

Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2022.05.001



欢迎按以下格式引用:程显宏,毕鹏,王蒙.汇率变动、OFDI与出口贸易——中国与欧亚经济联盟经贸关系的经验分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2023(4):33-49. Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2022.05.001.

Citation Format: CHENG Xianhong, BI Peng, WANG Meng. Exchange rate fluctuations, OFDI and export trade: Empirical analysis of economic and trade relations between China and EEU[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2023(4):33-49. Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2022.05.001.

汇率变动、OFDI与出口贸易

——中国与欧亚经济联盟经贸关系的经验分析

程显宏¹, 毕鹏², 王蒙³

(1. 常州大学 吴敬琏经济学院, 江苏 常州 213159; 2. 佳木斯大学 经济与管理学院, 黑龙江 佳木斯 154007; 3. 曲阜师范大学 经济学院, 山东 日照 276826)

摘要:巩固和发展同欧亚经济联盟的经贸合作关系对于促进“一带一路”倡议的深远发展具有重要意义。作者基于新经济地理学理论,结合引入汇率因素的结构化贸易引力模型,在理论层面上构建了汇率变动、OFDI与出口贸易关系的理论模型并提出研究假设,将汇率变动划分为汇率水平变动与汇率波动,引入第三方汇率波动并细化为区域邻国汇率波动、中美汇率波动和中欧汇率波动三方面,采用2003—2017年中国与欧亚经济联盟成员国贸易和投资面板数据,运用全面可行广义最小二乘法(FGLS)、工具变量法(2SLS、GMM和LIML)等估计方法实证检验了汇率变动、OFDI对出口贸易的影响以及异质性汇率变动条件下OFDI的出口效应。通过研究发现:中国对欧亚经济联盟OFDI与出口贸易呈现互补关系;汇率波动对出口贸易产生显著抑制作用,而汇率水平变动影响则不显著;区域经济一体化显著降低中国对欧亚经济联盟的出口贸易;引入第三方汇率波动变量,发现第三方汇率波动效应具有异质性,区域邻国汇率波动有助于促进中国对欧亚经济联盟的出口,而中美与中欧汇率波动影响并不显著。利用国际贸易标准货物分类(SITC)将出口产品分为初级产品、劳动密集型产品和资本密集型产品,进一步探究OFDI对异质性产品出口贸易的影响,发现中国对欧亚经济联盟OFDI与不同类型的产品均具有显著互补关系,汇率水平变动对不同类型产品出口影响仍然不显著;双边汇率波动、区域经济一体化显著抑制中国与欧亚经济联盟的出口贸易,同时在考虑第三方汇率波动的情形下,双边汇率波动对初级产品的影响程度增强,对劳动和资本密集型产品的影响减弱;第三方汇率波动对不同类型产品的影响具有异质性,初级产品中第三方汇率波动均显著促进出口;劳动密集型产品中第三方汇率波动均无显著影响;资本密集型产品中仅有邻国汇率波动促进出口。设定汇率变动、第三方汇率波动和区域经济一体

基金项目:国家社会科学基金项目“双循环新发展格局下人民币汇率的资源配置效应研究”(21BJL015)

作者简介:程显宏,常州大学吴敬琏经济学院,Email:174082909@qq.com;毕鹏,佳木斯大学经济与管理学院;王蒙(通信作者),曲阜师范大学经济学院,Email:34265430@qq.com。

化与 OFDI 的交互项模型,实证检验了异质性汇率变动条件下中国对欧亚经济联盟 OFDI 的出口效应,研究发现 OFDI 出口效应中,汇率波动具有显著抑制效应,区域经济一体化和汇率水平变动影响不显著;第三方汇率波动效应具有异质性,区域邻国汇率波动显著抑制 OFDI 的出口效应,而中美和中欧汇率波动影响不显著。

关键词: 汇率变动;OFDI;出口贸易;中国与欧亚经济联盟;结构化贸易引力模型

中图分类号:F752 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2023)04-0033-17

引言

党的十九大报告要求加快完善中国社会主义市场经济体制建设,深化投融资体制改革,创新对外投资方式,加快培育国际经济合作和竞争新优势,从而形成全面对外开放的新格局。报告提出要加强与“一带一路”沿线国家贸易、投资等领域的合作。“一带一路”成为对外直接投资的热点地区以及中国企业走向世界的重要桥梁。地处欧亚核心区域的欧亚经济联盟(以下简称“联盟”),前身为2010年成立的俄白哈关税同盟,2015年随着吉尔吉斯斯坦和亚美尼亚两国相继加入,欧亚区域经济一体化进程得到进一步深化,最终形成以俄罗斯、哈萨克斯坦、白俄罗斯、吉尔吉斯斯坦和亚美尼亚为成员国的五国区域经济一体化组织。联盟是一个包含1.7亿人口总数、GDP总值达到4.5万亿美元的共同市场,其成员国均是“一带一路”沿线国家。俄白哈关税同盟启动之前,中国对五国的出口额虽然保持增长的势态,但总体水平较低。2013年“一带一路”倡议提出以来,尽管由于2015年联盟成立导致中国与联盟的出口与投资有所下降,但总量基本处于历史最高水平。中国是联盟主要的境外投资国,截至2017年底,中国在联盟对外直接投资存量为233.1亿美元,占有沿线国家直接投资的15.1%,成员国中的哈萨克斯坦是中国在“一带一路”沿线国家第一大投资目的国。中国对联盟成员国投资存量不断增加的同时,出口贸易额也从2003年的59.1亿美元增长到2017年的547.4亿美元,年均复合增长率高达15.9%^①。中国对联盟直接投资与出口贸易呈现出相互融合、协同推进的发展新态势。为了进一步深化与联盟的经贸合作关系,2018年中国与联盟及其成员国签署了《中国与欧亚经济联盟经贸合作协定》,标志着中国与联盟经贸合作从项目带动进入制度引领的新阶段,有力推动了区域经济一体化和经济全球化进程。随着中国与联盟经贸合作进入新阶段,做好贸易和投资风险防控对双边经贸合作的持续发展显得愈发重要。汇率作为国际经济活动最重要的相对价格指标,在国际经贸活动中执行着价格转换职能,对贸易与投资的平衡具有深刻影响,因此汇率变动在中国与联盟的贸易和投资关系中发挥的关键作用值得研究。

自2005年人民币汇率改革以来,人民币汇率变动经历了从缓慢到快速升值的过程,至2013年人民币兑美元大约升值了35%。2014年以来,人民币兑美元汇率中间价一改长期单边升值预期,逐渐进入双向波动频繁、弹性幅度增大的“新常态”^[1]。新形势下的汇率变动在中国与联盟贸易和投资关系中是否具有新的特征同样值得研究。

事实上,自垄断竞争优势理论提出后,国际投资理论便得到了长足发展。产品周期理论、生产

^①根据公式“CAGR(年均复合增长率)=(期末值/期初值)^(1/年数)-1”计算所得,数据由CEPII-BACI数据库提供的HS6分位产品层面的出口贸易数据。

折衷理论以及边际产业转移理论等均从理论层面探讨了贸易和投资的关系,但是传统的国际投资理论与国际贸易理论构建在不同的分析框架之内,并不能很好地解释贸易和投资的关系。随着国际分工的不断深化,关于投资与贸易相互关系的研究结论也日渐完善,如 Kemp^[2]、Antràs 和 Caballero^[3]、Kleinert 和 Toubal^[4] 的研究认为贸易和投资存在互补关系; Mundell^[5]、Dunning^[6]、Chang^[7] 的研究则认为两者为替代关系;同时研究角度也更加多元化,如 Markusen 和 Svensson^[8]、程中海和张俊伟^[9] 从要素禀赋角度考察了贸易和投资的关系, Petri^[10]、余官胜^[11] 从投资动机角度考察了贸易和投资的关系。但上述研究大多停留在投资与贸易的理论分析和表层数量关系的探讨,鲜有文献研究二者间内在逻辑关系,特别是基于理论框架内汇率对投资和贸易相互关系的影响机制尚缺乏深层次的讨论,这为本文的研究提供了可能的突破空间。

