

汇率制度市场化改革的出口贸易效应研究 ——基于 2005 年人民币汇率制度改革 的反事实检验

颜银根 李安琪

(南京审计大学, 江苏 南京 211815)

摘要: 2005 年汇率制度改革是中国汇率制度市场化改革中最具跨越性的改革, 对中国加入 WTO 后出口贸易的持续增长具有重要意义。本文使用 1995~2015 年 20 个国家(地区)作为对照组, 采用合成控制法进行反事实检验, 量化研究了 2005 年人民币汇率制度市场化改革对中国出口贸易的效用, 结果表明: 2005 年人民币由固定汇率制调整至浮动汇率制的市场化改革具有显著的正向出口贸易效应, 使得中国出口技术复杂度提升了约 1.83%; 且其作用具有异质性, 汇改抑制了初级、资源型产品的出口, 促进了中等和高技术产品出口技术复杂度的提升。汇率制度市场化改革是人民币国际化进程中的重要组成部分, 同时有望推动中国出口贸易达成稳外贸的目标。

关键词: 汇率制度; 市场化改革; 出口贸易; 稳外贸

中图分类号: F832

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2022) 04-0027-12

一、引言

随着中国对外开放的不断深化, 与进出口贸易有着紧密关联的人民币汇率制度也几经变化, 从改革初期的复汇率制到盯住美元汇率制, 再到有管理的浮动汇率制, 汇率制度的变革推动了人民币国际化的进程, 同时也影响着中国进出口贸易的水平和结构。要评估汇率制度市场化改革的出口贸易效应, 有必要回顾改革开放以来人民币汇率制度的变迁。在过去的 40 余年间, 人民币汇率制度经历了 5 个阶段: 1979~1984 年, 单一汇率—双重汇率—单一汇率; 1985~1993 年, 官方汇率与外汇调剂价并存的复汇率制; 1994~2004 年, 盯住美元汇率制; 2005~2015 年, 有管理的浮动汇率制; 2015 年至今, 汇率制度市场化的深化改革。其中, 2005 年汇率制度改革是最深刻的一次, 实现了从单一盯住美元的固定汇率制到参考一篮子货币的有管理的浮动汇率制的转变。在有管理的浮动汇率制实施期间, 人民币兑美元出现了大幅升值, 中国商品出口额占世界出口总额的比重也从 7.25% 增至 12.32%, 跃居世

作者简介: 颜银根(通信作者), 南京审计大学经济学院教授, 硕士生导师, 研究方向: 国际金融、空间经济; 李安琪, 南京审计大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 国际贸易。

基金项目: 2021 年江苏省研究生科研与实践创新计划项目“人民币汇率制度改革对出口贸易的影响研究”(项目编号: SJCX21_0824)。

界第一。^①

从改革初期的复汇率制到现行的有管理的浮动汇率制，2005 年的汇率制度改革无疑在中国汇率制度市场化改革中最具跨越性。相关文献分析了汇率水平、汇率波动以及汇率预期等对出口贸易的影响，但汇率制度市场化改革的出口贸易效应研究并不多见，针对 2005 年人民币由固定汇率制向浮动汇率制改革的出口贸易效应研究更是罕见。随着人民币正式加入特别提款权（SDR），人民币市场化的进程不断加快，分析汇率制度市场化改革对出口贸易的影响对中国经济社会的发展具有重要意义。

二、文献综述与影响机制

（一）文献综述

在众多影响出口贸易的因素中，最具代表性的因素包括出口国与贸易伙伴国民总收入（Tinbergen, 1962）、国家间的地理距离（Tinbergen, 1962）、外商直接投资（Vernon, 1966）、有效汇率（Warner and Kreinin, 1983）等。其中，对于企业出口而言，汇率制度具有最直接和重要的影响。

开放经济中汇率制度的影响也是根本性的，对贸易条件冲击（Broda, 2004）、货币危机（程惠芳等，2016）和通货膨胀（白雪飞等，2009）等均具有重要作用。早期的研究如 Frankel 和 Wei（1993）指出，双边汇率制度的不稳定程度对贸易规模有一定影响，但其影响程度有限。近些年，一些学者通过对货币联盟（相当于完全的固定汇率制）以及盯住汇率制的研究发现，固定汇率制和盯住汇率制对国际贸易有积极作用，能够显著促进双边贸易额和国际贸易的快速增长（Klein and Shambaugh, 2006；Tsangarides et al, 2010）。针对中国对不同国家的实际汇率制度对出口规模的影响，施炳展和张雅睿（2016）发现，1995~2010 年固定汇率制度贸易对象的出口规模是浮动汇率制度贸易对象的 1.3~1.92 倍。崔小勇等（2016）发现，无论是固定汇率制度还是浮动汇率制度都会抑制贸易水平，而中间汇率制度则在较大程度上促进了贸易发展。

