

服务业开放、创新驱动与制造业企业的出口国内附加值

吕越¹ 余骁²

(1. 对外经济贸易大学, 北京 100029; 2. 浙江工商大学, 浙江 杭州 310018)

摘要: 本文通过构建服务业开放影响制造业企业出口国内附加值的理论框架, 解释了我国在全球价值链上通过进口替代实现“中国奇迹”的深层次原因。研究发现服务业开放对制造业企业出口国内附加值率(DVAR)的即期效应为负、但制造业企业能够通过创新能力提升动态调节DVAR的理论命题。在理论模型基础上, 通过微观企业层面数据对上述发现进行检验, 实证结果很好地支持了核心的理论假说, 进一步的工具变量估计、准自然实验等较好地处理内生性问题的因果识别后, 本文的核心结论依然稳健。研究也发现, 动态调节效应主要集中在相对低端的实用新型和外观设计专利上以及一般贸易企业上。在扩展分析中将投入产出关联与技术距离纳入实证分析框架后发现, 越依赖服务投入的制造行业以及离技术前沿越近的制造行业中的企业, 其服务业开放的创新动态效应越明显, 对低技术创新的动态影响相对越大。

关键词: 服务业开放; 创新驱动; 出口国内附加值; “中国奇迹”

中图分类号: F740

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2022) 03-0001-17

一、引言

在当前全球价值链分工体系下, 出口国内附加值的提升已经成为制造业高质量发展和价值链跃升的重要体现(许和连等, 2017; 诸竹君等, 2018)。因此, 探索如何通过服务业开放提升制造业出口国内附加值具有重要现实意义, 这不仅关系到更高质量的服务业对外开放问题, 更关乎服务业和制造业的深度融合发展以及开放发展的更高水平协同问题。

理论上, 一国对外开放会使该国更多使用国外中间投入, 表现为参与全球价值链的深度提高, 从而导致出口国内附加值率(DVAR)下降, 这显然与当前国际生产分工日渐深化的背景一致。Kee和Tang(2016)发现, 中国是世界上少有的在对外开放之后DVAR仍然提升的国家。根据OECD TiVA数据库绘制我国与世界主要

作者简介: 吕越, 对外经济贸易大学国家对外开放研究院教授, 博士生导师, 经济学博士, 研究方向: 全球价值链与中国; 余骁, 浙江工商大学统计与数学学院、统计数据工程技术与应用协同创新中心副教授, 经济学博士, 研究方向: 全球价值链与创新。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(项目编号: 21&ZD098); 国家自然科学基金面上项目(项目编号: 72073025、71873031); 对外经济贸易大学杰出青年学者资助项目(项目编号: 20JQ02); 国家社会科学基金青年项目(项目编号: 19CJL050); 浙江省自然科学基金一般项目(项目编号: LY21G030009); 浙江省重点建设高校优势特色学科(浙江工商大学统计学)。

国家（组织）2000~2007年DVAR变动趋势发现，与发达国家相比，我国除在加入WTO后的2002年DVAR略有下滑外，此后一直处于稳步上升阶段，世界主要国家（组织）的DVAR无一例外都出现不同程度的下降，本文将这一现象称为全球价值链上的“中国奇迹”。Kee和Tang（2016）指出，这一上升趋势主要由进口替代所致，即我国企业大量使用国内中间投入进而导致DVAR上升。但缘何会产生进口替代效应呢？尤其是在我国2001年加入WTO后关税水平降低进而进口中间品价格大幅下降的大背景下，现有文献没有对此给出合理的解释。我国在对外开放初期以低端加工贸易形式嵌入全球价值链，虽然获得了极大的经济发展红利，但有学者指出，对外开放是否会使我国这类具有劳动力比较优势的国家陷入“低端锁定”或者说是“比较优势陷阱”（吕越等，2018）？在中国高速融入全球价值链分工体系的同时，企业虽然可能面临“低端锁定”风险，但也在参与全球生产过程中获取了大量的国外先进技术、管理、设备等有助于提升企业生产效率、产品质量以及研发创新的资源（Amiti and Konings, 2007；田巍和余淼杰，2014）。这就导致了一种可能存在的叠加效应，即对外开放还可能伴随企业自身价值俘获能力的提升，这或许正好能够解释我国企业较好地通过进口替代实现DVAR逆势提升这一“中国奇迹”的内核所在。目前，除少数研究从制造业外资进入程度、贸易自由化等货物贸易开放视角考察DVAR的决定因素外，大部分文献尚未注意到服务中间投入在当前制造业企业参与全球价值链中扮演着越来越重要的角色，这为我们的研究提供了可能的突破空间。

与我们的研究相关的文献有3类。第一类文献是服务业开放对企业绩效的影响。由于服务尤其是生产性服务投入属于知识和技术含量较高的投入要素，拥有显著质量比较优势的国外服务中间品进入本地市场后会与国内服务中间品激烈竞争（邹国伟等，2018），因而能倒逼本土服务型企业提升服务产品品质，通过溢出效应降低服务产品成本，扩大服务产品供给种类，通过“归核化”促使下游制造业企业更加专注自身核心环节，从而提升企业生产效率（Arnold et al, 2011, 2015；张艳，2013），促进企业的出口行为（孙浦阳等，2018）。进一步来说，上游服务投入的质量提升不仅有助于企业直接提升产品质量，还通过降低单位生产成本间接促使企业加大研发投入并购买更多的核心技术和关键零部件（陈启斐和刘志彪，2014；李宏亮和谢建国，2018）。第二类文献是制造业服务化对企业参与全球价值链的影响。刘斌等（2016）的研究表明，制造业服务化不仅提高企业价值链参与程度，而且显著提升企业在价值链体系中的分工地位。彭水军等（2017）的研究表明，服务化有利于制造业出口利得和价值链分工地位提升。许和连等（2017）的研究表明，中国制造业投入服务化与企业出口国内增加值率之间呈U型关系。第三类文献是考察服务业改革的影响效应。Fernandes和Paunov（2012）使用FDI数据研究了智利和印尼服务业FDI的影响。Bourlès等（2013）运用OECD非制造业产品市场（主要是服务业部门）数据说明服务业竞争程度增加有助于提高下游产业生产率。Shepotylo

和 Vakhitov (2012) 使用 EBRD 指标研究了欧洲国家贸易行业改革的影响。

本文的边际贡献是：首先，在研究视角上，从服务业开放角度揭示出自主创新这一内在驱动力对 21 世纪初期我国 DVAR 逆势上扬这一“中国奇迹”的重要推动作用。其次，在理论上，通过将制造业企业生产投入进一步细化为实物投入和服务投入后，把服务业开放因素引入 Kee 和 Tang (2016) 构建的理论分析模型后发现，服务业开放主要通过增加进口中间投入降低制造业企业的出口国内增加值，且进一步引入创新的动态调节效应，对现有研究做了有益补充。最后，本文在精确全面地测度我国服务业外资管制程度的基础上，从微观企业视角对上述理论发现进行了细致完备的实证检验，并据此提出富有针对性的对策建议。

二、理论分析框架

借鉴 Kee 和 Tang (2016) 的模型设定，假设制造业企业的生产函数为规模报酬不变的 C-D 生产函数：

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} M_{it}^{\gamma}, \quad \alpha + \beta + \gamma = 1 \quad (1)$$

