

人员国际流动、购买力平价与实际汇率波动

周琢 徐建炜

摘要：尽管数字技术在现代通信中日益占据重要地位，但人员国际流动对信息的交互依然发挥着不可替代的作用。本文从人员国际流动的视角来解释宏观金融中的实际汇率波动。本文认为人员国际流动提高了两地间产品信息的透明度，加深了消费者对产品价格的认知，进而降低了两地产品层面的实际汇率波动。本文基于1990—2018年的面板数据考察人员国际流动对实际汇率波动的影响，运用双边期初签证作为工具变量，验证了相关逻辑机制。研究发现：第一，人员国际流动显著降低了实际汇率波动，大约能解释样本期内实际汇率波动均值的9.14%；第二，人员国际流动下降一个标准差可使“北上广”实际汇率波动均值上升1.3%。本研究有助于学界进一步理解地缘政治影响下人员国际流动受限对宏观金融的影响。

关键词：人员国际流动；实际汇率波动；一价定律；消费者产品认知；搜寻成本
[中图分类号] F831 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 10-0160-15

引言

国际产品价格的相对变化是实际汇率波动的来源之一。然而，一个较少受到关注的事实是，国际产品价格的变化趋势受到消费者认知的影响。产品搜寻成本越高意味着消费者对其认知的难度越大，从而企业对该产品的定价能力也越高（Alessandria, 2009）^[1]。换言之，消费者对不同国家产品的认知程度会影响到产品的定价，继而影响产品层面的实际汇率波动。

人员的国际流动是不同国家居民认识海外及其产品和服务最为直接的手段。曾经到访海外的居民有机会亲身体验海外产品和服务，他们回国后也会通过各种交流手段将所知所感传递给国内其他居民，增进本国居民对国外产品的认知，降低国际产品的搜寻成本，进而对相对购买力平价和实际汇率波动产生影响。需要特别指出的是，本文讨论的人员国际流动并不仅限于国际商务人员的流动，还包括了居民国际旅游和移民。本文认为，不同目的的人员国际流动均在一定程度上

[收稿日期] 2023-02-04

[基金项目] 上海市社会科学规划年度课题“以高级要素提升我国产业链、供应链安全性研究”（2021BCJ004）

[作者信息] 周琢：上海社会科学院世界经济研究所副研究员，电子信箱 zhouzhuo@sass.org.cn；徐建炜：北京师范大学经济与工商管理学院教授、博士生导师，电子信箱 xjw@gmail.com

增加了两地间的信息交互。鉴于此,本文从人员国际流动的视角探讨实际汇率的长期波动。

根据中国移民管理局的数据,2019年中国内地居民出入境3.5亿人次。人员国际流动形成的面对面交流缩短了社交距离,降低了不同城市间产品信息的不对称性,平抑了货币的实际汇率波动。但是,随着2020年突发公共事件的全球爆发,国际的人员流动大幅度减少。2023年1—6月中国内地居民出入境人数为8027.6万人次,仅为2019年同期的48.8%。尽管这一状况可能是暂时的,但是人员国际流动的不确定性已经增强。在这一背景下,理解人员国际流动对购买力平价以及实际汇率波动的影响至关重要。

本文认为,人员国际流动不仅会增加本币对外币的汇兑需求,而且会丰富本国居民对两地产品的认识,减少了厂商因信息不对称性而获得的成本加成,进而降低了双边实际汇率的波动。基于以上考虑,本文分析了1990—2018年45个国家(地区)68个城市45种货币的双边实际汇率波动。在因果识别方面,本文排除了同一国家内的城市样本,将期初城市所在国之间人员流动是否需要签证作为城市间人员流动的工具变量,从而在一定程度上缓解人员国际流动与两地实际汇率波动之间的内生性。

本文可能的边际贡献如下:第一,本文从人员国际流动的视角探讨了实际汇率与购买力平价的偏离,剖析了实际汇率波动背后的人员国际流动因素。第二,本文建立了人员国际流动、消费者认知、产品搜寻成本与实际汇率波动之间的逻辑链条,并验证了人员国际流动与实际汇率波动之间的因果关系。在开放背景下,这对于学界理解消费者认知行为趋同和汇率决定以及国际间价格形成问题之间的关系具有一定的理论意义。第三,地缘政治和突发事件使得人员国际流动的不确定性不断增加,本研究在实践层面有助于学界对人民币实际汇率形成机制形成进一步的认识。

一、文献综述

价格与汇率之间的关系是国际经济学的经典话题。早期的汇率经济学曾提出购买力平价假说,即汇率的形成会受到不同国家相对价格的影响。邱冬阳(2006)^[2]和张卫平(2007)^[3]针对人民币汇率偏离购买力平价进行了检验,但在人民币汇率是否长期遵循购买力平价方面并未得到一致性的结论。易祯等(2023)^[4]发现外汇干预将显著改变汇率水平和波动率,但在不同方向上的作用并不对称。国内外文献就购买力平价的偏离问题进行了一系列研究,主要强调不可贸易品和交易成本两个因素。

最直观的解释是不可贸易品的存在。购买力平价的理论基础是一价定律,即同一产品在不同的国家售价相同。但是,许多产品在不同国家之间难以贸易,例如理发。Balassa(1964)^[5]和Samuelson(1964)^[6]在考虑不可贸易品的效应之后指出,生产率的增速经过名义汇率换算会对实际汇率(即名义汇率偏离相对价格)的变化产生显著影响。而Betts和Kehoe(2001)^[7]通过分解发现,主要发达国家汇率与价格之间的偏离基本上由可贸易品部门所驱动。徐建炜和杨盼盼(2011)^[8]基于中国的数据证实中国的实际汇率变化也主要来自可贸易品部门,不可贸易品的