2005 年汇率制度改革是一次重大变革，自此人民币从盯住美元的单一汇率制度转向参考一篮子货币的有管理的浮动汇率制度，这一变革对消费者价格指数、就业、工业产出、贸易争端、贸易平衡等多个方面都产生了一定影响（Du et al, 2021），也对出口具有重要作用。虽有研究发现，汇改促使人民币每升值 1%，出口减少 3.874%（刘啟仁和张晓莉，2012），2005 年汇改导致中国的出口增长率减少 20.33%（Du et al, 2021），但是，从 2005 年汇率制度改革至今，人民币经历多次一定幅度的升值和贬值，因此，汇改对不同企业、不同行业和对不同国家的出口产生

^① 数据来源：联合国贸易和发展会议（UNCTAD），作者计算得到。

的影响并不确定。王利平等（2007）研究发现，不同行业 and 不同类型的企业对 2005 年汇改风险的适应情况是迥异的，但多数企业的出口同比增长更多。汇率制度改革也会对出口定价产生一定影响，主要集中于出口历史短、缺乏海外市场经验的厂商（胡冬梅等，2010）。

（二）影响机制

2005 年人民币汇率制度改革对出口贸易的影响主要通过汇率水平和汇率波动产生。

汇率水平对出口贸易的影响主要通过汇率弹性的变化和汇率传递的变化影响价格机制而产生。如果马勒条件成立，^①汇率贬值将促进一国出口，相关研究也证实了这一假说（巴曙松等，2007；卢向前和戴国强，2005）。值得一提的是，汇率弹性分析是基于汇率完全传递的假设（曹伟，2016）。事实上，依市定价、较高的通胀环境、中间产品进口、出口产品质量、企业生产率等都可能导导致汇率的不完全传递甚至逆传递，进而影响汇率价格机制对出口的作用。整体而言，人民币汇率变动对出口价格具有较高的汇率传递率（陈平等，2016），是否促进出口贸易取决于汇率水平。2005 年汇率制度改革后人民币汇率虽历经多次变动，但其在市场化改革驱使下逐渐趋于均衡的汇率水平可能对出口贸易具有促进作用。

汇率波动对出口贸易的影响主要是影响企业出口面临的不确定性。对于风险厌恶型的企业而言，汇率波动性的增加无疑会对国际贸易产生不利影响（Gagnon，1993）。但是，也有一些研究指出，汇率风险的增加会加速企业重组，从而促进贸易（De Grauwe，1988）。有关人民币汇率波动的相关研究指出，汇率波动对不同贸易国的影响可能是不同的（孙霄翀和宋逢明，2008），人民币汇率波动推动了对东南亚的出口贸易（曹伟和林守武，2017），甚至不同范围的波动也会产生不同的影响（张伯伟和田朔，2014），从而带来一系列结构性变化，但对整体出口贸易的影响并无定论。就 2005 年汇改而言，一方面，汇改后人民币汇率波动幅度的增加可能通过加速企业重组促进出口贸易，另一方面，汇改也促进中国外汇市场交易品种及币种的增加、清算和信息设施建设及分层做市商制度的进一步完善，为企业运用金融工具规避外汇风险打造更良好的环境，从而促进企业出口。

三、模型设定、数据处理及变量选择

理论上，2005 年汇率制度改革可能通过汇率水平、汇率波动促进出口贸易，为验证这一假说，本文采取合成控制法构建模型以量化汇改对中国出口贸易的作用。

（一）模型设定

2005 年汇率制度改革属于“准自然”试验，对于这类政策可采用反事实框架

^① 即一国进出口需求弹性之和大于 1。

进行评估。相较于匹配差分（PSM-DID）的方法，合成控制法可以基于结果变量以数据驱动将对照组单元加权合成虚拟的实验组，并将其与真实的实验组进行对比（Khandker et al, 2009），对对照组的要求更低，从而能够有效评估这一政策带来的影响。因此，本文采用 Abadie（2021）介绍的线性因子合成控制模型，基于对照组单元的出口数据构造“未经历 2005 年汇改的中国出口数据”，以评估 2005 年汇改的出口贸易效应。

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_i Z_i + \lambda_i \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 表示出口国家（地区）， t 表示年份。 δ_t 为时间趋势变量， Z_i 和 μ_i 分别为影响出口变量 Y_{it}^N 的可观测和不可观测变量， θ_i 和 λ_i 为对应系数， ε_{it} 为误差项。由于 μ_i 不可观测，其系数 λ_i 也无法较好地估计，合成控制法认为可通过找到一组权重 W 使得对照组重现实验组特征，构造出反事实数据，从而避免对 θ_i 、 λ_i 等参数进行估计（Kaul et al, 2022）。

根据 2005 年汇率制度改革前的实验组与对照组数据，通过嵌套约束二次优化得到最优的一组权重 W^* ，使得构造的反事实数据与真实数据之间的距离最小。进一步来说，可根据均方根预测误差（RMSPE）对反事实数据与真实数据之间的差异进行判断。^①

（二）数据来源、处理及变量选择

1. 样本期及对照组选取

研究样本期为 1995~2015 年，选择这一时期主要是因为 1994 年和 2015 年中国外汇市场都进行了较大的汇率制度改革，这一时期的数据能够更加“干净”地分析 2005 年汇率制度改革的政策效应。

