

# 服务业对外开放、人民币实际汇率 和出口企业加成率

韩民春 袁瀚坤

**摘要：**本文通过将服务要素和汇率波动引入拓展的MO理论模型，并使用2001—2013年中国工业企业数据库和中国海关数据库匹配的样本研究了服务业对外开放对出口企业加成率的影响。研究表明：服务业对外开放显著提升了出口企业加成率，但人民币升值减弱了服务业开放的正面影响，该结论在经过工具变量法、替换变量等一系列稳健性检验后依然成立；服务业对外开放对技术密集型企业、非垄断企业、加工和非加工贸易企业加成率的提升作用明显，但随着人民币升值该促进作用逐渐减弱；服务业对外开放通过提升产品质量促进出口企业加成率，人民币升值通过价格效应抑制出口企业加成率；服务业对外开放和人民币升值均显著降低了加成率离散程度，优化了资源配置；服务业对外开放通过资源再配置效应提升了行业加成率。

**关键词：**服务业对外开放；出口企业；加成率；人民币实际汇率

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 1-0075-18

## 引言

出口企业的盈利能力一直是学界关注的焦点，产业组织理论认为企业加成率( Markup)，即价格对边际成本的偏离( $P/MC$ )可以衡量企业在市场中的盈利能力和垄断地位(De Loecker et al., 2016)<sup>[1]</sup>，而我国微观企业数据表明，现阶段出口企业普遍存在“低加成率陷阱”，即出口企业加成率低于非出口企业。这不仅反映出我国出口企业在国际市场中盈利水平较低，更反映出我国企业可能存在被长期“锁定”在价值链低端的风险。

当前，全球化进程进入了“新十字路口”，中美贸易摩擦给对外贸易带来了诸多不确定性，突如其来的新冠疫情可能带来全球价值链“脱钩”甚至“断裂”的风险。推进以服务业对外开放为主的“二次开放”，不但有利于中国引领全球化的

[收稿日期] 2021-06-20

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“工业机器人替代与中国就业市场的失衡和再平衡问题研究”(17AJY007)

[作者信息] 韩民春：华中科技大学经济学院教授；袁瀚坤（通讯作者）：华中科技大学经济学院博士研究生，电子信箱 414128405@qq.com

进程，而且对于推进“深化改革开放”具有重要的政策意义。

企业在出口活动中不可避免需要面对汇率波动的影响，汇率是各种国内外相对价格形成的基础，直接影响出口企业的经营绩效。中国自2005年7月实施汇率制度改革后，人民币与美元之间的名义汇率持续走高，而人民币升值会对出口企业绩效产生显著的负向影响（盛丹和刘竹青，2017）<sup>[2]</sup>。因此，在考虑服务业对外开放对出口企业的影响中忽略汇率变动的作用，可能会对服务业开放的影响产生误判。那么由此出现的问题是，服务业对外开放是否会对出口企业加成率产生影响？汇率变化是否影响服务业对外开放的作用？是强化服务业开放的影响？还是减弱服务业开放的影响？对这些问题的回答，不仅能有效考察服务业对外开放的出口效应，更能为我国不断深化对外开放提供经验支持。

## 一、文献综述

与本文研究相关的文献主要有以下三类：第一类是关于出口企业可变加成率理论与计算以及影响因素的研究。对企业加成率的研究经历了由外生不变到内生可变的过程，早期国际贸易理论的相关文献大多假设企业加成率是外生不变的，但这一假设具有明显的不合理性，难以反映贸易自由政策对社会福利的影响。将企业加成率由外生不变发展为内生可变的是 Melitz 和 Ottaviano 构建（2008）<sup>[3]</sup>的模型（以下简称 MO 模型），该模型创新性地引入了拟线性效用函数，从理论上证明了企业加成率是内生可变的，且发现企业加成率与生产率呈正相关关系。虽然该文献从理论层面对企业加成率做了初步探索，但缺少实证方面的研究。由于企业边际成本的不可观测性，关于企业加成率的计算一直是困扰学界的难点。盛丹和王永进（2012）<sup>[4]</sup>采用会计法并利用中国工业企业数据库得到我国企业层面的加成率，认为该方法有着数据易得及结果不受经济波动和外部冲击影响的优点。目前，学界普遍采用 De Loecker 和 Warzynski（2012）<sup>[5]</sup>基于生产端构造结构方程估算企业加成率的方法（以下简称 DLW 法）。DLW 法的优点在于从生产函数出发估算产出弹性，使企业加成率估算结果更加精确。之后学者们主要从市场竞争程度（Atkeson and Burstein, 2008）<sup>[6]</sup>、贸易成本（Mtartin, 2012）<sup>[7]</sup>、目的地市场特征（Manova and Zhang, 2009）<sup>[8]</sup>等角度对企业加成率进行研究。

第二类文献是研究服务业对外开放对企业绩效的影响。经典 H-O-S 模型指出一国开展对外贸易会改变原有要素投入结构，最终对企业绩效产生影响。由于有关服务业开放的研究相较于货物贸易起步较晚，早期学者主要关注服务业开放对企业生产率的影响（张艳等，2014<sup>[9]</sup>；Beverelli et al., 2017<sup>[10]</sup>），发现服务业对外开放有利于提高企业生产率，且该促进作用在制度环境良好的地区体现更加明显。与本文研究最接近的是李宏亮和谢建国（2018）<sup>[11]</sup>关于服务业对外开放与企业加成率关系的研究，他们发现服务业开放有利于提高企业加成率，但没有区分对出口企业而非出口企业的差异化影响，且没有对服务业对外开放影响企业加成率的机制进行研究。随着中国日益融入全球价值链体系，我国长期被“锁定”在价值链低端的问题引起了学者的关注，部分学者讨论了服务业对外开放与价值链攀升之间的关系

(毛其淋和许家云, 2019<sup>[12]</sup>; 余骁和郭志芳, 2020<sup>[13]</sup>; 杜运苏等, 2021<sup>[14]</sup>), 普遍发现服务业对外开放对企业出口国内附加值有显著提升作用, 有助于我国向全球价值链中高端攀升。

第三类文献是研究汇率波动对企业绩效的影响。随着全球价值链分工体系日益加深, 汇率波动对企业特别是出口企业实际经营影响巨大。汇率作为一种相对价格, 其变动会直接改变国内外市场环境, 引致企业相对竞争力的变化。与本文直接相关的文献是讨论汇率波动与企业加成率的关系, 有关这方面的研究最早可追溯到 Krugman (1989)<sup>[15]</sup> 提出的依市定价理论<sup>①</sup>, 以此为开端, 部分学者开始深入讨论二者的关系, 发现汇率变动对企业加成率的影响依赖于企业所处的市场结构以及市场竞争程度 (Atkeson and Burstein, 2014)<sup>[16]</sup>。陈学彬等 (2007)<sup>[17]</sup> 利用 2001—2007 年 22 种 HS 分类出口产品的面板数据发现汇率波动对不同行业依市定价有差异化影响, 其中劳动密集型行业企业依市定价能力最强。余森杰和崔晓敏 (2018)<sup>[18]</sup> 使用中国工业企业数据库和中国海关数据库匹配的样本, 研究人民币汇率与企业出口国内附加值的关 系, 发现人民币升值通过进口和国内中间品两条渠道提升了企业出口附加值。

