

外资自由化对中国服务业 FDI 的影响研究

刘辉煌；廖薇

(湖南大学经济与贸易学院，湖南省长沙市，40079)

摘要：本文利用 1995-2017 年行业面板数据，探究了外资自由化对中国服务业 FDI 的影响。首先通过量化《外商投资产业指导目录》中的服务业外资政策开放水平，构建外资自由化指数度量我国的外资自由化，然后利用面板固定效应模型，实证分析了外资自由化对服务业 FDI 的影响效应，并通过中介效应模型对外资自由化对服务业 FDI 的作用机制进行检验。研究结果表明：（1）外资自由化对服务业 FDI 具有显著的促进作用；（2）制造业 FDI 与服务业 FDI 在国际转移中具有协同性，经济增长潜力与我国服务业 FDI 两者之间存在着倒“U”型曲线关系；（3）外资自由化是东道国制度环境的有效替代；（4）外资自由化会通过降低制度环境质量间接促进服务业 FDI 的流入。

关键词：外资自由化；服务业；外商直接投资；国际投资协议

中图分类号： F426 **文献标识码：** A

一、引言

改革开放以来，以出口导向型战略为指导的国家政策逐步放宽了对外资的诸多限制，外资自由化水平的提高，以及我国低廉的劳动力成本和广阔的市场吸引了大量外资和先进技术涌入，外资的竞争效应和知识溢出效应对于改善我国的产业结构和技术水平，提高生产率，推动我国的就业和刺激消费起到了巨大作用。随着中国加入 WTO，政府对外资给予了更高的自由度，在保障意识形态稳定和国家安全的前提下逐步减少各行业的外资限制条款，通过对各成员国实行最惠国待遇以及签订大量的双边和多边层面的投资协定，不断提升外资自由化水平，使得我国的 FDI 规模不断提升，形式也更加丰富。但在 2008 年全球范围内的金融危机爆发以后，我国政府通过发布外资政策增强了服务投资壁垒和对外资准入的限制，外资自由化水平的下降使得跨国投资者对我国的外资监管政策产生较深的担忧，出现了大量的有关外资被迫撤离，服务业 FDI 增长率的下降比例高达 20%。根据 2015 年中美商会发布的《商务环境调查报告》中的数据显示，“专门针对外资企业的执法活动”被评价为服务业引资阻碍中最关键的因素，我国《外商投资产业指导目录》中针对服务业外资流入的范围、投资方式及外方控股比例等均设立了严格的限制，超过 50% 的服务业被禁止或限制外资流入，外资自由化水平的下降对服务业 FDI 流入造成的负面影响巨大。

近年来，制造业在我国经济中的占比不断降低，而服务业对经济的贡献率逐年上升，服务业逐渐成为中国经济转型升级过程中增长最快的行业。2015 年，服务业对 GDP 的贡献率首次超过 50%；2020 年，中国服务业增加值占 GDP 超 45%，且服务业对经济增长的贡献率接近 60%。这些数据表明我国的经济发展战略的重心正逐渐由制造业转向服务业，服务贸易逐渐成为全球贸易的重点，这也使得我国政府对服务业外资准入政策的设计越来越重视，对服务业 FDI 的限制逐渐放宽。自第一版《外商投资产业指导目录（1995）》发布以来，政府密切关注着国家发展规划和全球贸易和投资自由化的需求，不断修订《目录》条款。《目录》反映了中央的政策方针的具体内容和方向，如 2015 年政府工作报告中明确提出加强服务业的开放，表明我国政府对服务业开放的重视，而当年修订的《目录》则明确体现了这一精神。2018 年，习近平总书记在首届中国国际进口博览会的开幕式上强调，我国正在实施“稳步扩大金融业开放，持续推进服务业开放”的发展战略，并提出对外资实施便利的负面清单管理模式以及全面的准入前国民待遇，以促进我国的投资自由化及便利化。

在政府努力推进外资自由化进程促进服务业 FDI 流入增加的同时，阻碍服务业外商投资的障碍依然很大，服务业对外资的管制程度仍然远高于制造业。具体而言，有关外资自由化的指标如何度量？外资政策的开放是否对服务业 FDI 存在显著的正向影响？这些问题值得深思。通过探究外资自由化对服务业 FDI 的影响效应，有助于充分认识和发挥外资自由化对服务业 FDI 的重要作用，并逐步放宽服务业外资管制，降低外商投资壁垒以推动中国服务业的发展，具有重要的现实意义。

目前学术界对于外资自由化的度量以及外资自由化对 FDI 的影响在理论和实证上进行了一些非常有价值的探索和研究。

有关外资自由化的度量的研究。国内外学者通常采用国际上权威的组织或机构所发布的相关指标、与外商投资相关的协议或依据国家外商投资政策三种方式来构建外资自由化的指标，用于度量一国的外资自由化水平。Hardin 和 Holmes (1997) 搜集限制 FDI 的相关信息构建 FDI 限制指数用于测算一国的外资自由化程度，Bergstrand et al. (2013) 采用世界经济论坛发布的投资障碍指数作为衡量东道国外资自由化的指标。张鲁青 (2009) 根据外商投资协定签订的内容和数量度量一国的外资自由化，研究发现，若东道国积极与某一资本来源国签署双边投资协定 (BIT)，则意味着该国的外资自由化程度明显高于其他未签约的国家 [13]，而东道国同其他国家签署协定的数量越多，内容越规范以及标准越高时，则表明该国的外资自由化的程度越高 (冀相豹，2014)。孙浦阳等 (2015, 2018) 和毛其淋 (2019) 在前人的基础上对外资自由化度量的方法进行改进，从我国外资政策的角度出发，利用《外商投资产业指导目录》构建关于我国服务业分行业的外资自由化指标。

