

贸易约束、不确定性与中国进口效率

王培志,孙利平

(山东财经大学 国际经贸学院,山东 济南 250014)

摘要:在分析贸易约束、不确定性和进口效率之间的逻辑关系基础上,构建异质性随机前沿引力模型,定量测算中国在贸易约束下的进口效率。结论表明:贸易约束的存在使得中国进口效率分布在 20%~30% 区间,平均水平为 21.18%,结论经多种测算方法检验稳健。关税和非关税壁垒降低、自贸协定签署、对象国通关效率提升不仅可以缓解贸易偏离,还能降低贸易偏离不确定,但这种效应依市场不同呈现异质性。中国对发达国家和中等发达国家的进口效率高出对发展中国家、贫困国家的进口效率约 2%~4%,中国对 RCEP 的平均进口效率为 22.99%,高于对 OBOR、FTA、WTO 的进口效率。中国对 OBOR 和 FTA 的进口效率相近。

关键词:贸易约束;进口效率;偏离不确定性;异质性随机前沿引力模型

中图分类号:F741.2 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-929X(2019)04-0061-15

一、引言

当前我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和经济发展不平衡不充分之间的矛盾。国内消费者消费能力显著提高,消费需求进入品质化、多样化、个性化、国际化阶段,为满足国内消费升级需求,“在稳定出口的同时,主动扩大进口”成为外贸工作新思路。我国正依照自身发展逻辑不断提出扩大开放新举措,在 2018 年 7 月,我国第五次降低进口关税,税率均值由原来的 15.7% 下降到 6.9%,并在 2018 年 11 月举办全球首个以进口为主题的国际进口博览会,以此提高进口需求针对性。对供给侧改革而言,扩大进口可以通过技术外溢效应、竞争倒逼机制、促进人力资本积累等渠道显著提高母国全要素生产率,推动供给升级。扩大进口亦可缓解我国贸易顺差引发的贸易摩擦,推动我国对外贸易均衡发展和建设新型开放经济。

尽管我国历年贸易额稳步上升,但依然受到常规和非常规贸易约束的影响,在贸易约束条件下我国从各国进口实际效率如何?进口效率时空变化有何趋势?影响进口实际值同最优值偏离及偏离不确定性的因素有哪些?是本文关注和要解决的核心问题。为解决以上问题,本文将异质性随机前沿模型和贸易引力模型结合起来,构建异质性随机前沿引力模型,以中国对 157 个国家和地区 2001—2016 年的数据共 2 512 个观察值作为研究样本,在贸易约束条件下定量分析中国进口实际值和最优值偏离程度以及偏离不确定性,并明确了造成效率损失的主要原因,有助于为我国优化进口质量、提高进口效率、增进贸易福利提供决策依据。

收稿日期:2018-08-18

基金项目:国家社会科学基金项目“中国对‘一带一路’沿线国家 OFDI 贸易优化效应”(17BJL014);全国统计科学研究项目“自主开放视角下中国出口转型升级的微观测度与实现路径研究”(2018LY88);山东省社会科学规划青年学者重点培养计划研究专项“开放型经济新体制、全球价值链地位与山东省出口转型升级”(18CQXJ25)。

作者简介:王培志,男,山东青岛人,博士,山东财经大学国际经贸学院教授、博士生导师,研究方向:国际贸易理论与政策。

为避免歧义,文章首先对贸易最优值(trade *, T*)、贸易约束(trade restriction)、贸易效率(trade efficiency, TE)和贸易潜力(trade potentiality, TP)的内涵进行界定。当前理论界对贸易最优值、贸易约束、贸易效率、贸易潜力并无统一的清晰定义,只在行文中有所提及。文章尝试结合现有研究对这些概念进行明确。贸易最优值是指在不考虑贸易壁垒、交易成本、外界随机冲击等因素,在完全竞争市场和消费者偏好同质假设下得到的理想最优贸易水平。贸易约束是指对影响贸易实际值(trade, T)和最优值偏离因素的统称^[1],这些因素一方面来自可以刻画的效率影响因子,如关税壁垒、贸易互惠协定、一国海关通关水平等,另一方面来自难以刻画的随机因素,如气象灾害、战争因素等,贸易约束的存在使得实际贸易值不会达到最优状态。贸易约束效应具体包括两方面,一是影响贸易实际值和最优值的偏离水平,二是导致偏离具有不确定性。值得强调的是,本文参照既有研究将贸易效率定义为: $TE = (T/T^*) \times 100\%$,即实际贸易值与“理论贸易潜力值”之比,这和传统意义上的“效率”内涵不尽相同^[2-4]。传统意义上的效率是指在给定投入和技术的条件下,经济资源的利用程度,如果经济资源得到最大程度的利用则称之为帕累托效率。在这里,贸易效率实际刻画的是一种“达标程度”。文章将贸易潜力定义为: $TP = 1 - TE = (T^* - T)/T^* \times 100\%$,贸易潜力度量的是实际贸易值和理论最优贸易值的差距水平^[5]。

已有文献对贸易效率与影响因素方面做了丰富研究,文章以估计方法演进为引线对现有相关文献进行梳理。前期研究多集中在应用引力模型测度中国出口贸易效率,总体上认为中国出口贸易效率不断提高但历年波动较大^[6-8]。Ravishankar 和 Stack^[9]发现欧盟出口实际值和用引力模型估计的最优值之比约为 2/3,但由于贸易引力模型忽略了贸易约束的存在导致贸易效率被高估。为解决该问题,Fratianni^[10]将随机前沿方法引入到引力模型中,这使得贸易约束可以通过贸易无效率项进行单独测算,由此得到更为精确的贸易效率估计值。基于此方法,有些研究分别估计了中国对世界整体、OECD 国家、“一带一路”沿线国家和“一带”国家的出口效率,认为中国出口效率水平总体不高且各国之间差异较大,对发达国家出口效率普遍要高于发展中国家^[11-14]。除了研究货物贸易效率,有部分学者将目光聚焦到对服务贸易出口效率、文化产品出口效率的研究上,发现中国对不同东道国的出口效率呈现出较大不平衡性^[15-16]。张剑光和张鹏^[2]指出随机前沿引力模型把效率区间设置为[0,1],忽视了效率值大于 1 的超效率情形,在优化随机前沿引力模型的基础上提出 APR 模型(Attract-Push-Resist,引力-推力-阻力模型),实证分析了中国与“一带一路”国家的贸易效率,发现中国对“一带一路”国家的平均出口效率是中国对世界平均出口效率水平的 1.7 倍。此外,有学者运用随机前沿引力模型测算了中国对外直接投资效率,发现我国 OFDI 总体效率不高,对发展中国家的 OFDI 效率高于发达国家^[17-19]。

在影响中国贸易效率因素方面,早期研究多集中在探讨 GDP、人均 GDP、总人口、贸易互惠安排、融资约束、海运距离等传统因素对出口效率的影响^[11-14]。随后有学者陆续开始关注其他新变量对贸易效率的影响,如“一带一路”互联互通建设可以有效提高中国贸易效率^[20]、文化差异会通过影响消费偏好继而影响贸易效率,同中国有较强的语言文化联系则贸易效率更高^[21]、互联网贸易成为提升中国出口贸易效率的主要途径^[22]。在贸易约束问题上,学者们一般通过构建贸易非效率模型来定量分析贸易约束效应,关税水平、贸易成本、清关时间等因素和贸易非效率之间有显著正相关性^[23-25]。在贸易非效率项不确定性方面,Sarker 和 Jayasinghe^[26]认为一国有选择的构建 RTA(Regional Trade Agreement)会造成市场国样本差异导致贸易非效率项提高。谢建国^[27]认为在外部关税约束下,自由贸易区会导致“大关税体”之间的竞争,这会扩大中国从分属不同自贸区的国家贸易效率差异。