本文的主要贡献体现在以下几个方面: 第一, 在研究视角上, 目前关于服务业开放对企业加成率的影响研究, 大多只考虑服务业开放的直接影响。对于出口企业而言, 不可避免会受到汇率波动的影响, 在分析服务业对外开放对出口企业加成率的作用中忽略汇率的影响, 可能会对最终结果产生误判。第二, 将服务要素生产部门与汇率因素引入拓展的 MO 模型, 从理论上揭示出服务业对外开放对出口企业加成率的作用, 并分析汇率波动在其中发挥的调节作用, 之后使用中国工业企业数据库和中国海关数据库匹配的数据对理论命题进行检验。第三, 细化分析服务业对外开放与汇率波动对出口企业加成率的作用渠道, 并探讨服务业对外开放对加成率离散程度的影响, 发现服务业对外开放通过提升产品质量促进出口企业加成率, 人民币升值通过价格效应抑制出口企业加成率, 且服务业开放降低加成率离散度, 优化资源配置。

## 二、理论模型

本文在 Antoniadis (2015)<sup>[19]</sup> 的研究基础上, 通过在拓展的 MO 模型中引入服务要素生产部门和汇率因素, 分析服务业对外开放对出口企业加成率的影响, 以及人民币汇率在其中发挥的调节作用。

### (一) 消费者需求

假设两国模型中 (H: 本国; F: 外国), 存在一个代表性消费者效用函数, 包含一种同质性产品和一系列异质性产品, 具体构造形式如下 ( $l = H, F$ ):

<sup>①</sup>依市定价理论认为, 出口企业为了维护市场份额会在不同市场中调整加成率或利润率, 以应对汇率波动的影响, 而非简单统一调整产品价格。

$$U^l = q_0^l + \alpha \int_{i \in \Omega} q_i^l di + \alpha \int_{i \in \Omega} z_i di - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i^l)^2 di - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (z_i)^2 di + \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i^l z_i) di - \frac{1}{2} \eta \left( \int_{i \in \Omega} \left( q_i^l - \frac{1}{2} z_i \right) di \right)^2 \quad (1)$$

其中,  $q_0^l$  代表同质性产品, 也可以理解为标准化的产品。 $q_i^l$  代表一系列异质性产品,  $\alpha$  和  $\eta$  代表同质性产品和异质性产品之间的替代弹性,  $\gamma$  代表各异质性产品之间的替代弹性, 若  $\gamma = 0$ , 意味着异质性产品是完全替代的, 本文假定  $\alpha, \eta, \gamma \geq 0$ 。 $z$  代表产品质量,  $\Omega$  是所有消费品种类的集合。

假设消费者对产品的需求为正, 即  $q_i^l > 0$ , 消费者对每种差异化产品  $i$  的反需求函数可写为:

$$p_i^l = \alpha - \gamma q_i^l + \gamma z_i - \eta Q^l \quad (2)$$

其中,  $Q^l = \int_{i \in \Omega} (q_i^l - \frac{1}{2} z_i) di$ , 其余参数与变量的定义与上文一致。

之后, 差异化产品的市场需求函数可以表示成价格与产品质量的线性形式:

$$q_i = L^l q_i^l = \frac{\alpha L^l}{\eta N^l + \gamma} - \frac{L^l}{\gamma} p_i^l + L^l z_i + \frac{\eta N^l}{\eta N^l + \gamma} \frac{L^l}{\gamma} \bar{p}^l - \frac{1}{2} \frac{\eta N^l L^l}{\eta N^l + \gamma} \bar{z} \quad (3)$$

其中,  $N^l$  代表市场中的产品种类,  $L^l$  代表一国的市场规模,  $\bar{p}^l = (1/N^l) \int_{i \in \Omega} p_i^l di$  代表产品平均价格,  $\bar{z} = (1/N^l) \int_{i \in \Omega} z_i di$  代表产品的平均质量。

## (二) 生产者行为

本文假设存在两个部门: 国外上游服务生产部门和国内下游商品制造部门, 需要说明的是, 服务要素作为中间要素投入到最终商品的生产。两部门的具体情况设定如下:

国外上游服务部门: 上游部门主要生产规模报酬不变的服务要素 ( $S$ ), 生产一单位服务要素只需要一单位的劳动力投入。为了简化分析, 本文假设劳动力供给是无弹性的且劳动力工资价格 ( $w$ ) 始终等于常数 1。由于存在服务贸易壁垒, 国外服务要素进入国内市场需要支付一定成本。因此, 服务要素的价格由其生产成本 ( $w = 1$ ) 和服务贸易壁垒 ( $r_s$ ) 两部分构成, 即  $p_s = r_s \times w = r_s$ 。

国内下游制造部门: 该部门生产商在垄断竞争的市场结构下生产一系列具有差异化的最终商品。市场中存在大量企业, 每个企业具有不同初始生产率 ( $\varphi$ )。生产最终商品需要投入劳动力 ( $l$ ) 和服务要素 ( $S$ ), 且下游企业是服务要素的价格接受者。假设企业生产函数为柯布道格拉斯 (C-D) 生产函数:

$$q = \varphi \left( \frac{\beta S}{\alpha} \right)^\alpha \left( \frac{l}{1 - \alpha} \right)^{1 - \alpha} \quad (4)$$

其中,  $\beta$  代表服务要素  $S$  的投入效率 ( $\beta > 1$ ),  $\beta$  越大意味着服务要素投入的生产效率越高, 与上游服务部门的假设一致, 制造部门劳动力工资价格也为 1。

根据成本最小化原理<sup>①</sup>，可得到企业每单位最终商品的边际成本：

$$c = \frac{r_s^\alpha w^{1-\alpha}}{\varphi \beta^\alpha} = \frac{r_s^\alpha}{\varphi \beta^\alpha} \quad (5)$$

从得到的企业边际成本中可以发现，服务贸易壁垒（ $r_s$ ）越小，服务要素投入效率（ $\beta$ ）以及企业生产率（ $\varphi$ ）越高，企业生产最终商品的边际成本越小，即服务业对外开放在一定程度上发挥了成本效应。

### （三）服务业对外开放对出口企业加成率的影响

由式（3）可知，当  $q_i = 0$  时，可得企业临界成本  $c_D$ ，具体形式如下：

$$c_D = \frac{1}{\eta N + \gamma} (\alpha \gamma + \eta N \bar{p} - \frac{1}{2} \eta N \gamma \bar{z}) \quad (6)$$