有关外资自由化对服务业 FDI 的影响研究。国内外大多数学者从国家或行业层面研究外资自由化对服务业 FDI 的影响。孙文博 (2003) 采用 1991-2000 年的服务业行业面板数据，通过主成分分析法对影响我国服务业 FDI 投资环境的主要影响因子进行实证检验，并得出外资自由化对服务业 FDI 作用不显著的结论。Eschenbach 和 Hoekman (2006) 通过分析转型经济体的数据，发现电信、金融和交通运输等基础服务部门的外资自由化和服务业 FDI 正相关，其中国家政策措施是影响服务业 FDI 的重要因素。唐宜林和王红 (2012) 采用我国 1997-2008 年各个时期的服务业行业面板数据，对影响我国服务业 FDI 的各类因素进行计量实证，研究发现，前期服务业 FDI 的规模是影响外资自由化对服务业 FDI 促进效应大小的关键。张艳等 (2014) 使用更加全面细致的指标度量我国的外资自由化，通过计算获取服务业 FDI 产业渗透率和地区渗透率等，在异质性分析中得出外资自由化对使用服务中间投入较多的外资企业、东部地区的外资企业以及出口服务类企业的 FDI 流入的促进作用更大的结论。王静和何芳 (2018) 基于安徽省 2000-2016 年生产性服务业相关数据，经过实证分析，认为外资开放度及服务业发展水平是影响服务业 FDI 流入的重要原因。

少数学者从微观层面探究外资自由化对服务业 FDI 的影响。如：武力超等 (2016) 根据跨国统计的微观企业数据研究了生产性服务业外资自由化对于企业出口的作用强度，研究发现，提高生产性服务业的外资开放水平有助于推动服务业 FDI 流入的结论。Colen et al. (2016) 通过研究发现，外资自由化对不同特征的服务部门的影响具有很大的差异，面临较高征收风险的服务部门受外资自由化的影响较大，如公共事业和房地产等部门，相比之下，其他服务部门及制造业 FDI 流入受外资自由化推动的影响则不显著。孙浦阳等 (2018) 通过数据量化外资参股的主要政策变动，刻画了 1997-2007 年以来我国服务业外资限制的变化水平，并由此得出了外资自由化有助于提高服务业 FDI 的研究结论。余骁和郭志芳 (2020) 基于我国微观企业层面数据，实证检验了上游服务业外资自由化对于提升下游制造企业全球生产链地位的重要程度和可能的渠道，研究发现，交通运输业等服务部门的外资自由化水平较低是导致外商在该领域的投资积极性不高的关键原因。

但有关于外资自由化的测量仍然存在许多问题，部分学者采用国际组织或机构所发布的

相关指标进行构建，与我国的实际外资自由化国情不符，而利用资本自由化和实际利用外资额等较为简易的指标作为外资自由化的代理变量，忽略了这些指标属于外资自由化的结果，对于衡量外资自由化的实际程度存在较大偏差。在外资自由化对服务业 FDI 影响的实证检验中，忽视了对于外资自由化的内生性问题的探讨和解决。此外，由于部分理论机制较为抽象难以衡量，使得关于外资自由化对 FDI 的机制分析和机制检验的研究较为匮乏。

针对以上不足，本文从以下三个方面进行改进：（1）在参考 OECD 的服务贸易限制指数和 FDI 限制指数的测算方法的基础上，根据《外商投资产业指导目录》构建外资自由化指数用于衡量我国的实际外资自由化水平；（2）利用 Stan 数据库中公布的印度各行业 FDI 规制程度数据构建印度外资自由化指数，并将其作为模型中我国外资自由化的工具变量，并进行两阶段最小二乘法检验，有效避免内生性问题；（3）对外资自由化影响服务业 FDI 的作用机制进行检验和分析，进一步丰富和补充了有关外资自由化影响 FDI 的机理研究。

二、理论机制

外资自由化意味着东道国政府的外资政策限制放松和投资壁垒下降，经济法律政策环境逐渐改善，即对待外资进入的态度由封闭向开放转变。对东道国的投资环境产生信赖是外商进行国际投资的重要前提，单一的法律规定往往不足以让东道国成功获得外国投资者的信任，而外资自由化的本质及特殊功能就在于可以弥补这种不充足的信赖。通过外资自由化，一方面投资者能够判断东道国市场环境的外资限制程度，获取“能不能”进行投资的基本信息；另一方面投资者能够根据东道国政府的承诺（政策、投资协定等内容和条款），从投资风险的角度进行分析决策，决定“投不投”。以签署国际投资协定为表征的外资自由化减少了信息不对称和投资者的决策成本，其主要通过以下几种机制对服务业 FDI 产生影响：

1. 外资自由化的承诺效应

Guzman（1997）提出承诺理论的内涵是指东道国借助外资自由化手段为外商提供具有法律约束力的争端解决机制，作为解决或缓释动态不一致问题的有效承诺，能够有效地降低外商在东道国的投资风险和经营成本，提高投资的效率和便利度，为服务业 FDI 提供了良好的信誉担保和法律机制。通过签署国际投资协定或相关协议，东道国用自身的信用为外资产权进行担保，不仅严格地遵守各类投资协定的条约内容，还废除了对外资企业的众多限制以及让渡部分外资产管制权力，这些举措对于提升东道国承诺的可信度，使得更多高质量的服务业 FDI 充分涌入有一定的促进作用。当东道国发布的政策与投资协定的要求不符时，外国投资者能够根据合同规定的争端解决机制条款提交申请国际仲裁，以维护自身的合法权益，这一惩罚机制使得承诺的可信性明显提升。由此可见，外资自由化对于促进一国服务业 FDI 流入的积极效应并非自发产生的，而是依赖于东道国政府致力于诚信守约和努力规避投资纠纷的结果，这也意味着只有当东道国政府作出承诺可信且有价值时，外资自由化的正向效应才显著。

2. 外资自由化的信号效应

国际上的信号理论将外资自由化视为东道国释放的一种具有传递作用的信号工具，通过向投资者传递其限制或禁止政府不当干预 FDI 的真实意图，对吸引外商投资发挥着重要作用。Haftel（2010）认为，信号理论的根本逻辑在于东道国通过与他国谈判以及签署大量的投资协定，能够向签约国及投资者释放维护和稳定双方经贸关系以及保护外资产权的积极信号，成为促进国际投资的桥梁和纽带。为增强信号的可信度，东道国政府必须为此付出一定成本，或尽可能地向跨国投资者展示足够多的信息，以凸显其保护外商投资和努力推动外资自由化的决心。但是东道国签署国际投资协定的数量对于信号效应有双重影响，一方面，东道国签署协定数量越多表明外资自由化水平越高发出的承诺信号越强，即东道国展现出的保

