doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2022.05.002

FDI 是否促进了产业结构优化调整? ——基于质量和数量双重视角的理论分析与实证检验*

程钦良 宋彦玲 刘 明

(兰州财经大学统计学院, 兰州 730020)

摘 要: 外商直接投资(FDI)是我国产业结构升级的重要外部力量。本文将FDI质量和数量参数化,纳入同一理论框架,建立非均衡增长模型,分析FDI质量和数量影响产业结构调整的内生机制,并在此基础上构建动态面板模型进行实证检验。研究表明,FDI质量的提升对产业结构的优化调整作用积极,且存在FDI质量促进区域技术水平提升,进一步推动产业结构升级的内生机制。FDI数量对产业结构调整存在非线性效应,仅当FDI数量规模达到一定程度时,FDI数量增加才有助于对产业结构的优化调整,其内在机制在于FDI数量增加可提升非农产业生产投资水平,促进产业结构升级;同时,单纯的FDI数量增加会抑制非农业部门技术水平提升,阻碍产业结构优化调整,只有数量增加提升投资水平的促进作用大于数量增加对技术水平的抑制作用时,FDI数量的增加才能表现为推动产业结构调整。

关键词: FDI; 产业结构; FDI质量; 双重视角; 非线性效应

中图分类号: F429.9/F832.48 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 — 8072(2022)05 — 0023 — 15

一、引言

产业结构调整是当前我国经济“稳增长、促改革、调结构”的关键内容。2019年《政府工作报告》提出,尽管新时期外部经济形势更加复杂,我国经济下行压力更大,但“稳增长、促改革、调结构”的总基调不变。2020年《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》提出,要加快发展现代产业体系,推动经济体系优化升级,要坚定不移建设制造强国、质量强国,推进产业基础高级化,尤其要注重推动产业结构优化升级,促进我国经济稳定、健康发展。

外商直接投资(FDI)是产业结构升级的重要外部力量,我国是全球第二大外商直接投资国,截至2019年我国累计实际使用外资金额达2.29万亿美元,注册企业数62.72万户,尤其是最近10年来我国每年实际利用外商直接投资额一直保持在千亿美元之上,已从2010年的1057亿美元逐步增长到2020年的1444亿美元。伴随着制度型对外开放战略的提出,以及国内营商环境持续优化,我国利用外资的规模和份额还将持续增长。在此情形下,探讨如何利用FDI调整我国产业结构、促进我国经济结构升

*基金项目:本文受国家社科基金项目“制造业高质量发展驱动力的统计测度与路径提升研究”(项目编号:21BTJ006)资助。

级便成为一个既现实又重要的命题。我国经济要实现由高速增长向高质量发展转变,外资的作用也颇为关键。因此,本文从FDI质量和数量双重视角出发,全面探讨FDI影响我国产业结构优化调整的内在机制和证据,为前瞻性地制定和调整外资政策提供理论和事实依据。

本文余下部分安排如下:第二部分为文献综述;第三部分从理论上探讨FDI质量影响我国产业结构调整的内生机制;第四部分为实证模型构建以及变量和数据说明;第五部分为实证结果分析;第六部总结全文研究结论并给出相关政策启示。

二、文献综述

从当前研究进展来看,讨论FDI质量与产业结构调整的研究还较为匮乏,主要关注了FDI数量对产业结构调整的影响。理论研究上,20世纪60年代,钱纳里(Chenery)提出著名的“双缺口模型”,指出经济发展的根本在于经济结构和产业结构的不断优化调整,发展中国家经济发展不仅受到结构刚性的限制,还受到国内资金短缺的制约,而引进FDI可有效弥补发展中国家储蓄和外汇双缺口,进而推动其经济增长和产业结构调整。同年代,维农(Vernon)提出了国际直接投资的生命周期理论,认为产品的生产具有创新、成熟和标准化三个阶段,FDI是三个阶段更迭的必然结果,跨国公司的产品处于成熟阶段时,将该产品的生产向发展中国家转移,促进了发展中国家的产业结构升级。70年代,赫尔希曼(Hirschman)从“技术缺口”角度发展了钱纳里的研究,提出“三缺口模型”,认为FDI不仅可以弥补发展中国家的储蓄和外汇缺口,亦可通过技术溢出提升发展中国家的技术水平,弥补“技术缺口”,进而推动发展中国家产业结构的优化调整(刘宇,2007)。1978年,日本经济学家小岛清(Kojima)提出了著名的边际产业扩张理论,该理论指出,FDI主要发生在本地区已处于或将要处于比较劣势、而东道国处于比较优势的产业之间,东道国承接FDI获取了资金和先进的技术,推动了产业结构的优化调整。另外,该理论也指出,技术差距越小,越有利于东道国对投资国先进技术的消化、吸收(Kojima,1978)。实践也证明,FDI通过技术转移或技术溢出、资本效应、就业效应等对发展中国家产业结构优化调整产生着重要的影响(凌丹等,2018)。依照研究结论,相关实证研究可分为三类:第一类研究认为,FDI通过技术、管理等方面的溢出效应显著促进了东道国产业结构升级。高峰(2002)分析我国外资利用与产业结构调整间的关系,发现FDI能够促进产业结构高度化,政府对FDI的引导和规范能够促进产业结构合理化。刘泽(2019)以我国山东省为例分析了FDI影响产业结构升级的作用,发现外商直接投资能显著提高产业结构的高级化水平和合理化水平。Kippenberg(2005)认为外商直接投资通过与东道国经济的联系促进东道国产业结构的优化升级,以捷克共和国数据为例的结果支持其研究观点。第二类研究认为,FDI并没有对东道国产业结构优化升级产生显著作用,甚至可能抑制了东道国产业结构的优化调整。Hunya(2002)的研究发现FDI对罗马尼亚的产业结构并未产生影响。Temiz et al.(2014)认为尽管外商投资在东道国进行了技术