内销企业临界成本为  $c_D^H$ ，出口企业临界成本为  $c_D^F$ ，相较于内销企业，出口企业多面临一个固定出口成本，即冰山成本  $\tau$ 。于是，出口产品的边际成本可以写为  $\tau c$ ，分别得到出口企业与内销企业的加成率为：

$$\mu^F = \frac{\tau}{2} (c_D^F - c) + \frac{\gamma}{2} z^F, \mu^H = \frac{1}{2} (c_D^H - c) + \frac{\gamma}{2} z^H \quad (7)$$

同时，根据企业利润最大化决策可以得到企业内生最优产品质量选择：

$$z^F = \tau \delta^F (c^F - c), z^H = \delta^H (c^H - c) \quad (8)$$

其中， $\delta^F = \frac{L^F}{4\theta - \gamma L^F}$ ， $\delta^H = \frac{L^H}{4\theta - \gamma L^H}$ 。为保证产品质量  $z^F$ 、 $z^H > 0$ ，本文假定  $\delta^F$ 、 $\delta^H > 0$ 。

之后，推导出本文核心命题，即服务业对外开放通过产品质量对出口企业加成率产生影响。将式（7）对服务贸易壁垒  $r_s$  求导得：

$$\frac{\partial \mu^F}{\partial r_s} = \underbrace{\frac{\partial \mu^F}{\partial z^F}}_+ \times \underbrace{\frac{\partial z^F}{\partial c}}_- \times \underbrace{\frac{\partial c}{\partial r_s}}_+ < 0 \quad (9)$$

式（9）的逻辑在于随着服务贸易壁垒的减少，企业生产成本降低，可以将更多资源投入研发等活动中，带来企业产品质量升级，最终实现企业加成率的提高。由此，本文得出两个核心命题。

命题1：服务业对外开放提高出口企业加成率。

命题2：服务业对外开放通过提高产品质量促进出口企业加成率。

### （四）人民币汇率的调节作用

以上分析只考虑服务业开放对出口企业加成率的影响，而出口企业的绩效不可避免会受到汇率波动的影响，忽视汇率波动的影响可能对服务业对外开放的影响造成误判。因此，本文进一步分析汇率波动在服务业开放对出口企业加成率影响中发挥的作用。将出口企业加成率写成价格和边际成本的形式：

$$\mu^F = \frac{\tau}{2} (c_D^F - c) + \frac{\gamma}{2} z^F = p^F - \tau c \quad (10)$$

<sup>①</sup>由于文章篇幅所限，完整的推导过程备索。



汇率波动会从成本端与价格端两方面影响出口企业加成率，先考虑成本端的情况，根据本文假设，上游服务要素由国外企业提供，当人民币升值时，购买国外企业提供的服务要素成本下降，即人民币升值通过“成本效应”扩大服务业对外开放对出口企业加成率的正面影响。

接着考虑价格端的情况，若 $p^F$ 表示本币价格， $p_f^F$ 表示外币的离岸价格，则存在 $p^F = \varepsilon p_f^F$ 的关系，这里 $\varepsilon$ 是1单位外币的本币价格， $\varepsilon$ 增加意味着本币贬值，反之则本币升值。则(10)式由外币表示的出口企业加成率为： $\mu^F = \varepsilon p_f^F - \tau c$ 。当一国货币升值时，为了维持或扩大产品的国际市场占有率，出口企业往往降低产品价格，以保证外币表示的产品价格维持不变，进而降低了出口企业加成率。此外，从数理逻辑上看，人民币汇率对服务业对外开放与出口企业加成率的影响可用加成率对服务业开放的二次偏导表示： $\partial^2 \mu^F / \partial r_s \partial \varepsilon < 0$ ，同样反映出人民币升值抑制了服务业对外开放对出口企业加成率的正面影响，即人民币升值通过价格效应抑制了出口企业加成率。

根据上述分析本文发现，人民币升值对服务业对外开放与出口企业加成率关系的调节作用具有不确定性。取决于价格效应与成本效应谁占据主导作用，若价格效应占据主导作用，则人民币升值抑制服务业对外开放对出口企业加成率的促进作用。若成本效应占据主导作用，则人民币升值提升服务业对外开放对出口企业加成率的促进作用。由此，本文提出两个待检验命题：

命题3：若人民币升值的价格效应占据主导作用，则人民币升值减弱了服务业对外开放对出口企业加成率的促进作用。

命题4：若人民币升值的成本效应占据主导作用，则人民币升值提升了服务业对外开放对出口企业加成率的促进作用。

### 三、数据来源、变量构造与计量模型

#### (一) 数据来源

##### 1. 中国工业企业数据库

按照我国“通用会计准则”的标准，并参考Brandt等(2012)<sup>[20]</sup>的做法，本文对2001—2013年中国工业企业数据库进行初步整理。根据国家统计局2002年颁布的行业分类标准(GB/T 4754—2002)对样本行业进行统一归类。

##### 2. 中国工业企业数据库和中国海关数据库匹配的数据

本文参考Yu(2015)<sup>[21]</sup>的两步匹配法，将2001—2013年中国工业企业数据库与同时期中国海关数据库进行匹配，并且剔除从业人数小于8人、主营业务收入小于出口交货值、销售收入小于工资福利总额、以及关键财务数据缺失的样本。由于2008—2010年的中国工业企业数据库有部分数值缺失，本文参考余森杰等(2018)<sup>[22]</sup>、陈林(2018)<sup>[23]</sup>、刘小玄和李双杰(2008)<sup>[24]</sup>做法，并根据相关的会计准则对数据进行补齐。

#### (二) 变量调整与构造

##### 1. 企业层面变量的调整

本文采用企业层面的数据主要有：工业总产值、工业增加值、企业雇佣人数、

企业年龄、资本存量、中间投入等，以上变量均采用  $\ln(1+\text{var})$  的形式表示。除了企业雇佣人数和企业年龄外，所用变量均需进行价格调整。借鉴诸竹君等 (2016)<sup>[25]</sup> 的做法，具体调整过程如下：以 2001 年各省、自治区、直辖市的价格指数为基准，对工业总产值、工业增加值进行平减；以工业品购进价格对中间品进行平减；并以企业最早出现在数据库的固定资产净值作为初始资本存量，采用永续盘存法估算企业的资本存量。

## 2. 企业层面加成率测算

本文采用两种方式计算企业层面加成率，第一种是 DLW 法，DLW 法是由 De Loecker 和 Warzynski (2012) 提出的，该方法的基本原理是从生产端构造成本最小化函数，求解企业层面加成率，具体表达式如下：

$$\text{markup}_{ij} = \theta_{ij}^X \times (\varphi_{ij}^X)^{-1} \quad (11)$$

其中， $i$ 、 $j$ 、 $t$  分别代表企业、行业和年份， $\theta_{ij}^X$  代表投入要素  $X$  的产出弹性， $\varphi_{ij}^X$  代表要素  $X$  占总产出的比重。 $X$  要素占总产出的比重可以直接从中国工业企业数据库中计算得到，因此计算企业层面加成率只需要计算  $X$  要素的产出弹性<sup>①</sup>。

