

高标准数字贸易规则的贸易与福利效应 ——基于结构模型的量化分析

史本叶 齐瑞卿

摘要 基于结构贸易模型拓展数字贸易分析框架,测算各国的高标准数字贸易规则深度与数字贸易政策性成本指标,量化分析 2014-2023 年高标准数字贸易规则引发的政策性成本下降所带来的贸易与福利效应,结果表明:高标准数字贸易规则能够提高中国的贸易量、福利水平及实际工资水平;中国现阶段的规则开放虽在较大程度上降低了贸易与福利的损失,但仍难以完全抵消全球数字贸易政策壁垒所带来的负面冲击;高标准数字贸易规则促使产业结构向数字化转型,对高技能劳动力需求显著增加,产生就业替代效应;通过模拟中国参与高标准区域贸易协定可以发现,不同协定带来的增长效应排序为 RCEP、CPTPP、DEPA。在应对政策选择上,需要统筹自主开放与区域合作,以促进贸易、福利与工资的全面增长。

关键词 高标准数字贸易规则;制度型开放;结构模型;福利效应

中图分类号 F124 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2026)05-0102-11

基金项目 国家社会科学基金重大研究专项(23VMG009)

近年来,数字贸易在充满不确定性的外部环境下实现逆势增长,成为驱动全球经济增长的重要动力。但是,各国的数字贸易政策壁垒却在不断上升。经济合作与发展组织(OECD)发布的《服务贸易限制性指数:2025 政策趋势》报告指出,从 2014 年到 2023 年,全球各国在跨境数据流动、通信基础设施、数字服务税等方面的政策措施愈加严格,各国之间的数字贸易监管政策差异越发明显^[1](P1-62)。在全球数字贸易政策持续收缩、多边框架进展艰难的背景下,构建高标准区域贸易协定(RTA)、寻求局部范围内的数字贸易合作成为各国的最佳选择。目前,中国正积极参与数字贸易规则的谈判与合作,提出自己的数字贸易发展方案,特别是随着区域全面经济伙伴关系协定(RCEP)的生效,中国在亚太区域的数字贸易合作取得了显著进展。同时,中国正在积极推进加入全面与进步跨太平洋伙伴关系协定(CPTPP)、数字经济伙伴关系协定(DEPA)等高标准区域贸易协定,以此为契机在数字贸易治理方面逐步缩小与发达经济体的差距。那么,如何评估高标准数字贸易规则的政策效果,其对生产、消费与贸易带来了哪些影响?中国的数字贸易开放能否有效应对全球数字贸易政策壁垒?未来应如何进一步对接高标准数字贸易规则?以上问题的回答对于推进中国数字贸易制度型开放具有重要现实意义。

一、文献综述与边际贡献

贸易政策的福利效应一直都是国际贸易领域的研究重点。Eaton 和 Kortum 从供给侧将影响贸易的因素归结为技术差异和贸易阻力^[2](P1741-1779),假设每种商品的生产率服从弗雷歇(Fréchet)分布,以此刻画不同经济体在生产各类产品时的比较优势差异。其通过理论推导得出与引力方程形式同构的均衡解,证明生产成本低、生产率高且双边贸易成本低的产品更易出口。这一结论将贸易流量与生产率、

贸易成本的关系数量化,为后续量化分析提供了理论基础。Anderson和Wincoop从需求侧建模并引入多边阻力项^[3](P170-192),强调贸易成本增加时,消费者对进口产品的支出会下降,而非仅影响出口产品范围,这与EK模型形成对比,该结论从需求侧补充了贸易流量的决定因素。后续研究进一步引入了企业异质性、多产品企业等微观特征,结合结构化模型与反事实分析,形成更贴近现实的贸易福利分析范式^[4](P77-105)。本文主要与Caliendo和Parro的研究存在较为紧密的关系^[5](P1-44),其在李嘉图模型中纳入产业间联系、中间品贸易和生产部门异质性,系统评估了北美自由贸易协定(NAFTA)^①的贸易和福利效应,为探讨自由贸易协定的国家利得提供了范本。在货物贸易领域,国内学者利用这一理论框架从不同角度量化评估了RCEP关税减让的贸易与福利效应^[6](P98-115)。在服务贸易领域,马盈盈在CP模型的基础上,利用服务贸易壁垒的关税等价公式评估了服务贸易制度型开放的福利效应^[7](P82-97),张群等同样利用CP模型,按照OECD服务贸易限制指数(STRI)数据库提供的评估框架量化了RCEP的服务贸易自由化程度并对其福利效应进行了估计^[8](P3-30)。在数字贸易领域,张洪胜等运用结构估计方法量化评估了跨境电商综试区设立对消费者福利的影响^[9](P155-173),祝树金等将数字产品的内在特性纳入寡头垄断竞争模型中,考察了数字产品贸易自由化的福利效应^[10](P1-19)。可以发现,在现有贸易福利的相关研究中,仅有少部分涉及数字贸易,且并未直接评估高标准数字贸易规则对贸易与福利的影响,这为本文的研究创新提供了拓展空间。