通过文献梳理,本文发现针对国际贸易领域内效率估计问题,多数研究还集中在探讨出口效率和对外投资效率,而对进口效率进行估计的文献较少。在现有的贸易约束因素研究中,学者们主要考察贸易约束的来源,但对贸易约束造成的贸易偏差和偏差不确定性鲜有研究。随着进口对国民经济升级而言变得愈发重要,有必要对进口效率进行深入探讨。文章边际贡献在于:构建异质性随机前沿引力模型,在考虑贸易约束的条

件下估计了中国进口效率,并在此基础上测度了中国进口实际值和最优值偏离程度和偏离不确定性。值得注意的是,中国进口效率分布在 20~30% 水平,并不能说中国进口效率低,这要和其他国家进行同期比较;对进口产品按技术增加值分类探讨进口效率,具有进一步研究意义。

二、理论分析

当前中国已经与世界深度互融互通,提高进口效率和进口针对性可以更好满足消费者日益多元化和品质化的需求,从而实现消费升级和进口升级,消费升级和进口升级则会通过市场导向机制和竞争机制倒逼中国供给升级,由此实现中国新一轮扩大开放和经济升级的目标。

假设不存在贸易约束,各国之间发生贸易则是“自然”力量作用下相互吸引的结果,该状态下的贸易量取决于包括经济规模、人口、地理距离、文化相近度等在内的贸易引力因素,在不考虑贸易约束的理想状态下,引力因素的存在会导致贸易发生且贸易量会达到最优。但在贸易实践中,贸易约束是不可忽视的客观存在,深入分析贸易约束有助于对贸易约束、不确定性、进口效率之间逻辑关系进行机理分析。贸易约束实际上是指一系列影响贸易实际值同最优值差距的因素。这些因素可以进一步细分为贸易推力和贸易阻力^[2],贸易推力和贸易阻力共同及相互作用导致贸易偏离的发生(这在本文中可以用“进口效率”度量,偏离水平越高,则贸易效率越低),并且导致这种偏离具有不确定性。因此,贸易效率优化的过程实际上是一个减少偏离水平并尽可能降低偏离不确定性的过程。

贸易约束的存在导致贸易偏离的发生。贸易阻力会增加贸易成本或者减少贸易机会,且国际市场的贸易阻力日趋多样、多变、复杂和不可控。贸易阻力因素包括关税、非关税壁垒、交易费用、运输成本以及其他非控因素(如两国关系恶化、海啸海盗)等。关税提高会直接提升进口商品的价格水平,这一方面会降低消费者对进口产品的有效需求,降低进口效率;另一方面会增加以进口中间品为投入的下游企业的生产成本,降低企业利润水平和进口需求。如果征收报复性关税,则对进口需求和进口效率影响尤甚。进口配额制会提升消费者获得该商品的壁垒,缩窄消费者获得进口品途径,从而降低进口效率。运输成本的增加同样会导致进口价格上升,但在当今技术水平下,本文假设运输成本对贸易效率影响不显著。两国关系恶化,则会导致贸易政策不稳定从而会降低进口效率。贸易推力的存在会促进交易的达成、扩大贸易量,贸易推力具体包括签订贸易互惠安排、提升海关通关效率等。签订贸易互惠安排可以消除贸易壁垒、增进要素流动,通过贸易创造效应和贸易转移效应增进成员国之间的贸易量。对象国提升海关通关效率会降低交易成本从而提高进口效率。

贸易约束会导致贸易偏离具有不确定性。贸易约束不仅会造成贸易偏离而且会同时影响偏离的不确定。贸易约束之所以会导致贸易偏离不确定,是因为贸易约束是一系列短期内容易变化的随机因素,既包括可以刻画的诸如关税、非关税、交易费用、运输成本等可测因素,也包括难以刻画的气象灾害、国际突发事件(如金融危机、萨德问题)等随机性因素。随机性因素会导致实际进口值发生巨大波动,加剧偏离不确定性。虽然确定性因素对偏离不确定性影响不甚直接,但是由于其内部各种因素之间的作用方向不同,因素之间动态博弈同样会导致各个时点的贸易偏离程度不同,从而加剧贸易不确定性。

贸易约束效应会呈现出市场差异性和时间动态异质性特征。由于不同细分市场在经济发展水平、消费能力、语言文化、地理距离等维度上表现出异质性特征,我国对不同的市场进口效率会有差异。这主要是由于当前各国在全球价值链和全球生产网络中所处的位置不同。具体来看,由于在全球价值链分工中,发达国家掌握诸如核心技术、品牌、生产标准等高级生产要素而占据价值链高端,而我国长期以来通过发挥劳动力、自然资源等传统比较优势占据加工制造环节,导致我国需要从外国进口大量中间品和高端制成品,而且这类产品需求弹性较小,贸易阻力和贸易推力对我国对发达国家的进口偏离和偏离不确定性影响较小。我国多从其他发展中国家进口农产品或资源型产品,这类产品的需求弹性较大,贸易阻力或者贸易推力稍微作用就会导致

我国对发展中国家的进口偏离和偏离不确定性出现较大波动。此外,考虑到我国开放水平越来越高和消费能力越来越强,世界环境整体稳定但日趋多变和复杂,我国整体的进口效率应该呈现出波动中上升趋势。

基于以上分析,本文提出两个待检验假说:

假说 1:贸易约束的存在使得实际进口量和最优进口量发生偏离,并且会造成这种偏离具有不确定性。

假说 2:贸易约束对进口效率的影响会表现出市场异质性和时间动态异质性特征,中国对经贸发展水平好、经贸合作层次深的市场进口效率更高。

三、实证分析

本部分主要包括三部分内容:一是随机前沿引力模型的构建、变量选择与数据加工;二是呈现估计结果,主要是对影响我国对世界总体以及各细分市场的进口偏离和偏离不确定性的因素进行分析;三是对我国从世界总体以及各细分市场的进口效率时空变化趋势进行分析。

(一) 模型、变量与数据

1. 异质性随机前沿贸易引力模型

传统贸易引力模型认为,在无贸易约束条件下, i 国和 j 国的双边进口贸易最优值为:

$$M_{ijt}^* = f(x_{ijt}\beta) \quad (j = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T) \tag{1}$$

其中, x_{ijt} 是 $1 \times k$ 阶向量,表示影响进口的因素; β_{ijt} 是 $k \times 1$ 阶待估系数向量; M_{ijt}^* 表示 i 国和 j 国在 t 期理想状态下可能达到的最大贸易水平。然而,在现实贸易环境中往往存在贸易约束,贸易约束会导致贸易实际值和最优值的偏离以及偏离不确定性。考虑贸易约束的实际进口贸易值为:

$$M_{ijt} = f(x_{ijt}\beta)\omega e^\nu, 0 < \omega \leq 1 \tag{2}$$

其中, ω 表示的是效率水平,它是一系列影响双边贸易效率且短期波动较大的变量的函数, ν 表示的是随机干扰因素。对(2)式取对数,可得:

$$\ln M_{ijt} = \ln f(x_{ijt}\beta) + \ln \omega + \nu \tag{3}$$

将(3)式转化为计量模型为:

$$\ln M_{ijt} = \alpha + x_{ijt}'\beta + \varepsilon_{ijt}, \varepsilon_{ijt} = \nu_{ijt} - \mu_{ijt} \tag{4}$$