第二种方法是会计法，根据盛丹和王永进 (2012) 的做法，企业加成率与产品价格和边际成本的关系如下：

$$\frac{p_{it} - c_{it}}{p_{it}} = 1 - \frac{1}{\text{markup}_{it}} = \frac{va_{it} - pr_{it}}{va_{it} + ncm_{it}} \quad (12)$$

其中， $i$ 、 $t$  分别代表企业和年份， $p$  代表产品价格、 $c$  代表边际成本、 $va$  代表企业工业增加值、 $pr$  代表当年应付职工薪酬总额、 $ncm$  代表中间要素投入成本。以上变量均可以通过中国工业企业数据库直接得到。会计法的优势在于数据易得，且测算结果不受经济周期与外部冲击的影响。为了得到稳健结论，本文在基准回归中采用以 DLW 法计算的加成率作为被解释变量，在稳健性检验中采用会计法计算的加成率进行比较和补充。

## 3. 服务业对外开放指标计算

服务业对外开放的度量一直都是学者们争论的焦点，本文为了使结论更加可靠，采用两种方法计算服务业对外开放指标。

第一种方法是通过世界银行公布的 STRD 指数（服务贸易限制指数）计算服务业对外开放指标，该方法的核心思想是赋值加权。具体是对金融、交通运输、通讯、分销和专业服务 5 大服务部门 19 个二级部门赋予一定的权重，经过加权后得出一国各行业的 STRD 指数。之后，为了反映制造业对服务业的依赖，本文参考张艳等 (2013) 的做法，得到服务业对外开放指标：

$$\text{liber}_{jt} = \sum_s \text{service}_{st} \times \vartheta_{jst} \quad (13)$$

其中， $\text{liber}$  代表服务业对外开放指标， $\text{service}$  代表上文中由 STRD 指数换算得出

<sup>①</sup>由于篇幅限制，详细计算过程备案。

的服务贸易自由指数,  $\vartheta$  代表服务投入比重, 该指标可根据世界投入产出表 (WIOD) 中的中国投入产出数据得到,  $j$  代表 24 个制造业行业,  $s$  代表 5 个服务部门。

第二种测算方法是参考孙浦阳等 (2015)<sup>[26]</sup> 的做法, 通过发改委颁布的《外商投资产业指导目录》刻画我国服务业对外开放进程, 与 STRD 指数一致, 本文还将制造业与服务业的关联作为权重加总得到服务业开放指数:

$$CS_{jt} = \sum_s SR_{st} \times \vartheta_{jst} \quad (14)$$

其中,  $CS_{jt}$  代表了服务业开放指数, 作为服务业对外开放的另一个替代变量,  $\vartheta_{jst}$  的定义与上文一致。

与测算企业加成率的操作方法一致, 本文在基准回归中采用根据 STRD 指数测算得到的服务业对外开放指标作为核心解释变量, 在稳健性检验中使用根据《外商投资产业指导目录》计算得到的服务业开放指数作为服务业对外开放的替代变量。

#### 4. 人民币实际汇率

关于企业层面人民币实际有效汇率的计算, 本文参考盛丹和刘竹青 (2017) 以及 Baggs 等 (2010)<sup>[27]</sup> 的相关研究, 使用算术加权算法测算企业层面的人民币实际有效汇率。假设中国与  $m$  国在  $t$  年的实际有效汇率为  $rer0_{mt} = (E_{m/CNYt}) \times (P_{ct}/P_{mt})$ , 其中,  $E_{m/CNYt}$  代表人民币与  $m$  国以间接标价法表示的  $t$  年名义汇率,  $P_{ct}$  代表以样本第一年为基期 (2001 年 = 100) 的中国  $t$  年居民消费价格指数,  $P_{mt}$  代表以样本第一年为基期 (2001 年 = 100) 的  $m$  国  $t$  年居民消费价格指数。之后以 2001 年为基期折算中国与  $m$  国实际有效汇率为  $rer_{mt} = (rer0_{mt}/rer0_{m2001}) \times 100$ 。最后, 使用算术加权算法计算得出企业  $i$  在  $t$  年的实际有效汇率:

$$reer_{it} = \sum_{m=1}^n (X_{im}/\sum_{m=1}^n X_{im}) \times rer_{mt} \quad (15)$$

其中,  $X_{im}/\sum_{m=1}^n X_{im}$  表示企业  $i$  在  $t$  年与  $m$  国的贸易额占当年总贸易额的比重, 该指标数值大意味着人民币升值。

#### 5. 控制变量计算

企业生产率 ( $tfp$ ), 本文采用 OP 法计算企业层面的生产率; 资本劳动比 ( $kl$ ), 用企业固定资本与年均雇佣人数的比值取对数表示; 资本产出比 ( $kc$ ), 用企业固定资产与年工业总产值的比值取对数表示; 平均工资 ( $pwage$ ), 用企业年应付职工薪酬与企业雇佣员工数的比值取对数表示; 企业规模 ( $size$ ), 用企业年雇佣员工数取对数表示; 是否为国有企业 ( $soe$ ), 用 0~1 变量表示企业性质, 国有企业为 1, 非国有企业为 0; 企业年龄 ( $age$ ), 用企业成立至报告年度时间取对数表示; 行业集中度 ( $hhi$ ), 用 4 位数行业赫芬达尔指数表示, 公式为  $hhi_i = \sum_{i=1}^n$

$$(sale_{ij}/\sum_{i=1}^n sale_{ij})^2。$$



## (三) 计量模型

为了验证理论模型的命题, 本文建立如下计量模型:

$$\begin{aligned} markup_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 liber_{jt} + \alpha_2 reer_{it} + \alpha_3 liber_{jt} \times reer_{it} + \sum \alpha_i controls_{ijt} \\ & + \varepsilon_i + \theta_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (16)$$

其中,  $i$ 、 $j$  和  $t$  分别代表企业、行业和时间,  $markup_{ijt}$  代表出口企业加成率,  $liber_{jt}$  和  $reer_{it}$  分别代表服务业对外开放和人民币实际汇率,  $controls_{ijt}$  代表一系列控制变量, 各变量详细计算方法见上文。

## 四、实证结果

## (一) 基准回归结果

本文以人民币实际汇率为调节变量, 分析服务业对外开放对出口企业加成率的影响。表 1 汇报了采用固定效应模型对式 (16) 的估计结果, 本文采用逐步加入变量的方法。第 (1) 列只考虑服务业对外开放 ( $liber$ ) 单一变量对出口企业加成率的影响, 结果显示服务业对外开放系数在 1% 显著性水平下显著为正, 说明服务