护外商投资和完善健康的投资环境的意愿和信念越强；另一方面，随着全球签署投资协定的数量增加和覆盖范围更广，签署国际投资协定对于一国吸引外资的边际价值逐渐下降，鉴于签署协定存在较多的隐性成本，可能会减少对于潜在签约国的激励。

3. 外资自由化的交互效应（替代或补充机制）

交互理论指出，东道国制度环境的质量对于服务业 FDI 流入具有决定性的影响，外资自由化仅能作为东道国制度环境的一种替代或补充机制，而无法完全取代制度环境的重要作用。具体地，替代效应指的是外资自由化作为良好的东道国弱国内制度的替代，在东道国国内制度无法为投资者提供保障时，能够给予投资者有效的产权保护为其增添信心，随着东道国国内体制的改善，此正向效应逐渐减弱，而且外资自由化的实际替代作用是有限的。补充效应进一步指出，外资自由化不能完全替代东道国的较差的国内制度，只有在东道国处于制度水平较高或是正在改革的境况下，外资自由化才可以对吸引服务业 FDI 的流入起到良好的辅助和补充作用。部分学者李平等（2014）、邓新明和许洋（2015）等人对于东道国制度完善是外资自由化补充效应的必要条件这一论断提出质疑，经过研究发现，外资自由化对服务业 FDI 的正向影响因东道国制度环境、市场规模的差异而产生异质性，并提出外资自由化对制度环境较差的东道国吸引外资的正向效应更为显著。

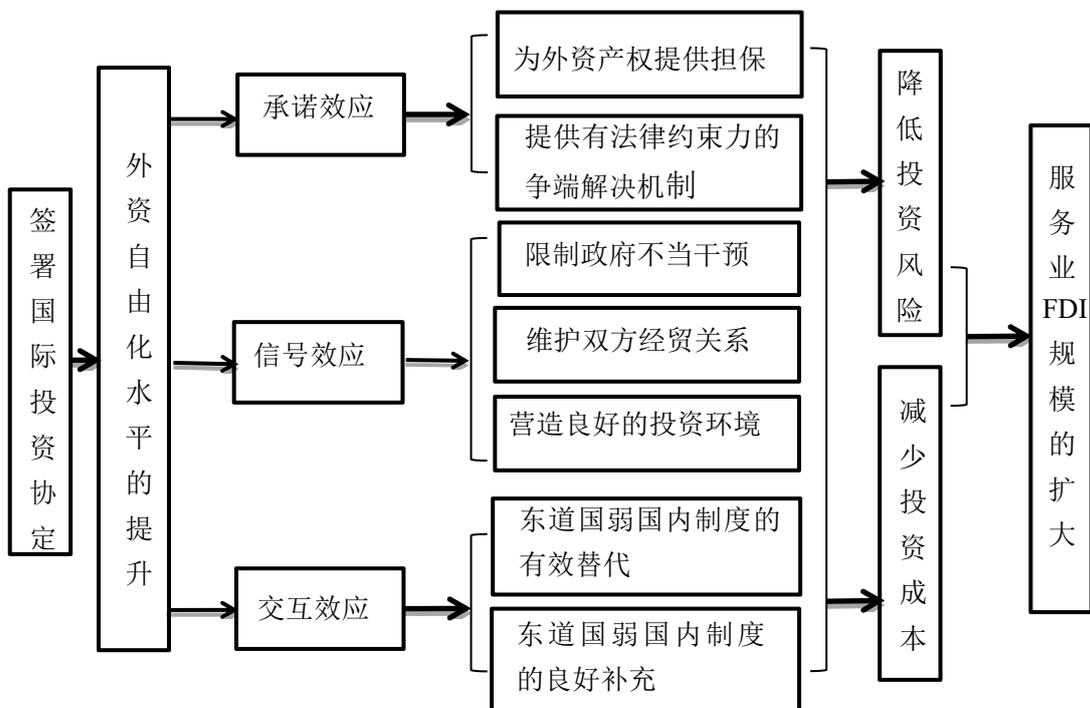


图 2.1 外资自由化对服务业 FDI 的作用机理

三、实证分析

（一）模型构建

为了检验外资自由化对我国服务业 FDI 的影响，本文构建计量模型如下：

$$\ln SFDI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln DFRI_{it} + \beta_2 \ln mfdi_{it} + \beta_3 rgdp_{it} + \beta_4 rgdp2_{it} + \gamma_i + \delta_t + \xi_{it} \quad (3.1)$$

其中被解释变量 SFDI 代表我国的服务业实际利用外资额，核心解释变量外资自由化指数 DFRI 代表我国的外资自由化程度，该模型加入的控制变量包括制造业 FDI（lnmfdi）、经济增长潜力（rgdp）、金融发展水平（fin）和外国知识产权申请率（pat_rate）。其中，

“ln”表示对相应变量取自然对数， γ_i 和 δ_t 分别代表行业效应和年份效应， α_0 是常数项， ξ_{it} 代表随机干扰项。以下对于被解释变量、解释变量的测算与控制变量进行详细介绍。

（二）变量选取与数据来源

1.被解释变量：服务业 FDI（SFDI）

SFDI 代表我国服务业 FDI 流入规模，用服务业实际利用外资额表示。

2.解释变量：外资自由化（DFRI）

本文借鉴孙浦阳等（2015）研究的思路，在参考 OECD 的服务贸易限制指数和 FDI 限制指数的测算方法的基础上，根据《外商投资产业指导目录》构建外资自由化指数用于衡量我国的实际外资自由化水平，用 DFRI 简称来表示。量化政策得到外资自由化指标的过程，具体来说，就是将《目录》中提及的禁止、限制或鼓励类项目一一与国民经济行业划分的服务业分类对应。国民经济行业分类将各行业按门类、大类、中类以及小类这四个层次分类，数字位数越多，分类越详细，其中服务行业包括 F（批发和零售业）到 R（文化和娱乐业）共 13 个门类。《目录》中的禁止、限制和鼓励类项目，分别对应于不同的中类或小类行业。将《目录》中的各类条款匹配到上述国民经济分类后进行分数统计，具体操作：记禁止或限制类条款为一分，记鼓励类或未提及为零分，最终取算术平均值作为该行业的外资自由化指数，具体计算公式见式（3.2）如下：

$$\bar{A} = DFRI_t^i \quad (3.2)$$

其中 i 取 1-13 共 13 个值，表示 13 个行业分类的外资自由化水平，然后通过 13 个细分行业的外资自由化进行算术平均，得到服务业总体外资自由化水平。t 表示年份，根据《目录》的发布时间，各行业均有八个代表不同版本的 DFRI 值，经过手工匹配和计算整理，得出外资自由化指数如表 3.1 所示。