相较于已有文献,本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:(1)在研究视角方面,本文拓展了数字贸易分析框架,构建了数字贸易部门与相应的政策性成本指标,并基于各国参与的双边与区域平台,较为细致地测算了各国的高标准数字贸易规则深度,最后系统性地评估了RTA高标准数字贸易规则引致的政策性成本下降带来的贸易与福利效应,并重点分析中国受到的影响,丰富了该领域的相关文献。(2)在研究方法方面,本文采用了结构模型的量化分析方法,通过构建理论模型刻画经济主体的行为逻辑,能够较为精准地解构贸易活动中复杂的因果关系,帮助预判政策实施取得的效果。(3)在政策启示方面,本文深入分析了中国应对全球数字贸易政策壁垒的不同政策选择及其经济效果,为推进数字贸易制度型开放提供一定的量化支撑与理论借鉴。

二、典型事实分析

本文所讨论的数字贸易为狭义的数字贸易,即数字服务贸易。一方面,从目前的统计口径来看,数字订购贸易统计难度较大,而且各经济体统计方法存在较大差异,贸易数据难以在国别之间进行比较。相对而言,数字交付贸易主要测度可数字化的服务贸易,即数字服务贸易,基于世界投入产出数据可以获得国家间的贸易数据,具有时间连续性和国际可比性等优势。另一方面,数字服务贸易对全球经济的增长效应日益增强,其在技术创新传导、产业结构升级以及全球价值链重构等维度具有独特作用,成为当下国际贸易领域的重要议题。

(一) 全球高标准数字贸易规则分析

本文参考刘悦等的做法^[11](P120-134),基于电子商务和数据贸易协议条款(TAPED)数据集,选取跨境数据流动、数字贸易促进、数字隐私保护、数字知识产权保护四类影响数字贸易的关键条款,构建高标准数字贸易规则指数并测算条款深度(见表1),以此来衡量高标准数字贸易规则。在已有贸易协定中,美国—墨西哥—加拿大协定(USMCA)、全面与进步跨太平洋伙伴关系协定(CPTPP)以及区域全面经济伙伴关系协定(RCEP)等评分较高,这些协定的成员国之间数字经济体量大、跨境数据流动密集,因此更有动力制定高标准规则,降低制度摩擦。同时,具有较高数字经济发展水平、较强制度供给能力以及更大市场规模的国家,更可能成为全球高标准数字贸易规则的制定者与输出者。

① 该协定自2020年7月1日起被美国—墨西哥—加拿大协定(USMCA)正式取代。

表1 高标准数字贸易规则指数

一级指标	二级指标	三级指标
跨境数据流动	跨境数据流动	跨境数据流动
	数据本地化	数据本地化
	披露软件源代码	披露软件源代码
数字贸易促进	WTO规则补充深化	WTO规则适用性
		电子商务关税
		非歧视待遇
	贸易便利化	建立电子商务监管框架
		无纸化贸易
		电子认证
数字隐私保护	在线消费者保护	在线消费者保护
	个人数据保护	个人数据保护
	网络中介平台责任	网络中介平台责任
	未经请求的电子信息	未经请求的电子信息
数字知识产权保护	国际条约履行	国际条约履行
	数字知识产权执法措施	数字知识产权执法措施
	数字内容版权保护	数字内容版权保护
	软件与专利保护	软件与专利保护

（二）全球数字贸易政策性成本分析

本文将数字贸易政策性成本界定为由政府政策、法规、行政措施等制度性因素直接或间接导致的，使数字贸易主体在跨境数据流动、数字服务交付等环节中额外承担的经济成本，包括合规成本、市场准入成本等形式。具体从两方面进行分析：一是各国的数字服务贸易限制指数(DSTRI)，即单个经济体对数字服务贸易直接施加的各类政策限制；二是国家间数字服务贸易限制异质性指数(DSTRHI)，即在双边层面，两个国家之间的限制政策差异，政策异质性的存在也会导致进入成本显著增加^[12](P80-98)。从数字服务贸易限制指数来看，世界整体的数字服务贸易限制指数从2014年的0.168分上升至2024年的0.182分。近年来，随着数字服务贸易的大规模增长，各国开始规范与监管境内的数据流动，以避免外部对本国敏感数据的控制或滥用，因此限制指数呈波动上升趋势。中国的数字服务贸易限制指数从2014年的0.184分上升至2024年的0.347分，2016-2017年处于快速增长阶段，限制指数从0.224分大幅增长至0.326分。在这一阶段，中国政府出台了一系列政策文件，明确规定关键信息基础设施运营者在中国境内收集和产生的“个人信息和重要数据”必须存储在国内，经过安全评估和批准后，可以转移到国外。从数字服务贸易限制异质性指数来看，国家间的数字服务贸易限制差异程度出现较为显著的增长，各国因数字经济发展阶段的差异性、数字贸易治理能力的层级分化，以及在全球价值链中利益诉求的不同，致使数字贸易政策的差异化特征日益显著且呈扩大趋势。目前，政策差异已切实提高企业跨市场运营的制度性成本，正系统性影响全球数字贸易的流通效率与资源配置效益。

三、理论模型

本文基于 Caliendo 和 Parro 的数字贸易分析框架^[5](P1-44)，假设世界范围内有 N 个国家，每个国家有 J 个行业，设定货物行业与数字贸易行业为可贸易行业，其他行业不可贸易。所有市场均为完全竞争状态，劳动力可以在国内部门间流动。