转移,带来了高新技术能力,但并没有在环境保护方面让东道国受益,也并不能提升产业结构质量。裴长洪(2006)、刘志彪和张杰(2007)以及牛卫平(2012)的研究认为,引进发达国家跨国公司投资可能更多地会对中国产业发展产生负面效应,陷入“比较优势陷阱”“产业配套陷阱”或国际外包的陷阱,对中国产业升级具有一定的局限性或负面效应。杨祖义(2018)从行业异质性和区域异质性两方面加以考察,发现FDI对我国东部地区资本密集型和技术密集型行业产生正面影响,对资源密集型和劳动密集型行业产生负面影响,而在中西部地区的实证结果正好相反。第三类研究发现,FDI对产业结构升级的作用存在非线性效应。王静(2014)的研究指出,制度因素制约了FDI在产业结构升级中的作用,在我国,市场化程度越高,FDI推动产业结构升级的作用越明显。贾妮莎等(2018)的研究发现外商直接投资的产业结构促进弹性呈“倒U型”,栾申洲(2018)的研究则指出外商直接投资对中国产业结构的影响表现为先抑制后促进,呈“U型”关系。

近年来,随着我国经济高质量发展、高水平对外开放战略的提出,部分学者也开始关注FDI质量对产业结构优化调整的影响。正如Assanie & Singleton(2002)所说,高质量的外资往往意味着更高水平的技术,因而更有利于经济发展和产业结构调整。杨恺钧和蔡嘉晋(2021)研究了长江经济带FDI质量对产业结构升级的作用,发现FDI质量对长江经济带产业结构升级的促进作用明显,且存在一定的区域异质性,下游地区更为明显;当FDI质量低于门槛值时,FDI流入的增加会造成长江经济带产业处于“低端锁定”状态。徐曼芸等(2021)的研究则发现,FDI质量对我国产业结构升级存在一定的影响,但作用较弱。

总体而言,关于FDI对我国产业结构优化升级影响的研究已汗牛充栋,因研究区域范围、研究视角及研究时段的不同,研究结论迥异,但对我国外资引进政策的制定具有重要的指导和警示作用,也为后续相关研究奠定了基础。但关于FDI质量对我国产业结构优化调整影响的研究仍较为稀少,且存在部分不足:其一,已有相关研究仍然不够深入,未能采用适当的理论和模型阐释FDI质量影响产业结构优化调整的内在机制,这显然不利于理论的发展和政策制定的有的放矢;其二,质量和数量不可剥离,一定质量的FDI必然依附于一定数量的FDI之上,有必要在分析FDI质量时将FDI数量纳入同一理论分析框架。本文尝试弥补这些不足。本文的边际贡献主要体现在两方面:一是基于FDI质量视角,兼具考虑FDI数量,本文理论模型分析了FDI质量影响产业结构优化调整的内在机制,为后续实证研究奠定了理论基础;二是利用GPCA方法测算了FDI质量,并依理论分析建立动态面板回归实证分析了FDI质量和数量对我国产业结构优化调整的影响,检验了其内在机制。

三、理论分析

产业结构调整从量上看是产业之间数量比例关系的演进协调,从质上看是粗放型向集约型过度、从“制造”向“智造”的转变过程,二者往往不可分割,纵观三次

产业比重的变化,既反映经济增长,也反映产业结构从低级向高级转变的过程(高觉民,2003)。非农产业占比、二三产业比重等产业间数量比例关系是学者们研究产业结构调整的重要指标(付宏等,2013;盛斌和赵文涛,2020),本文同样利用产业间数量比例关系来体现产业结构。在此基础上,借鉴Borensztein et al.(1998)的研究,将FDI质量和数量参数化,以探究其对产业结构调整的影响。具体分析如下:

假设区域生产由农业部门和制造业部门组成,农业部门仅以劳动为生产要素,制造业部门利用劳动和资本两种要素进行生产,区域内劳动力可跨部门流动,农业部门和制造业部门的生产函数分别为:^①

$$Y_1 = \alpha L_1^\gamma \quad (1)$$

$$Y_2 = AL_2^\gamma K^{1-\gamma} \quad (2)$$

上式中, Y_1 、 Y_2 和 L_1 、 L_2 分别为农业部门和非农业部门的产出和劳动要素投入, $\gamma \in (0, 1)$ 为劳动的产出弹性, A 为非农业部门的技术水平, K 为资本存量,来源于国内和国外。进一步,根据Borensztein et al.(1998)、邹建华和韩永辉(2013)的研究,设一时期东道国的资本存量可表示为:

$$K = \left[\int_0^n Q_{(i)}^{1-\gamma} \varphi_{(i)}^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (3)$$

式(3)中, $Q_{(i)}$ 和 $\varphi_{(i)}$ 分别表示第*i*种资本的数量与质量, n 为资本总数,由国内投资 n_1 和外商直接投资 n_2 组成, $n=n_1+n_2$ 。

因劳动力可跨部门流动,因此两部门劳动力工资率相等,根据成本最小化原则可得:

$$w_{L1} = \alpha \gamma L_1^{\gamma-1}, w_{L2} = \gamma AL_2^{\gamma-1} K^{1-\gamma} \quad (4)$$

进而有 $\frac{L_2}{L_1} = \left(\frac{A}{\alpha}\right)^{\frac{1}{1-\gamma}} K$, 故

$$\frac{Y_2}{Y_1} = \frac{A}{\alpha} \cdot \left(\frac{L_2}{L_1}\right)^\gamma K^{1-\gamma} = \left(\frac{A}{\alpha}\right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \cdot K \quad (5)$$

进一步,将(3)式代入(2)式,并根据利润最大化原则可得每单位质量的要素报酬为:

$$w_{k(i)} = (1-\gamma)\varphi_{(i)}^{-\gamma} Q_{(i)}^{1-\gamma} AL_2^\gamma \quad (6)$$

设外商资本的生产由固定成本 FC 和可变成本 $C_{(i)}$ (单位质量成本)组成,则其利润为:

$$\pi_i = [(w_{k(i)} - C_{(i)})\varphi_{(i)}] - FC \quad (7)$$

结合(6)式和(7)式,根据利润最大化下一阶条件 $d\pi_i/d\varphi_{(i)}=0$,可得利润最大化下第*i*种资本的质量水平为 $\varphi_{(i)} = A^{1/\gamma} L_2 (1-\gamma)^{\frac{2}{\gamma}} Q_{(i)}^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} / C_{(i)}^{\frac{1}{\gamma}}$, 进一步