“一带一路”倡议的重要初始动因是推动中国企业和产品“走出去”^[12],而在走出去过程中汇率变动是一个不可忽视的关键因素,特别是在“一带一盟”对接合作的背景下,当我们评估汇率因素在中国与联盟经贸合作中的影响时,有必要进一步关注的问题是:汇率变动在中国对联盟投资与贸易关系中扮演了什么角色? 第三方汇率效应对双边出口贸易的影响是否具有异质性? 基于以上,我们认为汇率变动在对外直接投资与出口贸易选择行为中产生重要影响,进而构建理论模型将三者纳入统一分析框架,阐释汇率变动、对外直接投资与出口贸易之间的关系,并进一步将汇率波动细化为双边汇率波动与第三方汇率波动^②,深入探讨在异质性汇率变动作用下对外直接投资影响出口贸易的理论机制,这对于“一带一路”倡议的深远发展以及中国与联盟经贸合作水平的提升具有一定的理论和实践参考价值。

一、文献综述

(一) 对外直接投资与国际贸易

对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)与出口贸易之间的关系一直是宏观经济理论和实证研究的热点领域。早期学术界主要有两种代表性观点:一种以市场寻求型(Market seeking)为主的替代效应^[5,13],另一种以资源寻求型(Resource seeking)为主的互补效应^[14-15]。随着国际投资与跨国公司的发展,Markusen 和 Svensson 研究发现对外直接投资与贸易具有权变关系,即要素流动与要素间合作则为互补关系,反之则为替代关系^[8]。在“一带一路”倡议深入实施背景下,中国学者对沿线国家 OFDI 与贸易关系的研究成果颇丰,且具有以下特点:一是侧重探讨整体层面上 OFDI 与贸易的关系。如韩亚峰研究发现中国与“一带一路”国家的双向投资和对外贸易增长的协调关系具有区域异质性^[16];林创伟等研究发现中国与东盟国家的直接投资具有明显的贸易创造效应^[17];边婧和张曙霄认为在“一带一路”背景下中国对外直接投资具有显著的进出口贸易效应^[18]。二是侧重考察影响 OFDI 与贸易关系的核心因素。如王颖等运用拓展引力模型就中国对“一带一路”沿线 30 个国家投资的影响因素进行实证分析,研究发现东道国市场规模、东道国人均

^②我们将第三方汇率波动细化为区域邻国汇率波动、中美汇率波动和中欧汇率波动三方面。其中根据中华人民共和国商务部欧亚司将欧亚十二国定义为俄罗斯、哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、吉尔吉斯斯坦、土库曼斯坦、塔吉克斯坦、阿塞拜疆、亚美尼亚、格鲁吉亚、乌克兰、白俄罗斯、摩尔多瓦,除去欧亚经济联盟五国将剩下的七国定义为欧亚经济联盟成员国的区域邻国。由于数据的可获得性,我们最终选取塔吉克斯坦、阿塞拜疆、乌克兰和摩尔多瓦四国作为区域邻国汇率波动变量的对象,并以出口额占比为权重对双边汇率波动进行加权平均获得“区域邻国汇率波动”变量。

收入水平以及东道国资源禀赋是影响中国企业对其投资的主要因素^[19];尹美群等认为东道国要素禀赋和制度环境等因素对中国与“一带一路”沿线国家经贸合作方式及区位选择具有不同影响^[20];毛海欧和刘海云研究发现“一带一路”倡议提高了中国对沿线国家 OFDI 与贸易的互补效应^[21];谢娜基于引力全对数模型,实证检验了制度距离显著影响直接投资的贸易效应^[22]。

(二) 汇率变动与国际贸易

1. 汇率变动表现形式:汇率水平变动和汇率波动

汇率水平变动一般指汇率升值或贬值对一国进出口贸易收支差额的影响。汇率传递理论认为汇率水平变化是影响进出口贸易的关键因素。冯永琦和裴祥宇研究发现人民币实际有效汇率变动不利于最终产品的进口^[23];李宏和任家祺研究发现汇率上升对中国制造业企业的出口技术复杂度有促进作用,进口则体现抑制作用^[24];Li 等采用企业层面的数据研究发现出口国的汇率变动显著影响本国向目的国的出口额^[25];而吕诚伦和王学凯研究发现汇率变动不是影响中国对“一带一路”沿线国家出口贸易的重要因素^[26]。汇率波动指汇率水平短期内的震荡。部分学者基于风险规避(Risk Aversion)理论和期权定价理论(Option Pricing Theory)研究发现,汇率波动增加企业跨国投资和贸易的风险,阻碍企业对外直接投资与出口贸易活动^[27-28]。也有学者基于灵活生产(Production Flexibility)理论得到与之相反的结论,认为汇率波动增加风险喜好型企业的本地生产收益,促进企业对外直接投资和出口贸易^[29-30]。显然汇率变动作为影响投资和贸易的关键因素,势必会影响企业对外直接投资和出口贸易决策,但现有研究结论并不统一。

2. 第三方汇率效应

Cushman 最早认为第三方汇率会间接影响两国间的贸易,若不考虑第三方汇率效应将导致估计偏误^[31]。国外部分学者对第三方汇率效应进行了研究,得到了相应结论^[32-33]。国内学者如王雪等考察我国对美国、欧洲和日本的双边出口贸易,发现不但双边汇率波动具有显著影响,而且受到第三国汇率因素影响^[34];曹伟和林守武研究发现中国同东南亚五国进出口贸易同时受到双边汇率和邻国汇率的水平变化和波动幅度影响^[35];邹宗森等实证检验了第三方汇率波动对中国与“一带一路”沿线国家出口贸易影响,研究显示第三方汇率波动有助于稳定双边出口贸易关系^[36];李雄师等基于邻国视角,考察了汇率变动对中国与“一带一路”国家双边贸易的影响,发现邻国汇率效应对中国与“一带一路”国家双边贸易存在显著影响^[37]。

(三) 文献述评

通过梳理过往文献我们发现:一是现有研究注重汇率变动对进出口贸易的影响,但研究结论并不统一;二是从研究内容上看,第三方汇率效应的研究大多从整体层面进行评估,未考虑到第三方汇率效应可能存在的异质性问题;三是关于投资与贸易关系的研究较多,但是鲜有文献探讨汇率变动以及第三方汇率效应在投资与贸易逻辑关系中发挥的关键作用,因此汇率因素在贸易和投资关系的研究中并未得到重视;四是缺少对新兴经济体的研究,随着经济全球化、区域一体化的不断发展以及在“一带一路”倡议扎实推进背景下,鲜有研究从汇率变动的角度厘清中国与联盟 OFDI 与贸易间的关系。相较于以往研究,本文的边际贡献在于:第一,在“一带一路”倡议深入实施及“一带一路”对接合作的背景下,基于新经济地理学理论和引入汇率因素的结构化贸易引力模型,构建了汇率变动、OFDI 与出口贸易关系的理论模型,考察汇率变动、OFDI 对出口贸易的影响机制,对贸易与投资关系的研究具有一定的理论创新价值。第二,丰富了贸易和投资两者内在逻辑关系的实证研

究。现有文献大多从宏观与微观层面考察对外直接投资与出口贸易之间的关系,鲜有探究汇率因素影响二者内在行为选择的原因和机制,本文中引入汇率这一关键因素,依据构建的理论模型提出研究假设,从汇率变动角度厘清投资与贸易的内在逻辑关系,这对于促进投资和贸易协调发展具有一定的政策启示意义。第三,随着“一带一盟”对接合作的持续推进,中国与联盟经贸合作潜力不断得到发掘,引入第三方汇率效应,利用交互项模型深入阐释异质性汇率变动作用下 OFDI 的出口贸易效应,推进了现有相关研究。本文的研究对于促进中国与联盟经贸合作关系良性发展,平衡各国利益并消除可能存在的贸易摩擦具有一定的现实意义。

