

目的国难民冲击对中国出口的影响： 来自中欧贸易的证据

冯国强，孙 瑞

摘要：探讨难民涌入对进口贸易的影响机制，事关中国如何应对欧洲遭遇的难民冲击，从中优化贸易结构、稳定贸易水平。文章基于2013年欧洲发生的难民危机设置准自然实验，结合双重差分估计与贸易引力模型检验难民流入欧洲对中国出口贸易的影响。结果显示，欧洲遭遇的难民冲击导致中国出口贸易额下降12%~14%左右。机制检验发现，难民涌入促使左翼民粹政党支持率上升，进而推动主流政党采取贸易保护举措，限制了中国的出口贸易。异质性分析显示，欧洲难民冲击对劳动力密集型的加工贸易品出口存在显著的负面影响，而非劳动力密集型贸易品出口不受影响；受中国贸易冲击越多的国家或年份，难民冲击负面影响越大；难民冲击主要对中国的燃料与润滑剂类、除运输设备外的资本物品及其部件和零部件类、运输设备及其部件和零部件类商品出口有显著负向影响。上述结果表明，一旦在经济政策的分析中考虑难民社会融入的因素，兼顾对用工成本造成的影响，难民涌入就更可能抑制而非促进贸易。

关键词：难民冲击；对华进口贸易；双重差分法；准自然实验

中图分类号：F746.11 **文献标识码：**A **文章编号：**1002-0594 (2024) 09-0022-18

DOI:10.13687/j.cnki.gjjmts.2024.09.002

一、引言

经济全球化不只是商品的全球化，也是要素的全球化，要素流动甚至会替代商品贸易 (Mundell, 1957)。按照经典贸易理论推断，作为劳动力要素的一种，移民的国际流动会降低商品流动。然而相关研究却表明，移民倾向于促进而不是减少商品贸易 (Gould, 1994; White, 2007)。移民要么通过“商业与社会网络效应”降低进口贸易的交易成本，从而促进商品进口；要么通过“偏好移植效应”使消费偏好结构改变，进而增加特定产品进口。本文关注移民的一种极端形式——难民对贸易产生的影响。^①一部分文献发现难民与移民对贸易的影响机制基本一致，难民涌入能够促进目的国进口贸易 (White & Tadesse, 2010; Parsons & Vzina, 2018)。然而这类研究往往探讨目的国和难民来源国之间的贸易往来，对于非来源国贸易受到的影响却无从推断。

收稿日期：2024-04-03

基金项目：国家自然科学基金青年项目 (71903079)

作者简介：冯国强 (1985-)，贵州遵义人，兰州大学经济学院副教授，研究方向为国际政治经济学、制度经济学；孙瑞 (2000-)，江苏南京人，北京大学国家发展研究院博士研究生，研究方向为贸易与增长理论。

感谢匿名审稿专家提出的修改建议，文责自负。

中国是全球最大的贸易国, 目的国难民涌入是否造成这类国家对华贸易政策的调整? 如果商业与社会网络效应以及偏好移植效应成立, 那么可以推断难民涌入虽减少了中国与难民来源国之间的贸易, 却无形增加了中国与目的国之间的贸易往来。然而基于对 2013 年欧洲难民危机的观察却发现, 难民庇护申请越多的国家往往有着更多的贸易壁垒 (见图 1)。我们的研究还发现, 在受到难民冲击影响的地区, 中国对其出口的增速较其他地区更低, 甚至为负增长。这就不得不引致如下疑问: 目的国难民涌入对贸易政策的影响机制是否和移民涌入的作用机制一致? 如果不一致, 那么欧洲遭遇的难民危机又如何改变这类国家的贸易政策?

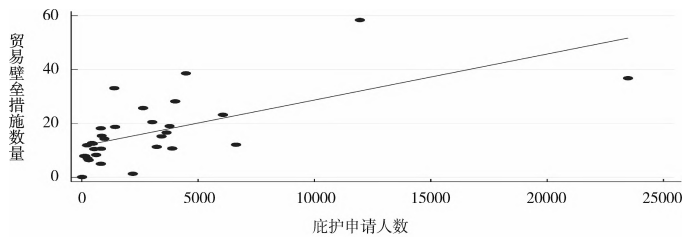


图1: 欧洲31国难民庇护申请数与贸易壁垒的线性拟合图

资料来源: 难民庇护申请数据来自于欧盟统计局 (Eurostat), 贸易壁垒措施数量数据来自于全球贸易预警数据库 (Database of Global Trade Alter)。

之所以出现与现有结论相反的统计关系, 是因为对难民群体的设定以及影响机制上存在两方面限制性假设: 第一, 将难民群体界定为与经济移民相似的一类群体, 事实上难民在居留权获得、劳动力市场融入经济资源获取、社会网络和语言融入, 以及技能水平等方面均不及经济移民。第二, 先设定产品市场均衡, 并不考虑难民涌入对要素市场产生的经济与政治影响。无论是经济或文化冲击, 难民都会引起民粹政党支持率的上升, 导致主流执政党调整贸易政策与方向, 向保护主义或再分配性质上倾斜 (Acemoglu et al., 2013; Guiso, 2017, Dornbusch et al., 1991; Rodrik, 2018), 这种政策倾斜一定程度上会阻碍商品进口。因此, 一旦考虑难民冲击带来的经济、政治上的一般均衡效应, 难民涌入对目的国进口的削减效应可能超过促进效应。

为检验上述理论推断, 本文借助于 2013 年欧洲难民危机设置准自然实验, 利用欧洲跨国面板数据来识别难民涌入对贸易政策的影响机制。具体探讨如下问题: (1) 欧洲难民涌入是否影响中国对欧洲的出口; (2) 目的国难民流入对中国出口贸易存在何种影响机制; (3) 哪些类型的商品更容易受到目的国难民冲击的影响; (4) 受中欧贸易冲击越大的国家或年份, 难民涌入的影响是否会更大。回答上述问题能够为中国有效规避难民冲击的负面影响, 从而巩固中欧贸易关系提供政策启示。

二、制度背景和理论假说

(一) 制度背景: 欧洲难民危机的发生时点与地理分布

2013 年欧洲难民危机起源于 2011 年的“阿拉伯之春”颜色革命浪潮以及随之

而来的中东、北非局部战争与冲突, 但对欧洲产生实质性政策冲击则在 2013 年才正式开始。首先, 2013 年“伊斯兰国”的成立以及由其引致的叙利亚战争扩大化导致整个中东地区的难民数量激增, 仅叙利亚的注册难民数量就超过两百万, 是欧洲难民危机中难民潮产生的重要源头 (宋全成, 2015)。其次, 一系列旨在协调和分配难民庇护配额的政策法规如《都柏林公约》《避难程序指令》《收容条件指令》也都在 2013 年进行了修改, 这些政策决定了此后各国的难民收容责任和分配机制, 一定程度上致使部分国家加速陷入难民危机。如 2013 年 6 月 26 日修改的《都柏林公约》当中规定了“肇因者原则”, 造成压力过大的边境国家逐渐不再遵守这一规定, 最终导致难民潮失控, 致使难民沿交通线路迁徙至其他中转城市。政策失败是难民危机形成的重要因素 (伍慧萍, 2015)。从欧盟统计局发布的难民庇护申请数据来看, 在 2013 年之前难民庇护申请人数呈现平稳浮动的态势, 但在 2013 年后, 这一指标开始大幅增长 (见图 2)^②。