^① 我国三大产业中,农业实际利用外商直接投资额占比仅在2%左右,故而本文未将FDI纳入农业部门,假设农业部门仅以劳动为生产要素。

$$A = \frac{\varphi_{(i)}^\gamma C_{(i)}}{Q_{(i)}^{1-\gamma} L_2^\gamma (1-\gamma)^2} \quad (8)$$

将(8)式代入(5)式, 可得

$$\frac{Y_2}{Y_1} = \left(\frac{\varphi_{(i)}^\gamma C_{(i)}}{\alpha Q_{(i)}^{1-\gamma} L_2^\gamma (1-\gamma)^2} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \cdot K \quad (9)$$

(9)式关于FDI数量 $Q_{(i)}$ 和FDI质量 $\varphi_{(i)}$ 求偏导, 有

$$\frac{\partial(Y_2/Y_1)}{\partial Q_{(i)}} = A Q_{(i)}^{-\gamma} \varphi_{(i)}^{1-\gamma} K^{-1} - \frac{\alpha L_2^\gamma (1-\gamma)}{[\alpha Q_{(i)}^{1-\gamma} L_2^\gamma (1-\gamma)^2]^2} \quad (10)$$

$$\frac{\partial(Y_2/Y_1)}{\partial \varphi_{(i)}} = \frac{\gamma \varphi_{(i)}^{\gamma-1} C_{(i)} K}{(1-\gamma)[\alpha Q_{(i)}^{1-\gamma} L_2^\gamma (1-\gamma)^2]^2} + A \varphi_{(i)}^{-\gamma} Q_{(i)}^{1-\gamma} K^{-1} \quad (11)$$

不难发现, $\frac{\partial(Y_2/Y_1)}{\partial \varphi_{(i)}} > 0$, 即FDI质量的增加促进了经济系统中非农产业比重的增加, 推动了产业结构优化升级; 当且仅当 $A Q_{(i)}^{-\gamma} \varphi_{(i)}^{1-\gamma} K^{-1} - \frac{\alpha L_2^\gamma (1-\gamma)}{[\alpha Q_{(i)}^{1-\gamma} L_2^\gamma (1-\gamma)^2]^2} > 0$, 即 $Q_{(i)}^{2-3\gamma} > \frac{K}{\alpha A L_2^\gamma \varphi_{(i)}^{1-\gamma}}$ 时, $\frac{\partial(Y_2/Y_1)}{\partial Q_{(i)}} > 0$, 亦即: 仅当FDI数量增加超过一定门槛值时, 才会促进产业结构调整。进一步分析其内在机制, 对(8)式求偏导:

$$\frac{\partial A}{\partial Q_{(i)}} = -\frac{(1-\gamma)^3 Q_{(i)}^{-\gamma} L_2^\gamma}{[Q_{(i)}^{1-\gamma} L_2^\gamma (1-\gamma)^2]^2} < 0, \quad \frac{\partial A}{\partial \varphi_{(i)}} = -\frac{\gamma \varphi_{(i)}^{\gamma-1} C_{(i)}}{[Q_{(i)}^{1-\gamma} L_2^\gamma (1-\gamma)^2]^2} > 0 \quad (12)$$

可知, FDI质量的增加对生产技术水平具有积极作用, 而单纯的FDI数量增加反而抑制了生产水平的提高。因此, 结合(5)式可发现, 从技术效率提升角度来看, FDI数量增加会对产业结构调整产生消极作用, 但从另一方面考虑, FDI数量的增加, 会显著提升非农业部门的生产投资水平, 增加生产份额, 提升产业结构水平。两种力量相互作用, 表现为FDI数量增加对产业结构调整的非线性效应, 只有数量增加提升投资水平的促进作用大于数量增加对技术水平的抑制作用时, FDI数量的增加才能表现为推动产业结构调整。据此, 本文可得出的研究假说是:

假说1: FDI质量对产业结构优化调整具有显著的正向促进作用。

假说2: FDI数量对产业结构的调整存在非线性效应, 仅当FDI数量规模达到一定程度时, 其增加才有助于产业结构优化调整。

四、模型、变量及数据说明

(一) 模型设定

为验证前文假说1, 依据(9)式, 并考虑产业结构为一个动态演进过程, 当期的产业结构调整是对前期产业结构的选择性保留和发展, 可设定如下动态面板回归模型:

$$Ind_str_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ind_str_{i,t-1} + \beta_2 \varphi_{i,t} + \sum_{j=3} \beta_j X_{control} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中, $Ind_str_{i,t}$ 为*i*地区*t*年的产业结构; $\varphi_{i,t}$ 为*i*地区*t*年的FDI质量; $X_{control}$ 为一系列控制变量; β_0 、 β_1 和 β_j 为变量估计系数; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

假说2显示FDI数量对产业结构优化调整的影响存在非线性效应,为验证假说2,建立如下包含二次项的动态面板回归模型:

$$Ind_str_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ind_str_{i,t} + \gamma_1 Q_{i,t} + \gamma_2 Q_{i,t}^2 + \sum_{j=2} \beta_j X_{control} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

(14)式中, $Q_{i,t}$ 为*i*地区*t*年的FDI数量; $Q_{i,t}^2$ 为*i*地区*t*年的FDI数量的二次项,其余参数含义与(13)式相同。

(二) 变量说明

1. **被解释变量。**本文研究的被解释变量为产业结构。通常,反映产业结构的指标包括非农产业比重、产业结构层次系数、Moore结构变动指数、第三产业与第二产业比值、高新技术产业占比(付宏等,2013)等。在本文的理论分析框架下,依(9)、(10)和(11)式,产业结构调整主要体现为非农产业产值比重的增加,因此选取非农产业比重(非农产业产值/地区生产总值)为具体指标。