（一）基础假设

1. 消费者。每个国家都存在 n 个具有代表性的消费者 L_n ，通过消费最终商品 C_n ，实现效用最大化，设定柯布—道格拉斯效用函数如下：

$$u(C_n^j) = \prod_{j=1}^J (C_n^j)^{\alpha_n^j}, \sum_{j=1}^J \alpha_n^j = 1 \quad (1)$$

其中, n 代表国家, j 代表各部门, C_n^j 为 n 国 j 部门消费的商品数量, α_n^j 代表 j 部门消费占总消费的比例。代表性消费者的收入约束为: $I_n = w_n L_n + R_n + D_n$, 其中, I_n 代表家庭收入, L_n 为 n 国劳动力数量, w_n 为 n 国工资水平, R_n 为关税收入, D_n 为贸易赤字。求解消费者效用最大化可以得到消费者价格指数 P_n :

$$P_n = \prod_{j=1}^J \left(\frac{P_n^j}{\alpha_n^j} \right)^{\alpha_n^j} \quad (2)$$

2. 生产者。生产者生产复合中间品和中间品这两类产品。复合中间品不可贸易, 既可以作为最终产品进行消费, 也可以作为生产原料投入中间品生产。复合中间品的生产函数采用常替代弹性形式:

$$Q_n^j = \left[\int r_n^j(\omega^j)^{\frac{\sigma^j-1}{\sigma^j}} d\omega^j \right]^{\frac{\sigma^j}{\sigma^j-1}} \quad (3)$$

其中, Q_n^j 代表 n 国 j 部门的复合中间品产出, $r_n^j(\omega^j)$ 为 n 国 j 部门的中间产品需求。 σ^j 为中间品替代弹性且 $\sigma^j > 0$ 。完全竞争市场条件下, 每个国家以最小的支出从全世界购买价格最低的中间品投入生产。给定成本约束求解利润最大化, 可以得到对中间投入品 ω^j 的需求函数 $r_n^j(\omega^j)$:

$$r_n^j(\omega^j) = \left(\frac{p_n^j(\omega^j)}{P_n^j} \right)^{-\sigma^j} Q_n^j \quad (4)$$

进一步, 可以得到复合中间品的价格 P_n^j :

$$P_n^j = \left[\int p_n^j(\omega^j)^{1-\sigma^j} d\omega^j \right]^{\frac{1}{1-\sigma^j}} \quad (5)$$

对于中间品而言, 每个部门 j 生产连续的中间品 $\omega^j \in [0, 1]$, 中间品生产需要两种投入品: 劳动力和由各个部门生产的复合中间品, 将生产函数设定为柯布一道格拉斯函数形式:

$$q_n^j(\omega^j) = z_n^j(\omega^j) \left[l_n^j(\omega^j) \right]^{\gamma_n^j} \prod_{k=1}^J \left[m_n^{k,j}(\omega^j) \right]^{\gamma_n^{k,j}} \quad (6)$$

其中, q_n^j 代表 n 国 j 部门的中间品产出, $z_n^j(\omega^j)$ 为 n 国生产中间品 ω^j 的生产效率, 假设 $z_n^j(\omega^j)$ 服从 Fréchet 分布, $l_n^j(\omega^j)$ 为劳动力投入, $m_n^{k,j}(\omega^j)$ 为复合中间品投入, $\gamma_n^{k,j}$ 为来自 k 部门的复合中间品的投入份额, 具体地, $\sum_{k=1}^J \gamma_n^{k,j} = 1 - \gamma_n^j$ 。求解生产者利润最大化可以得到单位投入成本 c_n^j :

$$c_n^j = r_n^j w_n^{\gamma_n^j} \prod_{k=1}^J (P_n^k)^{\gamma_n^{k,j}}, \quad r_n^j \equiv (\gamma_n^j)^{-\gamma_n^j} \prod_{k=1}^J (\gamma_n^{k,j})^{-\gamma_n^{k,j}} \quad (7)$$

3. 贸易成本。对于货物行业, 政策性贸易成本即进口从价关税。对于数字贸易行业, 其政策性贸易成本可以定义为进口国对进口的数字服务施加的各种限制措施, 参考张群等的做法以 OECD 提供的 DSTRI 与 DSTRHI 指标的交互项作为数字贸易行业的政策性成本^[8](P3-30), 二者是目前各国数字贸易所面临的重要成本^[13](P1-20)。具体地, 货物行业的关税税率为 τ_{ni}^j , 关税收入是进口国消费者收入的一部分, 具体贸易成本设定为:

$$k_{ni}^j = (1 + \tau_{ni}^j) \times d_{ni}^j = \tilde{\tau}_{ni}^j d_{ni}^j \quad (8)$$

对于数字贸易行业, 设定进口国对进口数字服务施加的限制为 η_{ni}^j , 该部分不构成关税收入, 具体贸易成本如下:

$$\varphi_{ni}^j = (1 + \eta_{ni}^j) \times d_{ni}^j = \tilde{\eta}_{ni}^j d_{ni}^j \quad (9)$$