影响很小。但是，在控制可贸易品的价格偏离之后，巴拉萨-萨缪尔森效应所提出的相对生产率仍然是一价定律偏离的重要解释因素。Crucini 和 Anthony (2019)^[9] 的研究进一步指出，不可贸易品与可贸易品之间存在大量联系，于是他们利用投入产出表考察了不可贸易品对可贸易品的纵向关联效应，发现此时不可贸易品对实际汇率（即购买力平价偏离）的解释力度大幅增加。

解释购买力平价偏离的另一个思路是沿着交易成本的框架进行思考。在考虑交易成本后，同样一种产品，若运输等交易成本不同，在抵达目的地之后，其价格与在国内出售的价格即会有所不同。Parsley 和 Wei (1996)^[10] 利用 1973—1986 年 14 个国家和 12 个贸易部门的数据，研究了可贸易品的一价定律偏离及其对实际汇率的影响。本文的研究延续从交易成本的视角分析实际汇率的波动，由此引入了人员国际流动，突出人员流动这一重要因素对交易成本的影响。

现有关于人员国际流动的研究大致可以分为三个方向：第一，强调人员流动的国家间效应。Cristea (2011)^[11] 研究了面对面信息交流对国际贸易的作用，利用美国交通部的航线 (SIAT) 抽样数据，将面对面交流加入了国际贸易的需求函数，指出国际贸易的上升将带动人员国际流动的上升；施炳展和熊治 (2023)^[12] 将免签政策作为准自然实验，采用倍差法识别了人员国际流动对中国进口贸易的促进作用。第二，强调人员流动的空间距离效应。Campante 和 Yanagizawa-Drott (2018)^[13] 运用全球企业数据库和国际民用航空组织数据库，考察了人员国际流动与地区间经济联系紧密性之间的关系，研究发现 6000 英里是人与人之间国际流动的空间断点，相比于距离发达城市 6000 英里以上的欠发达城市，距离发达城市 6000 英里以下的欠发达城市经济发展更好；Söderlund (2022)^[14] 利用苏联领空开放这一准自然实验，检验了商务旅行对贸易的影响，发现领空开放后相关国家之间的贸易显著提高。第三，强调人员流动的公司内（间）效应。Giroud (2013)^[15] 利用新航线的开通考察了美国国内企业总部和分公司之间的经济往来，研究发现总部和分公司所在城市间的新增航线开通将提高总部对分公司的投资约 8%，提高分公司的全要素生产率 1.3%；Hovhannisyan 和 Keller (2015)^[16] 利用美国交通部的航线数据分析了公司间商务旅行对创新的影响，研究发现跨境商务旅行上升 10% 将带来专利数上升 0.2%。以上文献都强调了人员国际流动对信息交互的作用，并指出了人员国际流动对于公司内经营活动的影响。

结合现有文献，本文认为从人员国际流动的视角解释实际汇率波动的研究仍然相对稀缺。交易成本变动的原因有哪些？人员国际流动对不同国家城市间产品价格具有何种影响；人员国际流动驱使不同国家产品价格更加接近一价定律的机制是什么？这些是本文试图回答的核心问题。

二、样本描述与模型设定

（一）数据来源与样本描述

本文使用的数据主要来自十个不同的数据库。第一个数据库是全球城市产品价格数据库，用于构建城市双边产品层面的实际汇率。这套数据来自于经济学人智库

(Economist Intelligence Unit, 简称 EIU), EIU 提供了 1990—2018 年间全球 112 个城市的 315 种商品和服务的价格, 涵盖了烟酒、服装、食品、日用品和汽车, 涉及共计 58 种货币。

基于这一数据, 本文计算城市层面的实际汇率。为了避免交叉汇率的影响, 本文选择伦敦作为基准城市, 伦敦是国际金融中心但不是大陆城市, 可以较好地避免陆上交通工具对人员国际流动估算的影响。在计算过程中, 本文排除了伦敦以外的英国其他城市, 以确保所有样本城市与伦敦处于不同的货币区域, 这样处理也有利于设定工具变量, 即城市间的人员国际流动均需要考虑是否需要申请签证。

根据公式 $RER_{ijt} \equiv \ln\left(\frac{P_{ipt}}{P_{jpt}S_{ijt}}\right)$, 可以计算得出全球城市层面的产品实际汇率。

根据产品品质的差异, 本文对产品类型进行划分, 用以刻画不同产品组群的搜寻成本差异。第一, 根据 Rauch (1999)^[17] 的设定, 本文将产品中的烟酒、食品和燃料归为同质化产品, 将服装、日用品和汽车归为异质化产品; 第二, 参照 Parsley 和 Wei (1996) 的设定, 本文将产品分为易腐烂产品和不易腐烂产品。

本文考察实际汇率波动, 因此需要计算实际汇率波动在一段时间内的标准差。本文选取的样本区间为 1990—2018 年, 共计 29 年。现有经典文献一般采用截面数据来验证实际汇率波动的影响因素, 截面数据的好处在于可以对整个样本区间内的实际汇率变化求标准差, 该标准差所反映的收敛消息更接近理论设定。但是, 截面数据设定无法观测到随时间变化所表现出的样本特性, 所以本文将样本区间分为三个时期 (t), 进而合并为一个面板数据。样本的时间划分为 1990—1999 年 (10 年)、2000—2009 年 (10 年)、2010—2018 年 (9 年), 本文分别计算这三段时间内实际汇率的标准差, 形成三个时间段的截面数据, 再合并成一个面板数据, 从而利用更多的组内差异来估算人员国际流动对实际汇率波动的影响。