2. **核心解释变量。**本文研究的核心解释变量包括FDI质量和FDI数量。对于FDI质量,若把FDI看做一种商品,则它是资本、技术、管理经验和营销技术等一系列资源的集合体,因此可以从技术含量、盈利能力、管理经验等方面设计指标体系对FDI的质量测算评价(Buckley et al., 2004)。本文考虑指标数据的可得性,借鉴白俊红和吕晓红(2017)的研究,从FDI盈利能力、FDI管理水平、FDI技术水平、FDI出口能力及FDI规模五个维度对FDI质量进行测度。盈利能力(*FQP*)即企业生产获得利润的能力,以FDI工业行业成本费用利润率/规模以上工业行业成本费用利用率来表示;资产贡献率是反映企业运营资产获得收益的能力,是企业资源配置合理、管理高效的重要体现,以FDI工业行业资产贡献率/规模以上工业行业资产贡献率作为反映FDI管理水平(*FQG*)的具体指标;高技术水平往往意味着更有效的生产方式和更高的生产效率,具有更高的要素使用率和产品产出效率,故以(FDI工业行业产值/FDI工业从业人数)/(规模以上工业行业产值/规模以上工业从业人数)为FDI技术水平(*FQT*)的具体指标;出口能力(*FQE*)以FDI行业出口额/地区出口总额为具体指标;FDI规模(*FQS*)即单个FDI项目的规模大小和实际到位情况,以FDI实际利用额/外资企业数为具体指标。最后采用全局主成分分析方法(GPCA)^①对上述指标计算综合得分,得到FDI质量值。

对于FDI数量,借鉴现有关于FDI影响产业结构调整的相关研究(叶初升等,2020),以FDI投资流量衡量。

3. **控制变量。**依据产业结构理论,借鉴付宏等(2013)、赵云鹏和叶娇(2018)等的研究,本文选取了如下控制变量。

一是固定资产投资(*Invest*)。固定资产投资具有满足当期生产需求和为下期创造供给的双重特征,是社会经济扩大生产和再生产的主要手段,对产业结构调整至关重要。通过购置和建造等固定资产投资活动,国民经济将先进的技术装备等不断运用

^① 全局主成分分析(GPCA)可克服经典主成分分析数据主平面不同而造成的不同年份结果无法对比、不连续等缺陷,其综合得分结果可用于面板计量模型分析。

于生产, 开辟和建立新兴行业, 从而实现了产业结构调整的目的。本文以固定资产投资存量为固定资产投资的具体指标, 以张军等(2004)的研究为准进行测算, 基期为 2000 年。

二是研发支出(*R&D*)。研发支出力度越大, 技术水平提升越快。产业结构理论认为, 技术创新是产业结构优化调整的根本动因。本文以 *R&D* 经费支出占地方财政支出比重为具体指标。

三是人力资本存量(*Hu_Cap*)。人力资本存量对产业结构优化调整的影响表现为三方面, (1)人力资本的有效供给有助于提高产业转化速度, 一方面, 较丰富的人力资本可以为传统产业(如家电制造)向知识时代经济主导产业(如IT产业)提供智力支持; 另一方面, 人力资本存量能够显著提升产业资源转移弹性, 人力资本存量较高的地区产业转型升级的阻力更小。(2)人力资本的有效供给有助于增强产业创新能力, 助推产业结构优化调整。(3)人力资本存量能够增强国际产业转移和扩散的吸收能力, 通过“干中学”优化本地生产, 推动产业结构升级。借鉴叶初升等(2020)的研究, 以各地区就业人数与人均受教育年限的乘积衡量, 这种处理方法既可以考虑人口规模, 也可以解决中国教育回报率数据缺失的问题。

四是对外贸易额(*Trade*)。根据李嘉图比较优势理论, 一国出口优势产业产品, 同时进口劣势产业产品, 通过国际贸易分工合作, 可以促进要素流向具有比较优势的产业, 进一步带动产业结构调整。本文以进出口总额为具体指标。

五是城镇化水平(*Urban*)。城镇化是经济与社会发展的中心, 城镇化水平越高, 其聚集的人才流、资金流、物质流和信息流也将越多, 为第二、第三产业发展所提供的要素基础也将越多, 也越有助于产业结构优化调整。本文以城镇化率为城镇化水平的具体指标。

4. 数据说明。考虑数据的可得性和连续性, 本文选取了 2007~2016 年我国 30 个省市自治区数据为研究样本, ^①原始数据来源于 2008~2017 年《中国工业统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》及中国国家统计局网站。模型估计中, 为防止多重共线性造成的估计偏误, 对绝对值变量进行了取对数处理。各变量描述性统计如表 1 所示。从表中数据不难发现, 我国 FDI 质量的均值为 0.0001, 方差为 1.1995, 最大值和最小值间差距较大, 表明我国区域间的 FDI 质量差异明显, 部分区域在外资引进中对其质量的考察存在明显不足。各区域在外资引进数量上, 也存在较大差异, 沿海地区明显高于内陆, 尤其是中西部地区。

表 1 变量描述性统计

变量	均值	方差	最小值	最大值	单位	观测数
<i>Ind_str</i>	88.7959	5.7100	70.5800	99.6000	%	300
φ	0.0001	1.1995	-2.1828	6.4763	/	300
<i>Q</i>	12.6309	1.6104	7.3132	15.0897	万美元	300
<i>Invst</i>	9.2446	0.7999	7.4288	10.6489	亿元	300
<i>R&D</i>	14.2115	1.3769	10.1666	16.8287	%	300
<i>Hu_Cap</i>	9.7803	0.8023	7.6700	11.0081	万人	300
<i>Trade</i>	17.3541	1.5989	13.2824	20.8109	千美元	300
<i>Urban</i>	53.5376	13.5599	28.2400	89.6000	%	300

^① FDI 质量相关数据主要来源于《中国工业统计年鉴》, 该年鉴近期尚未更新。

五、实证结果分析

(一) 基本回归结果

实证模型中加入了产业结构的一阶滞后项,导致模型在估计中可能存在内生性,采用传统OLS估计可能导致参数估计的有偏和非一致,广义系统矩估计(系统GMM)同时利用了内生变量水平变化和差分的信息,通过将弱外生变量的滞后项作为工具变量纳入估计方程,从而得出一致估计,故本文采用系统GMM方法对模型进行估计。在进行GMM估计时,要检验工具变量的有效性和扰动项的自相关性,表2中第(1)列和第(2)列为FDI质量影响产业结构调整模型估计结果,第(3)列和第(4)列为FDI数量影响产业结构调整模型估计结果,结果显示,Sargan检验p值和Hansen检验p值均无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设,显示工具变量选择有效,AR(1) p值和AR(2) p值显示扰动项的差分存在一阶自相关而不存在二阶自相关,接受“扰动项不存在自相关”的原假设,模型估计结果可进行进一步的分析。另外,估计选择了固定资产投资为内生变量,而将其他控制变量视为外生变量。