其中, η_{ni}^j 的计算方法如下:

$$\eta_{ni}^j = (1 + DSTRI_{ni}^j) \times (1 + DSTRHI_{ni}^j) - 1 \quad (10)$$

那么, n 国购买中间品 ω^j 的成本为 $p_n^j(\omega^j) = \min_i \left\{ \frac{c_i^j k_{ni}^j}{z_i^j(\omega^j)} \right\}$ 或 $p_n^j(\omega^j) = \min_i \left\{ \frac{c_i^j \varphi_{ni}^j}{z_i^j(\omega^j)} \right\}$ 。复合中间品的价

格为:

$$P_n^j = A^j \left[\sum_{i=1}^N \lambda_i^j (c_i^j k_{ni}^j)^{-\theta^j} \right]^{\frac{1}{1-\sigma^j}}, \quad A^j = \left[\Gamma \left(\frac{\theta^j + 1 - \sigma^j}{\theta^j} \right) \right]^{\frac{1}{1-\sigma^j}} \quad (11)$$

(二) 均衡条件

定义 π_{ni}^j 为 n 国用于购买 i 国 j 部门商品的支出比例, 由 Fréchet 分布性质可以得到:

$$\pi_{ni}^j = \frac{X_{ni}^j}{X_n^j} = \frac{\lambda_i^j (c_i^j k_{ni}^j)^{-\theta^j}}{\sum_{h=1}^N \lambda_h^j (c_h^j k_{nh}^j)^{-\theta^j}} \quad (12)$$

定义 X_n^j 为 n 国 j 部门的总支出, 包括企业在复合中间品上的支出和消费者支出, 具体表达式为:

$$X_n^j = \sum_{k=1}^J \gamma_n^{j,k} \sum_{i=1}^N X_i^k \frac{\pi_{in}^k}{1 + \tau_{in}^k} + \alpha_n^j I_n \quad (13)$$

在贸易均衡条件下劳动力市场出清:

$$w_n L_n = \sum_{j=1}^J \gamma_n^j \sum_{i=1}^N X_i^j \frac{\pi_{in}^j}{1 + \tau_{in}^j} \quad (14)$$

综上, 根据公式(7)、(11)、(12)、(13)与(14), 可以构成一个封闭的一般均衡模型, 求解一般均衡的原理为: 假设一个 w_n , 利用公式(7)与(11)求出 c_n^j 与 P_n^j , 然后代入公式(12)求得 π_{ni}^j , 进而利用公式(13)可以得到 X_n^j , 最后验证公式(14)是否成立, 若不成立则调整初始工资重新计算, 直至成立。

(三) 外生参数处理

首先, 为减少数据需求, 将模型中的部分参数消去, 借鉴 Dekle 等的方法^[14](P511-540), 测算 RTA 生效带来的各个变量的相对变化量, 这种处理可以将模型与基年数据精确匹配, 较为清晰地分辨出贸易成本变动对均衡结果的影响。其次, 对于 $\gamma_n^{j,k}$ 、 γ_n^j 和 α_n^j 可以通过国家间投入产出表进行测算。对于数字贸易行业的贸易弹性 θ^j , 本文根据公式(12)进行估计, 其他行业的贸易弹性参考 Caliendo 和 Parro 进行设定^[5](P1-44)。基于公式(12), 两边取自然对数, 并将两国的单边参数表示成各国的固定效应, 可以得到:

$$\ln \pi_{ni}^j = -\theta^j \ln(1 + \eta_{ni}^j) - \theta^j \ln d_{ni}^j + f_{e_n} + f_{e_i} + \varepsilon_{ni} \quad (15)$$

对于冰山成本 d_{ni}^j , 本文采用地理距离($dist_{ni}$)、是否拥有共同语言($lang_{ni}$)、是否曾经存在历史关联(col_{ni})三个引力变量来进行刻画。本文采用 2014-2020 年的面板数据进行估计, 并控制了进口国、出口国与时间固定效应, 最终可以得到如下用于估计数字贸易行业贸易弹性的计量方程:

$$\ln \pi_{ni}^j = -\theta^j \ln(1 + \eta_{ni}^j) + \bar{\delta}_0 + \bar{\delta}_1 dist_{ni} + \bar{\delta}_2 lang_{ni} + \bar{\delta}_3 col_{ni} + f_{e_n} + f_{e_i} + f_{e_t} + \varepsilon_{ni} \quad (16)$$

(四) 福利分析

实际工资变动由国内支出份额变动与上下游价格联动共同决定; 福利变动可分解为贸易条件效应与贸易量效应。实际工资的相对变化可以表示为:

$$\ln \frac{\hat{w}_n}{\hat{P}_n} = -\sum_{j=1}^J \frac{\alpha_n^j}{\theta^j} \ln \hat{\pi}_{nn}^j - \sum_{j=1}^J \frac{\alpha_n^j}{\theta^j} \frac{1 - \gamma_n^j}{\gamma_n^j} \ln \hat{\pi}_{nn}^j - \sum_{j=1}^J \frac{\alpha_n^j}{\gamma_n^j} \ln \prod_{k=1}^J \left(\frac{\hat{P}_n^k}{\hat{P}_n^j} \right)^{\gamma_n^{j,k}} \quad (17)$$