在 2013 年之前, 难民中转国和非中转国的平均难民庇护申请数存在差异但增速基本持平; 2013 年欧洲难民危机发生之后, 难民中转国的平均庇护申请数开始迅速增加, 同时期非难民中转国的平均庇护申请人数仍延续之前的波动态势 (见图 3)。从中不难判断, 2013 年欧洲难民危机的突发性以及在时间和截面两个维度上给欧洲各国带来的差异化冲击, 使得该冲击具有“准自然实验”的特征。

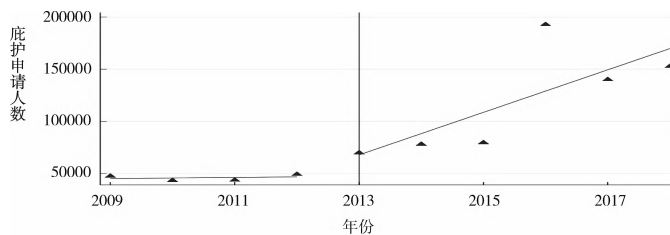


图2：难民庇护申请数量变化趋势

和以往的难民潮相比, 这一轮难民潮目的地更加明确, 路线也十分清晰 (赵俊杰, 2016)。其中, 目的地集中在瑞典、德国、意大利、法国、匈牙利、奥地利、英国和荷兰等国。在迁移线路上, 根据欧洲国际边境管理署 (Frontex) 对难民入欧路线的划分和相应路线偷渡难民人数的统计, 难民进入欧洲一般通过西巴尔干线路、地中海东线和中线。由于《都柏林公约》的配额制度致使各国对难民分配相互推诿, 难民无法在短时间内被有效地分散收容, 他们在相当长的一段时间里被集中收容在几个国家, 并严重超过这些国家的承受上限 (伍慧萍, 2015)。

基于上述事实, 本文参考林雨晨、席天扬 (2020) 的做法, 根据港口、重要交通线如铁路和公路等外生因素筛选出 16 个难民中转城市, 并基于中转城市所属国家划分该国是否为难民中转国, 从而将整个欧洲区分为难民中转国和非难民中转国, 最终得到如表 1 所示的 12 个难民中转国样本和图 3 所示的两类样本国家难民庇护数量的差异。

表 1: 主要难民中转城市及所属国家

国家	难民中转城市	国家	难民中转城市
意大利	墨西拿	荷兰	阿姆斯特丹
意大利	罗马	丹麦	哥本哈根
意大利	米兰	瑞典	斯德哥尔摩
德国	汉堡	奥地利	维也纳
德国	法兰克福	匈牙利	布达佩斯
德国	慕尼黑	克罗地亚	萨格勒布
法国	巴黎	塞尔维亚	贝尔格莱德
比利时	布鲁塞尔	希腊	雅典

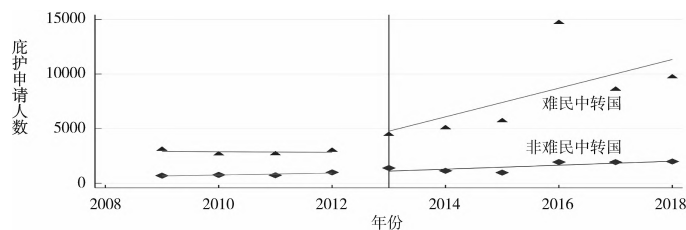


图3: 中转国和非中转国难民庇护申请数量对照

(二) 文献综述和理论假说

强调移民或难民涌入对来源国和目的国之间贸易的促进作用最早由 Gould (1994) 基于美国移民的经验数据提出并证实。其研究表明存在两种促进机制：一方面，难民/移民通过与来源国的“纽带连接”降低贸易成本。按照这一机制，移民拥有对母国市场、语言、习俗、商业习惯和制度法律的知识及信息上的优势，因此作为一种降低交易成本的因素进入贸易引力模型，从而促进了双边贸易的发展。之后一系列基于不同国家的实证研究都证明了这一点 (Head & Ries, 1998; Blanes, 2005; White, 2007; White & Tadesse, 2010; Bratti et al., 2014; Parsons & Vzina, 2018), Rauch (2001) 称这种机制为“商业与社会网络效应”。另一方面，难民/移民具有区别于目的国居民的特有偏好，为满足这种差异化偏好，难民/移民的消费需求会使来源国的相关消费品进口增加。这一机制也被一系列文献加以讨论和验证 (White, 2007; Bratti et al., 2014), 被称为“移植本土偏好效应”。但不同于前一种机制，该机制仅影响目的国进口而不影响来源国出口。

上述两种机制都支持难民/移民对贸易的促进作用，但其隐含的假设也导致这类研究存在两方面局限。首先，难民和经济移民相比存在一系列差异：(1) 难民所获得的居留权利往往是短暂的。居住的不确定性严重降低了难民对人力资本投资的积极性，并阻碍了其长期的劳动力市场融入 (Dustmann et al., 2022; Brell, 2020)。(2) 难民的劳动力供给可能与目的国对特定工作技能、工作类型的劳动力需求不匹配，增加了目的国劳动力市场的融入障碍 (Brell, 2020)。(3) 包括健康水平在内

的人力资本、语言技能和社会网络完整性上的不足也进一步阻碍了其融入劳动力市场 (Auer, 2018; Giuntella et al., 2018)。而支持难民对贸易具有促进效应的两个机制都要求难民至少能取得在目的国合法庇护居留的权利。其中,“商业与社会网络效应”进一步要求难民在目的国能建立新的或维持旧的社会网络,或具有基本的语言技能和经济资源;“移植本土偏好效应”进一步要求难民至少拥有与目的国劳动力市场所需求的工作能力并获得工作收入。因此,难民通过融入目的国劳动力市场来促进贸易发展的必要条件难以满足^③。