分析模型估计结果,模型(1)~模型(4)均显示,产业结构的一阶滞后项在1%的水平上显著为正,上期的产业结构对当期产业结构调整影响积极,产业结构调整是一个动态的过程。第(1)列和第(2)列模型结果显示,未加入控制变量前和加入控制变量后,FDI质量均在1%的水平上显著为正,表明FDI质量对产业结构调整具有显著的正向促进作用,前文理论分析的假说1成立;第(3)列和第(4)列模型估计结果显示,未加入控制变量前和加入控制变量后,FDI数量的一次项在5%的水平上显著为负,其二次项在1%和5%的水平上显著为正,即FDI数量对产业结构的调整存在明显的“U”型非线性影响,当FDI数量水平较低时,其增加会抑制产业结构调整,当FDI数量超过一定水平时,其增加会对产业结构调整产生积极作用,前文理论分析的假说2成立。

表2 基本模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Ind_str_{t-1}	0.9447*** (0.0029)	0.9728*** (0.0148)	0.9508*** (0.0045)	0.9735*** (0.0138)
ϕ	0.1279*** (0.0079)	0.1209*** (0.0227)		
Q			-0.4157** (0.1635)	-1.0283** (0.4928)
Q^2			0.0201*** (0.0069)	0.0531** (0.0222)
$Invst$		0.0892 (0.1328)		0.4989** (0.2116)
$R\&D$		0.0197*** (0.0059)		0.0234** (0.0098)
Hu_Cap		0.0205 (0.0994)		0.5107*** (0.1486)
$Trade$		-0.0739* (0.0384)		-0.2956*** (0.0823)
$Urban$		-0.0069 (0.0061)		-0.0150 (0.0153)
$AR(1)$	0.041	0.038	0.049	0.043
$AR(2)$	0.778	0.697	0.628	0.575
Sargan 检验p值	0.000	0.000	0.000	0.000
Hansen 检验p值	0.944	1.000	0.947	1.000
Number of obs	240	240	240	240

注:“*”、“**”和“***”分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为标准误。下同。

对于其他控制变量, 固定资产投资变量 *Invest* 前系数为正, 表明作为社会经济再生产的重要手段, 固定资产投资有利于地区购置和建造新的生产设备, 拓展产业发展新领域, 促进区域产业结构调整。研发支出变量 *R&D* 前系数显著为正, 表明研发活动作为技术进步的主要来源, 对产业结构调整意义重大, 研发支出可通过技术创新加速淘汰落后产业、改造升级部分传统产业, 进而促进产业结构调整, 亦可促使新产品、新设备的不断涌现, 在引起生产需求结构变动的同时, 可刺激个人消费需求, 促使产业结构必须不断优化调整。人力资本变量 *Hu_Cap* 前估计系数为正, 表明人力资本的有效供给通过提高产业转化速度、增强产业创新能力、促进国际产业转移等路径对我国产业结构的调整作用积极。对外贸易变量 *Trade* 前估计系数为负。城镇化率变量 *Urban* 前估计系数为负, 但并不显著。

(二) 稳健性检验

前文在考虑被解释变量一阶滞后项引入导致模型估计可能存在内生性的情况下, 采用系统GMM对模型进行估计, 考察了FDI质量和数量对产业结构调整的作用, 理论分析得出的假说得到了验证, 但为保证模型设计的稳健性, 必须进一步进行检验。一方面, 考虑产业结构的测度方法较多, 另一方面, 非线性效应检验高次项的引入可能导致模型估计存在偏误, 因此本文采用替换变量和改变回归方法来进行稳健性检验。

非农产业比重反映了产业结构系统由农业占优向非农业产业占优的动态演进, 是产业结构由低级向高级优化调整的一种表征。尽管以非农产业占比反映产业结构的实证模型变量设计与理论模型贴合紧密, 但单就经验研究而言难免有读者会对此产生质疑, 因此有必要在这方面进行稳健性检验。产业结构层次系数以三次产业所占比重并按三次产业层次高低依次赋权计算而得, 能够较为完整地表述产业结构特征, 因此本文利用产业结构层次系数替换基准模型被解释变量, 对模型(13)进行估计, 结果如表3所示。

包含二次项的回归模型可检验FDI数量影响产业结构调整的非线性效应, 但高次项的引入可能导致多重共线性的存在,

表3 替换变量的稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Ind_str_{t-1}	0.9366*** (0.0067)	0.9541*** (0.0292)	0.9774*** (0.0091)	0.8921*** (0.0330)
φ	0.0081*** (0.0007)	0.0057*** (0.0010)		
Q			-0.0332** (0.0038)	-0.0420*** (0.0158)
Q^2			0.0015*** (0.0002)	0.0014** (0.0007)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
AR(1)	0.002	0.001	0.001	0.001
AR(2)	0.372	0.346	0.284	0.288
Sargan 检验p值	0.000	0.000	0.000	0.003
Hansen 检验p值	0.953	1.000	0.943	1.000
Number of obs	240	240	240	240

进而影响回归结果。为此,借鉴宋渊洋和李元旭(2013)的研究,本文更换回归方法,利用分组回归对其稳健性进行检验。根据基本回归模型估计结果,依拐点位置将样本按FDI数量规模分为前3/4

和后1/4高、低两组,分别进行回归,结果如表4所示。其中,列(1)和列(2)是FDI数量规模处于前3/4的样本模型结果,列(3)和列(4)是FDI数量规模处于后1/4的样本模型估计结果,结果显示,规模较大的一组FDI数量促进了产业结构调整,规模较小的一组FDI数量对产业结构调整表现为抑制作用,理论分析的假说2进一步得到证实,前文模型估计结果稳健。

表4 更换回归方法的稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Ind_str_{t-1}	0.9304*** (0.0057)	0.8106*** (0.0659)	0.6125*** (0.1488)	0.8999*** (0.0586)
Q	0.1548*** (0.0126)	0.3076** (0.1313)	-0.2693* (0.1697)	-0.0312 (0.0984)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
AR(1)	0.042	0.041	0.220	0.020
AR(2)	0.153	0.197	0.759	0.251
Sargan 检验p值	0.000	0.000	0.095	0.120
Hansen 检验p值	1.000	1.000	1.000	1.000
Number of obs	184	184	56	56