表 1 基准回归结果

变量	FE	FE	FE	FE
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>liber</i>	0.7322 *** (0.1842)	0.2813 *** (0.0731)	1.4372 *** (0.3173)	0.6647 ** (0.3249)
<i>reer</i>			-0.2073 *** (0.0034)	-0.0257 *** (0.0043)
<i>liber×reer</i>			-0.9575 *** (0.3692)	-0.6788 *** (0.2231)
<i>tfp</i>		0.0808 *** (0.0005)		0.0821 *** (0.0004)
<i>kl</i>		0.0084 *** (0.0003)		0.0086 *** (0.0002)
<i>kc</i>		-0.0236 *** (0.0016)		-0.0239 *** (0.0011)
<i>size</i>		0.0009 *** (0.0002)		0.0010 *** (0.0002)
<i>soe</i>		-0.0026 *** (0.0006)		-0.0026 *** (0.0006)
<i>age</i>		-0.0014 *** (0.0001)		-0.0011 *** (0.0001)
<i>hhi</i>		0.0026 *** (0.0006)		0.0026 *** (0.0006)
<i>pwage</i>		-0.2192 *** (0.0009)		-0.2218 *** (0.0008)
常数项	0.3752 *** (0.0017)	1.2003 *** (0.0055)	0.4297 *** (0.0018)	1.1542 *** (0.0073)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	603 573	603 573	603 573	603 573
R <sup>2</sup>	0.747	0.922	0.792	0.936

注: \*\*\*, \*\* 分别表示 1%、5% 显著性水平; 括号内的数值是 t 值对应的稳健标准误。

业对外开放显著提高了出口企业加成率；第（2）列是在第（1）列基础上加入一系列控制变量后的结果，服务业对外开放系数虽有所减少但仍在1%显著性水平下显著为正，再一次验证了服务业对外开放促进了出口企业加成率的结论，命题1得证。第（3）列反映了以人民币实际汇率为调节变量的回归结果，服务业对外开放系数显著为正，而人民币实际汇率以及其与服务业对外开放的交互项在1%显著性水平下显著为负，说明人民币升值的价格效应占据主导地位，这表明服务业开放有助于提高出口企业加成率，但人民币升值抑制出口企业加成率，且人民币升值减弱了服务业对外开放对出口企业加成率的正向影响，命题3得证。第（4）列是在第（3）列的回归基础上加入一系列控制变量后的结果，核心解释变量和交互项的显著性未发生实质性变化，再一次说明服务业对外开放显著提高了出口企业加成率，但人民币升值减弱了服务业对外开放的正向效应。

从第（4）列的完整回归结果来看，控制变量的回归系数也基本符合预期。企业生产率系数显著为正，表示出口企业生产率越高，其加成率也越高，这与Melitz和Ottaviano（2008）的研究结论一致。以资本产出比（*kc*）和平均工资（*pwage*）为代表的企业生产成本系数显著为负，说明企业生产成本的增加抑制企业加成率；资本劳动比（*kl*）系数显著为正，表明人均产出对企业加成率有促进作用；企业性质（*soe*）回归系数显著为负，意味着相比国有企业，非国有企业具有更高的加成率；企业年龄（*age*）系数显著为负，说明企业成立时间越长加成率越低；市场竞争程度（*hhi*）系数显著为正，意味着市场竞争越激烈，出口企业加成率越高。

## （二）稳健性检验

在基准回归中，核心解释变量可能因为反向因果或遗漏变量等问题导致估计偏差。为了解决可能存在的内生性问题，本文选择核心解释变量（服务业对外开放）的工具变量进行克服。选择工具变量的难点在于：工具变量要与本文核心解释变量高度相关，且与其他扰动项不相关。本文参考Beverelli等（2017）的做法，分别选择巴西和印度服务业对外开放作为工具变量<sup>①</sup>，以巴西服务业对外开放为例，具体构造如下：

$$liber^{IV} = \sum_s weight_{bc} \times liber_{bs} \quad (17)$$

其中，*b*代表巴西，*c*代表中国。这里计算巴西服务业对外开放时，由于国家间经济发展水平存在一定差异，在计算具体数值时要考虑相应权重，权重为 $weight_{bc} = 1 - \left[ \frac{PGDP_b}{PGDP_b + PGDP_c} \right]^2 - \left[ \frac{PGDP_c}{PGDP_b + PGDP_c} \right]^2$ ，*PGDP<sub>b</sub>*和*PGDP<sub>c</sub>*分别代表了巴西和中国人均GDP。印度服务业对外开放指标的构造同理。

<sup>①</sup>巴西和印度服务贸易自由化指标的测算主要参考巴西和印度“入世”承诺减让表中关于服务贸易的部分，辅之以WTO对巴西和印度贸易审议报告，以及世界银行服务贸易限制指数。详见[https://www.wto.org/english/thewto\\_e/countries\\_e/india\\_e.htm](https://www.wto.org/english/thewto_e/countries_e/india_e.htm)（印度）；[https://www.wto.org/english/thewto\\_e/countries\\_e/brazil\\_e.htm](https://www.wto.org/english/thewto_e/countries_e/brazil_e.htm)（巴西）。

本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)的估计方法,表2第(1)、(2)列使用的是巴西服务业对外开放的工具变量,第(3)、(4)列使用的是印度服务业对外开放的工具变量,结果表明,无论是使用巴西还是印度服务业对外开放为工具变量,核心解释变量以及交互项都在统计意义上显著。其中,服务业对外开放系数显著为正,人民币实际汇率及其与服务业对外开放的交互项系数显著为负,说明服务业对外开放提高出口企业加成率,而人民币升值降低出口企业加成率,且人民币升值减弱服务业对外开放对加成率的正向影响的结论具有很好的稳健性。KP rk LM 统计量的 p 值小于 0.1,拒绝了“工具变量识别不足”的假设。Wald 统计量超过 10%水平的临界值,拒绝了“工具变量弱识别”的假设。

表2 工具变量检验

变量	以巴西服务业开放为工具变量		以印度服务业开放为工具变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>liber</i>	0.1573 *** (0.0007)	0.0048 *** (0.0003)	0.3250 *** (0.0010)	0.0082 *** (0.0003)
<i>reer</i>		-0.0115 *** (0.0001)		-0.0116 *** (0.0001)
<i>liber</i> × <i>reer</i>		-1.3151 *** (0.0009)		-1.4258 *** (0.0010)
控制变量	是	是	是	是
KPrk LM 统计量	50 326.13 ***	632 866.21 ***	113 666.31 ***	646 260.45 ***
KP Waldrk F 统计量	378.59 ***	489.26 ***	39 695.77 ***	1 319.60 ***
N	591 343	591 343	572 331	572 331
R <sup>2</sup>	0.081	0.733	0.146	0.624