在对照组的选取上，本文以 Shambaugh 汇率制度分类数据为标准，^② 选出 1995~2015 年与中国 2005 年前事实汇率制度一致的 44 个国家（地区）。^③ 剔除数据缺失严重的 21 个国家（地区）以及受政治干扰因素影响较大的塞内加尔、尼日尔和斯威士兰等 3 个国家，得到最终对照组单元 20 个。表 1 则进一步表明，样本期间，中国出口到绝大多数对照组单元的商品占中国出口比重、各对照组单元出口至中国的商品占本国出口比重的均值较小，这意味着，对照组国家（地区）受到中国 2005 年汇率制度改革的影响较小，能够更好地构造出未经汇改的合成中国。

2. 结果变量指标选取

鉴于合成控制法要求对照组与实验组的数据有较高的相似度，^④ 如果按照中国的经济体量，无法构建中国的合成实验组。为解决这一问题，同时考虑到规模经济和

① 合成控制模型推导过程可向作者索取。

② 网站网址为：<https://iiep.gwu.edu/jay-c-shambaugh/>，该数据对不同国家和地区实行的固定汇率制度进行了更细致的分类，将固定汇率制度分为 4 类传统固定汇率制度和非传统固定汇率制度。

③ 早期关于汇率制度的研究多数采用 IMF 发布的《汇兑安排及汇兑限制年度报告》（Annual Report On Exchange Arrangements and Exchange Restrictions）中的各国名义汇率，但各国存在隐性盯住、有管理的浮动等实际汇率制度，这也导致各国事实汇率制度与 IMF 的标准存在差异。

④ 当实验组数据大幅偏离对照组数据时，无法通过对照组构建合成的实验组数据。

表1 1995~2015年中国与各对照组国家(地区)出口比重的均值

单位: %

序号	对照组国家 (地区)	中国出口商品到该 国(地区)的比重	出口到中国 商品的比重	序号	对照组国家 (地区)	中国出口商品到该 国(地区)的比重	出口到中国 商品的比重
1	奥地利	0.12	1.42	11	喀麦隆	0.03	5.92
2	荷兰	2.88	0.93	12	乍得	0	4.38
3	巴拿马	0.49	2.48	13	刚果共和国	0.02	21.7
4	巴哈马	0.02	0.29	14	贝宁	0.12	13.24
5	巴巴多斯	0	0.82	15	加蓬	0.01	7.65
6	巴林	0.03	2.07	16	科特迪瓦	0.05	0.66
7	阿曼	0.04	23.3	17	马里	0.01	4.34
8	卡塔尔	0.04	2.68	18	多哥	0.07	1.88
9	沙特阿拉伯	0.62	7.37	19	布基纳法索	0	1.07
10	中国香港	17.31	44.33	20	爱沙尼亚	0.04	0.73

数据来源:根据国际货币基金组织《贸易方向统计数据库》(Direction of Trade Statistics)、Shambaugh 网站原始数据计算得到。

技术溢出对出口的影响,本文采用出口技术复杂度作为结果变量,并进行对数化处理以控制异方差。参考 Hausmann 等(2007)的方法,先根据公式(2)计算研究期间每年 HS92 六分位下的产品层面技术复杂度 $PRODY_k$:

$$PRODY_k = \sum_i \frac{x_{ik} / X_i}{\sum_i (x_{ik} / X_i)} perGDP_i \quad (2)$$

其中, i 代表出口国, k 代表六分位下不同种类的产品, x_{ik} 为 i 国出口 k 类商品的金额, X_i 为 i 国商品出口总额, $perGDP_i$ 为 i 国人均 GDP。

再根据公式(3)按照各国各产品出口占出口总额的比重将产品技术复杂度 $PRODY_k$ 加权,即可得到各国出口技术复杂度。HS92 六分位下的产品出口数据来源于 CEPII-BACI 数据库,^①人均 GDP 数据来源于世界银行《全球发展指数》(WDI)数据库。

$$EXPY_i = \sum_k \frac{x_{ik}}{X_i} PRODY_k \quad (3)$$

3. 控制变量指标选取

在控制变量的选择方面(表2),参照 Hannan(2017)的做法,依据引力模型从出口需求、出口供给和贸易成本3个方面选取变量。^②在出口需求方面,依据 IMF 的 DOTS (Direction of Trade Statistics) 双边出口数据计算出贸易国的权重,再根据该权重计算贸易国的加权国民收入总值、人均国民收入并作对数化处理。出口供给方面包括:世界银行《全球发展指数》(WDI)中的出口国(地区)国民生产总值增长率、人口增长率和对数化的人口规模指标以及表示信息技术水平的移动蜂窝覆盖率,^③

① http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/presentation.asp?id=37.