(三) 机制检验

前文分析已表明,FDI质量对产业结构优化调整作用积极,同时存在FDI质量的提高促进区域技术水平提升,进一步促进产业结构优化调整。FDI数量对产业结构调整具有非线性效应,造成这种非线性效应的内在机制是:一方面,FDI数量的增加会显著提升非农业部门生产投资水平、增加生产份额,进而促进产业结构调整;另一方面,单纯的FDI数量增加会抑制生产水平的提高,因此从技术效率提升角度来看,FDI数量增加会对产业结构调整产生消极作用,两种力量相互作用,表现为FDI数量增加对产业结构调整的非线性效应。为检验这种内在机制,本文设定如下包含交互项的面板模型:

$$Ind_str_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ind_str_{i,t} + \gamma_1 \varphi_{i,t} + \gamma_2 TFP_{i,t} + \gamma_3 \varphi_{i,t} \times TFP_{i,t} + \sum_{j=2} \beta_j X_{control} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$Ind_str_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ind_str_{i,t} + \gamma_1 Q_{i,t} + \gamma_2 TFP_{i,t} + \gamma_3 Q_{i,t} \times TFP_{i,t} + \sum_{j=2} \beta_j X_{control} + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

其中, $TFP_{i,t}$ 为*i*地区*t*年的非农产业全要素生产率,以非农产业增加值(实际值)为产出指标,以非农产业全社会固定资产投资(存量)和非农产业就业人数为投入指标,采用DEA-Malmquist指数模型测算得到,另外,考虑该指数测算结果表示当年TFP相对上一年的变化情况,而非实际TFP水平,故本文借鉴张月友等(2018)的研究,将Malmquist全要素生产率指数转换为以2006年为基期的累计变动率形式,以反映各省研究时段内的TFP真实水平; $X_{control}$ 为控制变量,与模型(13)相同。

采用系统GMM法对模型(15)和(16)进行估计,考虑交互项的引入可能造成多重共线性,故首先对变量 φ 、变量 Q 和 TFP 进行了中心化处理,估计结果如表5所示。

分析表5显示的结果, 不加入控制变量(列(1))和加入控制变量(列(2))的交互项 $\varphi \times TFP$ 前系数均为正, 且在1%的统计水平上显著, 表明FDI质量的增加会提升TFP在产业结构优化调整中的边际作用, FDI质量增加会提升区域技术水平, 进而促进产业结构优化调整的机制成立。不加入控制变量(列(3))和加入控制变量(列(4))的交互项 $Q \times TFP$ 前估计系数均为负且均在1%的统计水平上显著,

表5 机制检验模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Ind_str_{t-1}	0.9541*** (0.0021)	0.9276*** (0.0251)	0.9573*** (0.0029)	0.9554*** (0.0146)
φ	0.0858 (0.0758)	0.0721 (0.0482)		
Q			0.0609*** (0.0077)	0.1265*** (0.0490)
TFP	0.1358 (0.2375)	0.0018 (0.0878)	0.0025 (0.0429)	0.1006 (0.0635)
$\varphi \times TFP$	0.9201*** (0.3432)	0.7067*** (0.1789)		
$Q \times TFP$			-0.2093*** (0.0463)	-0.1456*** (0.0439)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
AR(1)	0.052	0.047	0.048	0.046
AR(2)	0.183	0.303	0.691	0.639
Sargan 检验p值	0.000	0.000	0.000	0.000
Hansen 检验p值	0.969	1.000	0.986	1.000
Number of obs	240	240	240	240

按模型对TFP求偏导, 则有 $\frac{\partial Ind_str}{\partial TFP}=0.0025-0.2093Q$ 、 $\frac{\partial Ind_str}{\partial TFP}=0.1006-0.1456Q$, 表明FDI数量增加会降低TFP对产业结构优化调整的边际作用, 单纯的FDI数量增加会抑制非农业部门技术水平的提升, 阻碍产业结构优化升级; 变量Q系数为正, 表明不考虑对技术效率的作用, FDI数量的增加会提升非农业部门生产投资水平, 进而促进产业结构调整。由此可见, 前文FDI数量增加对产业结构升级非线性效应的内在机制“FDI数量增加可提升非农业部门生产投资水平, 促进产业结构优化调整; 同时, 单纯的FDI数量增加会抑制非农业部门技术水平提升, 阻碍产业结构优化调整”得到验证。

(四) 进一步拓展

在信息化推动下, 经济结构的服务化是产业结构优化升级的一个重要特征, 因此本文进一步分析FDI对产业结构向服务化调整的影响。鉴于“经济服务化”的一个典型事实是第三产业的增长率快于第二产业增长率(吴敬琏, 2008), 本文借鉴于春晖等(2011)的研究, 以第三产业增加值与第二产业增加值之比作为产业结构服务化的指标, 进一步对模型(13)和模型(14)进行估计, 结果如表6所示。

从表6可看出, FDI质量对产业结构向服务化优化调整具有显著的促进作用, 表明高质量的FDI会通过“示范效应”“竞争效应”等渠道产生技术溢出, 推动产业结构向服务化优化调整。FDI数量与产业结构向服务化调整间关系同样呈现为“U”型,

该结果与栾申洲(2018)的研究结果一致,一方面,单纯的数量增加会抑制技术效率的提升,阻碍产业结构向服务化调整;另一方面,随着经济发展以及地方经济发展诉求的变化,外资引进也会不断向有助于产业结构调整的方向过渡,进入第三产业的FDI逐渐增多,增加了第三产业生产规模,推动了产业结构向服务化调整。

表6 FDI对产业结构向服务化调整的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Ind_str_{t-1}	1.0403*** (0.0015)	1.0845*** (0.01003)	1.0506*** (0.0021)	1.0555*** (0.0197)
φ	0.0171*** (0.0008)	0.0147*** (0.0034)		
Q			-0.0981*** (0.0091)	-0.1611** (0.0775)
Q^2			0.0043*** (0.0004)	0.0061* (0.0032)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
AR(1)	0.009	0.008	0.007	0.006
AR(2)	0.240	0.237	0.270	0.273
Sargan检验p值	0.000	0.000	0.000	0.000
Hansen检验p值	0.966	1.000	0.953	1.000
Number of obs	240	240	240	240