本文使用的第二套数据是人员国际流动数据库。该数据库来自国际民用航空组织 (International Civil Aviation Organization, 简称 ICAO) 和官方航空指南 (Official Aviation Guide, 简称 OAG), ICAO 为本文提供了 1990—2013 年的城市对年度数据, OAG 的数据来自全球民航订座系统 (Global Distribution System, 简称 GDS), 包含了全球 97% 的航空旅客数据, 为本文提供了 2013—2018 年的机场对, 简称 GDS 月度数据。为了与 ICAO 的数据相匹配, 本文将机场对月度数据加总至城市对年度数据。

本文使用的第三个数据库为关税数据库, 来自世界综合贸易解决方案 (World Integrated Trade Solution, 简称 WITS); 第四套数据为城市间汇率制度数据库, 来自 Klein 和 Shambaugh (2010)^[18], 该数据分别对汇率制度^①、汇率制度的类型^②和汇率波动幅度进行了整理; 第五套数据为签证数据库, 来自国际移民组织 (Determinants of International Migration, 简称 DEMIG), DEMIG 追踪了 214 个国家之间是否

①对样本城市间的汇率制度安排进行了整理, 如样本城市所在国家与英国间采用固定汇率, 则记为 1, 反之记为 0。

②类型分别为: A 型为汇率保持在 5% 的上下波动范围内, 并且每月的最高限额变化小于 1%; B 型为汇率变动维持在 5% 范围内, 但超过 2%, 并且有一个月的变化大于 1%; C 型为没有一个月的汇率涨跌幅度超过 2%, 但违反了 5% 区间规则; D 型为十二个月中有十一个月变化为 0%, 即固定汇率制。

需要签证的情况；第六套数据为城市直线距离数据；第七套数据为各国的互联网用户数占总人口的比重，来自世界银行数据库；第八套数据来自 CEPII 的引力模型数据库，相关变量包括国家是否共用语言和是否拥有相同的宗教；第九套数据为两国间的政治关系距离数据，来自 Bailey 等（2017）^[19] 中作者的个人网站^①；第十套数据为各国的全要素生产率数据，来自牛津大学非盈利组织的同一世界数据 Our World in Data。

本文通过以上十套数据的共有变量——出发城市名、到达城市名和年份，将相关变量进行连接，进而在城市-产品层面建立起实际汇率波动与相应变量之间的直接联系。本文最终合并完成的数据库，其年份跨度为 1990—2018 年，涉及 45 个国家（地区）68 个城市 182 种可贸易产品。

在进行正式的回归分析之前，本文对实际汇率波动进行了统计性描述，如图 1 中所示，将 1990—2018 年间人员国际流动按分位数进行五等分，对应五等分的实际汇率波动（标准差）。一个直观的现象是，在 1990—2018 年间，随着人员流动分位数排序的不断上升，实际汇率波动分位数对应的值呈下降趋势，即城市产品实际汇率随城市间人员国际流动的增加而降低。比较临近分位数区间，可以看到产品实际汇率波动的平均降幅为 4.2%，其中，从 0 到 20 分位数区间到 80 到 100 分位数区间，产品实际汇率波动降了 15.8%。

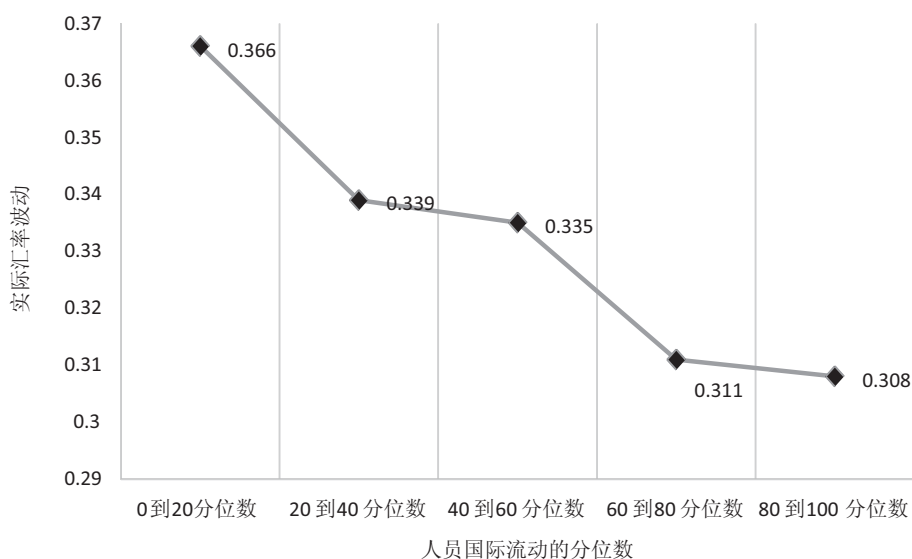


图 1 不同人员国际流动分位数下的实际汇率波动

表 1 为主要变量的描述性统计。本文发现产品的实际汇率波动存在两个特征：第一，异质品实际汇率波动的均值大于同质品实际汇率波动的均值；第二，非易腐品实际汇率波动均值大于易腐品实际汇率波动均值。产品实际汇率波动差异的原因

^①<https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/LEJUQZ>。

在于，消费者对不同性质产品所需付出的搜寻成本不同，本文在机制检验部分试图利用不同产品性质的差异来解释人员国际流动如何影响产品的实际汇率波动，进而验证相关传导机制，即搜寻成本变化对实际汇率波动的影响。