其中， Y_{it} 表示制造业企业 i 在 t 时期的产出， A_{it} 为企业生产率， K 、 L 和 M 分别表示企业的资本、劳动和中间品投入，各类投入要素对应的价格为外生给定的时间序列 (r_t 、 w_t 和 P_{it}^M)。式 (1) 中制造业企业中间品的需求函数为：

$$M_{it} = \left[\left(M_{it}^D \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(M_{it}^I \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

$$\text{其中：} M_{it}^D = \left(G_{it}^D \right)^{\varepsilon} \left(S_{it}^D \right)^{1-\varepsilon}, M_{it}^I = \left(G_{it}^I \right)^{\varepsilon} \left(S_{it}^I \right)^{1-\varepsilon}$$

式 (2) 中， σ 表示进口投入和国内投入间的替代弹性，通常大于 1。考虑到在现实生产中，中间投入不仅包括货物中间投入，还包括各类服务中间投入，因此，进一步将国内中间投入细分为货物国内中间投入 G_{it}^D 和服务国内中间投入 S_{it}^D ，对应地将进口中间投入细分为货物进口中间投入 G_{it}^I 和服务进口中间投入 S_{it}^I ，并以 C-D 函数形式进行嵌套。^① ε 表示货物投入和服务投入所占比重，^② 对应的投入品价格分别为 P_{it}^{GD} 、 P_{it}^{SD} 、 P_{it}^{GI} 和 P_{it}^{SI} 。通过简单推导可以得到国内中间投入、进口中间投入以及总中间投入的价格指数：

$$P_{it}^D = \frac{\left(P_{it}^{GD} \right)^{\varepsilon} \left(P_{it}^{SD} \right)^{1-\varepsilon}}{\varepsilon^{\varepsilon} (1-\varepsilon)^{1-\varepsilon}}, \quad P_{it}^I = \frac{\left(P_{it}^{GI} \right)^{\varepsilon} \left(P_{it}^{SI} \right)^{1-\varepsilon}}{\varepsilon^{\varepsilon} (1-\varepsilon)^{1-\varepsilon}}, \quad P_{it}^M = \left(\left(P_{it}^D \right)^{1-\sigma} + \left(P_{it}^I \right)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

进一步来说，根据生产成本最小化原则可以得到制造业企业 i 的成本函数：

$$C_{it} \left(r_t, w_t, P_{it}^{GD}, P_{it}^{SD}, P_{it}^{GI}, P_{it}^{SI}, Y_{it} \right) = \frac{Y_{it}}{A_{it}} \left(\frac{r_t}{\alpha} \right)^{\alpha} \left(\frac{w_t}{\beta} \right)^{\beta} \left(\frac{P_{it}^M}{\gamma} \right)^{\gamma} \quad (4)$$

① 使用 CES 函数形式进行嵌套并不会改变本文的核心结论。

② ε 的取值在国内中间投入和进口中间投入内是否相同不影响本文的核心结论。

根据式(4)可求得制造业企业*i*生产最终品的边际成本 $c_{it} = \frac{\partial C_{it}(r_t, w_t, P_{it}^{GD}, P_{it}^{SD}, P_{it}^{GI}, P_{it}^{SI}, Y_{it})}{\partial Y_{it}} = \frac{1}{A_{it}} \left(\frac{r_t}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{w_t}{\beta} \right)^\beta \left(\frac{P_t^M}{\gamma} \right)^\gamma$ 。参考 Kee 和 Tang (2016) 的做法, 将进口投入占总收入的比重表示为:

$$\frac{P_t^I M_{it}^I}{P_{it} Y_{it}} = \frac{P_t^I M_{it}^I}{P_t^M M_{it}} \frac{P_t^M M_{it}}{C_{it}} \frac{C_{it}}{P_{it} Y_{it}} = \alpha \mu_{it}^{-1} \frac{P_t^I M_{it}^I}{P_t^M M_{it}} \quad (5)$$

其中, μ_{it} 为企业加成率水平。通过如下企业成本最小化问题求得进口中间投入比重:

$$\begin{aligned} & \min P_t^I M_{it}^I + P_t^I M_{it}^I \\ & s.t. M_{it} = \left[(M_{it}^D)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (M_{it}^I)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \\ & M_{it}^D = (G_{it}^D)^\varepsilon (S_{it}^D)^{1-\varepsilon} \\ & M_{it}^I = (G_{it}^I)^\varepsilon (S_{it}^I)^{1-\varepsilon} \end{aligned}$$

由上可得: $\frac{P_t^I M_{it}^I}{P_t^M M_{it}} = 1 / \left[1 + \left(\frac{(P_{it}^{GI})^\varepsilon (P_{it}^{SI})^{1-\varepsilon}}{(P_{it}^{GD})^\varepsilon (P_{it}^{SD})^{1-\varepsilon}} \right)^{\sigma-1} \right]$ 。最终可得制造业企业*i*对应的 DVAR

表达式:

$$DVAR_{it} = 1 - \alpha \mu_{it}^{-1} \frac{1}{1 + \left(\frac{(P_{it}^{GI})^\varepsilon (P_{it}^{SI})^{1-\varepsilon}}{(P_{it}^{GD})^\varepsilon (P_{it}^{SD})^{1-\varepsilon}} \right)^{\sigma-1}} \quad (6)$$

由式(6)可知, 在考虑制造业企业服务中间投入的前提下, 制造业企业出口国内附加值除了与进口货物中间投入价格与国内货物中间投入价格之比 (P_{it}^{GI}/P_{it}^{GD}) 相关外, 还与进口服务中间投入价格与国内服务中间投入价格之比 (P_{it}^{SI}/P_{it}^{SD}) 相关。如果我国服务业对外开放程度提升, 那么, 由于可供国内生产投入使用的外国服务中间投入品种类将增加, 相应的价格水平 (P_{it}^{SI}/P_{it}^{SD}) 将下降, 其直接效应为降低制造业企业 DVAR。此外, 企业货物贸易与服务贸易存在较强互补性, 服务进口增加会显著提升货物进口比重 (Ariu et al, 2019), 这又会进一步降低制造业企业的 DVAR。据此提出假说 1。

假说 1: 服务业开放会引致进口中间服务投入增加, 进而降低制造业企业 DVAR。

以上通过理论模型推导得到静态条件下服务业开放与制造业企业 DVAR 的内在关联, 服务业开放的即期影响是降低制造业企业 DVAR。在此基础上, 下面通过文献梳理进一步探讨是否存在制造业企业通过服务业开放获得溢出与示范效应, 然后通过自主创新行为提升国内投入品的质量、数量和种类, 降低相对价格, 进而动态提升制造业企业 DVAR。已有大量研究证实, 服务业开放主要通过直接 (成本降低效应) 和间接 (技术外溢效应、示范效应和竞争效应) 两大渠道影响企业经营绩效。Jones 和 Kierzkowski (1988) 最早注意到服务贸易深化能够显著促进国际生产分工