② 虽然 Hausmann 等(2007)的研究指出人均 GDP 与出口技术复杂度具有正相关关系,但中国出口技术复杂度远高于类似人均 GDP 水平的国家,因此,本文未将人均 GDP 列入控制变量。

③ 移动蜂窝覆盖率指标由 WDI 数据库中移动蜂窝订阅人数(每100人)除以100计算得到。

代表对外投资净流入情况的滞后 2 期对外投资净流入占 GDP 之比,依据 IMF 的 DOTS 双边出口数据计算得到的出口贸易集中度指标。^①在贸易成本方面,将 CEPII 数据库中的加权贸易距离作为出口可变成本,^②同时选取经济自由度指数 (Index of Economic Freedom) 中的贸易自由度评分作为出口固定成本。^③

此外,按照 Abadie (2021) 所述,在合成控制法中结果变量的干预前值对重现不可观测的影响因子起着至关重要的作用。因此,通过对比控制变量在之前变量的基础上包含 1995~2005 年出口技术复杂度对数值均值、两年出口技术复杂度对数值、3 年出口技术复杂度对数值 3 种情况下得到的模型预测均方误 (RMSPE),选取 1995 年、2001 年和 2004 年的出口技术复杂度对数值 3 个变量加入控制变量中。^④

表 2 主要变量描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值	含义
lnexpy	9.32	0.55	7.58	10.08	出口技术复杂度
gdp_growth	0.04	0.04	-0.14	0.34	国民生产总值增长率
lnpopulation	15.52	1.79	12.49	21.04	人口规模
mobile	0.59	0.58	0.00	2.39	移动蜂窝覆盖率
trade_concentration	0.32	0.17	0.08	0.90	出口贸易集中度
lnpargni_per	10.02	0.51	8.17	10.99	贸易伙伴加权人均国民收入
lnpargni	28.47	0.82	25.57	30.38	贸易伙伴加权国民收入总值
lndistance	8.33	0.61	6.81	9.24	加权贸易距离
free_trade	0.67	0.18	0.13	0.97	贸易自由度
lag2_fdi	0.06	0.11	-0.58	0.87	滞后 2 期对外投资净流入占 GDP 的比值
population_growth	0.02	0.02	-0.02	0.18	人口规模增速

四、实证结果及其检验

对基准模型实证分析发现,2005 年汇改促进了中国商品的出口贸易,一系列稳健性检验也证实了其显著性,异质性检验结果则表明汇改对不同类别商品具有异质性。

(一) 基准模型

采用基准合成控制模型,得到合成中国对应的 6 个对照组单元权重 (表 3),其中,荷兰的权重高达 30.2%,巴拿马和爱沙尼亚次之,其余 3 个对照组权重之和为 31.8%,满足权重构成稀疏性的特征。样本期间,中国出口到 6 个对照组单元的商品占总商品出口比重的均值均不超过 2.88%,6 国出口至中国商品总额占本国出口总额的均值均不超过 7.37%。^⑤由此,我们可以判定合成中国具有相对独立性,中国汇率制度改革对合成中国的影响不大。

① 贸易集中度指标为出口国 (地区) 出口至第一大贸易伙伴商品占商品出口总额的比值。

② 加权贸易距离中的贸易距离为出口国与各贸易国首都之间的距离,根据出口国向各贸易伙伴的出口额 (货物) 占该国总出口 (货物) 的比例对贸易距离加权,再取其对数即为加权贸易距离。

③ 由于弗雷泽研究所 (The Fraser Institute) 中的经济自由度评分与经济自由度指数 (Index of Economic Freedom) 高度相似,因此经济自由度指数 (Index of Economic Freedom) 数据库中缺失的中国香港数据用弗雷泽研究所 (The Fraser Institute) 世界经济自由度数据库中的数据填补。

④ 文中缺失数据采用平滑移动法进行了处理。

⑤ 原始数据来源于国际货币基金组织《贸易方向统计数据库》(Direction of Trade Statistics),经作者计算得到。

图 1 为 1995~2015 年真实中国及合成中国的出口技术复杂度对数值，垂直虚线表示 2005 年汇率制度改革发生的时间点，可以看出，2005 年汇改前合成中国与真实中国的出口技术复杂度较为接近，样本期的 RMSPE 值仅为 0.02，因而反事实数据的可信度较高，满足了事前一致的假设；2005 年汇率制度改革后，合成中国与真实中国的出口技术复杂度逐渐偏离，样本期的 RMSPE 值达到 0.06，真实中国的出口技术复杂度显著高于合成中国。换言之，2005 年汇率制度改革对中国出口复杂度具有显著促进作用。值得一提的是，2008 年金融危机后，中国在 2008 年 7 月至 2010 年 6 月重回盯住美元的汇率制度，导致这一期间中国出口技术复杂度出现了一定幅度的下降，此后受 2011 年欧债危机影响，中国出口技术复杂度在 2011~2013 年有所下滑。进一步可以计算出中国 2005~2015 年出口技术复杂度的年均增幅约为 1.45%，合成中国的年均增幅仅为 1.26%。由此，可以判断出 2005 年汇率制度改革对中国出口技术复杂度的提升幅度约为 1.83%。

表 3 合成中国的各对照组单元权重

单位：%

对照组单元	荷兰	巴拿马	爱沙尼亚	卡塔尔	沙特阿拉伯	乍得
权重	30.2	22.3	15.7	13.9	11.2	6.7
出口到中国商品的比重	0.93	2.48	0.73	2.68	7.37	4.38
中国出口商品到该国的比重	2.88	0.49	0.04	0.04	0.62	0