DFRI 的大小，代表了每个行业外资自由化水平的高低。由计算方法可知，该数值越小，外资自由度越高；反之：数值越大，外资自由度越低。

表 3.1 中国服务业各年度分行业 DFRI 值统计表

服务业分类	1995	1997	2002	2004	2007	2011	2015	2017
批发和零售业	0.22	0.22	0.28	0.28	0.39	0.39	0.28	0.28
交通运输、仓储和邮政业	0.48	0.44	0.37	0.37	0.37	0.37	0.3	0.3
住宿和餐饮业	0.43	0.29	0	0	0	0	0	0
软件、信息传输和技术服务业	0.24	0.12	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35
金融服务业	0.46	0.46	0.81	0.81	0.77	0.73	0.50	0.50
房地产业	0.20	0.40	0.20	0.20	0.40	0.40	0	0
租赁和商务服务业	0.25	0.25	0.17	0.25	0.17	0.17	0.17	0.17
科学研究和技术服务业	0.05	0.05	0.26	0.26	0.21	0.21	0.26	0.26
水利、环境和公共设施管理业	0.22	0.22	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11
居民服务、修理和其他服务业	0	0	0	0	0.06	0.06	0	0
教育	0.67	0.50	0.33	0.33	0.33	0.33	0.50	0.33
卫生和社会工作	0	0.33	0.33	0.33	0.33	0	0.33	0.33
文化、体育和娱乐业	0.26	0.33	0.33	0.33	0.44	0.41	0.33	0.30
全行业	0.31	0.31	0.35	0.36	0.38	0.36	0.30	0.29

数据来源：根据《外商投资产业指导目录》、《国民经济行业分类》计算整理而来

3.控制变量

①制造业 FDI（Inmfdi），用制造业实际利用外资额表示。由于服务业与制造业并不能

割裂开来，制造业发展需要金融和商务服务等行业的支撑。同时，制造业在向相对落后的发展中国家转移时，为了更好地贴近和服务当地顾客，也会带动服务业的转移。另外，由于跨国公司在全球战略位置寻求的过程中受到前期 FDI 的示范效应的影响，基于扩大市场规模的需要，通常追随其母国的制造业跨国公司到东道国进行投资。因此制造业 FDI 可能对服务业 FDI 产生较大影响。

②经济增长潜力 (rgdp)，用 GDP 增长率衡量。基于 Dunning 市场寻求 (market seeking) 理论可知，跨国投资者在进行对外投资活动时最为关注的就是东道国的市场规模与经济增长潜力。Bala 和 Matthew (2010) 利用 OECD 国家的面板数据，通过实证研究得到服务业 FDI 与经济增长率高度正相关。理论和实践表明，较高的经济增长率所带来的购买力的提高对服务业跨国投资者而言预示着较好的经济增长潜力与市场前景。

③金融发展水平 (fin)，利用私营部门的国内信贷额占 GDP 的比重表示。刘志东和高洪玮 (2019) 强调了金融发展水平对外商投资的影响，即加快各国金融体系建设，为外国投资者创造良好的投资环境。通过提高私营部门的信贷占比，加强金融机构对外资企业的审查力度，促进东道国金融机构的专业化和程序化，逐步形成规模经济，降低跨国企业的交易成本，成功地缓释了金融机构和外资企业之前长期因信息不对称而引发的各种道德风险和逆向选择问题，从而促进服务业 FDI 的增长。

④知识产权保护程度 (pat_rate)，用一段时间内外国知识产权在本国的申请数量除以这段时间内本国总知识产权的申请数量表示。外资企业一直对知识产权的重视程度很高，完善的知识产权制度有助于激励技术创新，促进一国服务业 FDI 的流入。各类发明专利、外观设计专利和实用新型专利是企业重要的利润来源，因此外商倾向于将资金投入对知识产权保护程度较高的国家，以降低知识产权被窃取的风险。通过反映外商对于申请本国注册知识产权证书的意愿程度，可侧面推断该国保护知识产权的力度。

表 3.2 报告了上述被解释变量、核心解释变量以及其他控制变量的统计描述。

表 3.2 变量统计描述

Variable	含义	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max
lnsfdi	服务业实际利用外资额对数	104	3.20	2.51	-2.49	7.5
lndfri	外资自由化指数对数	104	-1.11	1.00	-1.24	-0.98
lnmfdi	制造业实际利用外资额对数	104	7.24	1.32	4.98	8.18
rgdp	GDP 增长率	104	0.23	0.13	0.07	0.52
rgdp2	GDP 增长率的平方	104	0.07	0.08	0.005	0.28
fin	私营部门的国内信贷占 GDP 的比重	104	1.20	0.24	0.84	1.57
pat_rate	外国知识产权申请数占本国总知识产权申请数的比重	104	0.18	0.11	0.04	0.31
lnlr	东道国制度环境质量的对数	104	-0.79	0.23	-1.35	-0.60
lnfdix	FDI 限制指数的对数	104	-0.86	0.28	-1.41	-0.47

本文采用的数据主要来源于 1995-2017 年的《中国统计年鉴》和《中国金融年鉴》，国家统计局、中国知识产权局和世界银行等官方网站，以及 OECD 数据库和 Stan 数据库等。此外，本文参照孙浦阳 (2015) 的做法利用 1995、1997、2002 八版《外商投资产业指导目录》和《国民经济行业分类》进行手工匹配和计算以构建外资自由化指数。在测算外资自由

化指数的过程中,根据国民经济行业划分的标准重新划分服务业的各个行业,将国民经济的服务业细分为 F (批发和零售业) 到 R (文化、体育和娱乐业) 共计 13 个门类,并与《外商投资产业指导目录》中的鼓励、限制或禁止类项目一一匹配进行计算。

(三) 基本回归结果分析

由于各个行业与年份之间可能会存在很大的异质性,而这种异质性难以观测和度量,同时这些因素对服务业 FDI 可能存在不同程度的影响,为消除这类非观测因素对实证估计结果产生的偏差,本文利用面板固定效应模型进行估计。实际操作中采用逐步回归法,以确保得到服务业 FDI 与外资自由化之间稳定的关系。表 3.3 报告了外资自由化影响服务业 FDI 的基本回归结果。