由公式(17)可以看出, 实际工资的变动来源于国内份额的变动($\hat{\pi}_{nn}^j$)和上下游产品价格指数的变动($\hat{P}_n^k / \hat{P}_n^j$), 变动程度同时受到 α_n^j 、 θ^j 、 γ_n^j 以及 $\gamma_n^{j,k}$ 四个参数的影响。

$$d \ln W_n = \frac{1}{I_n} \sum_j \sum_i \underbrace{(E_{ni}^j d \ln c_{ni}^j - M_{ni}^j d \ln c_i^j)}_{\text{Terms of trade}} + \frac{1}{I_n} \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N \underbrace{\tau_{ni}^j M_{ni}^j (d \ln M_{ni}^j - d \ln c_i^j)}_{\text{Volume of trade}} \quad (18)$$

在公式(18)中, 右边第一项反映了 n 国在贸易中相对价格的变化, 即贸易条件效应。右边第二项反映了 n 国 j 行业进口量相对于进口价格的变化, 即贸易量效应。高标准数字贸易规则对贸易与福利的影响是多方向的, 需要进行定量分析以识别其具体影响。

四、数据及参数校准

本部分主要介绍数据的来源及处理过程,并对相关参数进行校准。

(一)数据来源及处理

在理论模型的基础上,本文将评估 2014-2023 年 RTA 高标准数字贸易规则对贸易及福利的影响,并重点关注中国贸易和福利的变动。本文选取 2014 年作为基准年^①,由于部分国家或地区的行业存在 0 产出情况,将国家间投入产出表的 77 个国家或地区合并为 58 个,将 45 个行业合并为 15 个商品部门、5 个数字贸易部门以及 10 个不可贸易部门。具体国家及行业如表 2、3 所示。

表 2 样本国家列表

所属区域		具体国家
亚洲(16 国)	东亚	中国、日本、韩国
	东南亚	文莱、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国、越南
	中亚	哈萨克斯坦
	西亚	以色列、土耳其、沙特阿拉伯
	南亚	印度、巴基斯坦
欧洲(27 国)	北欧	丹麦、芬兰、冰岛、挪威、瑞典
	东欧	俄罗斯、立陶宛、拉脱维亚、爱沙尼亚、捷克、匈牙利、波兰、斯洛伐克、斯洛文尼亚
	中欧	奥地利、德国、瑞士
	西欧	比利时、法国、英国、爱尔兰、卢森堡、荷兰
	南欧	西班牙、希腊、意大利、葡萄牙
美洲(9 国)	北美	加拿大、美国、墨西哥、哥斯达黎加
	南美	巴西、智利、哥伦比亚、秘鲁、阿根廷
大洋洲(2 国)	大洋洲	澳大利亚、新西兰
非洲(3 国)	非洲	南非、喀麦隆、塞内加尔
其他(1 国)	其他	世界其他地区

双边贸易流量数据来自 2014 年的 OECD 国家间投入产出表。具体处理如下:第一,将样本国家列表以外的 19 个国家的投入产出数据合并至世界其他地区(ROW)。第二,按照样本行业列表进行行业的合并处理。第三,从已有行业中拆分出数字贸易行业。第四,对投入产出表行业进行重命名与排序,同时为了避免行业拆分与合并可能会带来的投入产出平衡性问题,采用双比例尺度方法进行迭代调整,以满足总投入与总产出的平衡条件。最后,从投入产出数据中提取双边国家行业的中间品贸易数据与最终品贸易数据进行加总,得到最终的双边贸易流量数据。其中,对于第三步,借鉴数字经济规模核算框架中的拆分思路^[15](P23-41),引入拆分系数从非完全数字贸易部门中分离出完全数字贸易部门^②:(1)以各国电子商务销售额占批发与零售业产业总产出的比重作为拆分比例^[16](P93-107),将批发与零售行业拆分为传统批发与零售(行业 21)与互联网批发与零售(行业 17)。(2)构建数字金融指数^[17](P27-38),以各项指标的均值作为行业拆分比例,将金融与保险活动拆分为传统金融活动(行业 22)与数字金融活动(行业 18)。(3)构建数字技能指数,以各项指标均值作为行业拆分比例,将法律、会计、建筑、工程及其他专业科学和技术活动拆分为传统的专业科技活动(行业 23)与数字化的专业科技活动(行业 20)。

双边关税数据,对于 1-15 行业,数据来源为贸易分析和信息系统(TRAINS)数据库。该数据库提供了国家间 ISIC Rev.3 行业的实际有效关税信息,根据对外经济贸易大学(UIBE)数据库发布的 ISIC Rev.3

① 选取 2014 年作为基准年的理由如下:第一,2014 年全球经济未受到重大外部冲击的干扰;第二,2014 年,全球数字贸易开始加速发展,且目前 OECD 发布的 DSTRI 数据范围是 2014-2024 年,DSTRIH 数据范围是 2014-2023 年。
② 限于篇幅,具体表格未列出,留存备索。