二、理论模型与研究假设

本文在 Pflüger^[38]模型的基础上,以“冰山贸易成本”为切入点,引入具有汇率因素的结构化贸易引力模型^[39],考察汇率变动、OFDI 对出口贸易的影响机制。假设经济系统中,(1)两地区:中国($i=1$)和欧亚经济联盟($i=2$)。(2)两种要素禀赋:劳动力(L)和资本(K),劳动力只能在区域内部流动,资本可跨区域流动。(3)两部门:农业部门和制造业部门,农业部门以规模报酬不变(CRS)和完全竞争为特征,只使用劳动力作为投入要素,生产同质品;制造业部门以规模报酬递增(IRS)和垄断竞争为特征,使用固定资本和可变劳动力作为投入要素,生产异质品。同质品贸易不存在贸易成本,异质品贸易遵循“冰山贸易成本”。Anderson 和 van Wincoop^[40]设定的贸易引力模型采用如下形式:

$$X_{ij} = cx_i m_j T_{ij}^{1-\sigma} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中: X_{ij} 表示*i*国到*j*国的出口额; x_i 和 m_j 分别表示出口国和进口国的固定效应; T_{ij} 表示双边贸易成本; σ 为替代弹性; ε_{ij} 为误差项。

Anderson 等^[39]在引力模型中将贸易成本 T_{ij} 在“冰山贸易成本”的基础上增加了规模效应和汇率传递项两个对数线性成本项,表示为:

$$T_{ij} = \tau_{ij} V_{ij}^{\varphi_{ij}} r_{ij}^{\rho_{ij}} \quad (2)$$

其中: τ_{ij} 为标准贸易成本乘数; V_{ij} 表示*i*国对*j*国的出口量; φ_{ij} 是规模弹性系数,表示出口量变化对贸易成本的影响; $r_{ij}^{\rho_{ij}}$ 为汇率变动成本项,汇率变动增加国际贸易风险和成本, r_{ij} 表示汇率变动, ρ_{ij} 为汇率变动传递程度。Anderson 和 van Wincoop^[40]将*i*国生产的异质品出口到*j*国的价格设定为 $p_{ij} = p_i T_{ij}$,其中 p_i 为*i*国产品的出厂价格,不包含贸易成本且不可直接观测,故将其控制在了多边阻力因素中。以到岸价计算的出口贸易 X_{ij} 与 V_{ij} 之间有如下关系:

$$X_{ij} = V_{ij} T_{ij} r_{ij} \quad (3)$$

由式(1)一式(3)可求得:

$$T_{ij} = [\tau_{ij} (x_i m_j)^{\varphi_{ij}} r_{ij}^{\rho_{ij} - \varphi_{ij}}]^{1/(1+\sigma\varphi_{ij})}, \forall i, j \quad (4)$$

$$X_{ij} = c^{(1+\varphi_{ij})/(1+\sigma\varphi_{ij})} (x_i m_j)^{(1+\varphi_{ij})/(1+\sigma\varphi_{ij})} \tau_{ij}^{(1-\sigma)/(1+\sigma\varphi_{ij})} r_{ij}^{(\rho_{ij}-\varphi_{ij})(1-\sigma)/(1+\sigma\varphi_{ij})} \quad (5)$$

其中, $(\rho_{ij} - \varphi_{ij})(1 - \sigma)/(1 + \sigma\varphi_{ij})$ 表示出口汇率弹性系数,以往相关文献均假设规模报酬不变^[41-43],即 $\varphi_{ij} = 0$,在这里我们沿用该假设,此时式(2)可简化为:

$$T_{ij} = \tau_{ij} r_{ij}^{\rho_{ij}} \quad (6)$$

同时,出口汇率弹性系数可简化为 $\rho_{ij}(1 - \sigma)$ 。 σ 为替代弹性,Anderson 等^[39]、丁剑平和刘敏^[44]

的研究认为 $\sigma > 1$ 且通常在 2~15 之间,故 $\rho_{ij}(1 - \sigma) < 0$,即出口汇率弹性系数一般为负。

(一) 消费者行为

消费者效用函数由两层效用函数构成,上层为同质品和异质品组合的拟线性效应函数,下层采用异质品组合消费的 CES 效用函数。则 i 地区代表性消费者效用函数可表示为:

$$U_i = \alpha \ln C_i^M + C_i^A, C_i^M = \left(\int_0^{n_1} x_{1i}^{\sigma-1/\sigma} dx + \int_0^{n_2} x_{2i}^{\sigma-1/\sigma} dx \right)^{\sigma/\sigma-1}, \alpha > 0, \sigma > 1 \quad (7)$$

以同质品为计价物可得预算约束为:

$$P_i C_i^M + C_i^A = Y_i, P_i = (n_1 p_{1i}^{1-\sigma} + n_2 p_{2i}^{1-\sigma})^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (8)$$

其中, n_1, n_2 分别为两地区异质品种类数, σ 为任意两种异质品间的替代弹性, P_i 为 i 地区的异质品组合价格指数, x_{ji} 定义为 i 地区消费者对 j 地区异质品的需求量, p_{ji} 定义为 j 地区生产的异质品在 i 地区的价格,其中 $j=1, 2$ 。

在约束条件(8)下最优化消费者效用函数(7),则可以得到消费者对异质产品和同质产品的需求量 C^M, C^A 以及 i 地区消费者对 j 地区异质产品的需求:

$$C^M = \alpha/P, C^A = Y - \alpha, x_{ji} = \alpha(p_{ji})^{-\sigma} (P_i)^{\sigma-1} \quad (9)$$

(二) 生产者行为

农业部门在完全竞争的市场上出售产品,保持规模收益不变,当以同质品为计价物时,价格为 $p = a_k w$,其中: $a_k = 1$,为单位劳动力; w 为工资,在完全竞争的市场上同质品价格即是边际成本(平均成本),则 $w = 1$,可得 $p = 1$ 。同质品贸易间不存在贸易成本,故价格相同,即 $p_i = 1 (i = 1, 2)$ 。假设现代部门各地生产技术相同,企业生产异质品需要投入 1 单位资本作为固定投入和 a_b 单位劳动力作为可变投入,因此 i 地区企业生产 c_i 单位产品的利润函数为:

$$\Pi_i = p_i c_i - (r_i + a_b w_i c_i) \quad (10)$$

根据张伯伦垄断竞争产品加成定价,企业追求利润最大化,将产品价格定为:

$$p_i = a_b / (1 - 1/\sigma) \quad (11)$$

因为两地区具有相同的生产技术,则不同国家异质品具有相同的出厂价($p_i = p_j, i \neq j$),同时,均衡状态下区域间的劳动成本是固定的,则企业数与资本数相一致($n_i = K_i$),可得地区异质品的价格指数 P_i :

$$P_i = p_i (K_1 T_{1i}^{1-\sigma} + K_2 T_{2i}^{1-\sigma})^{1/1-\sigma} \quad (12)$$

(三) 汇率波动和区域经济一体化条件下的中国 OFDI 和出口贸易

我们将 X_{ij} 定义为 i 地区对 j 地区的出口总额,则中国对联盟出口总额可表示为:

$$X_{12} = x_{12} p_{12} (L_2 + K_2) \quad (13)$$

当中国与联盟开展经贸活动时,OFDI 流入、联盟成立产生的关税同盟效应以及汇率变动导致的出口变化是本文重点关注的内容,将式(9)和式(12)带入式(13)中可得式(14)中的①,将 T_{12} 以式(6)带入①,可得②:

$$X_{12} = \frac{\alpha (T_{12}^{1-\sigma}) (L_2 + K_2)}{\underbrace{K_1 T_{12}^{1-\sigma} + K_2}_{\text{①}}} = \frac{\alpha \tau_{12}^{1-\sigma} r_{12}^{\rho_{12}(1-\sigma)} (L_2 + K_2)}{\underbrace{\tau_{12}^{1-\sigma} r_{12}^{\rho_{12}(1-\sigma)} K_1 + K_2}_{\text{②}}} \quad (14)$$

我们以式(14)中①来考察区域经济一体化条件下 OFDI 与出口贸易之间的关系,以②来考察汇

率变动对出口贸易的影响。

1. 中国对联盟 OFDI 与出口贸易

当中国对联盟 OFDI 增加时,国内资本 K_1 减少,基于式(14)中①求关于 K_1 的偏导数:

$$\frac{\partial X_{12}}{\partial K_1} = - \frac{\alpha T_{12}^{2(1-\sigma)} (L_2 + K_2)}{(T_{12}^{1-\sigma} K_1 + K_2)^2} \quad (15)$$