其中,混合干扰项 ε_{ijt} 含有两部分: ν_{ijt} 和 μ_{ijt} 。 ν_{ijt} 为一般意义上的随机干扰项,本文假设其服从正态分布, $\nu_{ijt} \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_\nu^2)$ 。 $\mu_{ijt} = -\ln \omega_{ijt}$,表示进口贸易无效率项,衡量中国进口实际值和最优值偏离程度。由于 $0 < \omega_{ijt} \leq 1$,所以 $\ln \omega_{ijt} \leq 0$,因此 $\mu_{ijt} \geq 0$,学者们一般假设 μ_{ijt} 服从单边分布,包括半正态分布、截断型半正态分布、指数分布、Gamma 分布,通常选择半正态分布。但为了反映不同截面面临的贸易约束异质性特征,本文假定 μ_{ijt} 服从非负截断型半正态分布,即有 $\mu_{ijt} \sim N^+(\omega_{ijt}, \sigma_{\mu_{ijt}}^2)$, μ_{ijt} 的异质性可以设定为:

$$\omega_{ijt} = \exp(a + z_{ijt}'\varphi), \sigma_{\mu_{ijt}}^2 = \exp(b + z_{ijt}'\varphi) \tag{5}$$

其中, a 和 b 均为常数, $\mu_{ijt} \sim N^+(\omega_{ijt}, \sigma_{\mu_{ijt}}^2)$ 的设定保证了(4)式为异质性随机前沿引力模型,这是本文后续分析的基础。通过(5)式可以分析外生变量对贸易约束本身(ω_{ijt})及不确定性($\sigma_{\mu_{ijt}}^2$)的影响,在此基础上可以分析贸易约束导致的进口效率损失,这是假定 μ_{ijt} 服从半正态分布所无法实现的。

如果我们要得到我国对各国的进口效率水平,只需要对 $(-\mu_{ijt})$ 求指数即可,本文将效率均值设定为: $TE = \omega_{ijt} = E[\exp(-\mu_{ijt}) | e] = \frac{\exp(x_{ijt}'\beta - \mu_{ijt})}{\exp(x_{ijt}'\beta)}$,可以看出,贸易效率实际上是纳入贸易约束项得到的贸易值与不考虑贸易约束项得到的贸易值之间的比值。

2. 变量选择与模型设定

通过梳理、整合和借鉴已有研究,文章筛选了以下变量进入进口贸易效率模型。商品进口额 M_{ijt} ,用中国从各国(或地区)的历年商品进口额表示。进口因素向量 $x_{ijt} = (gdp_{ijt}, pgdp_{ijt}, pop_{ijt}, struc_{ijt}, vdi_{ijt}, lab_{ijt}, dista_{ijt}, fri_{ijt}, cultr_{ijt})'$,其中:(1) gdp 和 $pgdp$ 为一国(或地区)国内生产总值和人均 GDP ,用来衡量一国经济发展层次以及消费和供给能力;(2) pop 为一国的年度总人口,用来衡量市场规模;(3) $structr$ 为服务业和工业产业增加值占总产业增加值的比重(%),用来度量产业结构;(4) vdi 为工业增加值,由于我们分析的对象是产品贸易,因此用 vdi 表示产业水平;(5) lab 表示劳动力参与度,用来度量对象国就业状况;(6) $dista$ 为贸易距离,该指标相对于国家首都之间的球面距离而言,是以绝对距离为基础以贸易额为权重加权计算的相对值,可以有效衡量贸易距离;(7) fri 为对象国和我国的外交关系,该指标将外交关系从未建交到传统友好合作关系细分为 12 级,用来度量两国之间的政治友好度;(8) $cultr$ 为 Hofstede 文化距离指标,用来衡量两国间的文化相近程度。

贸易约束模型中各变量的选择:贸易约束 μ_{ijt} 是一系列影响双边贸易效率且短期波动较大的变量的函数,根据已有研究,本文将贸易约束的因变量向量定义为: $z_{ijt} = (triff_{ijt}, ntriff_{ijt}, fta_{ijt}, wto, ceffci_{ijt}, ecos_{ijt})'$,其中:(1) $triff$ 为中国对各国进口历年平均税率,用来表示中国关税水平;(2) $ntriff$ 为我国 2001—2016 期间内历年所发起的反倾销、发补贴调查、诉诸 WTO 解决的争端数目,用来表示非关税壁垒;(3) fta 为两国之间是否签订双边或多边区域性贸易互惠协定的虚拟变量;(4) wto 为对象国是否为 WTO 成员,这是由于进口关税分为最惠国待遇关税和一般进口关税, wto 这一虚拟变量影响我国进口关税类别;(5) $ceffci$ 为对象国海关程序负担,用来表示该国海关便利化水平,取值范围为 $[1, 7]$, 1 表示非常不便利,7 表示极其便利;(6) $ecos$ 为对象国 20-foot 的集装箱使用价格(美元),用来表示该国出口成本,该价格包括文件费用、清关费用、检验费用和陆上运输费用、终端装卸费等,但不包括关税。因此,结合以上分析和(4)式,文章设定的最终模型为:

$$\begin{aligned} \ln M_{ijt} = & \alpha + \beta_1 gdp_{it} + \beta_2 gdp_{jt} + \beta_3 pgdp_{it} + \beta_4 pgdp_{jt} + \beta_5 pop_{it} + \beta_6 pop_{jt} + \beta_7 struc_{jt} \\ & + \beta_8 vdi_{jt} + \beta_9 lab_{jt} + \beta_{10} dista_{ij} + \beta_{11} fri_{ijt} + \beta_{12} cultr_{ijt} + \nu_{ijt} - \mu_{ijt} \\ & \nu_{ijt} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\nu^2), \mu_{ijt} \sim N^+(\omega_{ijt}, \sigma_{ijt}^2) \end{aligned}$$

(6)

其中, i 表示中国, j 表示对象国(地区), t 表示时间。

3. 数据来源与加工

本文选取自 2001 年中国加入世贸组织以来 2001—2016 年的中国与世界其他国家或地区的双边贸易数据,为平衡样本数目选择和样本取值精确性,文章删除 5 个以上变量为缺漏值或者变量取值连续 5 年以上缺失的个体,最终选取了 157 个国家或地区作为研究个体,样本观察值为 2 512 个。中国进口额 M 的数据来自 UNcomtrade 数据库,关税数据来源海关总署,贸易距离 $dista$ 来自 CEPII 数据库中的 distances 这一距离指标,两国外交关系数据来自外交部网站;Hofstede 文化距离原始数据来自 Hofstede 网站,具体包括权力距离、不确定性规避、集体主义倾向、男性度指数、长期取向指数、自身约束程度 6 大维度数据,Hofstede 距离变量由作者对原始数据通过主成分法降维处理得到;反倾销、发补贴调查、诉诸 WTO 解决的争端数目数据由作者手工查询商务部 2001—2016 年公告文件获得; gdp 和 $pgdp$ 、人口数据、劳动参与度、产业增加值等其他指标数据来自世界银行数据库。

文章对所有非类别变量做对数转换,以消除异方差影响,同时也可以减少离群值;文章对缺漏值主要从 Wind 数据库、EPS 数据平台补充,对于多方查找无法确定的缺漏值用组内均值替代。为尽可能多地保留样本,文章将离群值定义为低于箱线图下箱体 2 倍四分位或高于上箱体 2 倍四分位的值,对离群值进行缩尾处理。表 1 汇报了核心变量的基本统计特征。