注:\*\*\*表示1%显著性水平;括号内的数值是t值对应的稳健标准误。

## 2. 替换变量

为了使基准回归的结论具有更好的稳健性,本文还选取核心变量的替换变量进行检验。在基准回归中,本文选取以DLW法计算得到的企业加成率作为被解释变量,以世界银行公布的服务贸易限制指数(STRD)计算得到的服务业对外开放水平为核心解释变量。在本部分,选择以会计法计算得到的企业加成率作为被解释变量,以《外商投资产业指导目录》计算得到的服务业开放指数作为核心解释变量。表3第(1)、(2)列是替换服务业对外开放计算方法的回归结果,第(3)、(4)列是替换出口企业加成率计算方法的回归结果。结果表明,无论是替换出口企业加成率还是服务业对外开放指标的计算方法,核心解释变量及其交互项的显著性水平和基准回归相比没有发生根本变化,即服务业对外开放显著提高了出口企业加成率,但人民币升值减弱了服务业对外开放对出口企业加成率的正向影响的结论依然成立。

表3 替换变量回归

变量	替换服务业对外开放计算方法		以会计法计算加成率	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>liber</i>	0.4079*** (0.1115)	0.4002*** (0.1161)	0.1221*** (0.0091)	0.0841* (0.0432)
<i>reer</i>		-0.0307*** (0.0034)		-0.0547*** (0.0058)
<i>liber×reer</i>		-0.6482*** (0.1295)		-1.0073* (0.5607)
控制变量	是	是	是	是
常数项	1.1824*** (0.0049)	1.1572*** (0.0072)	0.3040*** (0.0049)	0.3743*** (0.0081)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	603 573	603 573	603 573	603 573
R <sup>2</sup>	0.520	0.536	0.340	0.441

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、10% 显著性水平；括号内的数值是 t 值对应的稳健标准误。

### (三) 异质性分析

#### 1. 行业异质性

为了考察服务业对外开放是否会对不同类型企业具有差异化影响，本文根据要素密集度和竞争程度的不同将样本企业进行分类。表 4 第 (1) — (3) 列分别汇报了服务业对外开放、人民币实际汇率及其交互项对三类企业加成率的影响。研究结果显示，服务业对外开放显著提高了资本密集型和技术密集型企业加成率，而对劳动密集型企业加成率没有统计意义上的显著影响。此外，人民币升值显著降低了资本密集型和技术密集型企业加成率，但对劳动密集型企业没有显著影响。

表4 行业异质性分析

变量	资本密集型	劳动密集型	技术密集型	垄断	非垄断
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>liber</i>	0.6422* (0.3421)	0.4713 (0.3706)	4.6011*** (1.3024)	-1.6592 (3.4172)	0.6813** (0.3272)
<i>reer</i>	-0.0240** (0.0103)	-0.0074 (0.0099)	-0.0291*** (0.0049)	0.0314 (0.0342)	-0.0232*** (0.0044)
<i>liber×reer</i>	-1.2212 (1.0481)	-0.5207 (0.4782)	-3.7641*** (1.4262)	1.9438 (4.1351)	-0.7125* (0.4272)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	1.1182*** (0.0122)	1.1951*** (0.0096)	1.0993*** (0.0230)	1.0398*** (0.0253)	1.1653*** (0.0077)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	232 376	312 047	59 150	44 664	558 909
R <sup>2</sup>	0.428	0.439	0.447	0.537	0.436

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平；括号内的数值是 t 值对应的稳健标准误。

本文还区分了不同行业竞争程度下,服务业对外开放,人民币实际汇率对出口企业加成率的差异化影响。根据岳希明等(2010)<sup>[28]</sup>的做法,将全样本分为垄断行业企业而非垄断行业企业。表4第(4)、(5)列汇报了服务业对外开放、人民币实际汇率及其交互项对垄断企业而非垄断企业加成率的影响。结果表明,服务业对外开放显著提升了非垄断企业加成率,而对垄断企业加成率没有显著影响。此外,人民币实际汇率及其与服务业对外开放的交互项也仅在非垄断企业中显著为负,说明只有在非垄断企业中,服务业对外开放提高了企业加成率,人民币升值减弱了服务业对外开放对出口企业加成率的正向影响。

## 2. 企业异质性

考虑到我国不同地区的经济发展水平存在较大差异,以及我国出口企业中存在大量“两头在外”的加工贸易企业的现实情况,本文从不同地区和不同贸易方式视角入手,考察服务业对外开放和人民币实际汇率对出口企业加成率的差异化影响。研究表明,服务业对外开放促进出口企业加成率,人民币升值抑制服务业对外开放的促进效果仅在东部地区企业、加工和非加工贸易企业中成立<sup>①</sup>。

## 五、机制检验

本部分将分析服务业对外开放通过何种机制影响出口企业加成率,以及对人民币升值的价格效应和成本效应谁占据主导地位进行检验。根据理论命题2,服务业对外开放通过提升产品质量促进出口企业加成率,为了验证该命题,构建如下中介效应模型:

$$markup_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 liber_{jt} + \sum \alpha_i controls_{ijt} + \varepsilon_i + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (18)$$

$$quality_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 liber_{jt} + \sum \beta_i controls_{ijt} + \varepsilon_i + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (19)$$

$$markup_{ijt} = \mu_0 + \mu_1 liber_{jt} + \mu_2 quality_{ijt} + \sum \mu_i controls_{ijt} + \varepsilon_i + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (20)$$

其中, $i$ 、 $j$ 和 $t$ 分别代表企业、行业和时间, $markup_{ijt}$ 代表出口企业加成率, $liber_{jt}$ 代表服务业对外开放, $controls_{ijt}$ 代表一系列控制变量,各变量详细计算方法与上文一致。 $quality_{ijt}$ 代表产品质量,参考施炳展等(2012)<sup>[29]</sup>的做法,利用需求残差原理计算产品质量。

表5的第(1) — (3)列汇报了完整的中介检验效果,第(1)列与基准回归结果一致,第(2)列结果显示服务业对外开放显著提高了产品质量,第(3)列对应式(20)的回归结果,在加入产品质量的变量后,服务业对外开放系数的大小与显著性都发生明显改变,说明产品质量发挥出中介效应,命题2得证。

①由于篇幅限制,完整的企业异质性回归结果备索。



表5 机制检验结果

变量	<i>markup</i>	<i>quality</i>	<i>markup</i>	<i>price</i>	<i>mc</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>liber</i>	0.7322*** (0.1842)	0.0779*** (0.0223)	0.1676** (0.0674)		
<i>quality</i>			0.2172** (0.0859)		
<i>reer</i>				-0.0444*** (0.0033)	-0.0286*** (0.0030)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	0.3752*** (0.0017)	0.0088*** (0.0007)	1.1853*** (0.0054)	0.3702*** (0.0077)	1.1578*** (0.0068)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	603 573	603 573	603 573	603 573	603 573
R <sup>2</sup>	0.747	0.492	0.836	0.437	0.461