（二）稳健性检验

采用安慰剂检验、依次剔除 1 个权重为正的对照单元及更换预测变量 3 种方法进行稳健性检验，均证实基准模型具备一定的稳健性。

1. 安慰剂检验

采用类似 Abadie 等（2010）的方法，假定对照组国家（地区）也在 2005 年进行了汇率制度改革，并将这一结果与实验组中国的汇率制度改革效果进行比较。如果对照组合成值与真实值之差小于实验组，则可以判断合成控制法的结果较为可靠。为避免 2005 年前拟合误差的影响，本文剔除汇改前 RMSPE 水平高于实验组中国水平 1.77 倍的对照组，图 2 为 1995~2015 年实验组中国和其余对照组的汇率制度改革效果，可以看出对照组的合成与真实出口技术复杂度在汇率制度改革后的差异均低于实验组中国。由此可以进一步验证，2005 年汇率制度改革对中国出口技术复杂度提升的作用较为显著。

2. 剔除对照组单元

采用类似 Abadie 等（2015）

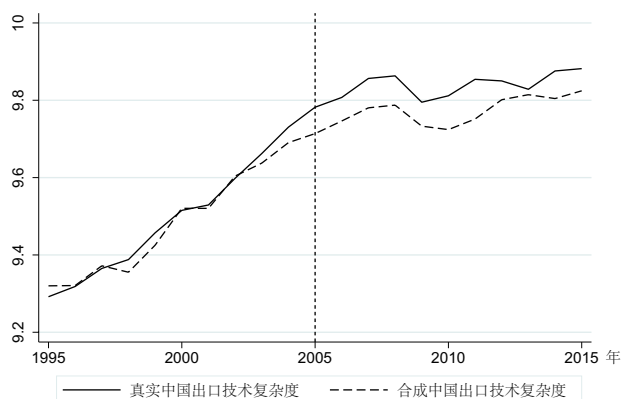


图 1 1995~2015 年真实中国及合成中国的出口技术复杂度

提出的迭代法进行检验，依次剔除 1 个权重为正的对照组单元重新基于合成控制法构造合成中国。从图 3 可以看出，剔除了 1 个权重为正的对照组单元后，结果并没有发生明显改变，2005 年汇率制度改革仍明显影响真实中国与合成中国的出口技术复杂度差值，再次验证了基准模型结论的稳健性。

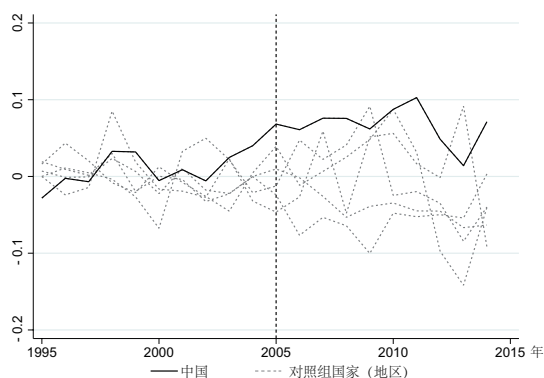


图 2 1995~2015 年各国家（地区）真实及合成出口技术复杂度对数的差值（RMSPE<0.04）

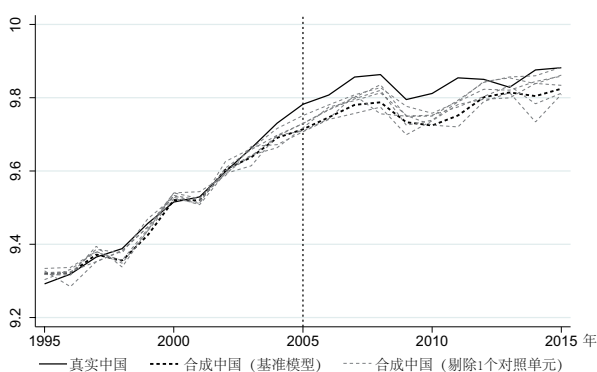


图 3 1995~2015 年剔除 1 个权重为正的国家后合成中国与真实中国的出口技术复杂度对数值

3. 更替控制变量

鉴于目前合成控制法研究对于是否应该将事件发生前的结果变量纳入控制变量并无统一论断。为更好地进行稳健性检验，本文采用了 3 种变换：（1）控制变量仅包含全部结果变量预测前值；（2）控制变量包含全部结果变量预测前值及协变量（可观测的控制变量）；（3）控制变量包含 3 个年份结果变量（1995 年、2000 年及 2004 年）观测值及协变量。^①图 4 和图 5 分别为第 1 种和第 3 种控制变量替换的安慰剂检验结果，可以发现其结果与上述研究一致。