表 1 核心变量的基本统计特征

| 变量 | 均值 | 方差 | 最小值 | 最大值 | 变量意义 |
|------------------------|--------|-------|--------|--------|-----------|
| 进口额(<i>lnM</i>) | 19.350 | 3.182 | 7.938 | 25.990 | 衡量我国进口水平 |
| 总产出(<i>lngdp</i>) | 24.370 | 2.097 | 19.370 | 30.560 | 衡量产出和消费水平 |
| 人均产出(<i>lnpgdp</i>) | 8.536 | 1.541 | 5.267 | 11.630 | 衡量产出和消费水平 |
| 总人口(<i>lnpop</i>) | 16.000 | 1.688 | 11.150 | 21.000 | 表示市场规模 |
| 产业结构(<i>lnstruc</i>) | 4.475 | 0.172 | 3.676 | 4.605 | 衡量经济结构 |
| 劳动参与度(<i>lnlab</i>) | 4.196 | 0.160 | 3.685 | 4.504 | 表示就业水平 |
| 工业增加值(<i>lnvdi</i>) | 23.000 | 2.299 | 16.660 | 28.890 | 衡量产品生产能力 |
| 出口成本(<i>lnecos</i>) | 7.136 | 0.532 | 5.814 | 9.111 | 衡量贸易成本 |
| 海关效率水平(<i>ceffi</i>) | 3.871 | 0.815 | 1.800 | 6.063 | 衡量海关通关效率 |
| 政治友好度(<i>fri</i>) | 3.134 | 3.125 | 1.000 | 12.000 | 衡量两国政治关系 |
| 贸易距离(<i>lndista</i>) | 8.973 | 0.565 | 6.845 | 9.857 | 度量贸易距离水平 |
| 文化相近度(<i>cultr</i>) | 4.478 | 1.615 | 0.315 | 7.762 | 衡量文化相近程度 |

(二) 估计结果和发现

1. 异质性随机前沿引力模型估计结果

文章基于 stata14.0 软件用最大似然估计法对异质性随机前沿引力模型(方程 6)进行估计。由于贸易约束变量 μ_{ijt} 可以用来刻画进口贸易实际值和最优值的偏离水平和偏离不确定性,因此模型中贸易约束函数是我们分析的重点。从估计结果稳健性目标出发,文章设定了 5 种待估模型,表 2 列示了 5 种模型的估计结果。模型 1 是文章首要关注的模型,该模型是完全异质化的设定,对贸易无效率项 μ_{ijt} 的均值和方差没有施加任何约束,这本质上肯定了贸易偏离和偏离不确定的存在。模型 2 假设关税及非关税壁垒、自贸协定等变量对贸易偏离的不确定性没有影响,即假设不存在贸易偏离不确定性;模型 3 假设这些变量对贸易偏离水平不存在影响,但却影响贸易偏离不确定性,即假设贸易偏离存在且为一个常数;模型 4 假设贸易无约束项 μ_{ijt} 服从非负的异质性半正态分布,用来和 μ_{ijt} 服从非负截断型半正态分布假设下的估计结果进行对比;模型 5 是常规的基础模型,该模型不考虑贸易约束的存在。文章在估计方程中将各年度作为虚拟变量引入模型以控制时间效应。

从表 2 列示的估计结果来看,模型 1 表明:在进口引力模型中,对象国 GDP 增加会降低我国从该国的进口水平,可能是由于 GDP 很高的对象国同样具有很强的内需,进口需求旺盛,导致我国从该国的相对进口较少。人均 GDP、人口因素、产业结构、工业增加值同进口变量均呈现出显著正相关,说明对象国经济面向好会增加我国从该国的进口额。这一结果同周茂荣^[13]、付韶军^[14]对中国出口贸易效率研究结论一致。同时,本文也注意到,文化相近度估计系数在 10%显著水平上为负值,即文化相近度低、差异化水平高会促进进口,考虑到消费者消费多样化、国际化和对异域文化消费的偏好,得到这一结果并不奇怪。

在贸易约束模型中,关税变量(*triff*)系数在贸易无效率方程中和贸易约束不确定性方程中分别在 5%显著水平和 1%水平为正,表明关税水平的增加会明显强化进口贸易偏离和偏离不确定性,更进一步讲,关税水平的提升会导致我国进口实际值和最优值偏离程度增加,并且会伴随着贸易偏离不确定增大,这会导致进口低效率加剧。中国对外国实行反倾销等非关税壁垒、自贸协定的签署、对象国海关通关效率提升均会降低贸易约束效应,即缩小进口贸易偏离值和抑制偏离不确定性,导致进口非效率值降低且进口效率偏离值的分布更加收敛。此外,在 10%显著水平下,对象国出口成本(*ecos*)对贸易偏离本身无影响,但对贸易偏离不确定性呈现正相关关系,这表明对象国出口成本增加对进口偏离程度无显著影响,但会增加进口偏离的不确定性。

表 2 异质性随机前沿引力模型估计结果

| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 5 |
|------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| 进口最优函数 | | | | | |
| ln gdp | -0.865 ^{***} (-4.750) | -0.840 ^{***} (-4.652) | -0.847 ^{***} (-4.544) | -0.849 ^{***} (-4.521) | -0.877 ^{***} (-4.641) |
| ln $pgdp$ | 1.135 ^{***} (5.940) | 1.107 ^{***} (5.783) | 1.135 ^{***} (5.870) | 1.203 ^{***} (6.187) | 1.234 ^{***} (6.308) |
| ln pop | 1.379 ^{***} (7.352) | 1.344 ^{***} (7.157) | 1.386 ^{***} (7.309) | 1.473 ^{***} (7.748) | 1.447 ^{***} (7.545) |
| ln $cgdg$ | 0.564 ^{***} (4.641) | 0.685 ^{***} (6.059) | 0.617 ^{***} (5.120) | 0.636 ^{***} (5.405) | 0.944 ^{***} (9.241) |
| ln $struc$ | 1.922 ^{***} (8.708) | 1.879 ^{***} (8.498) | 1.944 ^{***} (8.763) | 2.039 ^{***} (9.152) | 1.929 ^{***} (8.635) |
| ln lab | -1.468 ^{***} (-7.097) | -1.448 ^{***} (-6.895) | -1.474 ^{***} (-7.060) | -1.501 ^{***} (-7.143) | -1.260 ^{***} (-6.028) |
| ln vd | 0.646 ^{***} (10.032) | 0.641 ^{***} (9.903) | 0.631 ^{***} (9.563) | 0.577 ^{***} (8.669) | 0.626 ^{***} (9.247) |
| fri | -0.026 ^{**} (-2.017) | -0.025 [*] (-1.923) | -0.027 ^{**} (-2.035) | -0.030 ^{**} (-2.303) | -0.025 [*] (-1.812) |
| ln $dista$ | -0.579 ^{***} (-8.598) | -0.587 ^{***} (-8.897) | -0.543 ^{***} (-8.050) | -0.481 ^{***} (-7.078) | -0.710 ^{***} (-10.794) |
| $cult$ | -0.023 [*] (-1.903) | -0.027 [*] (-1.757) | -0.021 (-0.881) | -0.007 (-0.318) | -0.022 (-0.895) |
| 时间效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| $cons$ | -18.968 ^{***} (-4.897) | -21.945 ^{***} (-6.008) | -21.208 ^{***} (-5.441) | -23.412 ^{***} (-6.226) | -31.162 ^{***} (-9.361) |
| 无效率函数 | | | | | |
| $tari$ | 0.425 ^{**} (2.176) | 3.981 ^{***} (2.951) | | | |
| $ntri$ | -0.031 [*] (-2.051) | -0.396 ^{**} (-2.232) | | | |
| wto | -0.048 [*] (-1.865) | -5.658 ^{**} (-2.654) | | | |
| fia | -0.051 [*] (-1.941) | -1.229 ^{**} (-2.729) | | | |
| ln $ecos$ | 0.122 (0.003) | -22.039 [*] (-1.702) | | | |
| $ceff$ | -0.063 (0.000) | 19.631 ^{**} (1.962) | | | |
| $cons$ | -256.000 (-0.376) | -199.448 [*] (-1.727) | -123.400 (-1.526) | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| 偏离不确定性 | | | | | |
| $tari$ | 0.138 ^{***} (2.251) | | 0.143 ^{***} (4.541) | 0.276 ^{***} (5.106) | |
| $ntri$ | -0.412 ^{***} (-2.627) | | -0.489 ^{***} (-2.703) | -0.949 ^{***} (-2.621) | |
| wto | -0.420 ^{***} (-4.404) | | -0.438 ^{***} (-4.449) | -0.824 ^{***} (-4.331) | |
| fia | -0.973 ^{***} (-3.200) | | -1.519 ^{***} (-3.548) | -22.11 (0.000) | |