其次,即使不存在难民融入障碍,现有研究所提出的促进性机制也会因为未能考虑难民对劳动力市场和再分配政策所产生的冲击,进而可能间接地阻碍贸易行为。(1) 难民涌入给劳动力市场带来的一般均衡效应表现为,短期内大量的劳动力(难民)涌入导致本土均衡工资下降,从而削弱劳动力密集型进口品的竞争优势,减少进口贸易。这一机制成立的关键在于难民会否真实地影响工资水平,然而大部分研究并未发现移民对本土居民的薪酬和就业有明显的影响(Card et al., 2012; Peri, 2016; Foged & Peri, 2016; Hunt, 2017)。(2) 给再分配政策带来的冲击,表现在难民涌入会改变目的国国内关于再分配的政治诉求,这一诉求通过左翼民粹政党的贸易保护机制得以实现。面对难民/移民的进入,本土劳动力尤其是低技能劳动力群体单方面形成工资下降的预期或调高失业风险,这种“经济不安全感”推动国内民粹政党支持率上升(Inglehart & Norris, 2016; 蒙克, 2019),从而助推自由贸易政策转变方向(冯国强等, 2022)。此外,难民/移民带来的文化冲击也会促使民粹主义政党上台(Inglehart & Norris, 2016; Rodrik, 2018; 林雨晨、席天扬, 2020),进而扭曲主流政党的贸易政策决定(Acemoglu et al., 2013; 冯国强等, 2022)。Acemoglu et al. (2013) 通过贝叶斯博弈模型表明民粹政党会使一般政策具有再分配性质,相关经验研究也表明民粹政党会通过提升贸易壁垒来实现短期的再分配效应(Dornbusch et al., 1991; Rodrik, 2018)。冯国强等(2022)进一步发现,在选票最大化的政治激励下,欧洲的民粹政党(主要是左翼民粹政党)会扭曲原先支持自由贸易的政党政治偏好,使其转向支持贸易保护。

加入WTO以来,中国凭借相对廉价的劳动力对发达国家的同业造成了巨大影响,对劳动力市场也产生了负向冲击(Acemoglu et al., 2016; David et al., 2013)。这使得推行贸易保护,尤其对来自中国的商品实施贸易壁垒措施成为发达国家劳动力群体普遍支持的政治议题。因此,如果难民涌入引致左翼民粹政党支持率上升,将导致目的国对来自中国的商品施加贸易壁垒,使中国出口贸易额下降或增速放缓。基于上述文献和理论分析,本文提出如下假说和推论,以备下文检验。

假说1: 难民冲击显著降低中国对难民中转国(遭受难民冲击的国家)的出口贸易额。

假说2: 难民冲击对中国出口贸易额的抑制作用主要通过左翼民粹政党的贸易保护机制起作用,而非劳动力市场的用工成本削减机制。

推论 1: 主要受难民冲击影响的是具有劳动力密集型特征的加工贸易品, 而具有非劳动力密集型特征的初级贸易品不受影响。

推论 2: 受中国贸易冲击越大的国家或年份, 难民冲击对贸易的抑制作用越大。

三、实证设计与数据

(一) 识别策略: 双重差分法

采取双重差分设计来识别目的国难民冲击对中国出口贸易的影响是基于如下几方面的原因: (1) 难民的产生不受东道国经济条件的影响, 避免了不可观测的目的国内生经济因素同时影响难民迁移决策以及进口政策决定, 从而增强了外生性; (2) 难民的最终迁移地和安置地往往不是难民对经济结果考量后自主决定的, 而是受制于难民自身来源国所处地理位置、旅途成本与风险, 以及目的国庇护安置制度等一系列其他因素, 带有一定外生性和随机性。

此外, 采用双重差分进行检验还满足另外两个合理性: 第一, 横截面方面, 进入欧洲的难民主要被安置在前文所述的由港口、公路和铁路沿线等外生因素所决定的难民中转城市中。而根据《都柏林公约 III》, 16 个城市所在的 12 个国家对难民安置和庇护负主要责任, 因此在 12 个难民中转国家和另外 19 个非难民中转国之间难民冲击存在系统性差异。第二, 时间序列方面, 在 2013 年之前难民进入欧洲的数量在中转国和非中转国之间稳定且持平, 而在 2013 年之后, 欧洲难民庇护申请数量骤增, 从而使得难民冲击呈现出时间序列前后的差异。

(二) 模型设定

借鉴贸易引力模型的一般设定 (Anderson, 2011), 设定如下基准模型:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \lambda_i + \mu_t + \Lambda_i \times \mu_t + X_{it} \Gamma + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中, y_{it} 为中国对目的国的商品出口额, 回归时分别采用目的国名义对华进口额对数 ($lnim_nominal$)、实际对华进口额对数 ($lnim_real$) 进行代理, 以互相确保稳健性。核心解释变量 $did_{it} = D_i \times T_t$, 其中 D_i 将样本区分为实验组和控制组, 一旦国家 i 为难民中转国, 则 $D_i = 1$, 否则取值 0; T_t 是政策变量, 2013 年之后取值 1, 否则取值 0。 β_1 为平均处理效应 (ATT), 反映了难民冲击对中国出口贸易的影响。

控制变量中, λ_i 表示不随时间变化的国家固定效应 (*country*), 在模型中包括了各国的地理位置、文化宗教、与中国的地理距离、本国是否为内陆国等不随时间变化的可观测因素; μ_t 则表示不随个体变化的时间固定效应 (*year*), 包括了全球通货膨胀水平、中国同年的 GDP 水平以及金融危机以来全球需求侧衰退对进口贸易的持续性冲击影响。此外, 参考 Chen et al. (2020) 的做法, 纳入被解释变量在处理前的水平与时间虚拟变量的交互项 $\Lambda_i \times \mu_t$, 以消除处理组与控制组之间潜在的非平行趋势差异。考虑到需要排除样本期受到的次贷危机和国家制度背景的潜在干扰, 一方面将 Λ_i 设定为 2007 年对华进口占总进口比重 ($imshare_{2007}$), 以及 2007 年对华进口额对数 ($lnim_{2007_nominal}$) 或实际进口额对数 ($lnim_{2007_real}$)^④; 另一方面, 依据制度

背景的特殊性, 将是否为南方边界国家 (*south*) 纳入 Λ_i , 以控制难民冲击在 2013 年之前的影响^⑤。模型同时控制了一系列随时间变化的因素 X_{it} , 包括目的国名义 GDP 对数 ($\ln gdp$) 或实际 GDP 对数 ($\ln rgdp$), 偏远度对数 ($\ln remote$) 代理的多边贸易阻力条件、本国货币兑美元的汇率对数 ($\ln xr$)、当年是否同中国有区域贸易协定 (*RTA*)、是否为欧盟成员国 (*EU*)。

在回归时还根据 BEC (Broad Economic Category) 一位数分类标准, 从产业层面测度目的国对华进口额 ($\ln im_industry$), 以提供产业层面的稳健性证据。此时的估计模型见式 (2), 回归时额外控制了产业固定效应 (*industry*)、各国产业的初始贸易水平与年份虚拟变量的交互项。由于数据的限制未能增加其他随时间变化的各国产业层面的控制变量, 其余设定均与式 (1) 相同。