的分段化和专业化,从而提升企业生产效率。Amiti 和 Wei (2009) 发现,服务中间投入相比于实物中间品贸易对生产率的促进作用更明显。基于这一逻辑,如果一国服务业开放程度提升,这一方面能使制造业企业更易获取质优价廉且种类更多的服务投入品,直接降低生产成本,另一方面也能使制造业企业通过将自身不具比较优势的服务生产环节外包给更具效率的服务型企业(所谓的“归核化”),间接降低生产成本,增加企业利润,从而可能使企业加大研发投入,提升企业在全球价值链分工中的价值俘获能力。相比于其他投入要素,拥有显著服务投入品质量比较优势的国外服务投入因其特有的高辐射性、高附加值和高知识性特征而产生显著的技术外溢效应,这将使下游制造业企业间接获益(舒杏和王佳,2018)。由于生产过程中服务投入必不可少,因此,上游服务业对下游制造业具有市场势力(Bourles et al, 2013),企业创新投资带来的部分预期收益将被提供低效率服务的供应者攫取。与竞争缺乏时相比,服务业对外开放使得拥有显著产品质量比较优势的国外服务供应商进入本土市场,加剧市场竞争,本土服务企业为抵御外部冲击并保有市场份额,会通过学习国外企业的先进理念,对其先进模式进行学习、模仿与进一步创新,以优化资源配置,降低成本和提升服务质量(谢慧和黄建忠,2015),并为下游制造业企业提供更多的服务选择,从而降低服务提供者对制造业企业的市场势力,提高下游制造业企业的技术创新动力以及在全球价值链上的价值俘获能力。据此提出假说2。

假说2:动态条件下,服务业开放通过研发创新行为动态调节制造业企业DVAR。

三、计量模型、数据来源与变量说明

(一) 计量策略

借鉴Arnold等(2011)和诸竹君等(2018)的模型设定,我们构建如下计量模型,用以考察上游服务业开放对下游制造业企业DVAR的静态与动态影响效应:^①

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 sfnr_{jt} + \beta_2 X_{it} + \alpha_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 sfnr_{jt-1} + \beta_2 sfnr_{jt-1} \# inno_{it} + \beta_3 X_{it} + \alpha_t + \alpha_i + \eta_{it} \quad (8)$$

其中,下标*i*和*t*分别表示企业和年份, $DVAR_{it}$ 表示制造业企业*i*的出口国内附加值率, $sfnr_{jt}$ 为制造业企业*i*的上游服务业管制指数, $inno_{it}$ 表示企业创新, X_{it} 表示其他控制变量,包括企业规模、企业年龄、企业生产率、是否是国有企业、是否是加工贸易等企业层面控制变量以及行业中间品关税率、市场集中度等行业层面控制变量; α_i 为个体固定效应, α_t 为时间固定效应, ε_{it} 和 η_{it} 为随机扰动项,我们还控制了年份、行业以及省际固定效应。

(二) 数据来源与处理

为考察上游服务业开放对制造业附加值贸易的影响以及创新在其中的动态调节

^① 动态影响效应以服务业开放度指标的滞后一阶表示。

作用, 本文的实证数据主要来自《中国工业企业数据库》《中国海关进出口数据库》《中国专利数据库》以及《外商投资产业指导目录》, 在对每套数据进行清洗和处理的基础上, 本文通过进一步整合形成研究需要的定制数据, 并参考 Upward 等 (2013) 和孙浦阳等 (2018) 的研究对数据进行清洗, 最终所用数据年限为 2000~2007 年。

(三) 变量说明

1. 制造业企业出口国内附加值率 (DVAR) ^①

参考 Upward 等 (2013) 和吕越等 (2015) 的做法, 结合我国的实际情况进行调整, 得到制造业企业 DVAR 的计算公式为:

$$DVAR = \frac{V_{AD}}{X} = 1 - \frac{V_{AF}}{X} = 1 - \frac{\left\{ M_A^p + X^o \left[M_{Am}^o / (D + X^o) \right] \right\} + \alpha \{ M^T - M_A^p - M_{Am}^o \}}{X} \quad (9)$$

式 (9) 中, $DVAR$ 表示制造业企业出口国内附加值率; 相应地, V_{AD} 表示制造业企业出口国内增加值, V_{AF} 表示制造业企业出口国外增加值; M 、 X 和 D 分别表示制造业企业的进口、出口和国内销售; 上标 p 和 o 分别表示加工贸易和一般贸易; M_{Am}^o 表示进口中间产品, M^T 表示制造业企业中间投入额, 参考已有研究, 假定制造业企业国内中间投入中的 5% 为国外附加值。

2. 上游服务业管制程度 (TSRI)

首先, 参考孙浦阳等 (2018) 的方法, 利用《外商投资产业指导目录》中的各服务业部门外资准入信息和对应年份投入产出表构建服务业外资管制指标。其次, 根据 Kalinova 等 (2010) 的划分标准, 将外资投资股权比例限制分成 3 类, 包括禁止外资进入 (外资股权比例为 0)、禁止外资控股 (外资股权比例小于 50%) 和禁止外资独资 (外资股权比例小于 100%)。第一类外资管制指数的计算方式为服务业 4 分位行业中任意存在禁止外资进入的项目, 则该 4 分位行业的外资限制程度取值为 1, 反之为 0。第二类是任意存在禁止外资进入或禁止外资控股的项目, 则该 4 分位行业的外资限制程度取值为 1, 反之为 0。第三类是存在禁止外资进入、禁止外资控股或禁止外资独资的项目, 则该 4 分位行业的外资限制程度取值为 1, 反之为 0。然后, 将国民经济代码中的服务业 4 分位行业与投入产出表中的服务部门相匹配, 假设在 t 年的投入产出表中服务部门 k 包含的服务业 4 分位行业总数为 n_{kt} , 其中, 禁止外资进入的行业个数为 m_{kt} , 则 t 年投入产出表中服务部门 k 第一类外资管制指数为:

$$regulation1_{kt} = \frac{n_{kt}}{m_{kt}} \quad (10)$$

采用上述相同的计算方式, 计算出投入产出表中任一服务部门 k 在 t 年的第二类和第三类外资管制指数, 分别标记为 $regulation2_{kt}$ 和 $regulation3_{kt}$ 。图 1 为

^① 这里需要注意的是, 实际海关数据库中产品的金额数据已经包含了保险、运费等信息, 也包括售后服务费; 同时, 部分资本品以及高技术投入品还包含厂商的技术指导费。

1997~2007 年我国服务业 3 类外资管制指标的变动情况。

最后，通过投入产出表计算出上下游投入产出权重 α_{jk} ，得到下游任一制造业部门 j 面临的全部上游服务业外资管制程度的表达式：

$$sfmr_{jt} = \sum_k \alpha_{jk} regulationf_{kt} \quad (11)$$

其中， $f=1,2,3$ 为指标分类标识。

3. 其他控制变量

(1) 生产率。采用 LP 方法测算全要素生产率；(2) 企业规模虚拟变量。根据全部从业人员数指标排序，将所有企业划分为大、中、小 3 类；(3) 企业年龄。运用以下公式得到企业成立时间：企业成立时间 = 当年年份 - 企业开业年份 + 1；(4) 行业集中度。采用企业销售额占 4 分位行业总销售额百分比的平方来计量企业所处行业的赫芬达尔—赫希曼指数 (HHI)；(5) 企业所有制。按照企业注册投资资本所占比重 ($\geq 50\%$) 来区分；(6) 贸易模式虚拟变量。在海关数据库中，如果某企业的贸易方式中包含加工贸易，则将加工贸易变量设定为 1，否则为 0；(7) 关税。本文测算了行业层面关税水平，关税数据来自 WTO Tariff Download Facility 数据库。