式(15)始终小于0,意味着当 K_1 减少时, X_{12} 增大,即中国对联盟 OFDI 增加时,出口贸易额随之增加,表明中国对联盟 OFDI 与出口贸易呈现互补关系,据此我们提出假设1。

假设1:随着中国对联盟 OFDI 的增加,出口贸易也随之增加,OFDI 与出口贸易之间具有互补关系。

2. 汇率变动与出口贸易

汇率变动对一国出口贸易的影响包括汇率水平变动和汇率波动两方面。在马歇尔—勒纳弹性条件成立的情况下,一国货币升值时会增加本国出口贸易成本,抑制该国出口,造成贸易收支变动。与汇率变动影响不同,汇率波动作为一种贸易风险,增加出口企业的风险成本,风险偏好理论认为汇率波动较大时风险厌恶型企业的出口意愿会降低。两者均反映了汇率变动导致贸易成本变化,进而影响出口贸易。基于式(14)中②求关于 r_{12} 的偏导数:

$$\frac{\partial X_{12}}{\partial r_{12}} = - \frac{\alpha \rho_{12} (\sigma - 1) \tau_{12}^{1-\sigma} r_{12}^{\rho_{12}(1-\sigma)-1} (L_2 + K_2) K_2}{[\tau_{12}^{1-\sigma} r_{12}^{\rho_{12}(1-\sigma)} K_1 + K_2]^2} \quad (16)$$

因 $\sigma > 1$,故出口汇率弹性 $-\rho_{12}(\sigma - 1)$ 数值小于零,则式(16)小于0,意味着 r_{12} 增加时, X_{12} 减少,表明汇率变动提高了贸易成本,抑制出口贸易,据此我们提出假设2。

假设2:在中国对联盟 OFDI 流入不变的情况下,汇率变动抑制出口贸易。

3. 区域经济一体化与出口贸易

联盟启动后产生关税同盟效应,即区域内国家成立经济一体化组织后,同盟成员国对内实行零关税、对外统一关税,关税的变化造成贸易成本的变动,进而对出口贸易产生影响。基于式(14)中①求关于贸易成本 T_{12} 的偏导数:

$$\frac{\partial X_{12}}{\partial T_{12}} = - \frac{\alpha (\sigma - 1) (L_2 + K_2) T_{12}^{-\sigma} K_2}{(T_{12}^{1-\sigma} K_1 + K_2)^2} \quad (17)$$

因 $\sigma > 1$,可知式(17)小于0,意味着 T_{12} 增加时, X_{12} 减少,表明联盟启动后,区域经济一体化产生的关税同盟效应导致贸易成本上升,抑制出口贸易,据此我们提出假设3。

假设3:在中国对联盟 OFDI 流入不变的情况下,联盟启动产生关税同盟效应,贸易成本提高进而抑制出口贸易。

三、数据说明及计量模型设定

(一) 变量选取及数据说明

1. 因变量

出口贸易额 ($\ln \text{Exptrade}$), 采用中国与联盟成员国当年出口额的对数值表示。数据来源于 CEPII-BACI 数据库。

2. 核心解释变量

(1) 中国对联盟成员国直接投资 ($\ln \text{OFDI}$), 采用中国对联盟成员国当年直接投资存量数据的对

数值表示。数据来源于历年《中国对外直接投资统计公报》。(2) 汇率变动。汇率变动主要包括两种情形:汇率水平变动和汇率波动,前者指汇率趋势性升值或贬值,后者主要体现为汇率水平短期内的震荡,二者均会增加国际贸易风险和成本。为了全面考察汇率变动对出口的影响,本文中两者均纳入模型。首先计算双边实际汇率月度数据,计算公式如下:

$$\text{BRER}_j = e_j \frac{P_j}{p} \quad (18)$$

其中: e_j 为直接标价法计价的人民币与目的地货币的月度名义汇率; p 为中国的月度同比消费者价格指数, p_j 为联盟成员国月度同比消费者价格指数。汇率水平变动(Reer)以同年度实际汇率月度数据的平均值来表示。汇率波动(BRvol)以双边实际汇率月度数据在同年度的变异系数来测度。除双边汇率波动外,我们在研究中还纳入第三方汇率波动(TRvol),具体设定三种形式:区域邻国汇率波动(LTRvol)、中美汇率波动(MTRvol)和中欧汇率波动(OTRvol)。原始数据来源于国际货币基金组织 IFS 数据库。(3) 区域经济一体化(EEU),虚拟变量。本文样本时间为 2003—2017 年,俄白哈关税同盟成立于 2010 年,故 2010—2017 年,俄罗斯、白俄罗斯和哈萨克斯坦取值分别为 1,其余年份取 0;欧亚经济联盟成立于 2015 年,吉尔吉斯斯坦和亚美尼亚于同年加入,故 2015—2017 年两国取值分别为 1,其余年份取 0。

3. 引力模型变量

(1) 经济发展水平(lnGDP),采用中国国内生产总值的对数值表示;(2) 是否为内陆国家(Landlocked),联盟成员国是内陆国家取 1,否则取 0;(3) 双边首都实际距离(lnDist),采用中国与联盟成员国首都实际距离的对数值表示。其中,经济发展水平变量数据来源于世界银行 WDI 数据库,其余变量来源于法国国际经济研究中心(CEPII)。

(二) 计量模型设定

结合理论模型推导,基于贸易引力模型构建如下计量模型 1:

$$\ln \text{Exptrade}_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{OFDI}_{ijt} + \alpha_2 \text{RERvol}_{ijt} + \alpha_3 \text{EEU}_{jt} + \alpha_4 \ln \text{GDP}_{it} + \alpha_5 \ln \text{Dist}_{ijt} + \alpha_6 \text{Landlocked}_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (19)$$

其中: i 表示中国, j 表示联盟成员国, t 表示年份; $\ln \text{Exptrade}_{ijt}$ 表示中国对联盟成员国 t 年出口额; $\ln \text{OFDI}_{ijt}$ 表示中国对联盟成员国 t 年投资存量; RERvol_{ijt} 为汇率变动,包括汇率水平变动(Reer_{ijt})和汇率波动(BRvol_{ijt}); EEU_{jt} 为区域经济一体化虚拟变量; $\ln \text{GDP}_{it}$ 为 t 年中国经济发展水平; $\ln \text{Dist}_{ijt}$ 表示双边首都之间的距离; Landlocked_{jt} 表示联盟成员国是否为内陆国家。

鉴于中国与联盟成员国汇率变动更多地表现出波动情形,我们在式(19)的基础上,引入第三方汇率波动变量,深入考察异质性汇率波动、OFDI 对出口的影响,设定模型 2:

$$\ln \text{Exptrade}_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{OFDI}_{ijt} + \alpha_2 \text{RERvol}_{ijt} + \alpha_3 \text{EEU}_{jt} + \alpha_4 \text{TRvol}_{ijt} + \alpha_5 \ln \text{GDP}_{it} + \alpha_6 \ln \text{Dist}_{ijt} + \alpha_7 \text{Landlocked}_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (20)$$

其中, TRvol_{ijt} 分别包括区域邻国汇率波动、中美汇率波动和 中欧汇率波动。另外,为了进一步反映异质性汇率变动作用下 OFDI 的出口效应,在式(20)的基础上设定如下交互项模型:

$$\ln \text{Exptrade}_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{OFDI}_{ijt} + \alpha_2 \text{RERvol}_{ijt} + \alpha_3 \text{EEU}_{jt} + \alpha_4 \text{TRvol}_{ijt} + \alpha_5 \ln \text{GDP}_{it} + \alpha_6 \ln \text{Dist}_{ijt} + \alpha_7 \text{Landlocked}_{jt} + \alpha_8 \text{EEU}_{jt} \times \ln \text{OFDI}_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (21)$$

$$\ln \text{Exptrade}_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{OFDI}_{ijt} + \alpha_2 \text{RERvol}_{ijt} + \alpha_3 \text{EEU}_{jt} + \alpha_4 \text{TRvol}_{ijt} + \alpha_5 \ln \text{GDP}_{it} +$$

$$\alpha_6 \ln \text{Dist}_{ijt} + \alpha_7 \text{Landlocked}_{jt} + \alpha_8 \text{RTRvol}_{ijt} \times \ln \text{OFDI}_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (22)$$