表1 主要变量的描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
全样本的实际汇率波动	27 683	0.348	0.204	0.0046	3.140
异质品的实际汇率波动	10 517	0.356	0.214	0.0085	3.140
同质品的实际汇率波动	17 166	0.343	0.197	0.0046	2.330
易腐品的实际汇率波动	12 125	0.346	0.187	0.0046	2.330
非易腐品的实际汇率波动	15 558	0.349	0.216	0.0085	3.140
城市间人员国际流动的对数	27 683	12.680	0.678	10.610	14.440
城市间距离的对数	27 683	7.306	1.096	5.294	9.264
期初是否需要签证	27 068	0.181	0.385	0	1
汇率制度	27 683	0.222	0.273	0	1
汇率制度类型	27 683	0.438	0.540	0	2
汇率波动幅度(%)	27 683	61.340	191	0.01	990
(关税+1)的对数	27 683	0.921	1.229	0	4.486
互联网人数占比的对数	27 359	3.216	1.390	-2.782	4.552
共同语言	26 327	0.379	0.477	0	1
共同宗教	27 503	0.08	0.050	0.000336	0.158
联合国投票距离	26 895	1.074	0.722	0.151	3.240
全要素生产率的对数	27 059	-0.057	0.104	-0.399	0.444

(二) 模型设定

本文重点检验人员国际流动对实际汇率波动的影响，即对标准差的影响。与Wei和Parsley(1995)^[20]的方法相同，本文运用名义汇率偏离相对购买力平价的总体幅度来进行检验。此处，实际汇率在过去一段时间内的标准差越大，意味着名义汇率偏离购买力平价的幅度也越大。具体而言，实证模型设定如下：

$$y_{ijpt} = \text{std}(q_{ijps}) = \alpha + \beta X_{ijt} + \gamma Z_{ijt} + \varepsilon_{ijpt} \quad (1)$$

其中， y_{ijpt} 是*i*城市和*j*城市之间第*p*种产品*t*期($t=1, 2, 3$)的实际汇率波动； $q_{ijps} \equiv \ln\left(\frac{P_{ips}}{P_{jps}S_{ijs}}\right) - \ln\left(\frac{P_{ips-1}}{P_{jps-1}S_{ijs-1}}\right)$ ， P_{ips} 是*i*城市*p*产品*s*年的价格， P_{jps} 是*j*城市*p*产品*s*年的价格， S_{ijs} 是*i*城市相对于*j*城市*s*年的名义汇率， $\ln\left(\frac{P_{ips}}{P_{jps}S_{ijs}}\right)$ 为*s*年同一产品两地间价格偏离度， $\text{std}(q_{ijps})$ 为实际汇率变动的标准差； X_{ijt} 是*i*城市和*j*城市之间*t*期内的人员国际流动均值；本文关心的核心估计系数是 β ，如果 $\beta < 0$ ，就意味着两个国家之间的人员流动会使汇率更加接近购买力平价所决定的水平； Z_{ijt} 是控制变量。此外，本文还严格控制了一系列固定效应，包括年份固定效应、产品固

定效应、城市对固定效应、产品-年份固定效应、城市对-产品固定效应。

三、实证分析

(一) 基准回归分析

如表2所示,在不同固定效应的设定下,人员国际流动对产品层面的实际汇率波动具有显著的负效应,回归系数大约稳定在-0.0094。在样本期内人员国际流动的年均增长率为3.37%,由此本文计算得出人员国际流动对实际汇率波动的影响为-0.032,约占产品层面平均实际汇率波动(0.348)的9.14%。

表2 人员国际流动对城市-产品层面实际汇率波动的影响

变量	实际汇率波动	实际汇率波动	实际汇率波动	实际汇率波动
	(1)	(2)	(3)	(4)
城市间人员国际流动	-0.0270 *** (0.0018)	-0.0082 ** (0.0041)	-0.0066 * (0.0038)	-0.0094 ** (0.0038)
年份固定效应	否	是	否	是
产品固定效应	否	是	否	否
城市对固定效应	否	是	是	否
产品-年份固定效应	否	否	是	否
城市对-产品固定效应	否	否	否	是
样本数	27 683	27 683	27 683	25 850

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的置信水平,括号内为稳健标准差。下表同。

根据基准回归的结果,本文进一步计算得出,人员国际流动对数一个标准差的变化可使产品实际汇率的标准差下降0.006,可以解释样本范围内产品层面实际汇率波动(0.348)的1.84%。就中国而言,一个标准差人员国际流动对伦敦与“北上广”之间产品层面实际汇率波动的平均影响为-0.007,本文回归结果可以解释样本期内“北上广”实际汇率波动均值的1.3%。

(二) 稳健性检验

本文从四个方面对回归的稳健性进行检验。

第一,考虑互联网发展的影响。互联网的发展在一定程度上加深了两国间的信息交互,平抑了两地间的实际汇率波动。首先,本文用各国的互联网人数占比衡量互联网发展水平。表3第(1)列为控制了互联网人数占比的回归结果,可以发现人员国际流动对实际汇率的影响显著为负。其次,剔除互联网高速发展阶段。基准回归的样本区间为1990—2018年,在此期间与本文最为相关的变化是2000年以后互联网的高速发展。由此,本文将回归样本重新设定为1990—2000年的一个截面。表3第(2)列显示,在2000年之前的样本中,人员国际流动对产品实际汇率的