四、实证结果分析

(一) 静态回归结果

参考吕越等 (2015) 的研究，采用针对删失数据的常用处理方法 Tobit 估计，并考虑数据存在的上下门限问题，设定估计模型的左删失和右删失，即采用双限制 Tobit 模型进行估计。理论模型揭示：在其他条件一定时，服务业开放对制造业企业 DVAR 具有抑制作用。表 1 为针对这一假说的静态模型检验结果，在列 (1) 中，我们单独考察了服务业开放程度提高对制造业企业 DVAR 的影响，结果显示，服务业开放程度提高会显著抑制制造业企业 DVAR 提升，且在 1% 水平上显著；列 (2) 为加入中间品关税的结果，我们发现服务业开放仍然会显著抑制制造业企业 DVAR 提升；列 (3) 为加入控制变量后的估计结果，我们的核心发现仍然显著成立，同时估计系数的波动非常有限；在列 (4) 中我们采用 OLS 估计，结果显示上游服务业开放同样会显著抑制制造业企业 DVAR；列 (5) 为进一步控制企业固定效应的回归结果，我们的核心结论依旧稳健成立。由于 Tobit 模型的估计系数并未直接反映边际效应，因此，我们进一步测算了核心解释变量的边际效

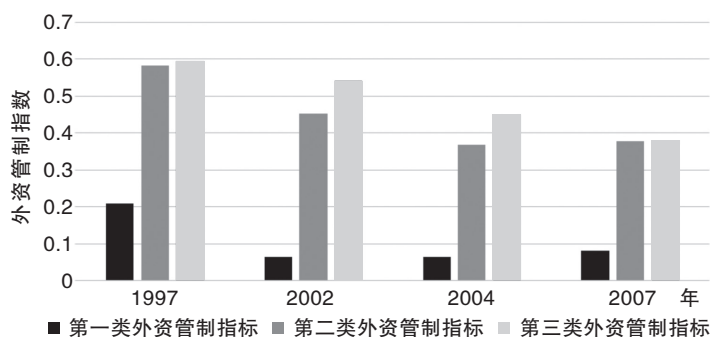


图 1 1997~2007 年我国服务业 3 类外资管制指标变化

应。以列(3)的回归结果为例,服务业开放程度提高一个单位标准差,将引致我国制造业企业DVAR下降1.178。此外,我们还分别采用不同的服务业开放指数和DVAR测度指标进行稳健性检验。^①

(二) 创新的动态调节效应

创新的动态效应模型回归结果见表2,其中,*l.sfnr*表示滞后一期的服务业开放度,以此刻画服务业开放对制造业企业DVAR的动态影响,而*patent*、*invention*以及*utility&design*分别表示以专利申请总量、发明专利申请总量、实用新型和外观设计专利申请总量代理制造业企业的不同类型创新行为。列(1)显示了动态基准效应回归结果,结果显示全样本下上游服务业开放对制造业企业DVAR有负向动态影响。理论模型揭示:服务业开放下制造业企业DVAR正向动态效应的潜在路径是自主创新行为。因此,列(2)~(8)分别汇报了基于制造业企业不同创新类型的条件效应

回归结果,其中,*l.sfnr#patent*、*l.sfnr#invention*和*l.sfnr#uti&des*分别表示制造业企业专利申请总量、发明专利申请总量、实用新型和外观设计专利申请总量与滞后服务业开放度的交互项,用以反映服务业开放通过创新行为影响制造业企业DVAR的动态效应。考虑到创新行为通常存在较高的固定投入成本,因而存在较强的选择性偏误问题(诸竹君等,2018),因此,通过Heckman模型控制这一潜在的选择性偏误。具体操作方法是:首先,选择影响制造业企业创新活动的重要变量如生产率、企业规模、企业年龄、是否是国企、是否是外资、前期是否创新等对创新虚拟变量进行Probit回归;^②其次,根据第一步估计的逆米尔斯比率(λ)估计原模型,

表1 基准回归结果(静态模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>DVAR</i>	Tobit	Tobit	Tobit	FE	FE
<i>sfnr</i>	2.778*** (0.256)	2.775*** (0.273)	2.830*** (0.270)	2.521*** (0.228)	0.998*** (0.304)
<i>tariff</i>		-0.070*** (0.008)	-0.062*** (0.008)	-0.052*** (0.007)	0.023*** (0.007)
<i>tfp</i>			-0.040*** (0.001)	-0.032*** (0.001)	-0.003** (0.001)
<i>HHI</i>			-0.017*** (0.002)	-0.014*** (0.001)	-0.007*** (0.002)
<i>scale</i>			-0.002* (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.011*** (0.003)
<i>age</i>			-0.001 (0.002)	-0.003** (0.001)	0.006 (0.004)
<i>soe</i>			0.004 (0.005)	0.008* (0.005)	0.012 (0.008)
<i>mne</i>			-0.135*** (0.003)	-0.123*** (0.003)	0.018*** (0.003)
<i>pt</i>			-0.008*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.003 (0.002)
<i>_cons</i>	0.475*** (0.014)	0.710*** (0.032)	1.095*** (0.034)	1.075*** (0.029)	0.732*** (0.026)
边际效应					
<i>sfnr</i>	1.133*** (0.104)	1.134 (0.112)	1.178*** (0.112)		
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	No
<i>Province</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	No
<i>Firm</i>	No	No	No	No	Yes
<i>N</i>	160,803	159,774	157,881	157,881	106,068
<i>R</i> ²				0.237	0.871

注:括号内为聚类稳健标准误,下表同。

① 我们参考吕越等(2017)的做法,采用是否创新的滞后一期作为Heckman两步法第一阶段的外生变量。

② 由于篇幅限制未在正文汇报。

得到相关参数的一致估计量。从表 2 的回归结果可知, 所有 lambda 系数均在 1% 水平下显著, 说明模型存在明显的样本选择性问题, 若不加以控制可能导致估计结果偏误。

表 2 动态调节效应结果 (动态模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
DVAR	Total	Total	Total	OT	PT	Total	OT	PT
<i>l.sfnr</i>	1.933*** (0.361)	1.992*** (0.363)	1.935*** (0.363)	2.181*** (0.413)	2.235*** (0.770)	2.002*** (0.361)	2.266*** (0.410)	2.266*** (0.769)
<i>patent</i>		0.092*** (0.011)						
<i>l.sfnr#patent</i>		-1.168** (0.591)						
<i>invention</i>			0.090*** (0.019)	0.088*** (0.019)	0.413*** (0.137)			
<i>l.sfnr#invention</i>			-1.308 (0.904)	-1.187 (0.904)	-9.516 (8.327)			
<i>utility&design</i>						0.095*** (0.014)	0.097*** (0.014)	0.170*** (0.046)
<i>l.sfnr#uti&des</i>						-1.637** (0.728)	-1.800** (0.748)	-3.712 (2.554)
<i>lambda</i>		-0.056*** (0.004)	-0.048*** (0.005)	-0.042*** (0.005)	-0.073*** (0.010)	-0.052*** (0.004)	-0.046*** (0.004)	-0.082*** (0.008)
<i>N</i>	73,288	73,288	73,288	45,816	27,472	73,288	45,816	27,472