表3 样本行业列表

编号	行业	ISIC.Rev4	编号	行业	ISIC.Rev4
1	农业、矿业	1-3、5-9	16	电信、计算机软件和其他信息服务	61-63
2	食品、饮料和烟草	10-12	17	互联网批发与零售	45-47*
3	纺织品、皮革和鞋类	13-15	18	数字金融活动	64-66*
4	木材及软木制品	16	19	出版、视听和广播活动	58-60
5	造纸、纸制品、印刷出版	17-18	20	数字化的专业科技活动	69-75*
6	焦炭精炼石油和核燃料、化学药品	19、20-21	21	传统批发与零售	45-47*
7	橡胶和塑料制品	22	22	传统金融活动	64-66*
8	其他非金属矿物产品	23	23	传统的专业科技活动	69-75*
9	基本金属	24	24	供电、供水活动	35-39
10	金属制品,机械和设备除外	25	25	建造服务	41-43
11	办公、会计和计算机	26	26	运输服务	49-53
12	电气机械和设备	27	27	住宿、餐饮和房地产服务	55-56、68
13	其他机械和设备	28	28	行政、教育服务	77-82、84-85
14	机动车辆和半拖车、其他运输设备	29-30	29	人类健康和社会工作活动	86-88
15	其他制造和回收	31-33	30	其他服务活动	90-98

注:带*号的行业即经过拆分后的数字贸易行业 and 传统贸易行业。

与 ISIC Rev.4 转换表,以贸易份额为权重将其转换至 ISIC Rev.4 行业,从而得到国家行业层面的关税。此外,本文参考马欢等的做法对双边关税缺失值进行补充^[18](P3-32)。对于行业 16-20,以 OECD 提供的 DSTRI 与 DSTRIH 指标的交互项作为关税数据的等价替换,二者是目前国家间进行数字贸易面临的政策性成本。DSTRI 框架涵盖基础设施与连通性、电子交易、支付系统、知识产权和其他影响数字服务贸易的壁垒五个领域,本文根据五大类限制指数的主要内涵及覆盖领域匹配与之对应的核心行业(见表 4)。对于行业 21-30,设为不可贸易行业,关税设为 0。

其他数据,包括总产出、增加值份额以及行业投入产出份额均来自经过处理后的 OECD 国家间投入产出数据库。

(二) 数字贸易部门的贸易弹性估计

基于公式(16)对数字贸易部门的贸易弹性进行估计^①。为保证估计的无偏与有效性,采用泊松极大似然估计(PPML)方法进行估计^[19](P29-56)。在估计时,由于贸易数据离散程度较大,对所有连续变量分别进行双侧 1%、1.5%、2% 缩尾处理。结果显示,在三种不同的样本估计中,数字贸易行业整体的贸易弹性均在 4 左右。由于在双侧缩尾 1% 的样本下进行泊松极大似然估计仍会提示因变量经标准化处理后存在极小值,因此选取双侧缩尾 1.5% 样本的弹性结果作为后续数值模拟的基础。相对于服务贸易^[20](P1-17),数字贸易部门贸易弹性较低,其原因在于:国家间数字技术差距的存在导致部分地区对产品价格反应相对不那么敏感;部分大型数字企业具有较强的市场势力,能够在一定程度上控制价格和市场供应,行业整体的弹性受到限制;消费者在参与数字贸易时,对于产品价格变化更倾向于保持谨慎,导致数字贸易的弹性较低。

① 限于篇幅,结果未列出,留存备索。

表4 DSTRI框架与对应行业

OECD—DSTRI(领域)	行业	行业编号
Infrastructure and connectivity (基础设施与连通性)	电信、计算机软件和 其他信息服务	16
Infrastructure and connectivity, Electronic transactions (基础设施与连通性、电子交易)	互联网批发与零售	17
Infrastructure and connectivity, Payment system (基础设施与连通性、支付系统)	数字金融活动	18
Infrastructure and connectivity, Intellectual property rights (基础设施与连通性、知识产权)	出版、视听和广播活动	19
Infrastructure and connectivity, Other barriers affecting trade in digitally en- abled services (基础设施与连通性、其他数字服务贸易壁垒)	数字化的专业科技活动	20

(三) RTA 高标准数字贸易规则对数字贸易政策性成本的影响估计

RTA 高标准数字贸易规则对政策性成本的影响弹性可以通过以下方程估计得到^①：

$$\ln(1 + \eta_{ni}^j) = \phi^j DRTA_{ni} + \rho_1^j dist_{ni} + \rho_2^j col_{ni} + \rho_3^j lang_{ni} + \delta_n^j + \delta_i^j + \delta_t^j + \varepsilon_{ni}^j \quad (19)$$

其中,参数 ϕ^j 表示高标准数字贸易规则对数字贸易政策性成本的影响弹性,为剔除极端值的影响,本文对所有连续变量进行1.5%的缩尾处理。回归结果显示,高标准数字贸易规则生效对政策性成本具有显著的负向影响,估计系数为-0.0253。本文还进行了一系列的稳健性检验:(1)替换核心解释变量。使用高标准数字贸易规则的虚拟变量替换深度值。(2)增加固定效应。增加出口国一年份、进口国一年份以及行业一年份固定效应。(3)调整样本。剔除2018-2020年这一时间段,规避外部重大事件冲击的影响。(4)内生性检验。将报告国与第三国的规则深度平均值作为工具变量,进行二阶段最小二乘估计。(5)进一步考虑极端值的影响。对所有连续变量进行2%、3%以及5%的缩尾处理。(6)考察RTA 高标准数字贸易规则生效的滞后性影响。将核心解释变量分别滞后一期、二期、三期。以上稳健性检验结果与基准回归结果保持一致。