影响同样显著为负。

第二,考虑国际贸易的影响。首先,本文控制关税的影响。表3第(3)列显示,在加入关税因素后,核心变量的系数符号和显著性没有发生变化。其次,本文将两国间的贸易量作为两个城市间贸易量的度量进行控制,这样设置会高估贸易对实际汇率波动的影响。在此情况下,表3第(4)列显示,即使高估国际贸易的作用,人员国际流动对实际汇率波动的影响仍然显著。最后,本文考虑城市间距离的影响。表3第(5)列显示,在控制距离的情况下,人员国际流动的作用仍然显著为负。进一步用距离来衡量人员国际流动对两地实际汇率波动的影响,发现人员国际流动上升1%对实际汇率波动的影响相对于两地距离下降4.2%。

表3 考虑互联网和国际贸易对实际汇率波动的影响

变量	考虑互联网的影响		考虑国际贸易的影响		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市间人员国际流动	-0.0217*** (0.0038)	-0.0323*** (0.0010)	-0.0119*** (0.0039)	-0.0175*** (0.0039)	-0.0314*** (0.0016)
互联网人数占比	0.0538*** (0.0026)				
关税			-0.0180*** (0.0024)		
两国间的贸易量				0.0391*** (0.0043)	
两国间的距离					0.0074*** (0.0010)
城市对-产品固定效应	是	否	是	是	是
产品固定效应	否	是	否	否	否
年份固定效应	是	否	是	是	是
样本数	25 562	16 621	25 850	25 850	27 683

第三,考虑名义汇率的影响。本文在表4第(1)列中控制汇率制度的影响,此时人员国际流动对实际汇率波动的影响显著为负。在此基础上,进一步将汇率制度分为四种类型进行控制,可见表4第(2)列的回归结果和第(1)列相似,系数没有产生符号和显著性的变化。本文进一步将汇率因素的度量由间断变量转换为连续变量,考虑汇率变动幅度对实际汇率波动的影响。表4第(3)列的回归结果显示,在控制汇率变动幅度以后,人员国际流动对实际汇率波动的影响更大。

第四,考虑两国关系的影响。首先,考虑两国间的政治关系。在表4第(4)列中,在控制联合国议题投票趋同性的情况下,城市间人员国际流动对实际汇率的影响为负。其次,考虑两国间历史文化的的影响。本文将两国间是否使用相同的语言作为衡量历史文化紧密度的指标,表4第(5)列显示,人员国际流动对实际汇率波动的影响依旧为负。

表4 考虑汇率制度和两国关系对实际汇率波动的影响

变量	考虑汇率制度的影响			考虑两国关系的影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市间人员国际流动	-0.0077 ** (0.0039)	-0.0078 ** (0.0039)	-0.0129 *** (0.0039)	-0.0128 *** (0.0039)	-0.0093 ** (0.0039)
汇率制度	0.0194 *** (0.0073)				
汇率制度类型		0.0091 ** (0.0037)			
汇率变动幅度			0.0006 *** (0.0001)		
两国间的投票距离				-0.0707 *** (0.0078)	
共同语言					-0.0419 *** (0.0103)
样本数	25 850	25 850	25 850	25 242	23 653

注：表中控制了城市对-产品固定效应和年份固定效应。

(三) 关于内生性讨论

1. 工具变量回归分析

本文将城市所在国之间期初是否需要签证作为人员国际流动的工具变量。两国间期初是否需要签证一定程度上不会受到解释变量和被解释变量的影响。两国间签证的变化和实际汇率波动均属于中长期变量，本文认为对于产品层面实际汇率波动而言，城市所在国之间期初是否需要签证相对外生。国与国之间的签证安排涉及到国家间的政治、历史和文化关系，并不会随着实际汇率波动的变化而变化，而两国之间签证的发放会影响人员的国际流动，人员国际流动会随着两国间签证审批的放宽而上升。因此，将是否需要签证作为人员国际流动的工具变量符合工具变量设定的逻辑要求。

表5第(1)列和第(2)列为工具变量回归的第一阶段和第二阶段结果。第一阶段的回归结果显示，城市所在国之间是否需要签证与人员国际流动显著负相关，第二阶段的结果显示，在期初签证工具变量的作用下人员国际流动对实际汇率的影响显著为负，与前文回归结果保持一致。在两阶段回归中，Cragg - Donald Wald F 检验显示，本文使用的工具变量与人员国际流动并不存在明显的弱相关问题。

在此基础上，本文就期初签证相对于实际汇率波动的外生性进行讨论。第一，贸易的影响。两地间贸易的紧密程度既会影响两国间的签证安排，又会对两地间实际汇率波动产生影响。表5第(3)列加入关税作为控制变量，结果显示在工具变量作用下人员国际流动的系数依然为负。在第(4)列中，本文用两国间的实际贸易量衡量两个城市间的贸易，结果表明系数的方向和显著性并没有发生变化。第二，双边关系的影响。两国双边关系会影响两国城市间人员通行是否需要签证，也会影响两国间对产品的偏好，进而影响实际汇率波动。第(5)列和第(6)列表明，在工具变量作用下人员国际流动对实际汇率波动的影响仍然为负。

表5 考虑内生性问题的影响

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城市间人员国际流动		-0.4230** (0.1940)	-0.3220** (0.1560)	-0.2760** (0.1290)	-0.3400** (0.1610)	-0.4750** (0.2380)
期初签证	-0.0572*** (0.0172)					
关税			-0.0278*** (0.0059)			
两国间的贸易量				0.0940*** (0.0253)		
两国间的投票距离					-0.1150*** (0.0259)	
共同语言						-0.0599*** (0.0169)
Cragg-Donald Wald F statistic		11.115	14.029	19.350	13.620	7.993
Under Identification test		17.636	22.256	30.687	21.709	12.661
样本数	25 380	25 380	25 380	25 380	24 772	23 183