从列 (2) 以专利申请总量衡量的制造业企业总体创新能力的条件效应回归结果来看, 整体而言, 制造业企业自主创新能有效提升企业 DVAR, 而交互项显著为负, 表明服务业开放的动态效应受到创新行为的条件影响, 通过计算正向效应门槛值可知: 当制造业企业专利申请总量的对数值整体超过 1.59 时, ^①全样本呈现正向动态调节效应。根据专利申请总量对数值的描述性统计可知, 该指标的整体样本均值仅为 0.14, 且仅有 2,710 个样本点 (约占样本总量的 3.7%), 越过了 1.59 的临界值, 因此, 服务业开放对制造业企业 DVAR 的动态效应仍然为负, 但是受创新行为影响, 这一负向效应会减弱。我们进一步将制造业企业创新行为根据不同技术含量进行区分。通常来说, 发明专利最具技术含量, 而实用新型和外观设计专利的技术含量相对较低 (龙小宁和王俊, 2015), 因此, 将制造业企业的专利申请分为高技术含量专利 (发明专利) 和低技术含量专利 (实用新型和外观设计专利) 进行进一步分析。根据表 2 列 (3) 和列 (6) 的回归结果来看, 无论是发明专利还是实用新型和外观设计专利均能有效提升制造业企业 DVAR。重点关注交互项的系数和显著性可以发现, *l.sfnr#invention* 的系数虽为负但并不显著, 而 *l.sfnr#uti&des* 的系数显著为负, 这一结果说明, 更多进行低技术创新的制造业企业可在服务业开放下通过创新行为动态提升自身 DVAR 水平, 而主要从事高技术创新的制造业企业则相对可能无法从服务

① 基于交互项模型性质可知, 这一临界值由表 2 列 (2) 中服务业开放系数与交互项系数之比得到, $1.59=1.822/1.149$ 。

业开放中通过创新行为使自身 DVAR 获益。一个可能的原因是,发明专利的技术门槛更高,导致研发难度更大,且对研发资金的需求也更多,这就使得服务业开放引致的制造业企业生产成本下降无益于有效降低发明专利的资金技术门槛,但能有效降低低技术专利的研发门槛,进而使得这一动态效应能有效促进低技术研发企业的 DVAR 而具有条件效应。在区分创新模式的基础上,我们可能更关心不同贸易类型企业在不同创新模式下的动态效应,因此,进一步将样本划分为加工贸易企业和一般贸易企业进行分析。从表 2 列(4)~(5)和列(7)~(8)的回归结果来看,无论是一般贸易企业还是加工贸易企业进行高技术含量创新,均无法使得自身 DVAR 获得服务业开放的动态提升效应,但是对于一般贸易企业,进行低技术创新却能获得服务业开放带来的显著动态 DVAR 提升效应,但这一动态效应并未发生在加工贸易企业上,这可能是因为,加工贸易企业具备较低的经营自主权,导致其很难通过创新行为明显提升自身在全球价值链中的价值俘获能力。基于上述分析可知,上游服务业开放对我国下游制造业企业 DVAR 的动态影响主要发生在低技术创新企业上,尤其是一般贸易企业,而对高技术创新企业的动态影响不足。

(三) 内生性处理

核心解释变量服务业开放程度根据《外商投资产业指导目录》中的服务业部分及配套附件中的相关外资参股开放政策构造,这一方法不仅缓解了以往对服务业开放度刻画存在的显著内生性问题,同时也较好地保持了度量指标的外生性和客观性(孙浦阳等,2018)。但是,我们不能忽视的是,我国作为典型的出口导向型经济体,加快出口贸易结构转变、培育出口竞争新优势一直都是开放政策的核心立足点。因此,为使制造业企业获得低成本和高质量的服务投入来转变出口竞争方式,可能存在政府有针对性地依据制造业企业全球价值链(GVC)需求来制定和执行服务业开放政策的现象。因此,制造业企业 GVC 表现可能会反向作用于服务业外资参股开放,从而导致实证结论可能存在一定内生性,因此,本文采用以下两种方法进行处理。

1. 工具变量法

参考李宏亮和谢建国(2018)的研究,使用工具变量法(IV)进行处理。使用工具变量法进行内生性处理的关键在于找到合适的工具变量,它需同时满足与内生解释变量相关以及与其他扰动项无关这两个条件,因此,参考 Beverelli 等(2017)的做法,通过计算印度服务业股权管制指数与我国各行业服务投入产出系数进行加权作为工具变量。这是因为:一方面,由于服务业管制指数主要基于各国服务业开放的相关政策测算得到,而国与国之间的开放政策制定可能受到经济或政治因素的共同影响,因此,印度的服务部门开放程度将会影响我国的服务业对外开放改革,从而满足相关性要求;另一方面,印度的服务业开放政策与影响我国制造业企业 DVAR 的其他扰动项并不相关,从而满足外生性要求。回归结果(表 3)表明,在缓解了内生性问题后,服务业开放同样显著抑制我国制造业企业 DVAR 提升,结论稳健成立,并且检验结果表明本

文选取的工具变量不存在弱工具变量问题，异方差稳健的 DWH-F 检验显示服务业开放度指标确实是内生解释变量。同样的结论还可以基于 IV-Tobit 模型估计得到。

2. 内生性的进一步处理：基于“入世”的准自然实验

本文构造双重差分模型对内生性问题进行进一步处理。选择 2001 年 12 月我国正式加入 WTO 作为准自然实验的外生政策冲击，据此以 2002 年作为时间虚拟变量的设定标志，在 2002 年前 $B=0$ ，在 2002 年后 $B=1$ 。将处理组虚拟变量（ $A=1$ ）设定为一般贸易企业，对照组虚拟变量（ $A=0$ ）设定为加工贸易企业。这样设定的主要原因是，我国货物贸易开放度伴随“入世”显著上升，服务业开放度也有较大提升，主要是逐步解除了对外资的参股限制。^②《中国加入世界贸易组织议定书》有专门规定服务业开放相关措施的“服务贸易具体承诺减让表”，这标志着我国服务业开放性改革正式开始（孙浦阳等，2018）。因此，我们可以认为：首先，“入世”是我国服务业开放的一次较大的外生政策性冲击；其次，服务业开放对我国两类贸易企业的影响显著不同。根据异质性贸易理论（Melitz，2003），出口企业在参与 GVC 过程中需要克服各类固定成本，其中服务投入是全球生产配置必需的“黏合剂”，这一协调成本在企业出口固定成本中占据关键位置（Lee，2018），而一国服务业开放能显著降低本国企业参与 GVC 的固定组织成本。相对于一般贸易企业，加工贸易企业由于以承接国外企业的定制、装配等订单式生产为主，因此，上游发包方通常还会配套提供包括设计蓝图、设备使用、人员培训、管理绩效以及市场搜寻等在内的各类服务投入（Naghavi et al，2017），对于加工贸易企业而言，进口中间服务投入很可能内嵌在整个接包生产中。而对于一般贸易企业来说，其参与全球生产所需的各类中间服务投入支出均需自行承担，从这一角度看，加工贸易企业的中间服务投入成本显著低于一般贸易企业，可见服务业开放能使一般贸易企业以更低廉的价格获取国外先进中间服务投入，大幅降低其参与 GVC 所需的各类固定成本。由此可知，服务业开放对一般贸易企业的影响显然大于加工贸易企业，因此，将一般贸易企业设为准自然实验的处理组，将加工贸易企业视作对应的控制组较为合理。本文的双重差分模型设定为如下形式：

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 A_{it} + \beta_2 B_{it} + \beta_3 D_{it} + \beta_4 X_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \phi_{ijt} \quad (12)$$

其中， A_{it} 表示处理组与控制组企业虚拟变量， B_{it} 表示政策冲击实施时间虚拟变量， D_{it} 为双重差分项，也是我们重点关注的核心变量，其他变量与基准模型一致。

