5。第三, 调整不一致性的比例减少为0.8。其中前两种调整方式所得到的高包容性绿色增长驱动路径与前文结论完全一致, 最后一种调整方式所得到的高包容性绿色增长驱动路径是前文结论中的组态1和组态3。由于三种调整方式所得到的组态结果与前文的组态结果完全一致或者是前文组态结果中的子集, 因而证

明前文结论的稳健性。

五、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

本文基于理论分析, 融合NCA与动态QCA方法, 以中国30个省级行政区为案例, 系统考察外商直接投资视角下各前因条件对包容性绿色增长的联动效应。主要研究结论如下: 第一, 各前因条件不单独构成包容性绿色增长的必要条件, 更高水平的增长受多重条件共同制约。第二, 高包容性绿色增长存在三条驱动路径: 外商直接投资—制度变迁型、人力资本—基础设施型、制度变迁—城市化型。三条路径在多数省份具有广泛适用性与可替代性, 且均需高技术创新的硬动力与高消费水平的软动力支撑。第三, 三条路径在时间上保持稳定, 均为高包容性绿色增长的充分条件; 人力资本—基础设施型路径无显著地区差异, 其余两条路径集中于西部地区且存在显著地区差异。

(二) 政策启示

基于上述研究发现, 本文提出系统性、差异化的政策建议, 核心在于从“单点突破”转向“组合驱动”, 以精准发挥外商直接投资对中国区域包容性绿色增长的作用。第一, 构建覆盖因素识别到效力评估的科学诊断型政策体系。需识别外商直接投资、人力资本、制度环境等关键前因条件, 动态评估其对经济增长、包容性与绿色化的差异化影响强度, 从而为精准施策提供实证基础。第二, 构建从因素组合到区域适配的协同政策服务体系。鉴于各因素间存在复杂的交互作用, 政策应采取组合策略。以西部地区引进外商直接投资为例, 需实施“三位一体”的组合设计: 一是产业筛选。依托绿色技术鼓励目录与环境负面清单, 实施双向引导。一方面, 优先引入能够实现先进绿色技术本地化应用与迭代升级的产业; 另一方面, 鼓励外资进入可显著提升本地居民消费品质的民生领域, 确保增长成果惠及民生。二是能力匹配。实施技术吸收与消费创造耦合型人才培养计划。培训不仅聚焦劳动力对新技术岗位的适应能力, 更注重培育能够衔接技术创新与市场需求的本土人才, 使技术溢出有效转化为市场供给与消费活力。三是制度激励。设计创新与市场双轮驱动的复合激励工具。在依据

环境绩效提供税收优惠的基础上,可增设技术本地化系数作为奖励指标。同时,试点发放与外商直接投资绿色产品和服务挂钩的绿色消费券,直接激发居民消费,为外资项目创造稳定的本地市场需求,形成以技术提升产品竞争力、以消费市场激励技术投资的良性循环。第三,优化空间布局,注重东西联动、分类指导。针对西部地区,应重点通过政策引导吸引绿色化优质外资;针对东部地区,则鼓励其外商直接投资通过产业链协作等方式向中西部实施绿色梯度转移。通过差异化且系统性的政策组合,可使外商直接投资真正成为推动包容性绿色增长的可持续力量。