注：表中控制了城市对-产品固定效应和年份固定效应。

2. 工具变量外生性的进一步讨论

本文放松工具变量相对于实际汇率波动外生性的绝对假设，借助 Conley 等 (2012)^[21] 提出的置信区间集合法 (Union of Confidence Intervals, UCI) 和局部归零法 (Local to Zero, LTZ) 对签证的近似外生性进行讨论。假设签证与实际汇率弱相关，本文参照 Bound 和 Jaeger (2000)^[22] 提出的第一阶段归零方法 (Zero First Stage, ZFS)，将签证与实际汇率进行回归，检验系数是否显著异于零：

$$y_{ijpt} = \text{std}(q_{ijps}) = \alpha + \beta X_{ijt} + \delta \text{Visa}_{ijt} + \gamma Z_{ijt} + \varepsilon_{ijpt} \quad (2)$$

通过模型 (2)，本文计算得出 δ 的置信区间和方差，并将其作为 UCI 和 LTZ 的参数。表 6 第 (1) 行显示，在控制城市对-产品固定效应和年份固定效应的情况下，人员国际流动对实际汇率波动的影响依然显著为负，期初签证对于实际汇率波动的影响在统计意义上并不显著，相较人员国际流动而言，更接近于零。

表6 工具变量的近似外生性检验

项目	方法	人员国际流动	期初签证	样本数
(1)	OLS 的系数	-0.0268*** (0.0039)	-0.0014 (0.0084)	24 484
(2)	UCI 的上限	-0.23		27 068
	UCI 的下限	-0.143		
(3)	LTZ 的系数	-0.1850*** (0.0168)		27 068

通过计算可知，期初签证系数的置信区间为 $(-0.017, 0.015)$ ，方差为 0.00007 ，将其作为 UCI 和 LTZ 的参数，可得表 6 的第 (2) 行和第 (3) 行。由第 (2) 行可知，即使期初签证与实际汇率之间存在弱相关性，人员国际流动的上限和下限都为负值，即人员国际流动可以抑制实际汇率的波动。图 2 显示，在不同的期初签证系数取值下人员国际流动系数的上下限都为负。进一步假设事先知道期初签证概率分布，表 6 第 (3) 行的结果表明，人员国际流动对实际汇率的作用仍显著为负。图 3 显示，在不同的期初签证系数方差取值下，人员国际流动系数始终为负。

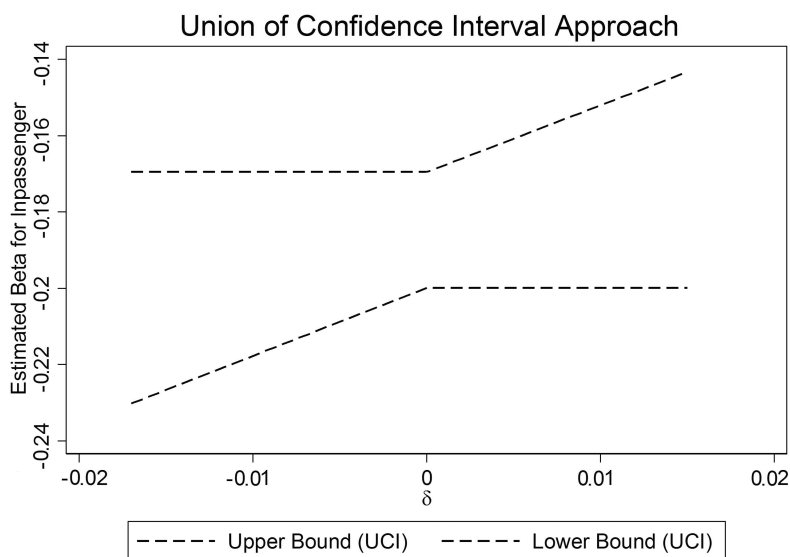


图 2 不同的期初签证系数设定下人员国际流动系数上限和下限

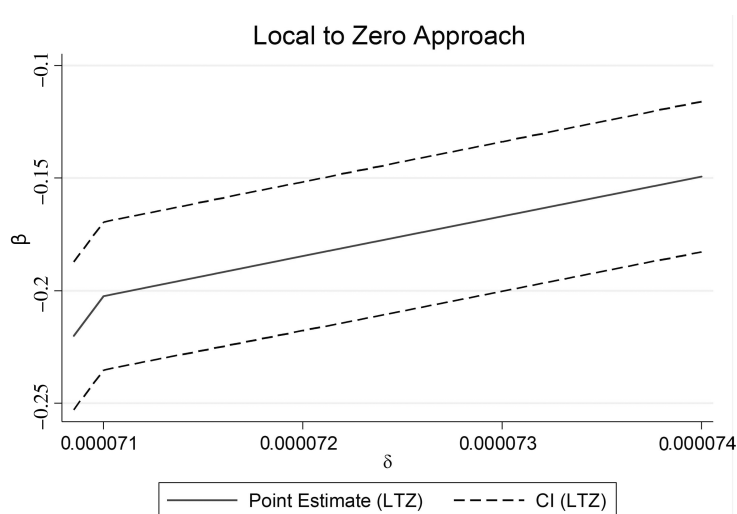


图 3 不同的期初签证系数方差设定下人员国际流动的估计系数和置信区间

(四) 机制讨论：不同类型产品搜寻成本变化对实际汇率变动的敏感性

根据本文的核心逻辑，人员国际流动之所以对实际汇率波动产生影响，是因为它能够改变消费者搜寻产品信息的成本，从而改变产品供应商的定价，进而影响实际汇率的波动。为了更好地检验搜寻成本变化这一机制，本文考察人员国际流动对不同分类产品（同质产品和异质产品、易腐产品和非易腐产品）实际汇率波动的影响。其背后的逻辑是，如果搜寻成本的变化影响了实际汇率的波动，那么产品搜寻成本的不同变化会引起不同的实际汇率变化。由产品分类的自身属性决定，人员国际流动会对不同产品的搜寻成本产生不同的影响。具体路径分析如下：