表 3 工具变量法回归结果

	(1)	(2)
<i>DVAR</i>	2SLS	IV-Tobit
<i>sfmr</i>	14.786*** (0.702)	17.090*** (0.851)
<i>Wald</i>	15,951.6 ^①	345.18
<i>F(DWH-F)</i>	344.121	13,086.88
<i>N</i>	157,881	157,881
<i>R</i> ²	0.221	

① 可接受真实显著性水平不超过15%的对应临界值为8.96。

② 从图1可以看出我国服务业外资管制力度从2002年开始有了较大幅度的下降。

我们绘制了两类出口企业 2000~2007 年进口中间服务投入占对应出口总额比重的变动趋势（图 2），^①以初步检验准自然实验检验是否满足平行趋势假设。从图 2 可以看到，“入世”前，我国两类贸易企业的进口中间服务投入占出口比重的变动趋势较为相近，

“入世”后，一般贸易企业的进口中间服务投入占比大幅上涨，而加工贸易企业则出现缓慢下滑趋势，两者呈现出截

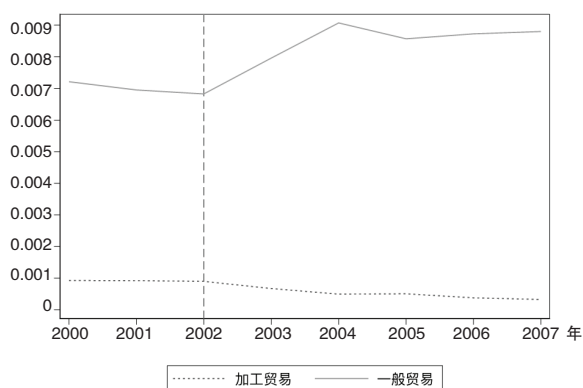


图 2 加工贸易与一般贸易进口中间服务投入占出口比重

然相反的变动趋势。这一方面证实本文设置的准自然实验正确，另一方面也初步验证了平行趋势假设条件得到满足。由于在同一时期我国货物贸易的对外开放度也有较大提升，同时我国自 2003 年开始逐步推进国企改革，本文实证中加入的行业层面关税税率以及国有企业虚拟变量正好能对两大冲击加以控制。准自然实验的所有结果见表 4，列（1）回归结果显示“入世”后处理组（一般贸易企业）的创新能力提升对 $DVAR$ 产生动态效应；列（2）结果显示，在控制货物贸易自由化和国企改革因素后，处理组企业 $DVAR$ 在“入世”后显著下降，全样本显示准自然实验的处理效应是 -0.060 。由于政策冲击前样本年限相对较短，对主要变量的均值趋势检验可能存在困难，因此，参考余骁和郭志芳（2020）的做法，引入企业时间趋势作为主要控制变量，^②回归结果见表 4 列（3），结果显示，交互项系数仍显著为负，这进一步证实了时间趋势差异并未显著影响上述准自然实验结果。由于我国服务业对外开放政策在 2004 年进行过调整，为避免调整带来的估计偏误，将样本区间设定为 2000~2004 年并再次进行双重差分检验，结果见表 4 列（4），结果仍稳健。准自然实验还可能受到时间趋势影响，对被解释变量制造业企业 $DVAR$ 滞后一阶 ($L.DVAR$) 进行安慰剂检验 (Placebo Test)，结果见表 4 列（5），交互项系数不显著，表明不存在明显处理效应，准自然实验通过安慰剂检验。准自然实验还可能受到预期效应影响，即制造业企业可能因提前知晓我国将会加入 WTO 而导致政策冲击前的共同趋势假设不成立，为此表 4 列（6）将 2001 年作为虚拟“入世”时点进行再一次检验，结果显示交互项系数并不显著，即准自然实验无明显预期效应，处理效应结果有效。

由于服务业开放对制造业企业 GVC 收益存在动态影响效应，参考 Beck 等（2010）

① 本文使用 OECD TiVA 数据库发布的区分我国加工贸易与一般贸易出口的国家间非竞争型投入产出表，计算得到 2000~2007 年我国两类贸易中的进口服务投入量。由于担心两类贸易模式的进口中间服务投入变动差异主要由各自规模变动所致，因此，本文使用两类贸易模式下的进口中间服务投入占对应出口的比重来去除这一规模效应的影响。

② 假定处理组和控制组存在线性时间趋势。

表 4 基于“入世”的准自然实验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DVAR</i>	<i>Patent</i>	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>	2000~2004	<i>L.DVAR</i>	<i>WTO01</i>
<i>D</i>	0.044*** (0.003)	-0.060*** (0.008)	-0.060*** (0.008)	-0.028*** (0.008)	-0.002 (0.015)	0.005 (0.012)
<i>A</i>	-0.020*** (0.003)	0.065*** (0.007)	0.065*** (0.007)	0.040*** (0.008)	0.075*** (0.013)	0.094*** (0.011)
<i>B</i>	0.060*** (0.006)	0.266*** (0.009)	0.176*** (0.019)	0.108*** (0.010)	0.219*** (0.017)	0.297*** (0.010)
<i>Time_trend</i>	NO	NO	Yes	NO	NO	NO
<i>N</i>	183,715	170,749	170,749	72,930	85,493	170,749
<i>R</i> ²	0.0805					

以及王海成和吕铁（2016）的做法，设置如下动态效应检验模型：

$$DVAR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 A_{it} + \gamma_2 B_{it} + \gamma_3 D_{it}^{-2} + \dots + \gamma_{10} D_{it}^{+5} + \gamma_{11} X_{it} + \alpha_t + \alpha_i + \mu_{ijt} \quad (13)$$

其中， $D_{it}^{\pm s}$ 为一系列虚拟变量，表示当制造业企业处于服务业开放前第 s 年时， D_{it}^{-s} 取值为 1；当制造业企业处于服务业开放后第 s 年时， D_{it}^{+s} 取值为 1；除此之外， $D_{it}^{\pm s}$ 均取值为 0。基于上述回归方程考察服务业开放对制造业企业 *DVAR* 的动态影响程度，且还能进一步验证平行趋势。回归结果见图 3，从结果可以看出，当 $s=-2、-1$ 时， D_{it} 的系数不显著，即在我国服务业开放前，处理组企业和对照组企业的 *DVAR* 无显著差异，这再次说明本文的准自然实验满足平行趋势假设；当 $s=1、2、3、4、5$ 时， D_{it} 的系数显著，且呈现先升后降的变动趋势，这表明服务业开放对制造业企业 *DVAR* 的影响确实可能存在动态效应，具体而言，相比于对照组企业，处理组企业 *DVAR* 在服务业开放后第 2 年达到最大值，而后继续下降，这间接表明服务业开放对制造业企业 *DVAR* 的即期效应为负，而后才逐渐显示正面影响，制造业企业的学习能力可能是这一动态过程中的调节变量。

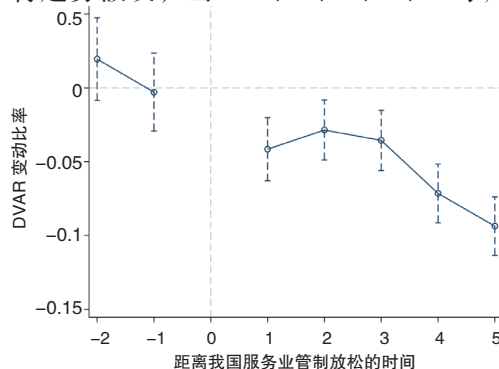


图 3 动态效应检验结果

五、进一步的分析

（一）投入产出关联对动态效应的条件影响

首先看投入产出关联对动态效应产生的条件影响。我国制造业生产分割不断提升（倪红福，2016），服务投入在产品生产过程中的作用不断凸显，这一方面反映了制造业与服务业融合发展的大趋势，另一方面也是企业通过“归核化”战略提升生产效率的重要体现（Amiti and Wei，2009）。通常，以高质量的人力资本和知识资本为主要内容的生产性服务投入在生产过程中会产生直接的技术外溢效应（刘维刚和