进一步,基于公式(20)分行业估算高标准数字贸易规则对政策性成本的影响弹性,进而得到分行业数字贸易政策性成本的变动值(见表5),可以发现,RTA 评分每提高1分,数字贸易政策性成本能够下降2.5%左右。张洪胜等研究发现,每增加一个跨境电商综试区,出口贸易成本和进口贸易成本分别下降2.55%和2.49%^[9](P155-173)。本文估计结果与其相近。

$$(1 + \eta_{ni}^j)/(1 + \eta_{ni}^j) = \exp(\hat{\phi}^j) \quad (20)$$

表5 高标准数字贸易规则生效后政策性成本的变动比例

行业	影响弹性	成本变动比例
电信、计算机软件和其他信息服务	-0.0258	0.9745
互联网批发与零售	-0.0255	0.9748
数字金融活动	-0.0250	0.9753
出版、视听和广播活动	-0.0250	0.9753
数字化的专业科技活动	-0.0250	0.9753

① 限于篇幅,结果未列出,留存备索。

五、效应模拟结果

本部分通过多种政策效应模拟,系统评估高标准数字贸易规则的贸易与福利效应^①。

(一) 高标准数字贸易规则对贸易与福利的影响

1. 高标准数字贸易规则对贸易及福利的整体影响。本文先校准得到无赤字的 2014 年基准数据,设定各国仅由高标准数字贸易规则导致数字贸易政策性成本发生变动,量化 2014-2023 年高标准数字贸易规则对贸易与福利的影响;结果显示,高标准数字贸易规则使得中国的贸易量提高了 0.2332%,福利水平提高了 0.0130%,实际工资提高了 0.0115%。高标准数字贸易规则参与显著提升了中国在数字贸易领域的治理能力,通过规则对接与机制创新,有效降低了数字服务的贸易成本,从而扩大了贸易与福利效应。

2. 在行业层面分解高标准数字贸易规则对中国贸易的影响。结果显示,高标准数字贸易规则对数字贸易行业产生了较强的正向影响,对于进口结构,“互联网批发与零售”进口增长最多,达到了 6.5367%,其他数字贸易行业进口增长在 4% 左右。对于出口结构,“电信、计算机软件和其他信息服务”出口增长最多,达到了 6.3983%,其他数字贸易行业出口增长在 2% 至 6% 之间。与此同时,数字服务贸易的快速扩张对于传统部门进出口存在挤出效应,这种行业间资源的重新配置有助于推动中国进出口结构的服务化与数字化升级。

3. 高标准数字贸易规则对国家出口集中度的影响。国家出口集中度用赫芬达尔指数表示,根据结果,对于大部分国家而言,高标准数字贸易规则降低了出口贸易集中度。其中,中国的出口贸易集中度从 2014 年的 0.0840 降低至 2023 年的 0.0835。通常来说,数字贸易行业面临着远高于货物行业的政策限制,各国的禀赋优势多集中于传统制造业行业。高标准数字贸易规则通过降低数字贸易政策性成本,使得数字贸易行业也具有一定成本优势,推动企业进入数字服务市场,使得贸易额更趋均衡,提高了出口的多元化程度。

(二) 数字贸易政策性成本变动的影响

在考虑高标准数字贸易规则的基础上,进一步引入其他国家的数字贸易政策性成本变动,以评估中国现阶段数字贸易开放能否有效应对全球数字贸易政策壁垒。若不考虑高标准数字贸易规则的影响,结果显示,全球数字贸易政策性成本使得中国的贸易量下降了 1.9267%,福利水平下降了 0.1305%,实际工资下降了 0.1273%。若考虑高标准数字贸易规则的影响,结果显示,全球数字贸易政策性成本使得中国的贸易量下降了 0.6706%,福利水平下降了 0.047%,实际工资下降了 0.0516%。相较而言,中国的贸易与福利损失分别减少了 65% 和 64%,说明现阶段中国在 RTA 框架下推进的数字贸易制度型开放在一定程度上对冲了数字壁垒的冲击,但仍难以完全抵消全球数字贸易政策性壁垒所带来的负面冲击。对此,中国需要持续推进数字贸易制度型开放,通过对接高标准数字贸易规则突破数字贸易壁垒。

(三) 高标准数字贸易规则对内销额、总产出及就业的影响

首先,本文考察了高标准数字贸易规则对各国内销额及总产出的影响。结果显示,对于大部分国家而言,高标准数字贸易规则使得国际贸易量提高的同时,降低了内销额。孙浦阳等研究发现,拉动内需政策会促使外贸企业更加重视国内市场,内需政策激励降低了企业出口规模^[21](P3-29)。而高标准数字贸易规则作为外需政策能够激励企业进入国外市场,同时也减少了内销额。其中,中国的内销额降低了 0.0172%,总产出降低了 0.003%。其次,本文探讨了高标准数字贸易规则对各国就业的影响,利用各国增加值和实际工资,分别计算 2014 年与 2023 年的就业量,可以发现,大部分国家出现就业量下降。其中,中国的就业量减少了 0.0182%。高标准数字贸易规则促使产业结构向数字化转型,对高技能劳动力需求会显著增加,提高劳动者工资水平,同时也会导致传统岗位大幅缩减,产生就业替代效应。