路径1：同质品和异质品。相比于同质品，异质品更容易因为信息不对称而产生更高的成本加成，进而使得两地间实际汇率的波动更大。对于消费者而言，识别异质产品和同质产品本身就需要付出搜寻成本，消费者通过人员国际流动所带来的信息交互加强对异质产品的认同，从而更有利于降低其对异质品的搜寻成本。即，在其他因素不变的情况下，异质品的搜寻成本会随着人员国际流动的上升而下降更快，进而对异质品实际汇率波动产生更大影响。

路径2：易腐品和非易腐品。此种分类反映了产品的国际流通性，易腐品的特征更指向本地化产品，非易腐品的特征更指向国际化产品，更具有贸易的属性。一般而言，消费者对本地化产品的认知度高于对国际化产品的认识度，其在本地化产品上花费的搜寻成本小于在国际化产品上花费的搜寻成本。人员国际流动所带来的信息交互有助于降低国际化产品（非易腐品）的搜寻成本，进而更有利于降低其实际汇率波动。

此外，需要考虑来自生产方面的冲击。相较于同质品或易腐品，异质品或非易腐品通常需要较高的生产技术。因此，由人员跨国流动增加所带来的生产技术的进步以及与技术前沿的趋近会抑制异质品和非易腐品的实际汇率波动。本文进一步控制这一生产供给层面的因素，将各国的全要素生产率（ TFP_{ijt} ）作为生产冲击加入回归。具体实证模型构建如下：

$$y_{ijt} = std(q_{ijps}) = \alpha + \beta X_{ijt} + \theta X_{ijt} \Gamma + \Phi \Gamma + \Psi TFP_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$y_{ijt} = std(q_{ijps}) = \alpha + \beta X_{ijt} + \gamma X_{ijt} \Omega + \delta \Omega + \Psi TFP_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中， Γ 为该产品是否为异质产品，设定 $\Gamma = 1$ 为异质品， $\Gamma = 0$ 为同质品； $\Omega = 1$ 为非易腐产品， $\Omega = 0$ 为易腐产品； θ 为人员国际流动与产品异质性交互项的系数； γ 是人员国际流动与产品易腐性交互项的系数。 θ 和 γ 是本文考察的两个传导路径： $\theta < 0$ ，意味着人员国际流动对异质品实际汇率波动的影响更为明显； $\gamma < 0$ ，意味着人员国际流动对非易腐产品实际汇率波动的影响更为明显。

表7的第(1) — (3)列分别为第一条路径的回归结果。人员国际流动与产品异质性交互项的系数为负且显著，表明人员国际流动对异质品实际汇率波动的影响显著更大。表7的第(4) — (6)列分别为第二条路径的回归结果。可以看出，人员国际流动对非易腐产品实际汇率波动的影响显著更大。

表7 人员国际流动影响实际汇率波动的机制检验

变量	异质品			非易腐品		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城市间人员国际流动	-0.0006 (0.0046)	-0.0005 (0.0047)	0.0004 (0.0043)	-0.0006 (0.0048)	-0.0003 (0.0049)	0.0006 (0.0045)
人员流动与产品异质性的交互项	-0.0206*** (0.0033)	-0.0217*** (0.0033)	-0.0238*** (0.0030)			
产品异质性	0.2740*** (0.0416)	0.2880*** (0.0415)				
人员流动与产品易腐性的交互项				-0.0137*** (0.0032)	-0.0149*** (0.0032)	-0.0163*** (0.0030)
产品易腐性				0.1750*** (0.0407)	0.1890*** (0.0407)	
全要素生产率		0.1000** (0.0434)	0.1000** (0.0400)		0.0996** (0.0435)	0.1000** (0.0401)
城市对固定效应	是	是	是	是	是	是
产品固定效应	否	否	是	否	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	27 683	27 059	27 059	27 683	27 059	27 059

四、结论和启示

人员国际流动同资本国际流动和货物国际流动一样，是过去三十多年全球化进程的重要表现。航空技术的革新和各国边境的放开使得人员的国际出行成本不断降低。人员国际流动带来信息的互通，使得世界各国的空间距离得以拉近，空间距离带来的信息不对称不断下降，“地球村”的轮廓开始呈现。投资、贸易和国际分工得到空前的发展，人员国际流动已然成为经济全球化的重要组成部分。

人员国际流动下的面对面交流也是中国对外开放的一个重要表现，本文从消费者的角度出发，提出了人员国际流动降低双边实际汇率波动的理论假说。本文发现：两个城市间的人员流动越紧密，城市层面的实际汇率波动越小。在样本期内，人员国际流动可以解释9.14%的实际汇率波动；一个标准差的人员国际流动变化可以解释中国“北上广”实际汇率波动的1.3%。

本文的启示基于以下两个中长期趋势。第一，人员国际流动受限是当前全球各国面临的现实难题，地缘政治的复杂性在未来一段时间内或将提高人员国际流动的不确定性。第二，随着美国货币政策不确定性的增加和我国自身经济结构的调整，人民币名义汇率不会单向升值或者贬值，汇率双向波动将成为常态。

在这两个现实的驱动下，降低人员国际流动对实际汇率波动的影响变得格外重要。人员国际流动对双边实际汇率的作用机制是降低产品的搜寻成本，进而影响公司的产品定价。在人员国际流动长期可能受限的情况下，本文建议：第一，政府可以增加消费者了解产品信息的渠道，通过数字经济的形式，多角度帮助消费者提高