参考文献

- [1] 邹志明,陈迅.外商直接投资对技术创新与经济高质量发展的影响及其作用机制:基于环境规制的调节作用[J]. 科研管理,2023,44(2).
- [2] 周杰琦,张莹.外商直接投资、经济集聚与绿色经济效率:理论分析与中国经验[J]. 国际经贸探索,2021,37(1).
- [3] 熊林波,陈闻君,范建伟.外商直接投资对新质生产力的多维异质性影响研究[J]. 统计与信息论坛,2024,39(11).
- [4] 蒋殿春,王春宇.外商直接投资与中国制造业产业升级[J]. 南开学报(哲学社会科学版),2020,(4).
- [5] 陈凤兰,陈爱贞.外商直接投资进入与产业链国内循环:理论逻辑与经验证据[J]. 国际贸易问题,2024,(3).
- [6] JOSEPH JULIAN. Examining foreign direct investment effects on agricultural productivity in Sub-Saharan African economies[J]. International economics, Volume 184, 2025, 100654.
- [7] ZKAN O , POPESCU I A , DESTEK M A , et al. Time-quantile impact of foreign direct investment, financial development, and financial globalisation on green growth in BRICS economies [J]. Journal of environmental management, 371:123145.
- [8] MA T , LI X , XING J , et al. Foreign direct investment, R&D investment and corporate green technological innovation[J]. Finance research letters, Volume 85, 2025, 108107.
- [9] 邓雯丹,蒋影.外商直接投资、企业动态能力与数字化转型[J]. 当代财经,2025(5).
- [10] 曹雨暄,岳立.外商直接投资(FDI)技术溢出对本土企业创新的影响机制:基于创新合作与邻近创新竞争双视角的分析[J]. 科技管理研究,2024,44(21).
- [11] SIRIPI H , KUWILL A , TAMAKLOE M D .Economic growth and environmental sustainability: The role of foreign direct investment and technological innovation on carbon emissions in Ghana[J]. Research in Globalization, 2024, 9, 100260.
- [12] 汪锋,何京泽,史东杰,等.城市群发展的创新效应:基于人口集聚与要素流动的视角[J]. 管理学报,2024,37(5).
- [13] 沈悦,袁伟.外商直接投资与中国居民的福利水平关系研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版),2022,43(6).
- [14] 周阔,梁佳杨,曲植,等.双向直接投资协调发展对居民消费的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究,2024,41(12).
- [15] ANETOR F O. Do greenfield foreign direct investments contribute to poverty reduction and economic growth in Africa?[J]. Journal of policy modeling, Volume 47, 2025, 633-644.
- [16] 符磊,梁唯一,张阳.外商直接投资对人力资本的空间效应:兼论与经济复杂性、外资利用效率的调节作用[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报),2025,(4).
- [17] 郭婧,马光荣.外商直接投资对税收收入的影响:直接效应与间接效应[J]. 税务研究,2025(7).
- [18] 谭志雄,向斯曼,韩经纬,等.外商直接投资对城市收缩的影响研究:基于长江经济带整合夜间灯光数据的实证分析[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2025,31(2).
- [19] 樊士德,柏若云.外商直接投资对新型城镇化的影响[J]. 中国人口科学,2022(4).
- [20] 李磊,邢羽丰.外商直接投资、劳动力市场与个体教育投资决策:来自中国的证据[J]. 南开经济研究,2023(4).
- [21] 张晓涛,易云锋,王淳.外商直接投资对城市职能专业化的影响:基于珠三角城市群的证据[J]. 宏观经济研究,2021(9).
- [22] 周小亮,吴武林.中国包容性绿色增长的测度及分析[J]. 数量经济技术经济研究,2018,35(8).
- [23] 林子浩,肖文.外商直接投资与城市碳排放:基于中国地级市的研究[J]. 世界经济文汇,2025(2).
- [24] 张彦博,郭亚军.FDI的环境效应与我国引进外资的环境保护政策[J]. 中国人口·资源与环境,2009,19(4).
- [25] 李志远,赵永晗.外商直接投资与中国产业结构升级:基于比较优势跃迁的视角[J]. 经济学(季刊),2024,24(5).
- [26] 郭娟娟,洗国明,徐邦栋.外资进入与国内价值链地位提升[J]. 金融研究,2022(5).
- [27] 葛顺奇,刘晨,罗伟.外商直接投资的减贫效应:基于流动人口的微观分析[J]. 国际贸易问题,2016(1).
- [28] ALBORNOZ F , COLE M A , ELLIOTT R J R , et al. The environmental actions of firms: Examining the role of