表 3.3 外资自由化影响服务业 FDI 的基本回归结果 (OLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Indfri _{it}	-5.7209*** (1.4256)	-10.1049*** (1.9507)	-10.9229*** (2.3914)	-10.7426*** (3.021)
lnmfdi _{it}	1.3648*** (0.1881)	1.7496*** (0.2408)	1.8259*** (0.258)	1.8103*** (0.2915)
rgdp _{it}		17.7552*** (4.0577)	18.1463*** (4.6351)	18.0166*** (4.9709)
rgdp2 _{it}		-28.7693*** (6.035)	-29.4679*** (6.7808)	-29.2788*** (7.0749)
fin _{it}			-0.6342 (0.5936)	-0.6352 (0.5979)
pat_rate _{it}				-0.1712 (1.7572)
α_0	-22.8186*** (3.996)	-35.2903*** (8.9915)	-36.5734*** (6.3599)	-36.0999*** (7.8377)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的 R ²	70.5%	72.83%	73.17%	73.17%

注:括号内为标准差;***、**、*代表估计系数分别在 1%, 5%和 10%的水平上显著

从表 3.3 可以看出,在逐步回归的过程中,解释变量的显著性一直很高,并且随着控制变量的增加,可决系数的值不断增大直至趋于稳定。列(4)为同时控制了年份固定效应、行业固定效应以及各个控制变量后得到的实证估计结果,结果表明外资自由化指数的系数在 1%的水平上显著为负,即外资自由化与服务业 FDI 存在显著的正相关关系。回归结果具体含义为:在制造业 FDI、经济增长潜力、金融发展水平和知识产权保护程度保持固定不变时,外资自由化每增加 1%,会引起服务业 FDI 提升 10.74%。这表明东道国的外资自由化是服务业跨国公司实施 FDI 进行区位选择时考虑的重要因素之一,外资自由化水平越高,意味着市场化程度越高,政府管制越少,而经济活力越强,有效降低了跨国公司经营的风险,从而对吸引外资产生良好的促进作用。由于金融、电信、交通和公用事业等服务行业在国民经济中占有重要的战略地位,服务业与制造业相比通常面临更为严格的政府管制。所以,服务业外资准入壁垒的降低,服务业开放程度的提高以及政府管理体制的自由化等会对服务业 FDI 起到巨大的吸引作用。

其他控制变量方面,制造业 FDI ($\ln mfdi$) 对服务业 FDI 的影响在 1%的水平上显著为正。这表明其他变量不变时,制造业 FDI 每变动 1%,服务业 FDI 增长 1.81%,反映了服务业与制造业在国际转移中的协同性(应瑞瑶和孙昕,2008)。随着经济的发展,制造业与服务业已经发展到高度相关的阶段,较多的制造业跨国企业致力于外投资设立研发和咨询等附属性服务企业,使得制造业 FDI 的流入增加对服务业 FDI 产生积极作用。经济增长潜力($rgdp$)与我国服务业 FDI 间存在倒“U”型曲线关系。由于实证结果中出现 $\hat{\beta}_3 > 0, \hat{\beta}_4 < 0$,表明经济增长率对服务业 FDI 的影响存在一个由正变负的过程,即存在门限效应,通过计算可得拐点的增长率水平为 36%。表明跨国公司更倾向于投资经济增长率较低的国家,这意味着一国市场潜力较大,对于跨国企业有足够的发展空间;随着经济增长率的提高,市场逐渐达到饱和,伴随着东道国政策限制增加和服务业劳动力成本的上升等,使得服务业 FDI 开始随着经济增长率的提升而减少。此外,金融发展水平以及知识产权保护程度这两个变量对服务业 FDI 的解释程度不高。

四、稳健性检验

由于模型中不可避免地存在内生性问题、变量测算、遗漏变量和样本选择问题等,为进一步确保所得结论的可靠性和稳定性,本文试图从解决模型中的这些问题出发,对上节中基本回归所得的实证结果进行稳健性检验。

1. 内生性问题探讨

本文采用国内外资政策度量的外资自由化可能存在内生性问题。借鉴 Arnold 等(2016)的分析方法,为了避免内生性问题的影响构建合适的工具变量,并通过两阶段最小二乘法(2SLS)进行检验。由于相邻国家的经济发展水平相似,外资和产业政策通常也具备很强的相似性,且一国的服务业 FDI 并不会影响和干扰邻国的政策制定。因此,本文利用 Stan 数据库中公布的印度各行业 FDI 规制程度数据构建印度外资自由化指数,并将其作为模型中我国外资自由化的工具变量。首先,印度服务业外资自由化的进程与我国一直存在着较强的关联和相似性,两者都是在服务业高度垄断的情况下基于政府的外资政策逐渐扩大服务业外资的开放,可以说,印度这一邻国的服务业外资管制程度对于我国服务业 FDI 的影响必然是外生的;其次,我国与印度在国际产品市场上长期处于竞争和对峙状态,这也意味着两国的产业开放政策及程度确实具有较强的相关性和相似度。

表 4.1 报告了使用印度 FDI 规制数据构建工具变量并采用 2SLS 进行检验的回归结果。判断工具变量是否有效主要看其是否满足以下两个条件:一是工具变量和内生变量强相关;二是工具变量必须满足严格的外生性。在 2SLS 第一阶段的回归结果中可以发现, $\ln dfdi_{it}$ 的 P 统计值 0.0000,该统计值显著地拒绝了识别不足检验的原假设,说明工具变量与外资自由化这一内生变量之间确实存在较强的相关性,证明了上述模型中不存在弱工具变量问题,且该 F 统计值大于 10,满足 Stock 和 Staiger(1997)提出的工具变量基本条件。在工具变量第二阶段回归结果中,外资自由化的估计系数均显著为负,表明本文的结论仍然成立,服务业外资管制放松以及外资自由化水平的提高有助于提高中国服务业 FDI 的规模。

表 4.1 加入不同控制变量的两阶段最小二乘法实证结果

IV: $\ln dfdi$	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	制造业 FDI	经济增长潜力	金融发展	知识产权保护程度
$\ln dfri_{it}$	-10.3947***	-11.878***	-13.6518***	-27.6236*