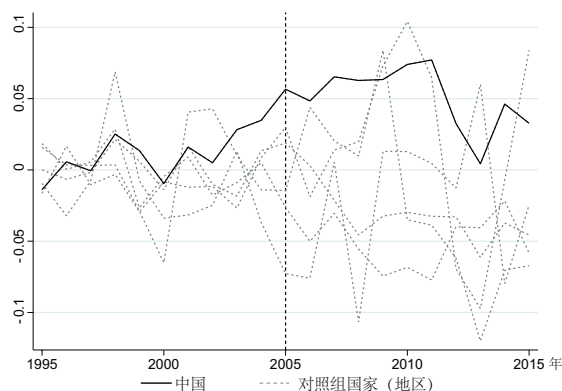


图 4 1995~2015 年各国家（地区）真实及合成出口技术复杂度对数的差值（RMSPE<0.04）（第 1 种变换）

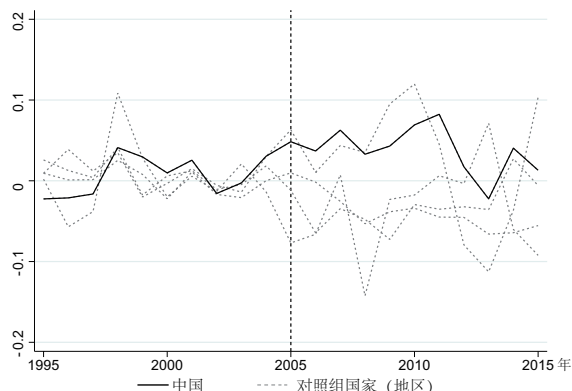


图 5 1995~2015 年各国家（地区）真实及合成出口技术复杂度对数的差值（RMSPE<0.04）（第 3 种变换）

^① 检验模型（1）和模型（2）的结果完全一致，证实了基于回归给定预测变量相对权重的方法会给其中结果变量赋予更高的权重，在预测变量中加入全部的结果变量预测前值的确可能使得模型忽略其他协变量。

(三) 异质性检验

为进一步分析 2005 年汇率制度改革对中国出口贸易的作用, 参考 Lall (2000) 的研究, 将出口产品分成初级产品、资源型产品、低技术产品、中等技术产品、高技术产品 5 类,^①分别计算得到各国各类产品的出口技术复杂度并将其对数值作为结果变量, 控制变量与基准模型保持一致, 基于合成控制模型分别进行反事实数据的估计, 得到产品分类后合成中国对应的对照组单元权重(表 4)。其中, 合成控制法仅将中国香港作为唯一对照组预测未经汇改时中国内地的低技术产品出口复杂度, 鉴于合成控制法无法选择合适的对照组构造出合成中国低技术产品出口技术复杂度, 本文仅分析 2005 年汇改分别对初级产品、资源型产品、中等技术产品和高技术产品的具体作用。

表 4 合成中国的各对照组单元权重

单位: %

对照组单元	权重				
	初级产品 (PP)	资源型产品 (RB)	低技术产品 (LT)	中等技术产品 (MT)	高技术产品 (HT)
爱沙尼亚		0.4			32.3
中国香港	5.6		100		67.7
布基纳法索				3.1	
荷兰	47	64.9		74.9	
巴拿马				18	
卡塔尔				4.1	
奥地利	35.5				
沙特阿拉伯	0.7	3.7			
乍得	11.3				
刚果共和国		19.4			
马里		11.5			

图 6 和图 7 分别显示汇改后合成中国初级产品、资源型产品的出口技术复杂度对数值明显高于真实中国, 且安慰剂检验结果均证实了汇改作用效果的显著性,^②这表明 2005 年汇率制度改革对中国初级产品、资源型产品的出口具有显著的抑制作用。汇改后中国 2005~2015 年初级产品出口技术复杂度均值为 294,201.26 美元, 相较于合成中国的 667,843.67 美元下降了约 55.95%, 而汇改后资源型产品出口技术复杂度均值为 2,188,205.36 美元, 相较于合成中国下降了 16.91%。

相反, 汇率制度改革对中国中等技术产品及高技术产品的出口具有显著促进作用(图 8 和图 9), 2005 年后真实中国的中等、高技术产品出口技术复杂度均高于合成中国, 安慰剂检验结果则表明模型具备一定的稳健性。^③通过进一步计算可以发现, 在 2005~2015 年间, 汇改使得中国中等、高技术产品出口技术复杂度均值分别提升了约 10.29% 和 27.86%。

① 参照联合国贸易统计网站 (UN Trade Statistics) 中代码对照表将 HS92 六分位产品代码转化为 SITC Rev.2 分类 (<https://unstats.un.org/unsd/trade/classifications/correspondence-tables.asp>), 再与 Lall (2000) 列出的产品分类进行对应。