- spillovers, networks and absorptive capacity[J].*Journal of environmental management*, 2014, 146 (dec. 15): 150-163.
- [29] BU M, LI S, JIANG L. Foreign direct investment and energy intensity in China: Firm-level evidence[J].*Energy economics*, 2019, 80(MAY):366-376.
- [30] SALIM R A, BLOCH H. Does foreign direct investment lead to productivity spillovers? firm level evidence from indonesia[J].*World development*, 2009(12).
- [31] 邵帅,范美婷,杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展:基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].*管理世界*, 2022, 38(2).
- [32] 于泳波,贾佳慧,吕馨雪. 双创生态系统驱动县域经济发展的组态路径分析[J].*科技进步与对策*, 2024, 41(13).
- [33] 杨美霞,周艺彪,姜庆五. 测量误差变量与准确测量变量混合对研究真实性的影响[J].*中华流行病学杂志*, 2007, 28(8).
- [34] 沈子杰,余珂. 非银行金融部门崛起对商业银行盈利水平冲击的测度:基于聚类稳健标准误的面板数据的实证[J].*济南大学学报(社会科学版)*, 2020, 30(4).
- [35] 杜运周,刘秋辰,程建青. 什么样的营商环境生态产生城市高创业活跃度? ——基于制度组态的分析[J].*管理世界*, 2020, 36(9).
- [36] DUL J, VAN DER LAAN E, Kuik R. A statistical significance test for necessary condition analysis [J].*Organizational research methods*, 2020, 23(2).
- [37] 罗光强,宋新宇. 数字生态赋能农业新质生产力培育的制度组态:基于必要条件分析法与动态定性比较分析法[J].*中国流通经济*, 2025, 39(1).
- [38] 杜运周,李佳馨,刘秋辰,等. 复杂动态视角下的组态理论与QCA方法:研究进展与未来方向[J].*管理世界*, 2021(3).
- [39] 刘昕,魏小冲. 人力资源管理数字化转型核心能力的驱动路径研究:基于面板数据的动态QCA分析[J].*管理现代化*, 2025, 45(1).
- [40] 杜运周,贾良定. 组态视角与定性比较分析(QCA):管理学研究的一条新道路[J].*管理世界*, 2017(6).
- [41] 方芳,张立杰,赵军. 制度组态视角下提升农业绿色全要素生产率的多元路径探析:基于动态QCA的面板数据分析[J].*中国农村经济*, 2024(2).
- [42] FURNARI, S., D. CRILLY, V. F. Misangyi, T. Greckhamer, P. C. Fiss, and R. V. Aguilera. Capturing Causal Complexity: Heuristics for Configurational Theorizing[J].*Academy of Management Review*, 46(4): 778-799.
- [43] RAGIN, C.C. *Redesigning Social Inquiry: Fuzzy Sets and Beyond*[M]. Chicago: University of Chicago Press, 12-14.
- [44] OFORI I K, FIGARI F, OJONG N. Towards sustainability: The relationship between foreign direct investment, economic freedom and inclusive green growth[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2023, 406: 137020.
- [45] DE PASCALE G, ROMAGNO A. Globalization and ICT capital endowment: How do they impact on an inclusive Green Growth Index?[J]. *Structural change and economic dynamics*, 2024, 69: 463-474.
- [46] 张涛,李均超. 网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距:基于双重机器学习的因果推断[J].*数量经济技术经济研究*, 2023, 40(4).
- [47] 李钢,贾晓燕,李森. 中国包容性绿色增长指数测度评价与空间溢出效应分析[J].*延边大学学报(社会科学版)*, 2025, 58(2).
- [48] 宣烨,李洋. 外商直接投资对企业ESG表现的影响研究[J].*安徽大学学报(哲社版)*, 2025, 49(01).
- [49] 王锋,葛星. 低碳转型冲击就业吗:来自低碳城市试点的经验证据[J].*中国工业经济*, 2022(5).

Research on the Driving Path of Foreign Direct Investment and Inclusive Green Growth in China's Regions

Li Gang Jia Xiaoyan

Abstract: Employing the Necessary Condition Analysis (NCA) method and the dynamic Qualitative Comparative Analysis (QCA) method, this study takes 30 provincial-level administrative regions in China as its research objects to systematically examine the joint effects of various antecedent conditions on regional inclusive green growth from the perspective of foreign direct investment. Research has found that: Foreign direct investment and other antecedent variables are not necessary conditions for inclusive green growth in Chinese regions, and this conclusion is robust; And higher levels of inclusive green growth in Chinese regions will be constrained by multiple conditions. The driving paths for highly inclusive green growth include foreign direct investment institutional change driven, institutional change urbanization driven, and human capital infrastructure driven. The three types of driving paths represent a wide range of applicability in most provinces to enhance highly inclusive green growth; The driving paths represented by the first two types have significant differences in different regions, and the explanatory regions of the corresponding paths are concentrated in the western region.

Key Words: Inclusive Green Growth; Foreign Direct Investment; NCA Method; Dynamic QCA Method; Error Zidentif; Cation

(责任编辑:平 萍)