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \lambda_i + \mu_t + \zeta_j + \Lambda_i \times \mu_t + Z_{ij} \times \mu_t + X_{it} \Gamma + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式中 y_{ijt} 为中国产业 j 在年份 t 向目的国 i 的名义出口额对数。 Z_{ij} 则作为产业层面初始贸易水平, 具体包括: 产业 j 在 2007 年向目的国 i 的名义出口额对数 ($\ln im_{2007_industry}$) 及产业 j 在 2007 年向目的国 i 的出口比重 ($imshare_{2007_industry}$)。

双倍差分模型需满足平行趋势条件, 但由于难民中转国 2013 年后的“反事实”在现实中不可观测, 因此只能检验 2013 年之前的事前趋势 (*pre-trend*)。如果中国对难民中转国与非中转国的出口贸易差异在 2013 年前各年均不显著, 则可以极大地提高本文核心结论的可信性。除此之外, 一些文献也认为欧洲难民危机逐步开展, 至 2015 年才达到顶峰 (赵俊杰, 2016), 其影响程度存在异质性。基于此, 本文按“面板事件研究设计” (*panel event-study design*) 设定动态 DID 模型, 以检验事前趋势是否平行并估计动态处理效应。该模型通过设置各年份的虚拟变量 $I(t = \gamma)$ 与 D_i 的交互项以获得难民冲击的逐期动态效应, 具体如式 (3) 所示:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{\gamma=2010}^{2018} \beta_{\gamma} D_i \times I(t = \gamma) + X_{it} \Gamma + \lambda_i + \mu_t + \Lambda_i \times \mu_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

为避免多重共线性问题, 同时也为便于形成对照, 参考现有文献做法剔除样本首期即 2009 年的虚拟变量^⑥。如果 β_{2010} 、 β_{2011} 、 β_{2012} 均不显著, 则表示事前趋势检验通过。

上述模型中, 目的国对华进口额的数据来自联合国 Comtrade 数据库, 折算成实际额时的价格指数来自 PWT (Penn World Table) 数据库, 控制变量数据来源为 PWT 数据库和 CEPII 数据库中的 Gravity 数据包。

(三) 机制变量

结合前文的理论分析, 待验证的机制包括左翼民粹政党贸易保护机制 (政治机制) 和用工成本下降机制 (经济机制)。政治机制的机制变量为左翼民粹政党支持率 (*lpopulism*) 和对华贸易壁垒覆盖率 (*barrier*)。其中, 左翼民粹政党支持率 (*lpopulism*) 来自瑞典智库 Timbro 发布的 TAP 民粹指数 (The Timbro Authoritarian Populism Index), 由各国左翼民粹政党在议会选举中的得票率测算得出。考虑到该数据只在每个选举年才有记录, 为此先计算两次相邻大选年左翼民粹政党支持度的

增长率, 再据此线性拟合间隔年左翼民粹政党支持率; 贸易壁垒覆盖率 (*barrier*) 则用受到来自进口国各类贸易壁垒影响的对华贸易额占总贸易额的比重进行测度, 该数据来自全球贸易预警数据库 (Database of Global Trade Alter)。 *barrier* 数值越大, 说明该国设置了更多对华贸易壁垒。利用该测度方法不但能有效衡量各国的贸易壁垒水平差异, 还能避免国家经济体量带来的干扰以及贸易壁垒工具种类繁多带来的难以比较等问题。

经济机制的机制变量由中位数工资对数 (*lnwage*)、劳动力成本占 GDP 比重 (*labsh1*) 以及劳动力收入占 GDP 比重 (*labsh2*) 组成。其中, *lnwage* 来自欧盟统计局的官方数据, *labsh1*、*labsh2* 来自 PWT 数据库, 分别从劳动要素的供需两方面衡量用工成本。

(四) 分组均值与描述性统计

变量的分组均值描述性统计显示^⑦, 在 2013 年难民冲击发生之前, 难民中转国和非中转国之间的对华进口贸易额已经存在显著的存量差异, 但只要两组的平均增速在控制相关因素后近似无差异, 则在双重差分设计下仍可以形成有效的处理组和控制组对比关系。就均值统计结果来看, 非难民中转国的对华进口对数名义额在 2013 年前后平均增长了 28% 左右, 但难民中转国的这一数值却下降了 1.2%。就实际额和产业层面的进口名义额而言, 中转国的上升速度却远低于非中转国。对被解释变量的描述性统计直观验证了难民冲击的进口抑制效应。

在难民冲击发生前, 处理组和控制组之间的重要控制变量基本不存在显著差异, 说明协变量特征在两组间的平衡性较好。机制变量在难民冲击前也均不存在显著的组间差异, 至少说明在 2013 年之前这些变量独立于难民冲击分组, 避免 2013 年前就有其他因素造成这些机制变量存在差异, 否则会导致机制分析的内生性问题。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 是根据式 (1)、(2) 进行估计的结果。其中, 列 (1)~(3) 的被解释变量为名义出口额对数 (*lnim_nominal*), 列 (4)~(6) 的被解释变量为实际出口额对数 (*lnim_real*), 列 (7)~(9) 为产业层面统计的名义出口额对数 (*lnim_industry*)。列 (1)、(4)、(7) 未纳入控制变量, 列 (2)、(5)、(8) 控制了不随时间变化的可观测控制变量与时间固定效应的交互项, 列 (3)、(6)、(9) 进一步控制了一系列随时间变化的可观测变量。根据 Bertrand et al. (2004) 的建议, 各列均使用了国家层面的聚类标准误。

did_{it} 的估计系数表明, 在不考虑其他因素时, 难民冲击导致中国对难民中转国名义出口额相比于非中转国平均下降约 29%~31% 左右, 实际出口量上的表现大致相同。在产业层面, 这一影响扩大至 35%~37% 左右。当控制住其他影响因素之后, 难民冲击导致的名义额下降也在 14% 左右, 实际额下降 12% 左右, 产业层面下降 19%

表 2: 基准回归结果

	lnim_nominal			lnim_real			lnim_industry		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
did	-0.291*** (0.086)	-0.311** (0.146)	-0.142** (0.060)	-0.280*** (0.083)	-0.294** (0.142)	-0.124** (0.057)	-0.373*** (0.115)	-0.354** (0.162)	-0.187* (0.098)
lngdp			0.424** (0.160)						0.258 (0.320)
lnrgdp						0.446*** (0.161)			
lnremote			1.761 (2.549)			1.633 (2.315)			2.959 (4.096)
lnxr			-0.656* (0.327)			-0.857*** (0.286)			-0.593 (0.638)
RTA			0.104 (0.081)			0.111 (0.073)			-0.117 (0.236)
EU			-0.793*** (0.056)			-0.794*** (0.057)			-0.930*** (0.122)
Constant	22.288*** (0.020)	21.752*** (0.613)	8.606 (7.848)	22.778*** (0.019)	22.143*** (0.605)	14.73** (5.520)	18.315*** (0.027)	11.621*** (1.883)	0.399 (11.981)
country	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	—	—	—	—	—	—	Yes	Yes	Yes
imshare ₂₀₀₇ × year	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
lnim ₂₀₀₇ × year	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
imshare _{2007_industry} × year	—	—	—	—	—	—	No	Yes	Yes
lnim _{2007_industry} × year	—	—	—	—	—	—	No	Yes	Yes
south × year	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Control Variables	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes
R ²	0.162	0.241	0.473	0.160	0.236	0.462	0.006	0.282	0.287
Obs	310	310	310	310	310	310	2170	2170	2170