六、主要结论及政策启示

产业结构调整是我国经济“稳增长、促改革、调结构”的重要内容,FDI是产业结构升级的重要外部力量,在我国“高水平对外开放”、经济高质量发展战略提出和践行的现实背景下,探讨FDI影响产业结构调整的内生机制和实际符合前瞻性政策制定的需求,理论和现实意义重大。现有研究着重讨论了FDI数量对产业结构优化调整的影响,少有研究关注FDI质量的作用。质量和数量不可剥离,一定质量的FDI必然依附于一定数量的FDI之上,本文建立了FDI质量和数量影响产业结构优化调整的理论框架,在分析FDI质量和数量影响产业结构调整内生机制的基础上,设计动态面板模型进行了实证检验,得出以下结论和政策启示。

理论机制上,FDI质量对产业结构调整作用积极,同时存在FDI质量促进区域技术水平提升,进一步推动产业结构优化调整的内生机制;FDI数量的增加会提升非农产业生产投资水平和生产份额,有利于产业结构优化升级,但从技术效率角度来看,单纯的FDI数量增加会抑制区域技术水平提升,对产业结构优化调整产生不利影响,因此,两种力量作用下,FDI数量增加对产业结构调整存在非线性效应,只有数量增加提升投资水平的促进作用大于数量增加对技术水平的抑制作用时,FDI数量的增加才能表现为推动产业结构调整。实证分析结果显示,FDI质量增加显著促进了我国产业结构优化升级,FDI数量的增加对我国产业结构升级存在明显的非线性效应,当FDI数量较小时表现为其增加抑制了产业结构升级,当FDI数量规模较大时,其增加推动了我国产业结构优化升级;另外,“FDI质量提高促进区域技术水平提升,进一步推动产业结构优化调整”内生机制,以及FDI数量增加对产业结构升级非线性效应的内生机制“FDI数量增加可提升非农产业生产投资水平,促进产业结构优化调整;

同时,单纯的FDI数量增加会抑制非农业部门技术水平提升,阻碍产业结构优化调整”得到证实;进一步的拓展分析显示,FDI质量显著促进了产业结构向服务化优化调整,而FDI数量与产业结构向服务化调整同样呈现为“U”型关系。

因此,在政策层面,本文可以得到的启示是:其一,完善FDI引进政策,建立FDI评估体系。以本文FDI质量测度体系为宏观标准,制定细致的微观检测系统,通过FDI质量设定“门槛”,转变我国引进FDI“被动吸收”模式为“主动选择”模式,限制技术含量低、高耗能、低产出的外商直接投资项目和企业大规模流入,引导高技术水平、高盈利水平、高管理水平和高出口能力的外资企业进入,借力高质量FDI促进我国产业结构优化升级。其二,加快金融市场建设,优化外商直接投资环境。加快金融市场建设是打通内外资本要素市场的关键,通过金融市场建设,推进各地区内外金融市场联通和外资便捷流动,相互配合以打造公平透明的法治环境和竞争环境,加强服务型政府建设,通过税收调节等手段为外资提供优惠,在引进高质量外资的同时,“留住”外资,增加高质量外商投资规模,在质量和数量两端发挥其对产业结构调整积极作用。其三,明晰区域产业结构调整诉求,合理引导外资企业进入。我国各区域产业结构及发展需求差异较大,根据发展诉求引进高质量FDI,一方面可通过技术溢出直接提升区域该产业技术水平,另一方面可增加区域产业规模,形成规模效应,推动区域产业结构优化调整。其四,注重FDI质量和数量与其他因素在推动产业结构升级中的协同作用。FDI质量和数量对我国产业结构调整发挥着重要作用,固定资本投入、研发投入、人力资本存量等亦发挥着不可替代的作用,建立各要素协同作用的补偿机制,在引进高质量FDI的同时,注重其他因素的作用,最大化各要素作用,全方位推动我国产业结构优化调整。

参考文献

- [1] 白俊红,吕晓红.FDI质量与中国经济发展方式转变[J].金融研究,2017(5):47-62.
- [2] 付宏,毛蕴诗,宋来胜.创新对产业结构高级化影响的实证研究——基于2000-2011年的省际面板数据[J].中国工业经济,2013(9):56-68.
- [3] 付宏,毛蕴诗,宋来胜.创新对产业结构高级化影响的实证研究——基于2000-2011年的省际面板数据[J].中国工业经济,2013(9):56-68.
- [4] 干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011(5):4-16+31.
- [5] 高峰.利用外资促进我国产业结构优化作用机理探讨[J].经济问题,2002(11):18-20.
- [6] 高觉民.结构转换与流通产业结构高级化[J].产业经济研究,2003(1):19-24+32.
- [7] 贾妮莎,韩永辉.外商直接投资、对外直接投资与产业结构升级——基于非参数面板模型的分析[J].经济问题探索,2018(2):142-152.
- [8] 凌丹,赖伟豪,刘慧岭.双向FDI技术溢出、技术进步与产业结构升级[J].武汉理工大学学报:社会科学版,2018(6):62-69.
- [9] 刘宇.外商直接投资对我国产业结构影响的实证分析——基于面板数据模型的研究[J].南开经济研究,2007(1):125-134.
- [10] 刘泽.FDI对产业结构优化影响的实证检验——以山东省为例[J].华东经济管理,2019(6):24-29.
- [11] 刘志彪,张杰.全球代工体系下发展中国家俘获型网络的形成、突破与对策——基于GVC与NVC的比较视角[J].中国工业经济,2007(5):39-47.