注：\*\*\*、\*\* 分别表示 1%、5% 显著性水平；括号内的数值是 t 值对应的稳健标准误。

前文的基准回归结果显示，人民币实际汇率以及其与服务业对外开放的交互项系数都显著为负，说明人民币汇率的价格效应占据主导地位，为了验证该结论的合理性，本文参考盛丹和刘竹青（2017）的做法，从企业加成率的定义出发，将人民币实际汇率对出口企业加成率的影响分解为价格效应和成本效应两个渠道。具体回归方程构造如下：

$$price_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 reer_{ijt} + \sum \alpha_i controls_{ijt} + \varepsilon_i + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (21)$$

$$mc_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 reer_{ijt} + \sum \beta_i controls_{ijt} + \varepsilon_i + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (22)$$

其中， $price_{ijt}$  代表企业  $i$  在  $t$  期出口的平均价格； $mc_{ijt}$  代表企业  $i$  在  $t$  期的平均成本，使用进口产品的平均进口价格替代。

表 5 的第（4）、（5）列汇报了人民币实际汇率对出口企业加成率的价格效应和成本效应的检验结果，可以看出，人民币实际汇率都在 1% 的显著性水平下显著为负，说明人民币升值同时降低了企业的出口价格与边际成本。因此人民币实际汇率通过价格效应和成本效应渠道影响出口企业加成率的作用机制成立。根据系数大小判断，人民币升值的价格效应大于成本效应，即命题 3 成立而命题 4 不成立。

## 六、进一步分析

### （一）服务业对外开放对资源配置的影响

企业间加成率的差异同时也反映了资源配置效率，当生产相同产品企业的加成率一致时，资源配置才是最优的，否则意味着加成率高的企业可以用较少的资源进行生产。因此，对出口企业加成率离散程度的分析，有助于充分了解服务业对外开放对资源配置效率的影响。本文参考毛日昇等（2017）<sup>[30]</sup>的做法，使用泰勒熵指数衡量出口企业加成率的离散度：

$$Theil_{it} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^n \frac{markup_{ijt}}{\bar{markup}_{jt}} \log \left( \frac{markup_{ijt}}{\bar{markup}_{jt}} \right) \quad (23)$$

其中,  $n_j$  代表行业  $j$  在  $t$  年中的企业总数,  $markup_{ijt}$  代表行业  $j$  中企业  $i$  在时期  $t$  的加成率,  $\bar{markup}_{jt}$  代表行业  $j$  在时期  $t$  的平均加成率。研究发现服务业开放降低了企业加成率离散度, 优化了资源配置, 且人民币升值强化了该效果<sup>①</sup>。

## (二) 服务业对外开放对行业加成率的影响

本文进一步参考 Griliches 和 Regev (1995)<sup>[31]</sup> 分解生产率的做法, 把加成率在行业层面进行分解。

首先, 行业总体加成率可以分解为:

$$markup_{jt} = \sum_{i \in \Omega_j} exr_{it} markup_{it} \quad (24)$$

其中,  $j$  代表行业代码;  $\Omega_j$  代表行业  $j$  中所有企业的集合;  $exr_{it}$  代表行业  $j$  中企业  $i$  的出口份额, 接着可以表示行业加成率前后两期变化:

$$\Delta markup_{jt} = \sum_{i \in (sur, ent)} exr_{it} markup_{it} - \sum_{i \in (sur, exit)} exr_{i,t-1} markup_{i,t-1} \quad (25)$$

其中,  $sur$  代表持续出口企业;  $exit$  代表退出市场企业;  $ent$  代表新进入市场企业, 之后把行业加成率变动分解为企业内效应、企业间效应、进入效应和退出效应:

$$\begin{aligned} \Delta markup_{jt} = & \underbrace{\sum_{i \in sur} \bar{exr}_i \Delta markup_{it}}_{\text{企业内效应}} + \underbrace{\sum_{i \in sur} \Delta exr_{it} (markup_{it} - \bar{markup}_j)}_{\text{企业间效应}} \\ & + \underbrace{\sum_{i \in ent} exr_{it} (markup_{it} - \bar{markup}_j)}_{\text{进入效应}} - \underbrace{\sum_{i \in exit} exr_{i,t-1} (markup_{i,t-1} - \bar{markup}_j)}_{\text{退出效应}} \end{aligned} \quad (26)$$

其中, 上划线代表相邻两期的平均值,  $\bar{exr}_i = (exr_{i,t-1} + exr_{it})/2$ ,  $markup_{it}$  和  $\bar{markup}_j$  同理。在式 (26) 等号右边的第一项为企业内效应, 代表存续企业加成率变动导致行业加成率的变动; 第二项为企业间效应, 代表企业出口份额变动引起行业加成率的变动; 第三项为进入效应, 代表新企业进入市场导致行业加成率的变动; 第四项为退出效应, 代表企业退出市场导致行业加成率的变动。进入效应和退出效应可以合并为进入退出效应; 进入退出效应加上企业间效应构成了广义上的资源再配置效应。

为了更好反映服务业对外开放对行业加成率的影响, 本文从实证角度分析二者关系, 建立如下计量模型:

$$\Pi_{jt} = \sigma_0 + \sigma_1 liber_{jt} + \sum \sigma_i controls_{jt} + \eta_j + \eta_t + \varepsilon_{jt} \quad (27)$$

其中,  $\Pi_{jt}$  为被解释变量, 这里被解释变量有 5 类, 分别是总效应、企业内效应、企业间效应、进入退出效应和再配置效应。  $liber_{jt}$  为核心解释变量, 代表服务业对外开放, 与上文的定义一致。

表 6 汇报了采用固定效应面板模型的回归结果, 第 (1) 列是以行业加成率总

<sup>①</sup>具体回归结果备索。

变动为被解释变量的实证结果，服务业对外开放回归系数显著为正，表明服务业对外开放对行业加成率具有显著促进作用。第（2）—（5）列是分别以企业内效应、企业间效应、进入退出效应和再配置效应为被解释变量的回归结果，结果显示，服务业对外开放对进入退出效应和再配置效应具有显著正向影响，而对企业内效应和企业间效应则没有显著影响。由此表明进入退出效应和再配置效应是服务业对外开放促进行业加成率增长的两条重要途径。

表6 服务业对外开放对行业加成率变动的影响

变量	总体	企业内	企业间	进入退出	再配置
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>liber</i>	0.2950*** (0.0377)	-0.6603 (1.0322)	0.2881 (0.4136)	0.6672** (0.3032)	0.9553** (0.4501)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	0.0448*** (0.0023)	0.0297*** (0.0112)	0.0041 (0.0043)	0.0110 (0.0097)	0.0151 (0.0113)
行业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	1 530	1 530	1 530	1 530	1 530
R <sup>2</sup>	0.601	0.577	0.067	0.661	0.605