续表 2

| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 5 |
|------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------|
| <i>lnecos</i> | 0.226 * | | 0.236 *** | 0.455 *** | |
| | (1.892) | | (2.763) | (2.691) | |
| <i>ceffi</i> | -0.080 * | | -0.129 ** | -0.273 ** | |
| | (-1.679) | | (-2.075) | (-2.357) | |
| <i>cons</i> | 5.652 ** | 5.209 *** | 4.722 *** | 0.140 | 0.000 |
| <i>N</i> | 2512 | 2512 | 2512 | 2512 | 2512 |
| χ^2 - LR | 145.308 | 141.777 | 150.065 | 141.424 | |
| <i>P</i> - value | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | |

注:括号内为 *t* 值,*、** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%显著性水平下通过检验。下同。

2.分地区估计结果

从随机前沿引力模型估计结果看,虽然 GDP 对进口贸易影响为负值,但是人均 GDP 对进口最优值在 1% 水平下有显著正向影响。中国对不同经贸发展水平和富裕程度的国家(地区)进口效率会呈现出区域差异。因此,有必要依据人均 GDP 对研究个体划分成不同富裕程度群体,进行分地区研究。我们把 157 个国家(地区)按照人均 GDP 组内均值水平,取 25 百分位、50 百分位、75 百分位值将样本平均分为四组,国家分组结果见表 3。

表 3 按人均 GDP 对国家分组

| 地区分组 | 人均 GDP 范围 | 国家数 | 样本数 |
|-----------------------------|------------------------|-----|-----|
| 贫困国家 <i>poor</i> | (0.000,1307.497) | 40 | 640 |
| 发展中国家 <i>developing</i> | [1307.497, 4904.777) | 39 | 624 |
| 中等发达国家 <i>mid developed</i> | [4904.777, 18180.931) | 38 | 608 |
| 发达国家 <i>developed</i> | [18180.931,+ ∞) | 40 | 640 |

按照以上分组,我们分别估计贫困国家、发展中国家、中等发达国家、发达国家四组的异质性随机前沿引力模型,回归结果见表 4。由于我们重点关注的是贸易约束模型,我们对进口引力模型的部分回归结果进行了简化。对比四个不同富裕程度地区的估计结果可以发现:在无效率函数中,关税水平的增加会加大中国对贫困国家和发展中国家的进口无效率水平,但对中国从发达国家和中等发达国家的进口效率无显著影响。在偏离不确定函数中,关税水平是影响中国从贫困国家、发展中国家、中等发达国家进口的重要贸易约束条件,关税水平越高,我国对从非发达国家进口偏离不确定越大,但关税指标并不影响中国对发达国家进口偏离不确定性,这主要是由于中国对发达国家的进口有些是国内无法替代的刚需。贸易双方加入 WTO 会缓解我国进口贸易约束,促进中国从该国的进口效率,但这种促进效应主要发生在贫困国家和发展中国家,这可能是由于贫困国家、发展中国家出口产品多为附加值低的农产品、矿产品等,国外给与的贸易优惠主要来自 WTO 最惠国待遇协议;中国 and 对象国签订 FTA 会缓解进口贸易约束,但这对发达国家而言并不显著,这启示我们同发达国家签订 FTA 需持谨慎态度。贫困国家和发展中国家出口成本的降低会抑制中国从该国进口效率偏离的不确定性,但对发达国家和中等发达国家来讲,出口成本变量并不显著。

表 4 分地区随机前沿引力模型估计结果

| | <i>poor</i> | <i>developing</i> | <i>mid developed</i> | <i>developed</i> |
|--------------|-------------|-------------------|----------------------|------------------|
| 进口最优函数 | | | | |
| <i>lngdp</i> | 1.334 *** | -0.339 | -2.149 *** | -1.187 ** |
| | (4.084) | (-0.755) | (-7.284) | (-2.104) |

续表 4

| | <i>poor</i> | <i>developing</i> | <i>mid developed</i> | <i>developed</i> |
|----------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|
| <i>lnpgdp</i> | 0.863 *** (2.751) | 0.052 (0.093) | 1.032 *** (3.133) | 0.358 (0.000) |
| <i>lnpop</i> | -0.539 * (-1.773) | 1.152 *** (2.583) | 0.976 *** (3.330) | 2.272 ** (2.241) |
| <i>lncgdp</i> | -0.607 ** (-2.403) | 0.201 (0.630) | -1.020 *** (-8.014) | -0.693 ** (-2.485) |
| <i>lnstruc</i> | 2.159 *** (9.504) | 2.963 *** (5.234) | 1.418 ** (2.100) | -0.678 (0.000) |
| <i>lnvdi</i> | -0.049 (-0.454) | 0.378 ** (2.230) | 2.278 *** (15.720) | -0.172 (-0.232) |
| <i>fri</i> | -0.033 * (-1.659) | -0.009 (-0.242) | 0.045 ** (2.184) | -0.092 (-1.246) |
| <i>lndista</i> | 0.390 *** (2.791) | -1.169 *** (-7.931) | 0.604 *** (5.989) | -0.624 (-0.827) |
| <i>cultr</i> | 0.058 (1.566) | -0.214 *** (-3.892) | -0.141 *** (-3.505) | -0.394 * (-1.950) |
| <i>cons</i> | -2.309 (-0.285) | -0.802 (-0.077) | 31.510 (0.000) | 32.030 (0.000) |
| 无效率函数 | | | | |
| <i>tariff</i> | 0.609 * (2.274) | 0.543 * (1.607) | 0.537 (0.180) | 0.084 (0.002) |
| <i>ntriff</i> | -0.011 (0.000) | 0.124 (0.000) | 0.027 (0.000) | 0.050 (0.000) |
| <i>wto</i> | 0.485 (0.000) | 0.366 (0.000) | 0.041 (0.000) | 0.008 (0.000) |
| <i>fia</i> | 0.272 (0.000) | 0.424 (0.003) | 0.003 (0.000) | 0.005 (0.000) |
| <i>lnecos</i> | 4.167 (0.176) | 4.673 (0.177) | 0.409 (0.009) | 0.060 (0.001) |
| <i>ceffi</i> | 2.020 (0.045) | 2.196 (0.000) | 0.212 (0.005) | 0.038 (0.000) |
| <i>cons</i> | -255.420 (-0.630) | -255.400 (0.000) | -256.260 (0.000) | -512.140 (0.000) |
| 偏离不确定性 | | | | |
| <i>tariff</i> | 0.210 * (1.955) | 0.161 * (1.959) | 0.442 *** (7.586) | 0.155 (1.294) |
| <i>ntriff</i> | 0.645 (0.423) | -0.783 (-0.459) | -0.078 (-0.328) | -0.324 (-0.531) |
| <i>wto</i> | -0.216 ** (-2.528) | -0.613 *** (-2.675) | -0.243 (-1.036) | 0.035 (0.095) |
| <i>fia</i> | -2.406 *** (-5.534) | -0.642 * (-1.761) | -0.709 * (-1.639) | -0.466 (-1.249) |
| <i>lnecos</i> | -0.322 * (-1.722) | -0.752 ** (-2.474) | -0.225 (-0.806) | -0.396 (-1.546) |
| <i>ceffi</i> | 0.124 (0.418) | 0.438 *** (3.270) | 0.151 (0.697) | 0.479 *** (3.216) |
| <i>cons</i> | 5.169 ** (2.026) | 7.149 *** (3.764) | 1.605 (0.928) | 9.707 *** (5.137) |
| <i>N</i> | 640 | 624 | 608 | 640 |