	(3.266)	(4.5637)	(5.3654)	(15.6946)
lnmfdi _{it}	1.509***	1.623***	1.7667***	2.9546***
	(0.1685)	(0.2446)	(0.3111)	(1.1688)
rgdp _{it}		-0.4643	-0.5294	-0.8574
		(1.9592)	(1.9484)	(1.8574)
fin _{it}			-1.158	-1.0966
			(1.0996)	(1.1286)
pat_rate _{it}				15.303
				(12.0396)
c0	-30.0673***	-21.5742***	-23.1668***	-50.0389*
	(5.4976)	(6.8808)	(7.5625)	(27.5707)
行业固定效应	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有
R-squared	43.5%	42.4%	41.0%	29.3%
第一阶段回归结果				
工具变量	0.2198***	0.2072***	0.1758***	0.0708***
	(0.0237)	(0.0288)	(0.0329)	(0.016)
F 值	163.91	208.19	107.85	565.46
Roubust z-statistics in parentheses: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1				

注:括号内为标准差; **、*、*代表估计系数分别在 1%, 5%和 10%的水平上显著

2. 外资自由化的再度量

基准回归采用《外商投资产业指导目录》构建外资自由化指数对外资自由化进行度量。在稳健性回归中, 采取 OECD 发布的 FDI 限制指数对外资自由化这一核心解释变量进行再度量, FDI 限制指数是国际上公认得用于衡量一国外资开放程度及投资壁垒的重要指标, 更换自变量后的具体结果见表 4.1 的第(1)列。可以看出, 该结果与表 3.3 的基准回归结果基本一致, FDI 限制指数度量的外资自由化变量的估计系数在 1%的水平下显著为负, 表明外资自由化水平提高有利于服务业 FDI 流入的结论仍然成立。

3. 遗漏变量问题

由于模型中不可避免的存在东道国制度环境、技术进步等遗漏变量, 使得高估或者低估了外资自由化对服务业 FDI 的影响, 因此, 根据国内外学者有关外资自由化的研究热门对象, 加入东道国制度环境这一控制变量进行稳健性检验, 并参考宗芳宇等(2012)的做法, 用世界银行发布的世界治理指标中的“法治情况”(Rule of Law)数据进行表示。“法治情况”测度了一国法律对于司法治理、契约履行以及产权保护的质量水平, 与外商投资密切相关。根据表 4.1 的第(2)列回归结果可知, 外资自由化的估计系数在 1%的水平下显著为负, 表明基本回归分析所得结论仍然成立。

4. 加入外资自由化和东道国制度环境的交互项

通过文献梳理可知, 大多数学者对于外资自由化是否是东道国国内制度的有效替代或补充这一议题充满争议, 由于外资自由化对服务业 FDI 的影响可能取决于东道国制度环境的质量, 因此, 本文加入外资自由化和东道国制度环境的交互项进行进一步的研究探讨和稳

健性检验。根据表 4.1 的第 (3) 列回归结果可知, 外资自由化的估计系数在 1% 的水平下显著为负, 所得结论依然成立。东道国制度环境以及外资自由化和东道国制度环境交互项的系数在 5% 的水平下显著为负, 这表明外资自由化对服务业 FDI 的影响效应部分程度上取决于东道国的制度环境质量的好坏, 当东道国的制度环境越差时, 外资自由化对吸引服务业 FDI 将发挥更大的作用, 即外资自由化与东道国的制度环境存在替代关系。同时, 制度环境的系数为负也支持了“制度逃逸”假说, 即投资国更偏好投资制度环境差、投资风险高但投资成本相对较低的国家 (王晓颖, 2018)。

5. 样本选择问题

由于某些行业涉及国家的电信安全和意识形态等敏感话题, 外资限制程度非常高, 长期处于封闭状态, 对于服务业 FDI 的影响较小。为了剔除极端值带来的影响, 在外资自由化指标的测算中剔除广播、电信、快递等服务项目的极端值, 有助于计算出较为真实准确的服务业外资自由化程度。表 4.1 中的第 (4) 列报告了剔除极端值后的回归结果, 样本估计结果显示, 外资自由化对服务业 FDI 的影响系数有所变化, 但在 1% 及以上的显著性水平上, $\ln dfri_{it}$ 的回归结果依然显著, 外资自由化显著提高我国服务业 FDI 的流入, 这与基本回归结果保持一致。

表 4.1 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
解释变量	外资自由化的再度量	加入控制变量	加入制度环境和外资自由化的交互项	样本选择问题
$\ln dfri_{it}$		-6.2612*** (1.8998)	-27.7274*** (9.2133)	-10.7426*** (3.021)
$\ln fdix_{it}$	-2.493*** (0.5902)			
$\ln lr_{it}$		-2.1701*** (0.4707)	-22.0197** (8.7185)	
$\ln dfri_{it} * \ln lr_{it}$			-17.8187** (7.634)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
调整的 R ²	47.53%	47.32%	48.06%	46.03%

注: 括号内为标准差; **、*、*** 代表估计系数分别在 1%、5% 和 10% 的水平上显著

五、机制分析

根据上文的实证结果, 我们可以得知外资自由化对我国服务业 FDI 具有显著的正向影响, 即外资自由化可以促进服务业 FDI 的流入。结合前文的理论分析, 我们推测外资自由化可能通过东道国的制度环境质量间接影响服务业 FDI。考虑到外资自由化的进程中, 一方面, 通过降低外资准入门槛和各类政策壁垒, 在一定程度上影响了流入的外资平均质量, 而政治上的寻租行为和机会主义的现象, 可能对东道国的制度环境产生负面影响。另一方面, 根据制度逃逸理论, 外资更偏好于流向制度环境较差、风险较高但投资运营成本较低的东道国。针对以上分析, 本文提出如下假设:

H1: 外资自由化通过降低东道国的制度环境质量促进服务业 FDI 的流入。

并参考温忠麟、叶宝娟（2014）提出的中介效应检验流程，对东道国制度环境是否在外资自由化与服务业 FDI 之间发挥中介效应进行验证，构建完整的中介效应模型包含 3 个方程组如下：

$$\text{模型 1: } \ln\text{sfdi}_{it} = c_0 + c \ln\text{dfri}_{it} + Z + \varphi_i + \mu_t + e_{it} \quad (5.1)$$

$$\text{模型 2: } \ln\text{lr}_{it} = a_0 + a \ln\text{dfri}_{it} + Z + \pi_i + \mu_t + h_{it} \quad (5.2)$$

$$\text{模型 3: } \ln\text{sfdi}_{it} = b_0 + c' \ln\text{dfri}_{it} + b \ln\text{lr}_{it} + Z + \chi_i + \mu_t + k_{it} \quad (5.3)$$

其中， $\ln\text{lr}_{it}$ 表示服务行业 i 在 t 年制度环境的对数，即东道国的制度环境质量，用世界银行发布的世界治理指标中的“法治情况”数据进行衡量，其他变量定义如前文所述。

表 5.1 报告了外资自由化中介效应模型的机制检验结果。从中介效应的检验数据层面来看，并依据中介效应检验流程进行分析：第一步，检验方程（5.1）式的系数 c 是否显著。由表中模型 1 的结果可知，外资自由化（ $\ln\text{dfri}$ ）的估计系数（ $c=-27.6236$ ）显著，说明中介效应立论，这也是进行后续分析中介变量中介效应的基础；第二步，依次检验方程（5.2）式的系数 a 与（5.3）式的系数 b 是否显著。根据表中对应的模型 2 和模型 3 的结果显示，外资自由化的估计系数 $a=2.272$ ，东道国制度环境质量的估计系数 $b=-2.1701$ ，均在 1% 的水平上通过了 t 检验，这意味着间接效应显著；第三步，检验方程（5.3）式模型 3 中的系数 c' 。依据表中模型 3 的结果可知， c' 系数显著，表明直接效应显著，可能存在其他中介；第 4 步，比较 ab 和 c' 的符号，由于 $ab < 0$ ，且 $c' < 0$ ，因此东道国制度环境作为外资自由化影响我国服务业 FDI 的中介效应成立，属于部分中介效应，中介效应占总效应比例为 0.1785（ ab/c ）。

表 5.1 外资自由化影响服务业 FDI 的机制检验

变量	模型 1	模型 2	模型 3
	$\ln\text{sfdi}$	$\ln\text{lr}$	$\ln\text{sfdi}$
$\ln\text{dfri}_{it}$	-27.6236* (15.6946)	2.272*** (0.0545)	-6.2612*** (1.8998)
$\ln\text{lr}$			-2.1701*** (0.4707)
常数项	-50.0389*** (27.5707)	2.5343*** (0.0446)	-15.7372*** (3.3298)
控制变量	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
调整的 R^2	71.64%	74.76%	73.16%
中介效应		4.9305	
效应比例		中介效应/总效应=17.85%	

注:括号内为标准差；***、**、*代表估计系数分别在 1%、5%和 10%的水平上显著

从中介效应的结果具体含义来看，需要指出和说明的是，为了便于对结果的理解和进一步的阐释，根据外资自由化指数（ $\ln\text{dfri}_{it}$ ）的测度方法介绍，可知外资自由化指数对外资自由化的实际解释意义为负，因此，在阐释结果含义时对外资自由化指数有关变量的估计系数默认作了相反符号变换处理。首先，从表 5.1 中模型 1 的结果可以看出，外资自由化对服务业 FDI 具有显著的正向影响，这与前文的研究结论一致；其次，模型 2 中的结果显示，外

资自由化对东道国制度环境的影响显著为负。可能的原因是通过放宽外资准入限制和降低政策壁垒（例如环境壁垒、纳税等）促进外资自由化的过程中，地方政府出于发展经济和绩效考核的目的，对外商提供寻租空间和政治庇护，存在政府机会主义行为，由此导致政治腐败，制度和法律不再透明，对东道国的制度环境产生不利影响。同时，门槛的降低会使得进入的外资质量参差不齐，国际诉讼增多，出现很多复杂的法律难题，钻制度空子的情况，影响我国的法治环境的质量；最后，在模型 3 中控制了东道国的制度环境后，制度环境的估计系数为负验证了“制度逃逸”假说，即投资国更偏好投资制度环境差、投资风险高但投资成本相对较低的国家。这是因为相比制度完善、审批严格以及标准更高的东道国带来的非关税壁垒，合规导致外商投资的隐性成本大幅增加，而制度环境差、投资风险高则意味着东道国更加宽松的监管环境和较低的投资运营成本，对外商具有更强的吸引力。根据中介效应流程上述分析，得出了外资自由化通过降低制度环境质量来间接影响服务业 FDI 的流入的结论。

六、结论与政策建议

本文基于 1995-2017 年间的《外商投资产业指导目录》的所有修订版本构建外资自由化指数，探究了外资自由化对我国服务业 FDI 的影响效应与作用机制，得出了以下主要结论：

（1）外资自由化能够显著提高我国服务业 FDI 的整体规模；（2）制造业 FDI 与服务业 FDI 在国际转移中具有协同性；（3）经济增长潜力与我国服务业 FDI 两者之间存在着倒“U”型曲线关系；（4）外资自由化在吸引服务业 FDI 的作用方面是东道国制度环境的有效替代。当东道国存在弱国内制度时，外资自由化可以弥补东道国制度的缺失，对外资企业起到规范和法律保护的作用；（5）通过进一步的机制检验发现，外资自由化通过降低东道国制度环境质量间接促进服务业 FDI 的增加，而东道国制度环境对服务业 FDI 的影响为负，验证了“制度逃逸”假说。

基于上述结论，并结合我国的服务业外资限制壁垒仍然较高的现状和实际国情，从推动外资自由化进程、优化服务业 FDI 结构以及促进企业自身能力建设三个方面提出对策建议：

第一，积极参与国际投资协议的谈判和签署。签署国际投资协定通过降低外商的投资成本与生产经营风险，以及提供有法律约束力的争端解决机制和承诺担保，为服务业 FDI 更加自由便利的流入我国创造良好的营商环境；

第二，促进国内外资自由化进程，放宽服务业外资准入限制。对于发展较成熟的交通运输、仓储和邮政业等，实施全面开放；对于国内发展水平落后的行业，适当放宽限制，鼓励服务业 FDI 的流入；对于涉及国家信息安全和意识形态问题的行业，政府要增加限制；