其中,式(22)的 RTRvol_{ijt} 包含汇率变动和第三方汇率波动变量。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果及分析

本文选取的研究对象为联盟成员国,时间间隔为 15 年,属长面板数据($n=5, T=15$),因此本文选取可行广义最小二乘法(FGLS)进行回归估计。首先进行组间异方差、组内自相关和组间同期相关检验(结果见表 1)。(1)组间异方差检验。对模型做固定效应回归(聚类标准误差)和广义最小二乘 GLS 估计,针对固定效应估计和 GLS 估计分别做 Wald 检验,模型 1 和模型 2 均在 1%的显著水平下存在组间异方差问题。(2)组内自相关检验。根据伍德里奇提供的 Wald 统计量方法进行检验,模型 1 和模型 2 分别在 5%和 10%的显著水平下存在组内自相关问题。(3)组间同期相关检验。采用最有效率的 B-P LM 检验,模型 1 和模型 2 分别在 5%和 10%的显著水平下存在同期自相关问题。相关检验表明,模型 1 和模型 2 均存在组间异方差、组内自相关和组间同期相关问题。

表 1 组间异方差、组内自相关和组间同期相关检验

No.	检验方法	模型 1		模型 2	
		固定估计	GLS 估计	固定估计	GLS 估计
1	组间异方差 Wald 统计量	74.65*** (0.00 0)	74.65*** (0.00 0)	42.80*** (0.00 0)	42.80*** (0.00 0)
2	组内自相关 Wald 统计量	10.385** (0.032 2)		6.264* (0.066 6)	
3	组间同期相关 B-P LM 检验	19.032** (0.039 9)		16.920* (0.076 2)	

注:1. ***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;2. 括号内为 P 值。

考虑模型存在的组间异方差、组内自相关和组间同期相关问题后,本文中选用全面 FGLS 估计进行回归。回归结果如表 2 所示。

本文中采用逐步回归,并在回归中控制了年份和国家固定效应,以控制各种不可观测的多变阻力因素,满足了贸易引力模型的基本条件并在一定程度上避免因遗漏变量产生的内生性问题。从逐步回归的结果看各变量的系数符号及显著性基本没有发生变化,这说明模型中解释变量的选取比较合理且没有严重多重共线性问题。

中国对联盟 OFDI ($\ln \text{OFDI}$) 对出口贸易的影响。表 2 中模型 1 的回归结果显示中国对联盟 OFDI 系数均在 1%的显著性水平为正,在引入第三方汇率波动变量后,模型 2 中的系数符号及显著性依旧没有发生变化。回归结果表明,中国对联盟 OFDI 增加会显著促进出口贸易,OFDI 与出口具有互补效应。该实证结果与假设 1 结论一致。从系数上看,在考虑了第三方汇率效应的情况下,中国对联盟 OFDI 的出口促进效应有所增加。

表2 基准回归结果(被解释变量:lnExtrade)

变量	模型 1			模型 2		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnOFDI	0.098 6*** (0.030 5)	0.090 7*** (0.028 9)	0.089 5*** (0.028 4)	0.093 8*** (0.027 9)	0.093 9*** (0.028 4)	0.094 7*** (0.028 4)
BRvol		-0.017 1*** (0.004 86)	-0.023 2*** (0.005 71)	-0.020 8*** (0.005 88)	-0.022 4*** (0.006 74)	-0.022 2*** (0.006 86)
Reer		-0.000 03 (0.000 12)	0.000 18 (0.000 15)	0.000 12 (0.000 15)	0.000 12 (0.000 16)	0.000 10 (0.000 16)
EEU			-0.271 ** (0.130)	-0.253 ** (0.128)	-0.264 ** (0.130)	-0.291 ** (0.132)
LTRvol				0.004 06** (0.002 06)	0.004 48** (0.002 12)	0.005 82** (0.002 49)
MTRvol					0.033 4 (0.040 6)	0.056 7 (0.043 6)
OTRvol						-2.837 (2.735)
lnGDP	2.604 *** (0.399)	2.402 *** (0.397)	2.307 *** (0.328)	2.138 *** (0.312)	2.222 *** (0.332)	2.273 *** (0.321)
lnDist	-2.917 *** (0.384)	-3.015 *** (0.373)	-3.021 *** (0.355)	-2.972 *** (0.347)	-2.973 *** (0.350)	-2.964 *** (0.350)
Landlocked	-4.107 *** (0.250)	-4.211 *** (0.246)	-4.310 *** (0.243)	-4.264 *** (0.237)	-4.270 *** (0.238)	-4.272 *** (0.238)
Constant	549.7 *** (114.9)	497.7 *** (114.2)	423.4 *** (97.68)	367.7 *** (94.23)	380.0 *** (97.03)	395.2 *** (92.58)
固定效应	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份

注:1. 括号内为稳健标准误;2. ***、**、* 分别代表在 1%、5%和 10%的显著水平。

汇率变动(RERvol)对出口贸易的影响。模型 1 的回归结果显示汇率波动(BRvol)的系数均在 1%的显著性水平为负,在引入第三方汇率波动变量后,模型 2 中的系数符号及显著性依然没有发生变化。回归结果表明,汇率波动显著抑制中国对联盟的出口贸易。同时我们发现不管是模型 1 还是模型 2,汇率水平变动(Reer)对中国与联盟出口贸易的影响均不显著,说明目前汇率水平变动并非影响中国与联盟出口贸易的关键汇率因素。吸收分析理论认为这可能是出口中其他因素的存在减弱了汇率水平变动对出口的影响。基于以上,我们认为汇率变动抑制中国对联盟的出口贸易主要通过汇率波动这一关键因素体现,基本符合假设 2 的预期。

第三方汇率波动(TRvol)对出口贸易的影响。为了深入探究第三方汇率效应对中国与联盟出口贸易的影响,我们在模型 2 中加入了第三方汇率波动变量,从表 2 第(4)一(6)列的回归结果看,区域邻国汇率波动(LTRvol)显著促进中国对联盟的出口贸易。不难理解,区域邻国汇率波动会增加中国对其出口贸易的风险,相对而言选择联盟出口则能有效规避第三方汇率波动风险。而中美汇率波动(MTRvol)与中欧汇率波动(OTRvol)对出口贸易的影响并不显著,这一方面可能是由于中国与联盟贸易结构具有较强的互补性,减弱了第三方汇率波动的影响,另一方面可能是因为近年来人民币国际化不断推进,极大降低了外部汇率风险。

区域经济一体化(EEU)对出口贸易的影响。不管是模型 1 还是模型 2 中,区域经济一体化变

量的系数均在 5% 的显著性水平为负,结果表明区域经济一体化抑制出口贸易。这一结论符合假设 3 的预期。从系数上看,在考虑了第三方汇率波动的情况下区域经济一体化的抑制效应有所提高。

此外,不管是模型 1 还是模型 2,传统贸易引力模型变量的回归结果与现有结论基本一致,即中国经济发展水平越高、两国距离越短以及目的国非内陆国家均能促进双边出口贸易。

(二) 稳健性检验

本文采用三种工具变量法(IV)进行稳健性检验,选取中国对联盟 OFDI 的滞后一期作为工具变量。回归结果如表 3 所示。表 3 中第(1)、(4)列是采用 LIML 方法的回归结果,第(2)、(5)列是采用 2SLS 方法的回归结果,第(3)、(6)列是采用最优 GMM 估计的回归结果。从回归结果看,模型 1 和模型 2 中的核心解释变量以及其他变量的显著性及系数符号依然与基础回归的结果一致,所以本文的结论可以得到有效支撑。