(三) 进口效率分析

1. 中国对世界总体进口效率

为了保证进口效率估计结果的稳健性,文章分别采用 `sfmodel` 命令、`frontier` 命令和考虑异方差的固定效应模型、随机效应模型对进口效率进行估计,从而得到四组估计量,分别记为 $te_sfmodel$ 、 $te_frontier$ 、 te_fe_robust 、 te_re_robust 。表 5 显示,四组估计量的均值、方差相近,因此随机前沿引力模型估计的进口效率结果是稳健的。

表 5 不同估计方法得到的中国进口效率

| 变量 | 均值 | 方差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|------------------|-------|------|-------|-------|-------|
| $te_sfmodel$ | 21.18 | 2.53 | 13.99 | 21.02 | 27.67 |
| $te_frontier$ | 20.71 | 2.62 | 13.66 | 20.65 | 28.00 |
| te_fe_robust | 24.38 | 2.81 | 17.27 | 24.10 | 32.34 |
| te_re_robust | 19.36 | 2.72 | 12.31 | 19.28 | 26.41 |

图 1 绘制的是所有样本的进口效率频数分布图,该图显示我国进口效率以 20%左右水平(中值)呈现对称分布且接近正态分布,表明我国对各国的进口效率分布稳定,样本均值和标准误差方差分别为 21.18%和 2.53%。进口效率大多数集中在 19~23%水平,表明在进口贸易约束条件下我国进口效率水平整体不高。

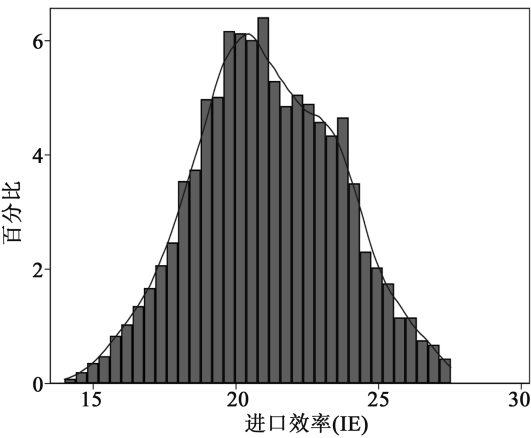


图 1 中国进口效率频率分布图(基于随机前沿引力模型)

2. 中国对不同细分市场的进口效率

由于不同细分市场在经济发展水平、消费能力、语言文化、地理距离等维度上表现出异质性特征,有必要区分我国对不同市场类型的进口效率。首先,考察我国对不同经贸发展水平和富裕程度地区的进口效率,具体包括贫困国家、发展中国家、中等发达国家、发达国家。然后考察我国对不同经贸合作协定(或倡议)的进口效率,主要包括“一带一路”倡议(OBOR)、区域全面经济伙伴关系协定(RCEP)、自贸区网络(FTA)、世贸组织(WTO)等。

图 2 是中国对不同经济发展水平地区的进口效率走势图。从时序变化特征来看,在 2001—2016 年样本区间内,我国对不同发展水平地区、全球总体的进口效率呈现出相似的时序变化特征;2002—2014 年,我国进口效率都呈现增加趋势,且以 2009 年为分界点,2009 年以后的进口效率比 2009 年以前的进口效率增长率更高,说明 2008 年金融危机后我国进口效率加速提升;2014—2016 年,进口效率呈现递减趋势,但我国对中等发达国家的进口效率没有下降。从区域特征来看,我国对不同发展水平的地区的进口效率很不一致。进口效

率由高到低的顺序依次是发达国家、中等发达国家、世界水平、发展中国家和贫困国家,这进一步验证表 2 分析得到的结论:我国从对象国的进口效率同对象国的富裕程度(以人均 GDP 表示)呈现显著正相关性。可以看出,我国对发达国家的进口效率比贫困国家的进口效率、世界总体的进口效率平均高出 3.24% 和 1.72%;我国对世界总体的进口效率比对发展中国家、贫困国家进口效率平均高出 0.51% 和 1.53%。

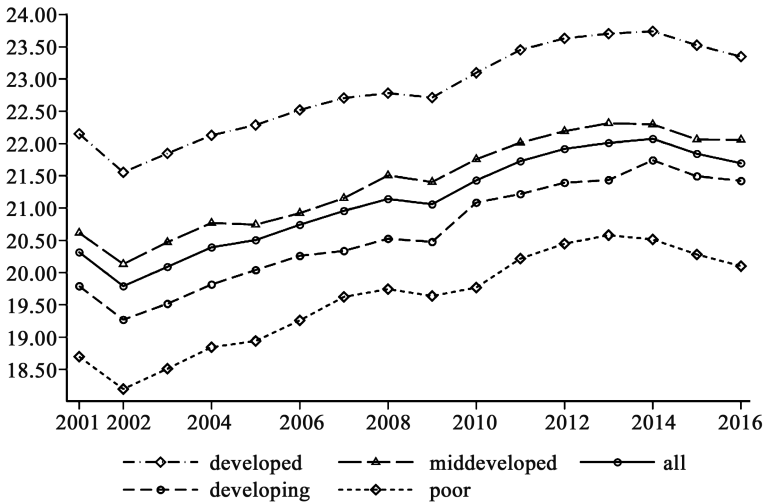


图 2 中国对不同经济发展水平地区的进口效率走势

从图 3 可以看出,我国对不同经贸合作协定(或倡议)的进口效率同样存有显著差异。这种差异一方面来自合作的层次和深度不同,另一方面来自组织内部成员发展水平差异。RCEP 成员相对集中分布在东南亚、南亚国家,地理距离近、合作时间早、区域内整体经济面向好,因此中国对 RCEP 的进口效率最高,最大值为 24.06%,平均值为 22.99%。截至 2018 年 6 月,中国共签署 16 个自由贸易区,涉及 24 个国家和地区,这其中有 17 个国家(地区)同时也在“一带一路”沿线,因此中国对自贸区网络国家和“一带一路”沿线国家的进口效率相近,平均进口效率值都在 21% 左右。此外,中国对世界整体的进口效率和中国对 WTO 成员效率相近,这是由于在本文分析的 157 个国家(地区)中,有 129 个属于 WTO 成员,占比达到 81.64%;但中国对世界整体的进口效率略微高出对 WTO 的进口效率,这是由于单一依靠 WTO 的最惠国待遇条款向中国出口的国家大多数为贫困国家和发展中国家,而我国对这些国家的进口效率相对较低。