第三，改善国内的制度环境，加强投资法律保护。不断完善促进外资流入的制度环境和市场环境，健全我国知识产权保护制度和鼓励创新的监管制度以及依法依规实施更公正透明的外资监管制度，改善投资机制和产权保护不完善的问题，有助于促进服务业 FDI 的流入；

第四，合理引导服务业 FDI 流向，加强内资企业自身建设。制定适当的产业倾斜政策，调整利用外资的结构，合理引导服务业 FDI 流向，内资服务企业采取兼并、联合或重组等形式扩大自身规模，提高市场的占有率和国际竞争力，促进本国服务业的发展。

总之，面对国际外资自由化的大潮，我国应结合经济理论和国际经验，积极推进国际投资协定的签署，促进国内外资自由化政策的修订，改善投资环境为引进服务业 FDI 提供便利，顺应自由化潮流，不断加快推动我国的服务业外资自由化的进程。同时，利用相应的国际投资协定对跨国公司行为进行调控，这样才能保证在这一自由化进程中发展中国家和发达国家在真正公平合理的前提下达到双赢局面。

参考文献

- [1] Bergstrand, J. H&P. Egger, “What Determines BITs?” [J] Journal of International Economics, 90:107-122, 2013.
- [2] Bala, R., Matthew, Y. The Determinants of Foreign Direct Investment in Services [J]. The World Economy, 2010, 33(4): 573-596.
- [3] Eschenbach, Hoekman, Bernard. Services Policy Reform and Economic Growth in Transition Economies [J]. Review of world economics, 2006, 142(4): 746-764.
- [4] Hardin A, Holmes L. Services Trade and Foreign Direct Investment[J]. Staff Research Paper Industry Commission, Canberra, 1997.
- [5] Haftel Y Z. Ratification counts: US investment treaties and FDI flows into developing countries[J]. Review of International Political Economy, 2010, 17(2): 348-377.
- [6] Liesbeth Colen, Damiaan Persyn, Andrea Guariso. Bilateral Investment Treaties and FDI: Does the Sector Matter?[J]. World Development, 2016, 83.
- [7] Jens Matthias Arnold, Beata Javorcik, Molly Lipscomb, Aaditya Mattoo. Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India[J]. The Economic Journal, 2016, 126(590).
- [8] 邓新明, 许洋. 双边投资协定对中国对外直接投资的影响——基于制度环境门槛效应的分析[J]. 世界经济研究, 2015(03): 47-55+128.
- [9] 冀相豹. 中国对外直接投资影响因素分析——基于制度的视角[J]. 国际贸易问题, 2014(09): 98-108.
- [10] 李平, 孟寒, 黎艳. 双边投资协定对中国对外直接投资的实证分析——基于制度距离的视角[J]. 世界经济研究, 2014(12): 53-58+85-86.
- [11] 刘志东, 高洪玮. 东道国金融发展、空间溢出效应与我国对外直接投资——基于“一带一路”沿线国家金融生态的研究[J]. 国际金融研究, 2019(08): 45-55.
- [12] 毛其淋. 外资进入自由化如何影响了中国本土企业创新?[J]. 金融研究, 2019(01): 72-90.
- [13] 孙文博. 90年代我国服务业利用 FDI 的投资环境因子分析[J]. 世界经济研究, 2003(10): 57-62.
- [14] 孙浦阳, 蒋为, 陈惟. 外资自由化、技术距离与中国企业出口——基于上下游产业关联视角[J]. 管理世界, 2015(11): 53-69.
- [15] 孙浦阳, 侯欣裕, 盛斌. 服务业开放、管理效率与企业出口[J]. 经济研究, 2018, 53(07): 136-151.
- [16] 唐宜红, 王林. 我国服务业外商直接投资的决定因素分析——基于行业面板数据的实证检验[J]. 世界经济研究, 2012(10): 75-80+89.
- [17] 武力超, 张馨月, 侯欣裕. 生产性服务业自由化对微观企业出口的机制研究与实证考察[J]. 财贸经济, 2016(04): 101-115.
- [18] 王静, 何芳. 安徽省生产性服务业 FDI 影响因素研究[J]. 现代商业, 2018(22): 66-67.
- [19] 王晓颖. 东道国自然资源禀赋、制度禀赋与中国对 ASEAN 直接投资 [J]. 世界经济研究, 2018(08): 123-134+137.
- [20] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(05): 731-745.
- [21] 应瑞瑶, 孙昕. 我国制造业 FDI 对吸引服务业 FDI 的影响研究[J]. 现代商贸工业, 2008(05): 12-14.
- [22] 余骁, 郭志芳. 服务业开放如何提升企业全球生产链地位——基于中国微观企业的实证研究[J]. 国际贸

易问题,2020(04):105-120.

[23] 张艳,唐宜红,周默涵.服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率[J].世界经济,2013,36(11):51-71.

[24] 张鲁青.双边投资协定对发展中国家吸引 FDI 的影响——基于面板数据的实证研究[J].财经科学,2009(09):26-33.

[25] 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,2012,47(05):71-82+146.

Research on the Impact of Foreign Investment Liberalization on FDI in China's Service Industry

Liu Huihuang,Liao Wei

(Economy & Trade School, Hunan University, Changsha, 410079)

Abstract: This article uses industry panel data from 1995 to 2017 to explore the impact of foreign capital liberalization on FDI in China's service industry. First, by quantifying the level of foreign investment policy opening in the service industry in the "Foreign Investment Industry Guidance Catalog", construct a foreign investment liberalization index to measure China's foreign investment liberalization, and then use the panel fixed effect model to empirically analyze the impact of foreign investment liberalization on FDI in the service industry. The mediation effect model is used to test the mechanism of foreign capital liberalization on FDI in the service industry. The research results show that: (1) Foreign capital liberalization has a significant role in promoting FDI in the service industry; (2) FDI in manufacturing and FDI in services are synergistic in international transfer, and there is a gap between the potential for economic growth and FDI in my country's service industry. There is an inverted U-shaped curve relationship; (3) Foreign investment liberalization is an effective substitute for the host country's institutional environment; (4) Foreign investment liberalization will indirectly promote the inflow of FDI in the service industry by reducing the quality of the institutional environment.

Keywords: Foreign investment liberalization; Service industry; Foreign direct investment; International investment agreement