表 3 稳健性检验

变量	模型 1			模型 2		
	(1)LIML	(2)2SLS	(3)GMM	(4)LIML	(5)2SLS	(6)GMM
lnOFDI	0.236*** (0.070 2)	0.236*** (0.070 2)	0.237*** (0.070 3)	0.213*** (0.072 0)	0.213*** (0.072 0)	0.211*** (0.072 0)
BRvol	-0.032 9** (0.013 9)	-0.032 9** (0.013 9)	-0.033 2** (0.013 9)	-0.031 2** (0.014 2)	-0.031 2** (0.014 2)	-0.031 3** (0.014 1)
Reer	0.001 04 (0.001 10)	0.001 04 (0.001 10)	0.001 04 (0.001 10)	0.0009 98 (0.001 09)	0.0009 98 (0.001 09)	0.0009 70 (0.001 09)
EEU	-0.402*** (0.136)	-0.402*** (0.136)	-0.403*** (0.136)	-0.302* (0.159)	-0.302* (0.159)	-0.298* (0.160)
LTRvol				0.008 8** (0.004 07)	0.008 8** (0.004 07)	0.008 9** (0.004 07)
MTRvol				0.236 (0.274)	0.236 (0.274)	0.247 (0.275)
OTRvol				-4.912 (4.917)	-4.912 (4.917)	-5.079 (4.916)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Constant	463.1*** (57.84)	463.1*** (57.84)	466.7*** (58.51)	497.0*** (93.12)	497.0*** (93.12)	501.8*** (93.74)
固定效应	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份
R^2	0.974	0.974	0.974	0.978	0.978	0.978
Cragg-Donald Wald F 统计量	47.110 (16.38)			53.245 (16.38)		
Hansen J 统计量	(0.000)			(0.000)		
Kleibergen-Paap rk Wald 检验	11.094*** (0.000)			12.539*** (0.000)		

注:1.系数估计对应的括号内为稳健标准误,***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著水平,Cragg-Donald Wald F 统计量为弱工具变量识别检验,括号内的数值为 10% 水平的临界值;2. Hansen J statistic 检验为工具变量过度识别检验,括号内为 P 值;3. Kleibergen-Paap rk Wald 检验为工具变量不可识别检验,括号内为 P 值,下表同。

(三) OFDI、汇率波动对异质性产品出口的影响

我们利用国际贸易标准货物分类(SITC)对出口产品进行分类,进一步探究 OFDI 对异质性产

品出口贸易的影响。将 SITC 中 10 个分类划分为初级产品 (SITC_0-SITC_4)、资本密集型产品 (SITC_5 和 SITC_7) 和劳动密集型产品 (SITC_6 和 SITC_8), 鉴于 SITC_9 数量非常小故忽略不计, 通过区分不同类型产品探讨汇率变动、OFDI 对出口贸易的影响。回归结果如表 4 所示。

表 4 OFDI 对不同类型产品的出口效应

变量	出口模型 1			出口模型 2		
	(1) 初级	(2) 劳动密集	(3) 资本密集	(4) 初级	(5) 劳动密集	(6) 资本密集
lnOFDI	0.398*** (0.0528)	0.488*** (0.0595)	0.301*** (0.0615)	0.417*** (0.0485)	0.492*** (0.0594)	0.288*** (0.0600)
BRvol	-0.0449** (0.0226)	-0.0709*** (0.0194)	-0.0518*** (0.0151)	-0.0806*** (0.0266)	-0.0589** (0.0278)	-0.0478** (0.0191)
Reer	-0.0015 (0.0012)	-0.0007 (0.0013)	0.0015 (0.0016)	-0.0007 (0.0011)	-0.00065 (0.0013)	0.00132 (0.0015)
EEU	-0.677*** (0.210)	-0.779*** (0.189)	-0.522*** (0.144)	-0.913*** (0.229)	-0.772*** (0.192)	-0.465*** (0.152)
LTRvol				1.023** (0.497)	0.000293 (0.00558)	0.00814* (0.00422)
MTRvol				8.541* (4.461)	-0.320 (0.339)	0.228 (0.297)
OTRvol				361.9** (178.6)	4.725 (7.127)	-7.329 (5.159)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Constant	403.2*** (111.6)	422.3*** (140.1)	437.8*** (81.04)	-70.80*** (24.57)	278.8 (176.1)	489.3*** (113.8)
固定效应	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份
R ²	0.933	0.921	0.965	0.943	0.923	0.968
Cragg-Donald Wald F 统计量	78.774 (16.38)	78.774 (16.38)	78.774 (16.38)	119.297 (16.38)	91.243 (16.38)	91.243 (16.38)
Hansen J statistic	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Kleibergen-Paaprk Wald 检验	7.567*** (0.0059)	7.567*** (0.0059)	7.567*** (0.0059)	7.488*** (0.0062)	7.521** (0.0061)	7.521** (0.0061)

从表 4 可以看出, 中国对联盟 OFDI 与不同产品类型的出口贸易仍然具有显著的互补效应, 从系数上看, OFDI 与劳动密集型产品的出口互补作用最强。汇率波动对中国与联盟不同产品类型的出口贸易依然具有显著的抑制作用, 其中对劳动密集型产品的抑制作用最强。在考虑了第三方汇率波动效应的情况下, 汇率波动对初级产品出口的抑制效应增强, 对劳动密集型产品和资本密集型产品出口的抑制效应减弱。汇率水平变动对不同类型产品的影响依然不显著。区域经济一体化变量对不同产品类型的出口依然具有显著抑制作用。第三方汇率波动对不同产品类型出口的影响具有异质性, 在初级产品中, 邻国汇率波动、中美汇率波动与中欧汇率波动都显著促进中国与联盟的初级产品出口贸易; 在劳动密集型产品中, 第三方汇率波动对中国与联盟的出口都没有显著影响; 在资本密集型产品中, 只有邻国汇率波动促进出口, 中美汇率波动与中欧汇率波动影响不显著。

(四) 异质性汇率变动条件下 OFDI 的出口效应

中国企业对联盟成员国进行投资时, 不可避免地受到汇率因素的影响, 为了进一步考察汇率变

动在 OFDI 与出口贸易关系中产生的中介效应,我们构建了区域经济一体化、汇率变动和第三方汇率波动与 OFDI 的交互项 ($EEU \times \ln OFDI$ 、 $BRvol \times \ln OFDI$ 、 $Reer \times \ln OFDI$ 、 $LTRvol \times \ln OFDI$ 、 $MTRvol \times \ln OFDI$ 、 $OTRvol \times \ln OFDI$)。考虑到投资与贸易之间的内生性问题以及长面板数据存在的异方差问题,我们选用被解释变量 ($\ln OFDI$) 的滞后一期作为工具变量,采用 2SLS 估计对模型进行回归估计。回归结果如表 5 所示。

表 5 异质性汇率变动条件下对外直接投资的出口效应

变量	(1) EEU×lnOFDI	(2) BRvol×lnOFDI	(3) Reer×lnOFDI	(4) LTRvol×lnOFDI	(5) MTRvol×LlnOFDI	(6) OTRvol×lnOFDI
交互项系数	-0.013 0 (0.020 3)	-0.018 6** (0.008 57)	-0.000 7 (0.000 496)	-0.001 38** (0.000 68)	0.005 47 (0.030 4)	-1.693 (1.070)
所有解释变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份	国家+年份
R ²	0.978	0.977	0.975	0.978	0.978	0.974
Cragg-Donald Wald F 统计量	48.157 (16.38)	38.092 (16.38)	28.955 (16.38)	44.810 (16.38)	47.712 (16.38)	28.087 (16.38)
Hansen J 统计量	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Kleibergen-Paap rk Wald 检验	12.067*** (0.000 5)	10.427*** (0.000 1)	8.937*** (0.002 8)	12.768*** (0.000 4)	12.516*** (0.000 4)	9.180*** (0.002 4)

注:1. 仅报告了交互项以及工具变量检验的回归结果,其他控制变量参与回归但结果未列入;2. 系数对应行括号内为稳健标准误。

表 5 第(1)列显示区域经济一体化与 OFDI 的交互项 ($EEU \times \ln OFDI$) 系数为负但不显著。Kindleberger 首次提出投资创造和投资转移理论,认为区域经济一体化的贸易流向会对国际直接投资的流向和流量产生影响,形成投资创造效应和投资转移效应^[45],但是本文的研究显示区域经济一体化变量在中国对联盟 OFDI 的出口效应中影响不显著,这一方面可能由于联盟成立较晚,并且投资效应具有一定的滞后性,因而在本文观测期内区域经济一体化对 OFDI 出口效应的影响并没有完全体现;另一方面,根据《2017 年度中国对外直接投资统计公报》,2015—2016 年中国对联盟直接投资存量从 206.69 亿美元下降到 201.55 亿美元,虽然下降但幅度较轻,这也可能导致 OFDI 出口效应对区域经济一体化并不敏感。