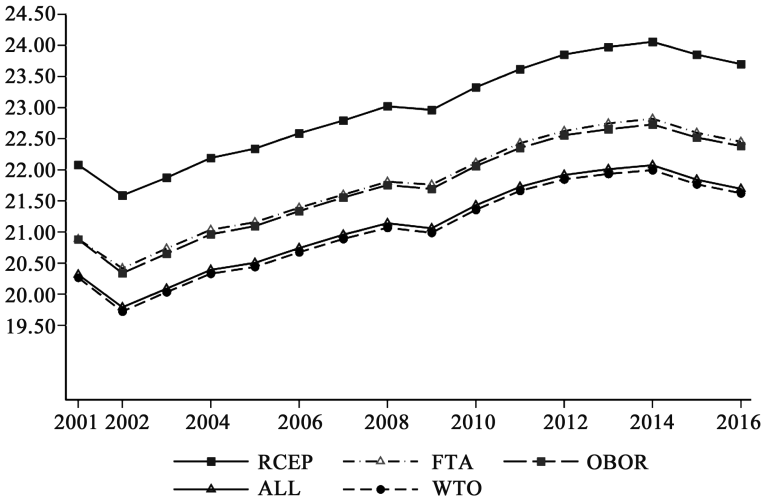


图 3 中国对不同经贸优惠协定地区的进口效率走势

四、稳健性检验

(一) 内生性问题

对容易受到外界冲击的连续变量 gdp 、 $pgdp$ 、 vdi 变量假定存在内生性并进行检验,分别使用中国与对象国(或地区)的 GDP 之差(HIA_gdp)和人均 GDP 之差(HIA_pgdp)以及工业增加值变量滞后一期($L.vai$)作为工具变量,用 Hausman-Wu 检验发现,H 统计量取值为 35.84,显著大于 0,不接受不存在内生性的原假设。表 6 汇报了随机前沿引力模型和固定效应模型的回归结果。面板固定模型以及工具变量回归中的大部分解释变量的系数取值符号和随机前沿引力模型的结果差异不大。Sargan 检验也表明在 5%的显著性水平上不存在过度识别的问题。因此,考虑了非效率因素的随机前沿引力模型的估计结果是切合现实的。

表 6 随机前沿引力模型和固定效应模型估计结果比较

| | 随机前沿引力模型 | 固定效应模型 | 固定效应模型(工具变量) |
|-------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|
| $\ln gdp$ | -0.865 *** (-4.700) | 0.156 (1.062) | -0.332 *** (-2.734) |
| $\ln pgdp$ | 1.135 *** (5.936) | 0.649 *** (2.973) | 0.820 *** (3.742) |
| $\ln pop$ | 1.379 *** (7.352) | 0.517 * (1.758) | 0.368 (1.251) |
| $\ln cgd p$ | 0.564 *** (4.641) | 44.735 (0.921) | |
| $\ln struc$ | 1.922 *** (8.708) | 3.132 *** (6.187) | |
| $\ln lab$ | -1.468 *** (-7.097) | -1.262 ** (-2.009) | |
| $\ln vdi$ | 0.646 *** (10.032) | 0.198 ** (2.157) | 0.299 * (1.705) |
| fri | -0.026 ** (-2.017) | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| $\ln dista$ | -0.579 *** (-8.598) | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| $cult r$ | -0.023 * (-1.903) | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| $tariff$ | | -8.532 (-0.857) | -0.306 *** (-12.265) |
| $ntriff$ | | -0.048 (-0.584) | -0.049 (-0.591) |
| $\ln ecos$ | | -0.108 (-0.912) | -0.042 (-0.354) |
| $ceffi$ | | 0.001 (0.006) | 0.017 (0.286) |
| 时间效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| $cons$ | -18.968 *** | -7.275 | 2.125 |
| N | 2512 | 2512 | 2512 |

(二) 模型选择问题

检验模型选择正确与否是我们分析贸易约束效应的基础。文章首先构建 LR 统计量对模型适用性进行

极大似然比检验,该统计量渐近服从卡方分布,自由度取值为约束条件个数。表 2 最后两行的似然比检验 (LR test) 结果表明:将检验原假设设定为“不存在贸易约束”时, LR 统计量取值显著大于 0,这表明结果不接受原假设,贸易约束存在,异质性随机前沿引力模型优于不考虑偏离的引力模型,即模型 1~4 均显著优于模型 5,实证解释以模型 1 为基础,其他模型结果为参照。

(三) 基于贸易引力模型的稳健性检验

将实际贸易值和传统方法估计的最优值进行比较,可以得到进口效率值,将该方法计算的进口效率值同随机前沿引力模型计算的进口效率值进行对比,能进一步检验进口效率值的稳健性。

用基础模型 5 对 *Intradevaluehat* 进行预测,与 *Intradevalue* 作比值得到 *ratio* 变量,用 *ratio* 变量可以作为基于贸易引力模型得到的中国进口效率值(频率分布见图 4),该变量平均值为 29.98%,最大值为 41.42%,标准差为 2.87。而由模型 1 得到的 *te* 变量样本均值为 21.18%,最大值为 27.67%,标准差为 2.53。可以看出,不考虑贸易约束得到的进口效率比将贸易约束纳入模型得到的贸易效率要平均高出约 8.8%,导致贸易效率被高估。两种估计方法得到的效率变量的标准差接近。可以这样认为,贸易约束的存在将贸易效率的分布向左侧水平推进约 9 个百分点。由此也进一步印证了随机前沿效率估计值的稳健性。

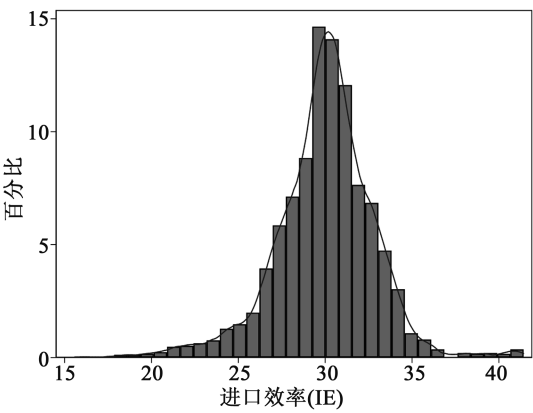


图 4 中国进口效率频率分布图(基于传统方法)

五、结论和政策建议

(一) 基本结论

研究结果表明贸易约束的存在使得中国进口效率分布在 20~30% 区间,平均水平为 21.18%,结论经多种测算方法检验稳健。在贸易约束效应的影响因素分析中,关税水平的增加会导致我国进口实际值和最优值偏离程度增加,并且这种贸易偏离不确定也会同时增大,这会导致进口低效率加剧。自贸协定的签署、对象国海关通过效率的增加会降低贸易约束效应,即缩小进口贸易偏离值和明显抑制偏离不确定性,导致进口非效率值降低且进口效率偏离值的分布更加收敛。此外,对象国出口成本对贸易约束本身无影响,但会增加进口偏离的不确定性。中国对发达国家的进口效率远高于对发展中国家、世界整体和贫困国家的进口效率,中国历年进口效率总体呈现上升趋势。不同的贸易优惠安排由于其成员发展水平不同,协定优惠幅度差异、成立时间早晚、成员区域分布集中程度而对中国进口效率产生不同影响。中国对贸易优惠协定的进口效率由大到小依次是 RCEP、OBOR、FTA、WTO。RCEP 成员主要相对集中分布在东南亚、南亚国家,且协定成立时间早、定位层次高,发展相对成熟,因此中国对 RCEP 国家进口效率更高。