倪红福, 2018) 以及间接的学习效应以实现“干中学”(Grossman and Helpman, 2002), 进而有效促进企业创新。因此, 纳入制造业行业对服务业投入的依赖程度指标 $input_{2002}$ ^① 重新进行回归分析。结果见表 5, 从列 (1) ~ (3) 的回归结果可知, 滞后的服务业开放度显著促进制造业企业整体以及不同技术含量的创新行为, 而交互项为负则表明, 对于越依赖服务投入的行业所属企业而言, 服务业开放的创新动态效应越明显, 且这一结论无论在整体创新上还是区分高低技术含量创新上均成立。

表 5 投入产出关联与离技术前沿距离对动态效应的条件影响分析

	投入产出关联			离技术前沿距离		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Invention</i>	<i>Utility&Design</i>	<i>Patent</i>	<i>Invention</i>	<i>Utility&Design</i>
<i>lsfmr</i>	-2.087*** (0.610)	-0.963** (0.414)	-1.971*** (0.495)	0.075 (0.260)	0.027 (0.281)	-1.066*** (0.327)
<i>input2002</i>	0.034** (0.016)	0.020* (0.010)	0.022 (0.013)			
<i>lsfmr#input2002</i>	-1.404*** (0.519)	-0.975*** (0.356)	-1.111** (0.434)			
<i>dist_tfp</i>				0.006*** (0.002)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)
<i>lsfmr#dist_tfp</i>				-0.050 (0.067)	0.084 (0.064)	0.190** (0.080)
<i>lambda</i>	0.084*** (0.002)	0.084*** (0.002)	0.084*** (0.002)	0.685*** (0.008)	0.033*** (0.001)	0.033*** (0.001)
<i>N</i>	74,072	74,072	74,072	74,072	74,072	74,072
<i>R</i> ²	0.110	0.065	0.072	0.692	0.065	0.072

(二) 离技术前沿距离对动态效应的条件影响

进一步看离技术前沿距离对动态效应产生的条件影响。早期文献表明, 后发经济体对技术前沿国家的技术模仿与其技术差距有正向关联 (Fagerberg, 1994), 因为后发经济体和技术前沿国家的技术差距越大, 其通过模仿创新的难度系数相对越小, 后发经济体更有概率进行技术模仿。还有文献从后发经济体技术赶超的动态条件出发提出“发展门槛”概念, 即后发经济体和发达国家的技术差距越大时, 表现为正向的“后发优势”, 当后发经济体技术水平收敛到接近发达国家水平时, 表现出技术赶超的“后发劣势”, 即行业技术差距越大, 技术追赶难度也越大 (Blomstrom and Sjöholm, 1999)。Aghion 等 (2005) 在此基础上进一步提出, 当后发国家技术水平接近前沿时, 可能存在“逃离竞争”效应而激励企业加大研发投入。本文参考 Bourle 等 (2013)、Bas 和 Causa (2013) 以及邱立成等 (2017) 的做法, 以中国工业企业数据库测算得到的 LP 法全要素生产率为基础, 以国民经济 4 位码行业下

① $input_{2002}$ 表示根据 2002 年版本的投入产出表测算得到的第 p 制造行业总投入中来自所有服务行业中间产品的占比, 从而考察该行业对服务业投入的依赖程度。

制造业企业的最高生产率水平为本行业的技术前沿，构造该行业的技术距离指标。根据表 5 列（4）~（6）的回归结果，总体样本以及高技术创新企业的回归结果中并不存在明显的正向条件效应，但低技术创新企业则表现出明显的正向条件影响。这一结果说明，离技术前沿越近时，制造业企业越可能选择低技术创新来动态增强自身竞争力。

六、结论和政策建议

本文在 Kee 和 Tang（2016）的理论模型基础上，通过引入服务业开放因素考察了服务业开放如何影响制造业企业的出口国内附加值，并采用我国企业层面数据实证检验了理论假说，主要结论是：首先，本文通过构建理论模型，从服务业开放视角解释了 Kee 和 Tang（2016）提出的中国在全球价值链上通过进口替代实现“中国奇迹”的深层次原因，即服务业开放对我国制造业企业 DVAR 的即期效应虽为负，但通过溢出效应促使创新能力提升，进而动态调节了制造业企业的 DVAR。其次，本文在理论模型基础上，通过构建服务业对外开放程度指数以及制造业企业 DVAR 指标对上述问题进行实证检验，结果显示：无论是基准回归结果，还是进一步的工具变量估计、准自然实验等较好地处理内生性问题的因果识别后，核心结论依然稳健。再次，我们也发现，可能受限于制造业企业实行发明创新的沉没成本过高以及加工贸易企业自主创新动机不足等因素，动态调节效应主要集中在相对低端的实用新型和外观设计专利上及一般贸易企业上。最后，在扩展分析中，我们将投入产出关联与技术距离纳入计量分析框架后发现，越依赖服务投入的制造业行业以及离技术前沿越近的制造业行业所属企业，其服务业开放的创新动态效应越明显，且对低技术创新的动态影响相对越大。

国际金融危机以来，全球经贸体系的不确定性日渐增强，加之 2018 年以来中美贸易摩擦不断升级、新冠肺炎疫情全球大流行，这都在很大程度上冲击了业已成形的全球价值链分工体系，导致全球价值链分工面临断裂和重构的风险。因此，提升以知识密集型为显著特征的服务业，尤其是生产性服务业的发展水平，是新形势下提升我国对外贸易竞争力的重要途径之一。我国仍应坚定不移地遵循以开放促发展的总体思路，以高质量服务业对外开放为目标，籍由“一带一路”、自贸区等建设契机，先行先试开放我国相对落后的服务业，逐步降低行业进入壁垒，营造良好的营商环境，形成良性竞争以不断提升国内服务投入质量，进而带动下游产品生产的国内增加值贡献度，增强服务业对制造业转型升级的支撑作用。同时，应在财税、协同创新等方面大力支持制造业企业开展高质量的发明创新活动，掌握自有核心技术以实现创新发展模式转型升级，尽最大可能提升上游服务业开放带来的政策红利，降低在国际竞争中面临的“卡脖子”风险。此外，还应加强地区知识产权保护力度，尤其是执法力度，保障创新者合法权益，以自主创新提升技术水平，最终促进我国制造业企业国际分工地位的跨越式升级，突破我国面临的价值链“低端锁定”困局。

参考文献:

- [1] 陈启斐, 刘志彪. 生产性服务进口对我国制造业技术进步的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (3).
- [2] 李宏亮, 谢建国. 服务贸易开放提高了制造业企业加成率吗? ——基于制度环境视角的微观数据研究 [J]. 国际贸易问题, 2018, (7).
- [3] 刘斌, 魏倩, 吕越, 祝坤福. 制造业服务化与价值链升级 [J]. 经济研究, 2016, (3).
- [4] 刘维刚, 倪红福. 制造业投入服务化与企业技术进步: 效应及作用机制 [J]. 财贸经济, 2018, 39(8).
- [5] 龙小宁, 王俊. 中国专利激增的动因及其质量效应 [J]. 世界经济, 2015, (6).
- [6] 吕越, 陈帅, 盛斌. 嵌入全球价值链会导致中国制造的“低端锁定”吗? [J]. 管理世界, 2018, 34(8).
- [7] 吕越, 罗伟, 刘斌. 异质性企业与全球价值链嵌入: 基于效率和融资的视角 [J]. 世界经济, 2015, (8).
- [8] 吕越等. 融资约束与企业增加值贸易——基于全球价值链视角的微观证据 [J]. 金融研究, 2017, (5).
- [9] 吕越, 盛斌, 吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗 [J]. 中国工业经济, 2018, (5).
- [10] 倪红福. 全球价值链中产业“微笑曲线”存在吗? ——基于增加值平均传递步长方法 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016, (11).
- [11] 彭水军等. 贸易增加值视角下中国制造业服务化转型的事实与解释 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017, (9).
- [12] 邱立成, 康茂楠, 刘灿雷. 外资进入、技术差距与企业研发创新 [J]. 国际贸易问题, 2017, (9).
- [13] 舒杳, 王佳. 生产性服务贸易自由化对制造业生产率的影响机制与效果研究 [J]. 经济学家, 2018, (3).
- [14] 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, (7).
- [15] 孙浦阳等. 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).
- [16] 田巍, 余森杰. 中间品贸易自由化和企业研发: 基于中国数据的经验分析 [J]. 世界经济, 2014, (6).
- [17] 王海成, 吕铁. 知识产权司法保护与企业创新——基于广东省知识产权案件“三审合一”的准自然试验 [J]. 管理世界, 2016, (10).
- [18] 谢慧, 黄建忠. 服务业管制改革与制造业生产率——基于三水平多层模型的研究 [J]. 国际贸易问题, 2015, (2).
- [19] 许和连, 成丽红, 孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究 [J]. 中国工业经济, 2017, (10).
- [20] 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, (4).
- [21] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制 [J]. 经济研究, 2013, (10).
- [22] 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, (11).
- [23] 诸竹君等. 进口中间品质量、自主创新与企业出口国内增加值率 [J]. 中国工业经济, 2018, (8).
- [24] 邹国伟等. 服务贸易开放能否带来制造业服务化水平的提升? [J]. 产业经济研究, 2018, (6).
- [25] Aghion, P., et al. Competition & Innovation: An Inverted-U Relationship [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(2).
- [26] Ahn, J., et al. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade [J]. Journal of International Economics, 2010, 84(1).
- [27] Amiti, M., Wei, S. J. Service Offshoring and Productivity: Evidence from the U.S. [J]. World Economy, 2009, 32(2).
- [28] Amiti, M., Konings, J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia [J]. American Economic Review, 2007, 97(5).
- [29] Ariu, A., Breinlich, H., Corcos, G., Mion, G. The Interconnections between Services & Goods Trade at the Firm-level [J]. Journal of International Economics, 2019, 116.
- [30] Arnold, J. M., et al. Services Reform & Manufacturing Performance: Evidence from India [J]. The Economic Journal, 2015, 126(590).
- [31] Arnold, J. M., Javorcik, B. S., Mattoo, A. Does Services Liberalization Benefit Manufacturing Firms? Evidence from the Czech Republic [J]. Journal of International Economics, 2011, 85(1).
- [32] Bas, M., Cause, O. Trade & Product Market Policies in Upstream Sectors & Productivity in Downstream Sectors: Firm-level Evidence from China [J]. Journal of Comparative Economics, 2013, (41).
- [33] Beck, T., Levine, R., Levkov, A. Big Bad Banks? The Winners & Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5).
- [34] Beverelli, C., Fiorini, M., Hoekman, B. Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of

- Institutions[J].Journal of International Economics,2017,(104).
- [35] Blomstrom.M.,Sjoholm,F.Technology Transfer&Spillovers:Does Local Participation with Multinationals Matter?[J].European Economic Review,1999,43(4~6) .
- [36] Bourl,S. R.,et al.Do Product Market Regulations in Upstream Sectors Curb Productivity Growth?Panel Data Evidence for OECD Countries[J].Review of Economics&Statistics,2013,95(5).
- [37] Fagerberg,J.Technology & International Differences in Growth Rates[J].Journal of Economic Literature,1994,32(3).
- [38] Fernandes,A. M.,Paunov,C.The Risks of Innovation:Are Innovating Firms Less Likely to Die?[R].The World Bank Policy Research Working Papers,2012.
- [39] Grossman,G. M.,Helpman,E.Integration Versus Outsourcing in Industry Equilibrium[J].The Quarterly Journal of Economics,2002,117(1).
- [40] Jones,R. W.,Kierzkowski,H.The Role of Services in Production and International Trade:A Theoretical Framework[C].International Trade Theory and Competitive Models Features, Values, and Criticisms.World Scientific Studies in International Economics,2018,(65).
- [41] Kalinova,B.,Palerm,A.,Thomsen,S.OECD's FDI Restrictiveness Index:2010 Update[R].OECD Working Papers on International Investment 2010/03.
- [42] Kee,H. L.,Tang,H.Domestic Value Added in Exports:Theory & Firm Evidence from China[J].American Economic Review,2016,106(6).
- [43] Koopman,R.,Wang,Z.,Wei,S. J.Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive[J]. Journal of Development Economics,2012,99(1).
- [44] Lee,W.Services Liberalization & GVC Participation:New Evidence for Heterogeneous Effects by Income Level & Provisions[R].The World Bank Policy Research Working Papers,2018.
- [45] Melitz.The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations & Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica, 2003,71(6).
- [46] Naghavi,A.,Peng,S. K.,Tsai,Y.Relationship-specific Investments & Intellectual Property Rights Enforcement with Heterogeneous Suppliers[J].Review of International Economics.2017,25(3).
- [47] Shepotylo,O.,Vakhitov,V.Impact of Services Liberalization on Productivity of Manufacturing Firms:Evidence from Ukrainian Firm-level Data[R].EERC Working Paper Series,2012.
- [48] Upward,R.,Wang,Z.,Zheng,J.Weighing China's Export Basket:The Domestic Content&Technology Intensity of Chinese Exports[J].Journal of Comparative Economics,2013,41(2).

The Openness of Services, Innovation Driven and Domestic Value-added of Manufacturing Enterprises' Exports

LÜ Yue YU Xiao

Abstract: By constructing a theoretical framework in which the opening of the services affects the domestic value added of enterprises' exports, this paper explains why China realizes the "China Miracle" through import substitution in the global value chain. According to the theoretical model, we find that the direct effect of services opening on enterprises' DVAR is negative, but enterprises can dynamically adjust DVAR through the improvement of innovation. On the basis of the theoretical model, the paper conducts detailed empirical tests of the above findings through micro-enterprise-level data. The empirical results support the theoretical findings well. After the instrumental variable estimation and quasi-natural experiments which can better deal with endogeneity problems, the core conclusions remain robust. Thirdly, we also find that the dynamic adjustment effect is mainly concentrated on relatively low-end utility and design patents, as well as ordinary trade enterprises. Finally, after incorporating input-output correlation and technological distance into the extended empirical analysis framework, we find that firms which more relying on service input, closer to the technological frontier, and doing lower-tech innovation have a greater innovation dynamic effect of the opening of the services.

Keywords: services openness; innovation driven; domestic value-added of exports; the "China Miracle"

(责任编辑: 梁丽华)