- [12] 栾申洲. 对外贸易、外商直接投资与产业结构优化[J]. 工业技术经济, 2018(1): 86-92.
- [13] 牛卫平. 国际外包陷阱产生机理及其跨越研究[J]. 中国工业经济, 2012(5): 109-121.
- [14] 裴长洪. 吸收外商直接投资与产业结构优化升级——“十一五”时期利用外资政策目标的思考[J]. 中国工业经济, 2006(1): 33-39.
- [15] 盛斌, 赵文涛. 地区全球价值链、市场分割与产业升级——基于空间溢出视角的分析[J]. 财贸经济, 2020(9): 131-145.
- [16] 宋渊洋, 李元旭. 制度环境多样性、跨地区经营经验与服务企业产品市场绩效——来自中国证券业的经验证据[J]. 南开管理评论, 2013(1): 70-82.
- [17] 王静. FDI促进中国各地区产业结构优化的门限效应研究[J]. 世界经济研究, 2014(3): 73-79+89.
- [18] 吴敬琏. 中国增长模式抉择(增订版) [M]. 上海远东出版社, 2008.
- [19] 徐曼芸, 阳惠, 史可, 任薇薇. FDI质量与我国产业结构升级的关系研究[J]. 中国集体经济, 2021(4): 24-26.
- [20] 杨恺钧, 蔡嘉晋. FDI质量、环境规制与产业结构升级——基于长江经济带2008-2018年面板数据的研究[J]. 资源与产业, 2021(3): 12-20.
- [21] 杨祖义. FDI对制造业产业结构影响的Sys-GMM分析[J]. 宏观经济研究, 2018(8): 85-93.
- [22] 叶初升, 舒义文, 罗连发. 双向FDI影响产业结构变迁的实证研究——高水平开放促进高质量发展的路径探索[J]. 东南学术, 2020(2): 153-163+248.
- [23] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.
- [24] 张月友, 董启昌, 倪敏. 服务业发展与“结构性减速”辨析——兼论建设高质量发展的现代化经济体系[J]. 经济学动态, 2018(2): 23-35.
- [25] 赵云鹏, 叶娇. 对外直接投资对中国产业结构影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018(3): 78-95.
- [26] 邹建华, 韩永辉. 引资转型、FDI质量与区域经济增长——基于珠三角面板数据的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2013(7): 147-157.
- [27] Assanie, N., B. Singleton, The Quality of Foreign Direct Investment: Does It Matter for Economic Growth, Vancouver: Asia Pacific Foundation of Canada, 2002.
- [28] Borensztein, E., J. De Gregorio, J-W. Lee, “How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?”, *Journal of International Economics*, 1998, 45(1): 115-135.
- [29] Buckley, P. J., J. Clegg, C. Wang, “The Relationship between Inward FDI and the Performance of Domestically-owned Chinese Manufacturing Industry”, *The Multinational Business Reviews*, 2004, 12(3): 33-37.
- [30] Hansen, B. E., “Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference”, *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [31] Hunya, G., “Restructuring through FDI in Romanian Manufacturing”, *Economic Systems*, 2002, 26(4): 387-394.
- [32] Kippenberg, E., “Sectoral Linkages of Foreign Direct Investment Firms to the Czech Economy”, *Research in International Business & Finance*, 2005, 19(2): 251-265.
- [33] Kojima, K., *Direct Foreign Investment: A Japanese Model of Multinational Business Operation*, New York: Praeger Publishers, 1978.
- [34] Temiz, D., A. Gkmen, “FDI Inflow as an International Business Operation by MNCs and Economic Growth: An Empirical Study on Turkey”, *International Business Review*, 2014, 23(1): 145-154.

【作者简介】程钦良：兰州财经大学统计学院副教授，经济学博士。研究方向：国际贸易与空间经济学。

宋彦玲：兰州财经大学统计学院博士研究生。研究方向：经济统计分析。

刘明：兰州财经大学统计学院教授，博士生导师，经济学博士。研究方向：区域经济与产业经济。

Does FDI Promote the Optimization and Adjustment of the Industrial Structure? ——Theoretical Analysis and Empirical Test Based on the Dual Perspectives of Quality and Quantity

CHENG Qin-liang, SONG Yan-ling & LIU Ming

(Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

Abstract: Foreign direct investment (FDI) is an important external force for the upgrading of China's industrial structure. In this paper, the quality and quantity of FDI are parameterized, incorporated into the same theoretical framework, and the unbalanced growth model is established. The internal mechanism of the impact of the quality and quantity of FDI on the adjustment of industrial structure is analyzed. On this basis, a dynamic panel model is constructed to conduct an empirical test. The research shows that the improvement of FDI quality has a positive effect on the optimization and adjustment of industrial structure, and there is an internal mechanism for FDI quality to promote the improvement of regional technology level and further promote the upgrading of industrial structure. There is a nonlinear effect of the amount of FDI on the adjustment of industrial structure. Only when the amount of FDI reaches a certain level, can FDI's amount increasing contribute to the optimization and adjustment of industrial structure. The internal mechanism is that the increase of the amount of FDI can improve the production and investment level of non-agricultural industries and promote the upgrading of industrial structure. At the same time, the pure increase in the amount of FDI will inhibit the improvement of the technical level of non-agricultural industries and hinder the optimization and adjustment of industrial structure. Only when the promoting effect of the increase in the amount of FDI on the investment level is greater than the inhibiting effect on the technical level, can the increase in the amount of FDI be manifested as the promotion for the adjustment of industrial structure.

Keywords: FDI; industrial structure; FDI quality; dual perspectives; nonlinear effect

(责任编辑: 山草)

(上接第22页)

Research on the Compliance of EU Carbon Border Adjustment Mechanism with WTO

LIU Xiao-bao

(Law School, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China; School of Humanities and Social Sciences, Inner Mongolia Agricultural University, Hohhot 010018, China)

Abstract: To promote the realization of EU Green Deal, the European Council initiated the Carbon Border Adjustment Mechanism, which laid restrictions for importers to declare the carbon emission of the goods so as to purchase certificate for the extra carbon emission pursuant to EU regulations. With respect to the current version of Carbon Border Adjustment Mechanism, it constitutes discrimination against like product from non-EU member countries, thus violating national treatment and most favored nation treatment. However, Carbon Border Adjustment Mechanism can protect the security of lives of human, animals and plants as well as exhaustible natural resources. It does not constitute arbitral discrimination and disguised restriction on international trade. Consequently, EU could resort to environment exceptions to justify Carbon Border Adjustment Mechanism. Under such a circumstance, China should stick to multilateralism, improve the carbon emission trading system, develop low-carbon technology and enhance the ability to relevant lawsuits.

Keywords: EU carbon border adjustment mechanism; WTO compliance; national treatment; most-favored nation; environmental exception

(责任编辑: 山草)