(二) 政策建议

研究结论的政策含义可以概括如下:第一,要从观念上纠正认知偏差,单纯认为贸易顺差有利于经济发展是片面的,商品贸易的背后是资源在全球范围内的重新配置,进口贸易和出口贸易都是经济增长的重要动力源。第二,关税和非关税壁垒不仅会造成进口偏离而且会加剧偏离不确定性,降低关税可以提高进口效率,缓解贸易约束效应。贸易优惠安排程度的加深可以缓解贸易约束,建立和深化“一带一路”倡议下贸易互惠安排,建立高标准的自由贸易区网络对提高中国进口效率具有重要现实意义。第三,贫困国家和发展中国家出口主要依靠 WTO 的贸易优惠政策,落实中国和贫困国家、发展中国家之间的进口优惠安排,加大从广大发展中国家的农产品和矿产品进口力度,可以显著提升中国进口效率。第四,中国对发达国家的进口效率受 WTO、FTA、关税水平的影响不大,可能中国对发达国家的进口商品需求弹性较低,这启示我们一方面要积极扩大有助于国内供给侧改革的高质量产品进口,另一方面要对同发达国家建立自贸区持谨慎态度。第五,支持有实力的贸易企业、运输企业选择合适的对象国走出去,这一方面可以拓展企业自身市场,另一方面可以优化东道国出口成本,进而提升我国进口效率。

参考文献:

[1]陈琳,谢学臻,刘琳. 中国出口的贸易效率与贸易潜力:1980~2015[J]. 国际经贸探索,2018(1):33-50.

[2]张剑光,张鹏. 中国与“一带一路”国家的贸易效率与影响因素研究[J]. 国际经贸探索,2017(8):4-23.

[3]侯敏,邓琳琳. 中国与中东欧国家贸易效率及潜力研究——基于随机前沿引力模型的分析[J]. 上海经济研究,2017(7):105-116.

[4]孙彦彦,刘海云. “一带一路”战略背景下中国贸易潜力的实证研究[J]. 当代财经,2016(6):99-106.

[5]张会清. 中国与“一带一路”沿线地区的贸易潜力研究[J]. 国际贸易问题,2017(7):85-95.

[6]盛斌,廖明中. 中国的贸易流量与出口潜力:引力模型的研究[J]. 世界经济,2004(2):3-12.

[7]赵雨霖,林光华. 中国与东盟 10 国双边农产品贸易流量与贸易潜力的分析——基于贸易引力模型的研究[J]. 国际贸易问题,2008(12):69-77.

[8]范爱军,曹庆林. 中国对东盟地区的贸易流量分析——基于引力模型的研究[J]. 亚太经济,2008(3):38-43.

[9]RAVISHANKAR G,STACK M M.The gravity model and trade efficiency:a stochastic frontier analysis of eastern european countries' potential trade[J]. The World Economy,2014,37(5):690-704.

[10]FRATIANNI M U.Heterogeneous distance-elasticities in trade gravity models[J]. Economics Letters,2006,90(1):68-71.

[11]鲁晓东,赵奇伟. 中国的出口潜力及其影响因素——基于随机前沿引力模型的估计[J]. 数量经济技术经济研究,2010(10):21-35.

[12]刘海云,聂飞. 金砖体系下中国双边出口效率及其影响因素分析——基于随机前沿引力模型的实证研究[J]. 国际经贸探索,2015(1):16-27.

[13]谭秀杰,周茂荣. 21 世纪“海上丝绸之路”贸易潜力及其影响因素——基于随机前沿引力模型的实证研究[J]. 国际贸易问题,2015(2):3-12.

[14]付韶军. “一带一路”建设与中国出口效率提升——基于面板数据随机前沿引力模型的实证研究[J]. 工业技术经济,2016(10):63-71.

[15]李兵,丁琳,陈妍君. 中国服务贸易出口潜力及效率研究——基于随机前沿引力模型的分析[J]. 山东财经大学学报,2015,27(1):44-52.

[16]方英,马芮. 中国与“一带一路”沿线国家文化贸易潜力及影响因素:基于随机前沿引力模型的实证研究[J]. 世界经济研究,2018(1):112-124.

[17]田泽,许东梅. 我国对“一带一路”重点国家 OFDI 效率综合评价——基于超效率 DEA 和 Malmquist 指数[J]. 经济问题探索,2016(6):7-14.

[18]胡浩,金钊,谢杰. 中国对外直接投资的效率估算及其影响因素分析[J]. 世界经济研究,2017(10):45-54.

[19] 谭秀阁. 中国出口贸易中的二元边际约束及其突破研究[D]. 西安: 西北大学, 2016.

[20] 葛明, 赵素萍, 程莹莹. 互联互通能提高中国出口贸易效率吗——作用机理与实证研究[J]. 经济问题探索, 2018(4): 116-127.

[21] FRANK J. The effect of culture on trade over time; new evidence from the globe data set[R]. Working Paper, University of Hohenheim, 2018.

[22] 张奕芳, 刘富华. 互联网贸易、出口效率改进及经济增长效应——基于随机前沿模型的新理论解释[J]. 经济问题探索, 2018(8): 115-124.

[23] HOEKMAN B, NICITA A. Trade policy, trade costs and developing country trade[J]. World Development, 2011, 39(12): 2069-2079.

[24] 阿布来提·依明, 金哲松. 中国进出口贸易阻力及其影响因素研究[J]. 中央财经大学学报, 2013(5): 52-58.

[25] RICHARD P, PATRICIA S. Trade facilitation and the measurement of trade costs[J]. Journal of International Commerce Economics & Policy, 2010, 1(1): 145-163.

[26] SARKER R, JAYASINGHE S. Regional trade agreements and trade in agri-food products: evidence for the european union from gravity modeling using disaggregated data[J]. Agricultural Economics, 2007, 37(1): 53-59.

[27] 谢建国. 外部关税约束、自由贸易区规模与世界自由贸易[J]. 经济学(季刊), 2004(2): 587-604.

Trade Constraints, Uncertainty and China Import Efficiency

WANG Peizhi ,SUN Liping

(School of International Trade and Economics , Shandong University of
Finance and Economics , Jinan 250014, China)

Abstract: Based on an analysis of the logical relationship among trade constraints, uncertainty and import efficiency, this paper constructs a heterogeneous stochastic frontier gravity model to quantitatively measure China import efficiency under trade constraints. The research results show that the existence of trade constraints makes China import efficiency distributed in the range of 20%-30% with an average level of 21.18%, and this conclusion is robust tested by a variety of measurement methods. Tariff and non-tariff barrier reduction, free trade agreement signature and customs clearance efficiency improvement of target countries can not only alleviate trade deviation but also reduce trade deviation uncertainty, but this effect is heterogeneous according to different markets. China import efficiency to developed and medium-developed countries is about 2%-4% higher than that to developing and poor countries, and China average import efficiency to RCEP is 22.99%, higher than that to OBOR, FTA and WTO while China import efficiency to OBOR and FTA is similar.

Key words: trade constraint; import efficiency; deviation uncertainty; heterogeneous stochastic frontier gravity model

(责任编辑 赵 甜)