汇率变动中,第(2)列显示汇率波动与 OFDI 的交互项 ($BRvol \times \ln OFDI$) 系数显著为负,表明汇率波动降低了中国对联盟 OFDI 的出口效应,而第(3)列显示汇率水平变动与 OFDI 的交互项 ($Reer \times \ln OFDI$) 并不显著。这表明当汇率波动加剧时风险厌恶型中国企业为降低贸易成本会选择减少对联盟的投资活动,进而降低中国对联盟 OFDI 的出口效应。

第三方汇率波动中,除第(4)列区域邻国汇率波动与 OFDI 的交互项 ($LTRvol \times \ln OFDI$) 系数显著为负外,第(5)和(6)两列中美汇率波动、中欧汇率波动与 OFDI 的交互项 ($MTRvol \times \ln OFDI$ 、 $OTRvol \times \ln OFDI$) 系数均不显著。一方面,区域邻国汇率波动加剧将导致跨国企业对外投资的风险增加,同样会波及中国对联盟 OFDI 活动,但是从系数上看影响比较微弱;另一方面,随着人民币国际化的不断推进,在很大程度上削弱中美、中欧汇率波动对中国与联盟经贸活动的影响。

五、结论及相关政策建议

本文在理论层面上构建了汇率变动、OFDI与出口贸易之间的理论模型,采用2003—2017年中国与联盟成员国的投资贸易面板数据,实证检验了汇率变动、OFDI对出口贸易的影响以及异质性汇率变动条件下OFDI的出口效应。

第一,中国对联盟OFDI与出口贸易呈现互补关系;汇率波动对出口贸易产生显著的抑制作用,从风险偏好的角度看与现有研究结论一致,而汇率水平变动影响则不显著;区域经济一体化显著降低了中国对联盟的出口贸易;引入第三方汇率波动变量,研究发现第三方汇率波动效应具有异质性,区域邻国汇率波动有助于促进中国对联盟的出口,而中美与中欧汇率波动影响并不显著。

第二,利用国际贸易标准货物分类(SITC)将出口产品分为初级产品、劳动密集型产品和资本密集型产品,进一步探究OFDI对异质性产品出口贸易的影响,发现中国对联盟OFDI与不同类型的产品都具有显著的互补关系,汇率水平变动对不同类型产品的出口影响仍然不显著;双边汇率波动、区域经济一体化都显著抑制中国与联盟的出口贸易,同时在考虑第三方汇率波动的情形下,双边汇率波动对初级产品的影响程度增强,对劳动和资本密集型产品的影响减弱;第三方汇率波动对不同类型产品的影响具有异质性。在初级产品中,第三方汇率波动均显著促进出口;在劳动密集型产品中,第三方汇率波动均无显著影响;在资本密集型产品中,只有邻国汇率波动促进出口,中美汇率波动与中欧汇率波动影响不显著。

第三,设定汇率变动、第三方汇率波动和区域经济一体化与OFDI的交互项模型,实证检验了异质性汇率变动条件下中国对联盟OFDI的出口效应,研究发现在中国对联盟OFDI的出口效应中,汇率波动具有显著抑制效应,区域经济一体化和汇率水平变动影响不显著;第三方汇率波动效应具有异质性,区域邻国汇率波动显著抑制OFDI的出口效应,而中美和中欧汇率波动影响不显著。

随着人民币正式加入SDR,汇率波动也逐渐常态化。常态化的汇率波动对中国与联盟经贸合作的影响更是充满了不确定性,结合本文的研究结论提出以下建议。

首先,管控汇率波动风险,增加企业投资信心。随着人民币汇率进入双向频繁波动的新常态,汇率波动将会是未来一段时间内影响中国企业对外投资和出口贸易的关键风险因素,央行应加强货币政策调节力度,加强与国际金融机构合作,通过相应的金融工具规避汇率波动带来的风险,从而降低企业投资风险成本,增加企业投资信心。但仍要提防人民币大幅升值造成汇率水平变动对中国与联盟出口贸易的负面影响,同时应进一步增加与联盟国家或区域内主要国家之间的货币权重,提高汇率形成机制的稳健性。其次,加强货币互换协议保障措施,促进人民币区域化和国际化,保障企业投资利益。利用中国与联盟及成员国深化经贸合作层次的契机,推进人民币结算区域化进程,最大限度地扩大至联盟邻国区域,增加汇率双向联动效应从而降低第三方汇率波动对中国与联盟经贸合作的影响,同时应通过建立、健全人民币结算制度等措施降低企业投资、出口过程中产生的汇率风险,保障企业投资利益。最后,增进投资多元化,促进出口贸易发展。贸易的互补性有助于稳定出口贸易关系,减轻汇率变动带来的汇率风险,国家应鼓励有实力的民营经济投入“一带一路”建设,促进中国对联盟直接投资的多样化;投资结构的多元化在一定程度上能降低外部汇率风险,国家也要鼓励和引导跨国企业投资向租赁和商务服务业、制造业等多领域扩展,利用不同行业分散和缓冲汇率波动带来的风险,从而促进出口贸易发展。

参考文献:

- [1] 邹宗森,徐柳,冯等田. 实际汇率变动、邻近效应与出口贸易:基于中国对“一带一路”沿线国家出口的实证研究[J]. 青海社会科学,2019(5):51-59,72.
- [2] KEMP C. The benefits from international trade and investment; A Neo-Heckscher-Ohlin approach[J]. *American Economic Review*, 1966, 56(4):788-809.
- [3] ANTRÀS P, CABALLERO R J. Trade and capital flows: a financial frictions perspective[J]. *Journal of Political Economy*, 2009, 117(4):701-744.
- [4] KLEINERT J, TOUBAL F. Production versus distribution-oriented FDI[J]. *Review of World Economics*, 2013, 149(3):423-442.
- [5] MUNDELL R A. International trade with factor mobility[J]. *American Economic Review*, 1957, 47:321-335.
- [6] DUNNING J H. Explaining the international direct investment position of countries: Towards a dynamic or developmental approach[J]. *Review of World Economics*, 1981, 117(1):30-64.
- [7] CHANG S C. The dynamic interactions among foreign direct investment, economic growth, exports and unemployment: Evidence from Taiwan[J]. *Economic Change and Restructuring*, 2005, 38(3/4):235-256.
- [8] MARKUSEN J R, SVENSSON L E O. Trade in goods and factors with international differences in technology[J]. *International Economic Review*, 1985, 26(1):175-192.
- [9] 程中海,张伟俊. 要素禀赋、对外直接投资与出口贸易:理论模型及实证[J]. 世界经济研究,2017(10):78-92,136.
- [10] PETRI P A. The regional clustering of foreign direct investment and trade[J]. *Transnational Corporations*, 1994, 3(3):1-24.
- [11] 余官胜. 东道国金融发展和我国企业对外直接投资:基于动机异质性视角的实证研究[J]. 国际贸易问题,2015(3):138-145.
- [12] 刘瑞,高峰. “一带一路”倡议的区位路径选择与化解传统产业产能过剩[J]. 社会科学研究,2016(1):45-56.
- [13] MARKUSEN J R. Factor movements and commodity trade as complements[J]. *Journal of International Economics*, 1983, 14(3/4):341-356.
- [14] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export versus FDI with heterogeneous firms[J]. *American Economic Review*, 2004, 94(1):300-316.
- [15] MUCCHIELLI J L, SOUBAYA I. Intra-firm trade and foreign direct investment: An empirical analysis of French firms[M]// *Multinational firms and impacts on employment, trade and technology*. New York:Routledge, 2002:43-83.
- [16] 韩亚峰. “一带一路”倡议下中国双向投资与对外贸易增长的协调关系研究[J]. 宏观经济研究,2018(8):52-59,74.
- [17] 林创伟,谭娜,何传添. 中国对东盟国家直接投资的贸易效应研究[J]. 国际经贸探索,2019(4):60-79.
- [18] 边婧,张曙霄. 中国对外直接投资的贸易效应:基于“一带一路”倡议的研究[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2019(5):34-44.
- [19] 王颖,吕婕,唐子仪. 中国对“一带一路”沿线国家直接投资的影响因素研究:基于东道国制度环境因素[J]. 国际贸易问题,2018(1):83-91.
- [20] 尹美群,盛磊,吴博. “一带一路”东道国要素禀赋、制度环境对中国对外经贸合作方式及区位选择的影响[J]. 世界经济研究,2019(1):81-92,136.
- [21] 毛海欧,刘海云. 中国对外直接投资对贸易互补关系的影响:“一带一路”倡议扮演了什么角色[J]. 财贸经济,2019(10):81-94.
- [22] 谢娜. 中国对“一带一路”沿线国家直接投资的贸易效应研究:基于制度距离差异的实证分析[J]. 宏观经济研究, 2020(2):112-130,164.
- [23] 冯永琦,裴祥宇. 人民币实际有效汇率变动的进口贸易转型效应[J]. 世界经济研究,2014(3):21-26,87.
- [24] 李宏,任家祺. 汇率变动对中国制造业进出口技术复杂度的影响分析[J]. 世界经济研究,2020(3):3-15,135.
- [25] LI H B, MA H, XU Y. How do exchange rate movements affect Chinese exports? A firm-level investigation[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97(1):148-161.
- [26] 吕诚伦,王学凯. 中国与“一带一路”沿线国家出口贸易研究:基于汇率变动、外贸依存度的视角[J]. 财经理论与实践,2019(3):113-118.
- [27] CAMPA J M. Entry by foreign firms in the United States under exchange rate uncertainty[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1993, 75(4):614-622.