左右。不难推断, 难民冲击至少造成 12%~14% 的出口贸易额下降。无论如何改变模型设定, did_{it} 的符号方向均未发生变化, 说明欧洲贸易目的国遭遇的难民冲击显著减少了中国的出口贸易, 假说 1 成立。

(二) 事前趋势检验与动态处理效应

按照式 (3) 的事前趋势检验显示, 2013 年之前各相对期虚拟变量和分组变量 D_i 的交互项系数估计不显著, $\beta_{2010} = \beta_{2011} = \beta_{2012} = 0$ 的 P 值均大于 10%, 可以认为 2013 年难民危机发生前并不存在显著的组间趋势差异, 事前趋势平行。

此外, 动态处理效应的结果表明, 在 2013 年之前, 难民中转国和非中转国各年

的进口贸易差距在 12%~15% 左右; 在 2013 年难民冲击发生之后, 当年并未表现出明显变化, 但随后不断上升, 直至差异达到 28%。这说明难民冲击对中欧贸易的影响是逐步增强的, 并非立刻产生^⑧, 而且在 2015 年和 2016 年这两年影响达到最大, 这和难民庇护申请数量的高峰时期正好吻合。

(三) 安慰剂检验

分别在时间和截面两个维度进行安慰剂检验, 以增强基准估计结果在处理时点选择以及处理组样本选择上的稳健性^⑨。在时间安慰剂检验上, 将样本更换为未经经历难民危机的时间段, 同时保持处理组和控制组的组成国家不变。具体处理是, 选择 2003~2012 年的样本, 并保证 31 个国家中的处理组和控制组分组与基准估计保持一致。在该区间内, 难民政策也并无显著变动, 2003 年恰为《都柏林公约 II》实施的时间点, 2012 年为《都柏林公约 III》实施的最后一年。遵循基准模型设定, 分别设置 2006 年、2007 年、2008 年、2009 年为处理时点, 然后分别对名义出口量、实际出口量进行回归。时间维度安慰剂检验的结果显示, 核心解释变量不具统计显著性, 通过时间维度的安慰剂检验。

截面安慰剂检验的处理则是先按照正态分布对样本国家进行排序, 然后保留前 12 个国家为处理组, 其余为控制组, 之后再遵循基准模型设定进行回归, 从中提取 *did* 的估计系数和对应的标准误, 如此反复抽样 500 次。处理结果显示, 若随机选 12 个国家组成处理组, 同时保持处理时点为 2013 年, 则多数情况下核心解释变量不具统计显著性。截面的安慰剂检验通过, 基准估计结果稳健。

五、机制分析与异质性讨论

(一) 机制分析

前文验证了假说 1, 那么贸易量减少的原因到底是左翼民粹政党支持率上升带来的贸易保护机制还是用工成本削减, 仍需要进一步验证。此处借鉴了石大千等 (2018) 所用的“两阶段机制验证方法”验证机制成立的必要条件。对于政治机制的验证, 先将左翼民粹政党支持率 (*lpopulism*) 作为第一阶段回归的被解释变量, 放入下述回归中:

$$lpopulism_{it} = \gamma_{01} + \gamma_{11}did_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

如果 γ_{11} 显著为正, 则符合政治机制的第一阶段预期: 难民冲击提高了左翼民粹政党支持率。之后再将贸易壁垒覆盖率 (*barrier*) 作为被解释变量, 进行如下两次回归:

$$barrier_{it} = \gamma_{02} + \gamma_{12}did_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

$$barrier_{it} = \gamma_{03} + \gamma_{13}did_{it} + \gamma_{23}lpopulism_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

如果 γ_{12} 显著为正, 且 γ_{13} 不显著或显著但系数下降, 则符合政治机制的第二阶段预期: 难民冲击提高了左翼民粹政党支持率, 进而提高了贸易壁垒水平, 从而可以说明政治机制成立。对于经济机制, 由于其不存在两阶段的传导路径, 因此只需

要进行一阶段的验证即可, 即分别将中位数工资对数 ($lnwage$)、劳动力成本占 GDP 比重 ($labsh1$) 以及劳动力收入占 GDP 比重 ($labsh2$) 等用工成本代理变量作为被解释变量对 did_{it} 进行回归, 检查 did_{it} 的系数符号是否符合理论预期以及是否具有统计显著性。

由于上述变量中除中位数工资对数 ($lnwage$) 外, 其余变量均为区间为 0~1 的比例数, 因此参考 Baum (2008) 的建议, 使用 logit 函数的广义线性模型 (glm) 进行回归, 以充分考虑受限因变量的数据分布限制。估计时纳入了年份和国家固定效应, 继续使用聚类在国家层面的聚类稳健标准误, 结果如表 3 所示。

不难发现, 列 (1)~(3) 的回归系数表明政治机制显著, 难民冲击在控制住左翼民粹政党支持率后对贸易壁垒的影响水平从 0.8 明显下降至 0.74, 并同时让左翼民粹政党支持率和贸易壁垒水平显著上升。而在列 (4)~(6) 中, 无论如何更换关于用工成本的被解释变量, did_{it} 均不显著, 因此经济机制并不成立。

表 3: 两阶段机制验证法

	政治机制: 左翼民粹的贸易保护机制			经济机制: 用工成本下降机制		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lpopulism	barrier	barrier	lnwage	labsh1	labsh2
did	0.538 * (0.324)	0.798 *** (0.284)	0.737 *** (0.284)	-0.034 (0.034)	0.007 (0.043)	0.029 (0.040)
lpopulism			1.539 *** (0.548)			
Constant	-5.063 *** (0.323)	-2.993 *** (0.239)	-2.987 *** (0.240)	2.288 *** (0.008)	0.381 *** (0.022)	0.509 *** (0.027)
country	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
glm	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Obs	310	310	310	310	310	310