② 限于篇幅, 安慰剂检验结果未报告, 备索。

③ 限于篇幅, 安慰剂检验结果未报告, 备索。

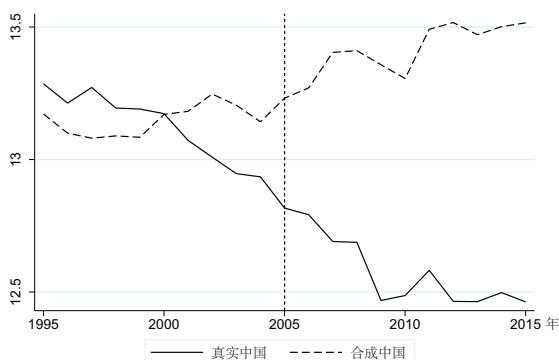


图 6 1995~2015 年真实中国及合成中国初级产品出口技术复杂度

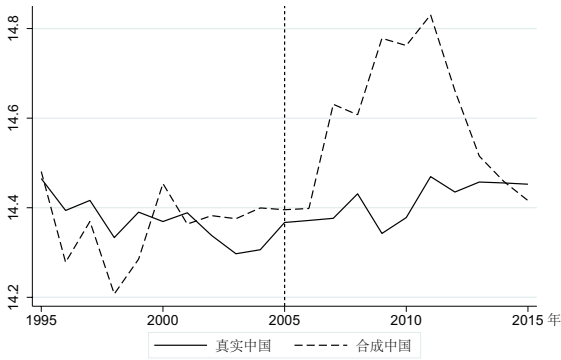


图 7 1995~2015 年真实中国及合成中国资源型产品出口技术复杂度

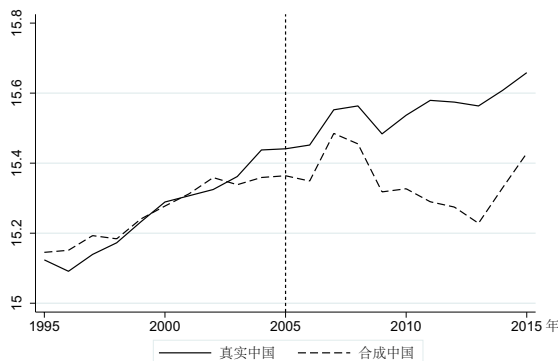


图 8 1995~2015 年真实中国及合成中国中等技术产品出口技术复杂度

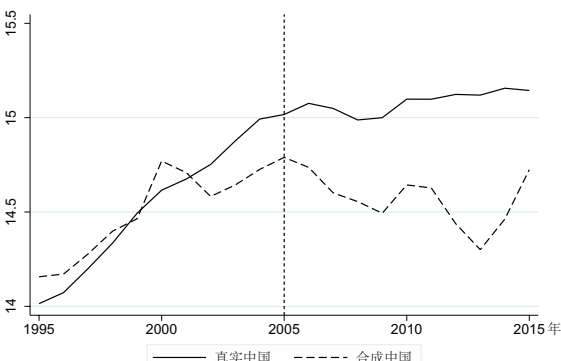


图 9 1995~2015 年真实中国及合成中国高技术产品出口技术复杂度

五、结论与启示

中国汇率制度历经数次调整，其中影响最深远的便是 2005 年汇率制度改革，之后逐渐趋于均衡的汇率水平对出口具有积极影响，此次汇改也通过加速企业重组、便利规避企业外汇风险促进了企业出口，从而形成了汇率制度改革的出口贸易效应。为量化 2005 年人民币汇率制度市场化改革对中国出口贸易效用，本文选择 1995~2015 年汇率制度与中国汇改前一致的 20 个国家（地区）作为对照组，通过合成控制法进行反事实检验，研究结果表明：（1）2005 年汇率制度市场化改革显著促进了中国出口技术复杂度的增长，提升幅度约为 1.83%。采用安慰剂检验、依次剔除 1 个权重为正的对照单元、更换控制变量包含结果变量形式的稳健性检验，进一步证实了 2005 年汇率制度市场化改革出口贸易效应的显著性。（2）2005 年汇率制度市场化改革对不同产品的效用具有异质性，在 2005~2015 年间，汇改使得中国初级、资源型产品出口技术复杂度均值分别下降了约 55.95% 和 16.91%，而促使中等和高技术产品出口技术复杂度均值分别提升了约 10.29% 和 27.86%。

上述结果表明，2005 年汇率制度市场化改革具有显著的正向出口贸易效应，其

效应的异质性也有利于中国出口贸易结构的调整。改革开放以来,中国的汇率制度经历了一系列改革,汇率制度市场化程度得到了稳步提升。汇率制度改革为中国资本账户开放奠定了基础,更是人民币国际化进程中的重要一环。2017年以来中国的出口贸易增长率连年下降,2018年和2019年的出口贸易增长率分别下降了3.66%和5.46%。2020年新冠肺炎疫情后,全球经济受到巨大冲击,中国的出口贸易较上年仅上涨了1.84%,稳外贸稳外资工作需要进一步加强。上述研究结论指出,人民币汇率制度市场化改革能够产生显著的正向出口贸易效应。这就表明,通过人民币汇率制度市场化改革,有望推动中国的出口贸易,从而达成稳外贸的目标。

参考文献:

- [1] 巴曙松等. 汇率制度改革后人民币有效汇率测算及对国际贸易、外汇储备的影响分析[J]. 国际金融研究, 2007,(4).
- [2] 白雪飞等. 汇率制度选择和宏观经济绩效——基于面板数据的分析:1990~2005[J]. 世界经济研究, 2009,(7).
- [3] 曹伟. 依市定价与汇率传递不完全: 发展历史与研究进展评述[J]. 世界经济, 2016,(9).
- [4] 曹伟, 林守武. 人民币汇率变动、邻国汇率效应与双边贸易——基于中国与东南亚五国 Svar 模型的经验研究[J]. 国际贸易问题, 2017,(11).
- [5] 陈平等. 基于汇率传递的中国进出口企业定价能力研究——时变参数状态空间模型[J]. 国际贸易问题, 2016,(7).
- [6] 程惠芳等. 中国的资本账户开放、汇率制度改革与货币危机风险[J]. 国际贸易问题, 2016,(11).
- [7] 崔小勇, 张鹏杨, 张晓芳. 汇率制度转型的贸易和收入效应[J]. 金融研究, 2016,(9).
- [8] 胡冬梅等. 汇率传递与出口商品价格决定: 基于深圳港 2000~2008 年高度分解面板数据的经验分析[J]. 世界经济, 2010,(6).
- [9] 刘啟仁, 张晓莉. 汇改对我国中小企业出口的影响测度与预测——基于汇改后月度数据的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2012,(6).
- [10] 卢向前, 戴国强. 人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994~2003[J]. 经济研究, 2005,(5).
- [11] 施炳展, 张雅睿. 人民币双边事实汇率制度与中国出口增长[J]. 金融研究, 2016,(8).
- [12] 孙霄翀, 宋逢明. 人民币汇率升值对我国贸易影响的评估[J]. 国际贸易问题, 2008,(1).
- [13] 王利平等. 汇率改革对浙江省重点行业企业出口的影响研究[J]. 国际贸易问题, 2007,(5).
- [14] 张伯伟, 田朔. 汇率波动对出口贸易的非线性影响——基于国别面板数据的研究[J]. 国际贸易问题, 2014,(6).
- [15] Abadie, A. Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects[J]. Journal of Economic Literature, 2021, 59(2).
- [16] Abadie, A., et al. Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program[J]. Journal of the American Statistical Association, 2010, 105(490).
- [17] Abadie, A., et al. Comparative Politics and the Synthetic Control Method[J]. American Journal of Political Science, 2015, 59(2).
- [18] Ahmed Hannan, S. The Impact of Trade Agreements in Latin America Using the Synthetic Control Method[M]. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2017.
- [19] Broda, C. Terms of Trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries[J]. Journal of International Economics, 2004, 63(1).
- [20] De Grauwe, P. Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade[J]. IMF Economic Review, 1988, 35(1).
- [21] Du, Z., Li, J., Pei, P. The Impacts of China's Exchange Rate Regime Reform in 2005: A Counterfactual Analysis[J]. Review of Development Economics, 2021, 25(1).

- [22] Frankel, J. A., Wei, S. Trade Blocs and Currency Blocs[R]. Working Paper, No. 4335, National Bureau of Economic Research, Inc, 1993.
- [23] Gagnon, J. E. Exchange Rate Variability and the Level of International Trade[J]. Journal of International Economics, 1993, 34(3).
- [24] Hausmann, R., et al. What You Export Matters[J]. Journal of Economic Growth (Boston, Mass.), 2007, 12(1).
- [25] Kaul, A., et al. Standard Synthetic Control Methods: The Case of Using All Preintervention Outcomes together with Covariates[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2022, 40(3).
- [26] Khandker, S. R., et al. Handbook On Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices[M]. World Bank Publications, 2009.
- [27] Klein, M. W., Shambaugh, J. C. Fixed Exchange Rates and Trade[J]. Journal of International Economics, 2006, 70(2).
- [28] Lall, S. The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985–98[J]. Oxford Development Studies, 2000, 28(3).
- [29] Tinbergen, J. Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy[M]. New York: Twentieth Century Fund, New York, 1962.
- [30] Tsangarides, C. G., et al. The Empirics of Exchange Rate Regimes and Trade: Words vs. Deeds[M]. International Monetary Fund, 2010.
- [31] Vernon, R. International Investment and International Trade in the Product Cycle[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1966, 80(2).
- [32] Warner, D., et al. Determinants of International Trade Flows[J]. The Review of Economics and Statistics, 1983, 65(1).

A Study on the Export Trade Effect of Market-oriented Reform of Exchange Rate Regime: A Counterfactual Analysis Based on the RMB Exchange Rate Regime Reform in 2005

YAN Yingen LI Anqi

Abstract: As the most leapfrog reform of China's market-oriented exchange rate reform, exchange rate regime reform in 2005 occupies a significant position in the continuous growth of China's export trade after its accession to the WTO. Optimal control group is chosen by using 20 countries and regions from 1995 to 2015 and the synthetic control method is adopted for counterfactual analysis, this paper empirically evaluates the impact of the market-oriented reform of the RMB exchange rate regime in 2005 on China's export trade. The evidence shows that: the market-oriented reform of the exchange rate regime from dollar peg to managed float has a significant positive effect on export trade, the growth rate of export technology complexity increased by about 1.83%, and its effects are heterogeneous, which inhibits the export of primary products and resource-based products, and promotes the increase of the export technology complexity of medium and high-tech products. The market-oriented reform of the exchange rate regime is also an important part of the internationalization of the RMB; meanwhile, it is expected to promote China's export trade to achieve the goal of stabilizing foreign trade.

Keywords: exchange rate regime; market-oriented reform; export trade; stabilizing foreign trade

(责任编辑: 张建华)