对未知产品的认识,实现产品信息维度的扩展。第二,政府可以提高数字经济(特别是互联网搜索过程)中产品信息的真实度和可靠度,避免虚假消息的传播,实现产品信息精度的提升。以上两点都旨在降低消费者对产品的搜寻成本,提高消费者对已知和未知国际化产品的认知度。第三,政府应加强对跨国公司价格歧视的管控,对某些产品采取集中采购的方式,避免跨国公司在产品价格信息愈发不对称的情况下实行差异化定价策略。消除人员国际流动不顺带来的信息不对称加剧,管控跨国公司的定价策略,合理控制实际汇率波动,是政府未来一段时间需要关注的方向。

[参考文献]

- [1] ALESSANDRIA G. Consumer Search, Price Dispersion, and International Relative Price Fluctuations [J]. *International Economic Review*, 2009, 50 (3): 803-829.
- [2] 邱冬阳. 人民币购买力平价——1997—2005年数据的协整分析 [J]. *经济研究*, 2006 (5): 31-40.
- [3] 张卫平. 购买力平价非线性检验方法的进展回顾及其对人民币实际汇率的应用 [J]. *经济学(季刊)*, 2007 (4): 1277-1296.
- [4] 易祯, 郝天若, 朱超. 外汇干预对汇率水平变动及波动率的影响与应对——来自全球53个经济体的证据 [J]. *国际金融研究*, 2023 (6): 73-85.
- [5] BALASSA B. The Purchasing-power Parity Doctrine: A Reappraisal [J]. *Journal of Political Economy*, 1964, 72: 584-584.
- [6] SAMUELSON P A. Theoretical Notes on Trade Problems [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1964, 46 (2): 145-154.
- [7] BETTS C M, KEHOE T J. Tradability of Goods and Real Exchange Rate Fluctuations [R]. Federal Reserve Bank of Minneapolis and USC, 2001.
- [8] 徐建炜, 杨盼盼. 理解中国的实际汇率: 一价定律偏离还是相对价格变动? [J]. *经济研究*, 2011, 46 (7): 78-90+115.
- [9] CRUCINI M J, ANTHONY L. Accounting for Real Exchange Rates Using Micro-data [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2019, 91 (C): 86-100.
- [10] PARSLEY D C, WEI S J. Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111: 1211-1236.
- [11] CRISTEA A D. Buyer-Seller Relationships in International Trade: Evidence from U. S. States' Exports and Business-class Travel [J]. *Journal of International Economics*, 2011, 84 (2): 207-220.
- [12] 施炳展, 熊治. 人员跨境流动、“软信息”与国际贸易 [J]. *世界经济*, 2023, 46 (2): 56-84.
- [13] CAMPANTE F, YANAGIZAWA-DROTT D. Long-range Growth: Economic Development in the Global Network of Air Links [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2018, 133 (3): 1395-1458.
- [14] SÖDERLUND B. The Importance of Business Travel for Trade: Evidence from the Liberalization of the Soviet Airspace [R]. Working Paper, Lund University, 2022.
- [15] GIROUD X. Proximity and Investment: Evidence from Plant-level Data [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (2): 861-915.
- [16] HOVHANNISYAN N, KELLER W. International Business Travel: An Engine of Innovation? [J]. *Journal of Economic Growth*, 2015, 20 (1): 75-104.
- [17] RAUCH J E. Networks versus Markets in International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 1999, 48 (1): 7-35.
- [18] KLEIN M W, SHAMBAUGH J C. *Exchange Rate Regimes in the Modern Era* [M]. MIT Press, 2010.

- [19] BAILEY M A, STREZHNEV A, VOETEN E. Estimating Dynamic State Preferences from United Nations Voting Data [J]. *Journal of Conflict Resolution*, 2017, 61 (2): 430-456.
- [20] WEI S, PARSLEY D. Purchasing Power Disparity during the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits [R]. NBER Working Papers, 1995, No. 5032.
- [21] CONLEY T G, HANSEN C B, ROSSI P E. Plausibly Exogenous [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94 (1): 260-272.
- [22] BOUND J, JAEGER D A. Do Compulsory School Attendance Laws Alone Explain the Association between Quarter of Birth and Earnings? [J]. *Research in Labor Economics*, Emerald Group Publishing Limited, 2000, 19: 83-108.

International People Flow, Purchasing Power Parity and Real Exchange Rate Volatility

ZHOU Zhuo XU Jianwei

Abstract: Despite the increasing importance of digital technologies in modern communication, people still believe that international people flow plays an irreplaceable role in the exchange of information. This paper attempts to explain real exchange rate fluctuations in macro-finance from the perspective of international people flow. This paper argues that international people flow increases transparency of product information between two places, improves consumers' awareness of product prices, and thus reduces fluctuations in bilateral product-level real exchange rates. Based on the panel data from 1990 to 2018, this paper examines the impact of international people flow on real exchange rate volatility, uses initial bilateral visa issuances as an instrumental variable to verify the logic and finds: first, international people flow significantly reduces real exchange rate volatility, explaining about 9.14% of the sample mean of real exchange rate volatility. Second, a one standard deviation decline in international people flow increases the real exchange rate volatility of "Beijing-Shanghai-Guangzhou" by 1.3% on average. The significance of this study is to further understand the impact of restricted people flow under geopolitics on macro-finance.

Keywords: International People Flow; Real Exchange Rate Volatility; Law of One Price; Consumers' Product Awareness; Search Costs

(责任编辑 张晨烨)