既然机制分析已经证明了政治机制成立, 那么就需要讨论目的国难民冲击经由该机制对中国出口贸易的具体影响是多少? 要回答这一问题, 并为规避普通中介分析中机制变量 (或称中介变量) 的内生性问题, 本文参考 Imai et al. (2010) 基于工具变量方法的基本思想, 对前述分析做进一步完善。具体做法是, 参考 Duflo (2001) 借助双重差分法中 did_{it} 核心解释变量作为工具变量进行第一阶段回归的思路, 将难民冲击 (did_{it}) 视为工具变量, 将名义出口贸易对数和实际出口贸易额均设为机制分析的被解释变量, 左翼民粹政党支持率为解释变量, 贸易壁垒覆盖率为机制变量 (中介变量)。此外, 考虑到双对数形式将有利于模型解释, 因此将解释变量设定为左翼民粹政党支持率的对数, 将机制变量 (中介变量) 设定为贸易壁垒覆盖率的对数。上述设定下的两阶段最小二乘 (2SLS) 的第二阶段回归结果如表 4 所示。

表 4: 因果中介估计

	lnim_nominal			lnim_real		
	lnim_nominal	lnbarrier	lnim_nominal	lnim_real	lnbarrier	lnim_real
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnpopulism	-9.193 * (4.907)	4.750 * (2.841)	-1.058 ** (0.517)	-8.826 * (4.743)	4.750 * (2.836)	-0.957 ** (0.488)
lnbarrier			-1.713 ** (0.776)			-1.660 ** (0.752)
country	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	310	310	310	310	310	310

列 (1) 表明, 目的国难民冲击引致的左翼民粹政党支持率每相对增长 1%, 中国名义出口额就降低 9.19%。当贸易壁垒作为中介变量加入模型后, 目的国难民冲击引致的左翼民粹政党支持率对中国的名义出口额的影响大幅降低, 减少至每相对增长 1% 只降低 1.06% 的出口额, 其大量影响被贸易壁垒覆盖率 *lnbarrier* 所吸收。从列 (3) 可以看到, 贸易壁垒覆盖率每相对增长 1%, 就会引起中国名义出口额下降约 1.71%。同时, 对于实际出口额而言, 估计系数大小与名义量情形十分接近, 符号方向一致。因此, 上述结果进一步佐证了假说 2。

(二) 异质性分析

1. 商品结构的异质性。

中国出口欧洲的商品以加工贸易品为主, 并且多为劳动力密集型产品 (戴觅等, 2014)。如果前述机制成立, 那么受冲击的也是这类产品, 而不是非劳动力密集型的初级贸易品。为检验这一推论, 根据 Comtrade 数据库 BEC 第五次修订版 (BEC Rev.5) 的两位数分类标准统计初级贸易品 (primary goods) 和加工贸易品 (processed goods), 并分别加总和取对数得到中国向各目的国每年的初级贸易品出口额对数 (*lnpri*) 和加工贸易品出口额对数 (*lnpro*), 然后替换式 (1) 中的被解释变量进行回归。估计结果如表 5 所示。回归结果验证了前文的猜想, 难民冲击对贸易的影响是结构性的, 难民冲击只对劳动力密集型的加工贸易品出口形成冲击, 对初级贸易品出口的影响不显著。因此, 推论 1 得到验证。

2. 分位数异质性。

为探究目的国难民冲击对中国出口贸易的抑制效应如何随对华进口贸易规模的不同而改变, 从中验证推论 2, 本文采取由 Athey & Imbens (2006) 提出的 CIC (changes-in-changes) 估计量做替代性估计。CIC 估计量可以减少因个体异质性而产生的估计偏误, 并能计算出被解释变量处在不同分位数水平时的处理效应。本文分别估计目的国难民冲击对名义/实际出口额对数 10%~90% (每次间隔 10%) 9 个

表 5: 异质性分析: 初级品贸易与加工品贸易

	lnpri			lnpro		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
did	-0.096 (0.086)	-0.165 (0.109)	-0.078 (0.090)	-0.163 * (0.089)	-0.226 * (0.114)	-0.101 * (0.052)
Constant	17.545 *** (0.020)	17.539 *** (0.649)	14.500 (14.833)	20.609 *** (0.021)	19.465 *** (0.700)	2.995 (10.086)
country	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
imshare ₂₀₀₇ × year	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
lnim ₂₀₀₇ × year	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
south × year	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Control Variables	No	No	Yes	No	No	Yes
R ²	0.010	0.096	0.157	0.060	0.178	0.424
Obs	310	310	310	310	310	310
列(3)、(6)组间系数差异 (P 值)				0.023 *** (0.000)		

分位数水平上的处理效应。此外, 本文还使用分位数 DID 估计作为对比, 结果如表 6 所示。

结果显示, 虽然分位数 DID 和 CIC 估计结果在 50% 分位数之前存在一定差异, 但均为负, 在 50% 分位数之后两个估计量都表明难民冲击存在显著的负向效应。CIC 估计结果显示, 除 10% 的极端分位数以外, 超过 50% 分位数之后难民冲击对中欧贸易的抑制作用更大。这说明对华进口额越高的国家或年份, 难民冲击对中欧贸易的负面影响越大。由于中国出口商品会对进口国劳动力市场产生挤出效应, 因此受中国进口品影响越大的国家, 劳动力保护的诉求越强。作为一种外生冲击, 难民涌入加强了目的国的这种保护诉求, 使左翼民粹政党的贸易保护措施被强化, 从而对来自中国的商品进口产生更强的抑制性影响。此外, 分位数 DID 的结果支持难民冲击对除 20% 分位数外的各分位段存在显著负向影响, 从侧面验证了基准模型的稳健性。

3. 产业异质性。

为了进一步考察难民冲击对具体产业名义对华进口额的影响, 本文按 Comtrade 数据库的 BEC 一位数分类标准对不同产品出口额进行分组回归, 从中检验难民冲击对各产业名义对华进口额的影响。BEC 第五次修订版 (BEC Rev. 5) 将进口品分解为七种产业类型, 表 7 中分产业的估计结果显示, 难民冲击对七类产业都具有负向影响, 但只对其中三类产业的商品的影响系数存在统计显著性, 分别是燃料与润滑剂类、除运输设备外的资本物品及其部件和零部件类、运输设备及其部件和零部件类。

表 6: 异质性分析: 分位数 DID 与 CIC 估计

	QDID		CIC	
	lnim_nominal	lnim_real	lnim_nominal	lnim_real
	(1)	(2)	(3)	(4)
10% 分位数	-0.564 *** (0.216)	-0.553 ** (0.200)	-0.600 *** (0.197)	-0.606 *** (0.201)
20% 分位数	-0.243 (0.171)	-0.225 (0.195)	-0.227 (0.169)	-0.113 (0.188)
30% 分位数	-0.229 ** (0.104)	-0.242 ** (0.112)	-0.164 (0.106)	-0.134 (0.118)
40% 分位数	-0.301 *** (0.100)	-0.235 ** (0.099)	-0.193 * (0.110)	-0.132 (0.115)
50% 分位数	-0.294 *** (0.094)	-0.218 ** (0.097)	-0.210 * (0.111)	-0.204 * (0.115)
60% 分位数	-0.326 *** (0.094)	-0.227 ** (0.092)	-0.315 *** (0.119)	-0.290 ** (0.118)
70% 分位数	-0.270 *** (0.093)	-0.224 ** (0.089)	-0.289 ** (0.129)	-0.302 *** (0.117)
80% 分位数	-0.251 *** (0.093)	-0.188 ** (0.089)	-0.377 *** (0.134)	-0.237 ** (0.112)
90% 分位数	-0.245 ** (0.101)	-0.224 ** (0.093)	-0.319 ** (0.133)	-0.229 * (0.110)
country	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes
imshare ₂₀₀₇ × year	Yes	Yes	Yes	Yes
lnim ₂₀₀₇ × year	Yes	Yes	Yes	Yes
south × year	Yes	Yes	Yes	Yes
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	310	310	310	310