- [28] 邹宗森,张永亮,王秀玲. 汇率变动、贸易结构与贸易福利[M]. 北京:中国社会科学出版社,2019.
- [29] KASMAN A, KASMAN S. Exchange rate uncertainty in Turkey and its impact on export volume[J]. *Metu Studies in Development*, 2005, 32(6):41-58.
- [30] BAUM C F, CAGLAYANM. On the sensitivity of the volume and volatility of bilateral trade flows to exchange rate uncertainty[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2010, 29(1):79-93.
- [31] O CUSHMAN D. Has exchange risk depressed international trade? The impact of third-country exchange risk[J]. *Journal of International Money and Finance*, 1986, 5(3):361-379.
- [32] DELL'ARICCIA G. Exchange rate fluctuations and trade flows: Evidence from the European union[R]. *IMF Working Papers*, 1998, 98(107):1-27.
- [33] BAHMANI-OSKOOEE M, BOLHASSANI M. Exchange rate uncertainty and trade between US and Canada: Is there evidence of third-country effect? [J]. *The International Trade Journal*, 2014, 28(1):23-44.
- [34] 王雪,胡未名,杨海生. 汇率波动与我国双边出口贸易:存在第三国汇率效应吗?[J]. *金融研究*, 2016(7):1-16.
- [35] 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):150-161.
- [36] 邹宗森,王秀玲,冯等田. 第三方汇率波动影响出口贸易关系持续吗:基于“一带一路”沿线国家的实证研究[J]. *国际金融研究*, 2018(9):56-65.
- [37] 李雄师,唐文琳,赵慧. 邻国汇率效应对中国与“一带一路”国家贸易的影响:基于动态空间计量模型的实证分析[J]. *亚太经济*, 2019(3):46-58, 150.
- [38] PFLÜGER M. A simple, analytically solvable, chamberlinian agglomeration model[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2004, 34(5):565-573.
- [39] ANDERSON J, VESSELOVSKY M, YOTOVY. Gravity, Scale and Exchange Rates[R]. *National Bureau of Economic Research*, 2013.
- [40] ANDERSON J E, VAN WINCOOP E. Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(1):170-192.
- [41] KRUGMAN P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade[J]. *American Economic Review*, 1980, 70(5):950-959.
- [42] HELPMAN E. Imperfect competition and international trade: Evidence from fourteen industrial countries[J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 1987, 1(1):62-81.
- [43] DEARDORFF A. Determinants of bilateral trade: Does gravity work in a neoclassical world?[R]. *National Bureau of Economic Research*, 1995.
- [44] 丁剑平,刘敏. 中欧双边贸易的规模效应研究:一个引力模型的扩展应用[J]. *世界经济*, 2016(6):100-123.
- [45] KINDLEBERGER C P. European integration and the international corporation[J]. *Columbia Journal of World Business*, 1966, 1(1):65-73.

Exchange rate fluctuations, OFDI and export trade:

Empirical analysis of economic and trade relations between China and EEU

CHENG Xianhong¹, BI Peng², WANG Meng³

(1. School of Wu Jinglian Economics, Changzhou University, Changzhou 213159, P. R. China;

2. School of Economics and Management, Jiamusi University, Jiamusi 154007, P. R. China;

3. School of Economics, Qufu Normal University, Rizhao 276826, P. R. China)

Abstract: Consolidating and developing economic and trade cooperation with the Eurasian Economic Union is of great significance for “the Belt and Road” Initiative. Based on the theory of new economic geography, combined with the structured trade gravity model with the introduction of exchange rate factors, the authors construct a theoretical model of exchange rate changes, the relationship between OFDI and export

trade, and put forward research hypotheses. The exchange rate changes are divided into exchange rate level changes and exchange rate fluctuations, and the third-party exchange rate fluctuations are introduced and refined into exchange rate fluctuations of regional neighbors in terms of exchange rate fluctuations between China and the United States and between China and Europe. Using the panel data of trade and investment between China and the member countries of the Eurasian Economic Union from 2003 to 2017, the authors empirically test the exchange rate changes, the impact of OFDI on export trade and the export effect of OFDI under the condition of heterogeneous exchange rate changes by using the estimation methods such as the comprehensive feasible generalized least square method (FGLS), instrumental variable method (2SLS, GMM and LIML). It is found that: 1) China's OFDI and export trade to Eurasian Economic Union are complementary; Exchange rate fluctuations have a significant inhibitory effect on export trade, while the impact of exchange rate changes is not significant; Regional economic integration significantly reduces China's export trade to the Eurasian Economic Union; Introducing the third-party exchange rate fluctuation variable, it is found that the third-party exchange rate fluctuation effect is heterogeneous. The exchange rate fluctuation of regional neighbors helps to promote China's export to Eurasian Economic Union, while the impact of exchange rate fluctuation between China, the United States and central Europe is not significant. 2) The export products are divided into primary products, labor-intensive products and capital-intensive products by using the international trade standard classification of goods (SITC), and the impact of OFDI on the export trade of heterogeneous products is further explored. It is found that China has a significant complementary relationship with the Eurasian Economic Union OFDI and different types of products, the change of exchange rate level still has no significant impact on the export of different types of products; Bilateral exchange rate fluctuations and regional economic integration significantly inhibit the export trade between China and the Eurasian Economic Union. At the same time, considering the third-party exchange rate fluctuations, the impact of bilateral exchange rate fluctuations on primary products increases and the impact on labor-and capital-intensive products decreases; The impact of third-party exchange rate fluctuations on different types of products is heterogeneous. The third-party exchange rate fluctuations significantly promote primary products exports; The third-party exchange rate fluctuations have no significant impact on labor-intensive products; Among capital intensive products, only the exchange rate fluctuations of neighboring countries promote exports. 3) Setting the interaction term model of exchange rate change, third-party exchange rate fluctuation, regional economic integration and OFDI, this paper empirically tests China's export effect to Eurasian Economic Union OFDI under the condition of heterogeneous exchange rate change. It is found that in the export effect of OFDI, exchange rate fluctuation has a significant inhibitory effect, and the impact of regional economic integration and exchange rate level change is not significant; The third-party exchange rate fluctuation effect is heterogeneous. The exchange rate fluctuation of regional neighbors significantly inhibits the export effect of OFDI, while the exchange rate fluctuation of China, the United States and central Europe has no significant impact.

Key words: exchange rate fluctuations; OFDI; export trade; China and EEU; structured trade gravity model

(责任编辑 傅旭东)