注：\*\*\*、\*\* 分别表示 1%、5% 显著性水平；括号内的数值是 t 值对应的稳健标准误。

## 七、结论与政策启示

本文通过将服务要素和汇率波动引入拓展的 MO 理论模型，利用中国工业企业数据库和中国海关数据库匹配的数据研究服务业对外开放对出口企业加成率的影响，并探索汇率波动在其中发挥的作用。结果显示：第一，服务业对外开放显著提升了出口企业加成率，但人民币升值减弱了该正向影响作用，这一结论在经过工具变量法、替换变量等一系列稳健性检验后依然成立；第二，服务业对外开放对不同出口企业加成率具有差异化影响，对资本密集型企业、技术密集型企业、非垄断企业、东部地区企业以及加工和非加工贸易企业有显著正向影响，而人民币升值减弱服务业开放的正向影响在除资本密集型企业外的上述出口企业中皆成立；第三，机制检验结果显示，服务业对外开放通过提升产品质量促进出口企业加成率，人民币升值通过价格效应抑制服务业对外开放对出口企业加成率的正面影响；第四，进一步分析表明，服务业开放以及人民币升值显著降低了企业加成率离散度，优化了资源配置，且服务业对外开放通过资源再配置效应提升行业加成率。

本文的政策启示如下：第一，不断提升对外贸易高质量发展水平，以深化服务业对外开放作为实现贸易强国建设的抓手，不断降低服务贸易壁垒，对不同服务部门要做到有序梯度性开放，如对金融部门开放时，也不能放松对金融市场的监管，要守住不发生系统性金融风险底线；第二，本文的研究结论表明，人民币升值不仅弱化了服务业开放的正向影响，还压缩了我国出口企业本就不多的盈利空间，因

此,我国政府要进一步推动汇率制度改革,完善汇率市场决定机制,同时也需要鼓励企业进行研发创新,提高在国际竞争中的议价权,以获得更多贸易盈利空间;第三,与其他出口企业相比,加工贸易企业更容易受到汇率波动的影响,为此需要大力引导加工贸易企业的转型升级,推动加工贸易向价值链高端攀升,增强对外部市场的抗风险能力,实现盈利水平持续稳步增长。

### [参考文献]

- [1] DE LOECKER J, GOLDBERG P K, KHANDELWAL A K. Prices, Markups and Trade Reform [J]. *Econometrica*, 2016, 84 (2): 445-510.
- [2] 盛丹, 刘竹青. 汇率变动、加工贸易与中国企业的成本加成率 [J]. *世界经济*, 2017 (1): 3-24.
- [3] MELITZ M J, OTTAVIANO G I. Market Size, Trade and Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2008 (75): 295-316.
- [4] 盛丹, 王永进. 中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角 [J]. *管理世界*, 2012 (5): 8-23.
- [5] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and Firm-level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (6): 2437-2471.
- [6] ATKESON A, BURSTEIN A. Pricing-to-Market, Trade Costs and International Relative Prices [J]. *American Economic Review*, 2008, 98 (5): 1998-2031.
- [7] MARTIN J. Markups, Quality and Transport Costs [J]. *European Economic Review*, 2012, 56 (4): 777-719.
- [8] MANOVA K, ZHANG Z. Quality Heterogeneity across Firms and Export Destinations [R]. NBER Working Paper, 2009, 15342.
- [9] 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): 51-71.
- [10] BEVERELLI C, FIORINI M, HOEKMAN B. Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of Institutions [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 104 (1): 166-182.
- [11] 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): 28-40.
- [12] 毛其淋, 许家云. 贸易自由化与中国企业出口的国内附加值 [J]. *世界经济*, 2019 (1): 3-25.
- [13] 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): 105-120.
- [14] 杜运苏, 彭冬冬, 陈启斐. 服务业开放对企业出口国内价值链的影响——基于附加值率和长度视角 [J]. *国际贸易问题*, 2021 (9): 157-174.
- [15] KRUGMAN P. Differences in Income Elasticities and Trades in Real Exchange Rates [J]. *European Economic Review*, 1989, 33 (5): 1031-1046.
- [16] ATKESON A, BURSTEIN A. Pricing-to-Market, Trade Costs and Exchange Rate Disconnect [J]. *The American Economic Review*, 2014, 1074 (7): 1924-1978.
- [17] 陈学彬, 李世刚, 芦东. 我国出口汇率传递率和盯市能力的实证研究 [J]. *经济研究*, 2007 (12): 106-117.
- [18] 余淼杰, 崔晓敏. 人民币汇率和加工出口的国内附加值: 理论及实证研究 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018 (4): 1207-1234.
- [19] ANTONIADES A. Heterogeneous Firms, Quality and Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95 (2): 263-273.
- [20] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.

- [21] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. *The Economic Journal*, 2015, 125 (585): 943-988.
- [22] 余森杰, 金洋, 张睿. 工业企业产能利用率衡量与生产率估算 [J]. *经济研究*, 2018 (5): 56-71.
- [23] 陈林. 中国工业企业数据库的使用问题再探 [J]. *经济评论*, 2018 (6): 140-153.
- [24] 刘小玄, 李双杰. 制造业企业相对效率的度量和比较及其外生决定因素 (2000—2004) [J]. *经济学 (季刊)*, 2008 (7): 843-868.
- [25] 诸竹君, 黄先海, 宋学印. 中国企业对外直接投资促进了加成率提升吗 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2016 (6): 77-93.
- [26] 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.
- [27] BAGGS J, BEAULIEU E, FUNG L. Are Service Firms Affected by Exchange Rate Movements? [J]. *Review of Income and Wealth*, 2010, 56 (s1): 156-176.
- [28] 岳希明, 李实, 史泰丽. 垄断行业高收入问题探讨 [J]. *中国社会科学*, 2010 (3): 77-93.
- [29] 施炳展, 邵文波. 中国企业产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角 [J]. *管理世界*, 2012 (5): 8-23.
- [30] 毛日昇, 余林徽, 武岩. 人民币实际汇率变动对资源配置效率影响的研究 [J]. *世界经济*, 2017 (4): 29-54.
- [31] GRILICHES Z, REGEV H. Firm Productivity in Israeli Industry: 1979-1988 [J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 65 (1): 175-203.

(责任编辑 王 瀛)

## Service Opening, RMB Exchange Rate and Export Firms' Markups

HAN Minchun YUAN Hankun

**Abstract:** This paper introduces service elements and exchange rate fluctuations into the extended MO model, and uses Chinese firm-level data from National Bureau of Statistics of China and Chinese customs data over the period of 2001-2013 to study the effect of service opening on export firms' markups. We find that the service opening significantly improves the markups of export firms, but the appreciation of RMB weakens the positive impact of the service opening. This conclusion is still valid after a series of robustness tests including the method of instrumental variables and change of variables. Heterogeneity research results show that service opening has a more significant improving effect on technology-intensive exporters, non-monopoly exporters, processing and non-processing exporters, but such effect is decreasing by the RMB appreciation. Moreover, mechanism test shows that service opening promotes the markups of export firms by improving product quality and RMB appreciation inhibits export firms' markups by price effect. Further analysis reveals that both the service opening and the appreciation of RMB significantly reduce the dispersion of markups and optimize the allocation of resources, and the service opening improves the markups through the resource reallocation effect.

**Keywords:** Service Opening; Export Firms; Markups; RMB Exchange Rate