六、结论与启示

在商品和要素全球化的过程中, 难民未必和移民一样会对贸易产生促进作用, 而是会刺激劳动力的再分配诉求, 导致左翼民粹政党的贸易保护机制发挥作用, 抑制进口贸易。基于 2013 年欧洲难民危机的准自然实验, 利用双重差分法进行检验, 本文发现: (1) 目的国难民冲击导致了我国出口贸易显著下降, 控制相关变量后的可信降幅在 12%~14% 左右, 该结果通过了一系列稳健性检验。(2) 机制分析表明, 难民冲击会通过左翼民粹政党的贸易保护机制阻碍我国商品出口, 而劳动力市场的用工成本下降机制不成立。(3) 劳动力密集型的加工贸易品出口受难民冲击影响较大, 初级贸易品不受影响; 受到我国贸易品冲击越多的国家或年份, 难民冲击带来

表 7: 异质性分析: 分产业回归

	bec1	bec2	bec3	bec4	bec5	bec6	bec7
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
did	-0.091 (0.052)	-0.084 (0.066)	-0.863 ** (0.381)	-0.135 * (0.072)	-0.410 ** (0.174)	-0.073 (0.060)	-0.458 (0.449)
Constant	17.840 ** (7.441)	1.047 (8.893)	-11.817 (38.124)	16.334 (11.706)	-8.017 (33.043)	-6.88 (5.970)	-24.643 (59.207)
country	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
imshare ₂₀₀₇ _industry × year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
lnim ₂₀₀₇ _industry × year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
south × year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.220	0.378	0.151	0.339	0.225	0.512	0.078
Obs	310	310	310	310	310	310	310

的负面影响更大; 难民冲击主要对燃料与润滑剂类、除运输设备外的资本物品及其部件和零部件类、运输设备及其部件和零部件类商品贸易具有显著影响。

本文扩展了难民影响贸易的相关研究, 发现对于社会融入不充分的群体, 即在合法居留权利获得和劳动力市场融入上都存在困难的难民, 并不能有效促进目的国的商品贸易, 反而推动这类国家推行贸易保护举措。在作用机理上, 经济因素的考量是一方面, 但由难民引起的左翼民粹政党呼声的提高在一定程度上构成主流政党改变贸易政策的关键因素。研究为民粹政党进一步提高贸易壁垒提供了系统性证据。基于上述研究结论, 对中国发展对欧贸易的政策启示是: 一方面, 需要加强对欧洲各国在难民涌入、难民接纳和难民融入政策等的相关研究, 及时把握各国的难民政策动态, 用以研判对欧贸易的潜在变化趋势; 另一方面, 需要留意贸易伙伴国的民粹主义动向, 尤其是把握民粹主义政党的难民政策取向, 以及对主流执政党制定贸易政策的干扰, 必要时启动贸易风险防范机制, 把潜在的贸易损失降到最低。此外, 还应关注难民源头, 尤其是中东、中亚以及时下俄乌冲突下的东欧地区局势, 有效预判难民冲击对中国对欧出口产生的持续性影响, 调整和优化贸易结构。

(通讯作者 冯国强电子邮箱: fenggq@lzu.edu.cn)

注释:

- ① 国际被迫移民研究协会(IASFM)将难民视为被迫移民(forced immigrants)的一种, 其对被迫移民的定义为:“难民、国内因冲突而流离失所的人口, 以及因自然或环境灾难、化学或核灾难、饥荒或发展项目而流离失所的流动人口”, 因此难民显然属于移民的一种。

- ② 通过对加总后的时间序列回归进行结构突变检验,拒绝了2013年难民申请人数无结构突变的假设,说明2013年之后难民时间序列的增长趋势发生了结构性的改变。
- ③ 在2013年欧洲难民危机中,难民申请东道国庇护居留权的难度极大,存在被各国相互遣送的情况(伍慧萍,2015),且欧盟理事会所制定的《难民属性认定指令》规定,难民在庇护申请审核期内不具有进入劳动力市场的就业权利。表现在劳动力市场融入方面,以欧洲部分国家的劳动力市场调查为例,难民在抵达东道国2年后的就业率在20%~30%左右,与本土居民就业率的差距在50%~70%左右,抵达东道国6年后的就业率仍然低于60%,甚至仍在20%多徘徊(Brell et al.,2020)。面对短期内劳动力市场融入失败、没有工作收入来源的难民群体,商业与社会网络效应或偏好移植效应就将可能难以成立。
- ④ 选择2007年的相关进口变量衡量基础贸易水平的原因是:2007年既远早于难民危机的爆发时间(2013年)以及难民危机的酝酿时期(2011~2013年),也更早于对进口贸易产生持续影响的2008~2009年全球金融危机及随后的欧债危机,因此2007年的贸易水平能比较好地衡量对华进口贸易的基础差异。
- ⑤ 欧洲的南方边界国在2013年难民冲击之前就有难民的持续少量进入,这可能造成潜在的非平行趋势问题。此外,在2013年难民冲击发生后,南方边界国作为难民进入欧洲的必经之路也会遭遇更强的冲击,表现为与非边界难民中转国的异质性处理效应。根据欧洲国际边境管理署(Frontex)公布的难民入欧路线,五个南方边界国中有四个属于本文定义的难民中转国,因此也加以控制。
- ⑥ 另一种做法是剔除处理前一期的虚拟变量,对本文而言两者的结论一致:处理前的组间趋势差异并不显著。限于篇幅,相应的系数图备索。
- ⑦ 限于篇幅,相关结果备索。
- ⑧ 限于篇幅,事前趋势检验与动态处理效应结果备索。
- ⑨ 限于篇幅,安慰剂检验结果备索。

参考文献:

- 戴觅,余淼,Maitr,2014.中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用[J].经济学(季刊)(1):675-698.
- 冯国强,孙瑞,张新然,2022.民粹主义如何影响执政党的贸易政策选择——来自欧洲31个国家的经验证据[J].经济社会体制比较(2):145-157.
- 林雨晨,席天扬,2020.右翼民粹主义的政治经济学——来自进口贸易和难民冲击的影响[J].经济学(季刊)(4):1191-1212.
- 蒙克,2019.“双重运动”的大转型:专用型技能劳工,选择性移民政策和民粹主义政党的崛起[J].清华大学学报(哲学社会科学版)(2):167-183.
- 石大千,丁海,卫平,等,2018.智慧城市建设能否降低环境污染[J].中国工业经济(6):117-135.
- 宋全成,2015.欧洲难民危机:结构、成因及影响分析[J].德国研究(3):41-53.
- 伍慧萍,2015.难民危机背景下的欧洲避难体系:政策框架、现实困境与发展前景[J].德国研究(8):4-21.
- 赵俊杰,2016.欧洲难民危机专题研究报告[M].北京:中国社会科学出版社.
- Acemoglu D, Autor D, Dorn D, et al. 2016. Import competition and the great US employment sag of the 2000s[J]. Journal of Labor Economics, 34(S1):141-198.
- Acemoglu D, Egorov G, Sonin K, 2013. A political theory of populism[J]. The Quarterly Journal of Economics, 128(2):771-805.
- Anderson J E, 2011. The gravity model[J]. Annual Review of Economics, 3(1):133-160.
- Athey S, Imbens G W, 2006. Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models[J]. Econometrica, 74(2):431-497.
- Auer D, 2018. Language roulette – the effect of random placement on refugees’ labour market integration[J]. Journal of Ethnic and Migration Studies, 44(3):341-362.

- Baum C F, 2008. Stata Tip 63: Modeling proportions[J]. *The Stata Journal*, 8(2): 299–303.
- Bertrand M, Duflo E, Mullainathan S, 2004. How much should we trust differences-in-differences estimates? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249–275.
- Blanes J V, Martín-Montaner J A, 2006. Migration flows and intra-industry trade adjustments[J]. *Review of World Economics*, 142(3): 567–584.
- Bratti M, De Benedictis L, Santoni G, 2014. On the pro-trade effects of immigrants[J]. *Review of World Economics*, 150(3): 557–594.
- Brell C, Dustmann C, Preston I, 2020. The labor market integration of refugee migrants in high-income countries[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 34(1): 94–121.
- Card D, Dustmann C, Preston I, 2012. Immigration, wages, and compositional amenities[J]. *Journal of the European Economic Association*, 10(1): 78–119.
- Chen Y, Fan Z, Gu X, et al., 2020. Arrival of young talent: The send-down movement and rural education in China[J]. *American Economic Review*, 110(11): 3393–3430.
- David H, Dorn D, Hanson G H, 2013. The China syndrome: Local labor market effects of import competition in the United States[J]. *American Economic Review*, 103(6): 21–68.
- Dornbusch R, Edwards S, 1991. The macroeconomics of populism in Latin America[M]. Chicago: University of Chicago Press.
- Duflo E, 2001. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment[J]. *American Economic Review*, 91(4): 795–813.
- Dustmann C, Glitz A, 2015. How do industries and firms respond to changes in local labor supply? [J]. *Journal of Labor Economics*, 33(3): 711–750.
- Fogel M, Peri G, 2016. Immigrants' effect on native workers: New analysis on longitudinal data[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(2): 1–34.
- Giuntella O, Kone Z L, Ruiz I, et al., 2018. Reason for immigration and immigrants' health[J]. *Public Health*, 158: 102–109.
- Gould D M, 1994. Immigrant Links to the home country: Empirical implications for US bilateral trade flows[J]. *Review of Economics and Statistics*, 76(2): 302–316.
- Guiso L, Herrera H, Morelli M, et al., 2017. Populism: Demand and supply[J]. CEPR Discussion Paper, No. DP1187.
- Head K, Ries J, 1998. Immigration and trade creation: Econometric evidence from Canada[J]. *Canadian Journal of Economics*, 31(1): 47–62.
- Hunt J, 2017. The impact of immigration on the educational attainment of natives[J]. *Journal of Human Resources*, 52(4): 1060–1118.
- Imai K, Keele L, Yamamoto T, 2010. Identification, inference and sensitivity analysis for causal mediation effects[J]. *Statistical Science*, 25(1): 51–71.
- Inglehart R F, Norris P, 2016. Trump, Brexit, and the rise of populism: Economic have-nots and cultural backlash[J]. HKS Working Paper
- Mundell R A, 1957. International trade and factor mobility[J]. *American Economic Review*, 47(3): 321–335.
- Parsons C, Vézina P L, 2018. Migrant networks and trade: The Vietnamese boat people as a natural experiment[J]. *The Economic Journal*, 128(612): 210–234.
- Peri G, 2016. Immigrants, productivity, and labor markets[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 130(4): 3–30.
- Rauch J E, 2001. Business and social networks in international trade[J]. *Journal of Economic Literature*, 39(4): 1177–1203.
- Rodrik D, 2018. Is populism necessarily bad economics? [J]. *AEA Papers and Proceedings*, 108: 196–99.
- White R, 2007. An examination of the danish immigrant-trade link[J]. *International Migration*, 45(5): 61–86.
- White R, Tadesse B, 2010. The effects of refugee and non-refugee immigrants on US trade with their home countries[J]. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 19(2): 289–317.

The Influence of Refugee Crisis in the Destination Countries on China's Exports: Evidence From Trade Between China and Europe

FENG Guoqiang, SUN Rui

Abstract: Exploring the influencing mechanism of refugee influx on import trade is related to how China responds to refugee crisis in Europe so as to optimize trade structure and stabilize trade level. This paper designs a quasi-natural experiment based on the refugee crisis that occurred in Europe in 2013, and uses DID estimation and trade gravity model to examine the influence of refugee inflow into Europe on China's export trade. The results show that the refugee crisis in Europe has led to a decrease of 12% to 14% in China's export trade volume. Mechanism test reveals that refugee influx increases the approval ratings of left-wing populist parties and leads the mainstream parties to adopt trade protection measures, thus inhibiting China's export trade. Heterogeneity analysis shows that refugee crisis in Europe has a significant negative impact on the exports of labor-intensive processing trade products, while the exports of non-labor-intensive trade products are not affected; the refugee crisis will have greater negative impact on the countries or years which are more impacted by China's trade; the refugee crisis mainly exerts a significant negative impact on China's exports of fuel and lubricants, capital goods and their components and parts other than transportation equipment, and transportation equipment and its components and parts. The above results indicate that once the factor of refugee social integration is considered in economic policy analysis and the impact on labor costs is taken into account, the refugee influx is more likely to inhibit rather than promote trade.

Key words: refugee crisis; import trade with China; DID; quasi-natural experiment

Recommended citation:

FENG G Q, SUN R, 2024. The Influence of Refugee Crisis in the Destination Countries on China's Exports; Evidence From Trade Between China and Europe[J]. *International Economics and Trade Research*, 40(9): 22-39.

(责任编辑 春 晓)