^① 限于篇幅,结果未列出,留存备索。

(四) 中国参与RCEP、CPTPP、DEPA的比较分析

模拟中国参与RCEP(已加入)、CPTPP、DEPA三项高标准区域贸易协定,假设这三项协定对成员国双边政策性成本的影响弹性与前文基于其他各类RTA的回归估计值相同,比较三项协定带来的不同影响。结果显示,对于中国而言,三项贸易协定带来的增长效应排序为:RCEP、CPTPP、DEPA。一方面,RCEP作为覆盖人口最多、经贸规模最大的自贸协定,为中国构建亚太产业链合作提供了稳定框架。马野青等同样证实RCEP(0.14%)对中国居民福利的改善作用要强于CPTPP(0.10%)^[22](P22-40),因此在RCEP框架下,可以与日韩等重点成员国探索签订更高标准的双边贸易补充协议,继续扩大RCEP带来的贸易与福利效应。另一方面,在积极进行CPTPP、DEPA谈判的同时,可以与受负向冲击较强的非成员国进行双边沟通,例如卢森堡、爱尔兰、以色列以及印度等国家,探索构建新的高标准区域贸易协定,以降低潜在的负向冲击。

(五) 中国应对全球数字贸易政策性成本的政策选择及经济效果

未来中国应该如何进一步对接高标准数字贸易规则?本文设置了六种符合当下数字贸易现实的开放情境,并对其经济效果进行评估。六种情境分别为:中国加入CPTPP、中国加入DEPA、中国与“一带一路”国家建立数字贸易协定、中国与美国建立数字贸易协定、中国与欧盟建立数字贸易协定以及中国扩大自主单边开放。结果显示,在贸易量增长方面,中国扩大自主单边开放效果最佳,贸易量增长了0.2067%;在福利增长方面,与欧盟建立数字贸易协定对福利损失的缓解作用最强,福利水平仅降低0.0204%;在实际工资增长方面,中国扩大自主单边开放效果最佳,工资增长了1.7128%。

六、结论与政策启示

本文基于结构贸易模型拓展了数字贸易分析框架,评估了由高标准数字贸易规则引致的政策性成本下降带来的贸易与福利效应。研究发现:(1)高标准数字贸易规则通过规则对接与机制创新,有效降低了数字服务的贸易成本,从而扩大了贸易与福利效应。(2)模拟中国参与RCEP(已加入)、CPTPP、DEPA三项高标准区域贸易协定发现,三项贸易协定带来的增长效应排序为RCEP、CPTPP、DEPA。(3)高标准数字贸易规则作为外需政策能够激励企业进入国外市场,同时也在一定程度上减少了内销额。

基于以上研究结论,本文可以得到以下政策启示:

第一,应积极对接高标准数字贸易规则,提高其他国家对中国数字贸易规则、规制、标准认同度。一方面,要结合中国数字经济发展实际,在数据本地化、知识产权保护、数字税等关键领域,逐步调整和完善国内相关规制,推动国内规制与国际高标准规则相衔接。另一方面,要主动参与国际数字贸易规则的制定,依托区域全面经济伙伴关系协定、“一带一路”数字经济国际合作倡议、金砖国家数字经济伙伴关系框架等平台,积极发声并提出中国方案,增强在规则制定中的话语权和影响力。

第二,应加强国内数字市场创新,优化国内数字市场供给。一是完善数字市场制度体系,激发市场主体创新活力。通过优化市场准入机制,降低数字领域中小微企业、创新型企业的准入门槛,鼓励多元主体参与数字产品与服务供给。二是强化数字技术创新驱动,提升数字产品供给质量;聚焦关键数字技术领域,加大基础研究与应用创新投入。

参考文献

- [1] OECD. *OECD Services Trade Restrictiveness Index: Policy Trends up to 2025*. Paris: OECD Publishing, 2025.
- [2] J. Eaton, S. Kortum. Technology, Geography and Trade. *Econometrica*, 2002, 70(5).
- [3] J. E. Anderson, E. Van Wincoop. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*, 2003, 93(1).
- [4] S. J. Redding. Theories of Heterogeneous Firms and Trade. *Annual Review of Economics*, 2011, 3(1).
- [5] L. Caliendo, F. Parro. Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA. *Review of Economic Studies*, 2015, 82(1).

- [6] 彭水军,吴腊梅. RCEP的贸易和福利效应:基于全球价值链的考察. 经济研究,2022,(8).
- [7] 马盈盈. 中国服务业制度开放的福利效应评估(2014-2019)——基于量化模型的结构估计. 国际经贸探索,2022,(3).
- [8] 张群,邱斌,孙少勤. RCEP框架下服务贸易自由化的贸易与福利效应估计. 世界经济,2023,(6).
- [9] 张洪胜,谢月星,杨高举. 制度型开放与消费者福利增进——来自跨境电商综试区的证据. 经济研究,2023,(8).
- [10] 祝树金,张谦,李江等. 数字产品贸易自由化的福利效应及渠道机制研究——来自《信息技术协议》扩表的证据. 管理世界,2023,(12).
- [11] 刘悦,凌丹,刘慧岭. 高标准区域贸易协定是否有助于中国制造业产业链固链强链? 世界经济研究,2023,(10).
- [12] 杨翠红,王小琳,王会娟等. 开放与保护的平衡:数字服务贸易的监管同质化. 中国工业经济,2023,(12).
- [13] H. Nordas, D. Rouzet. The Impact of Services Trade Restrictiveness on Trade Flows: First Estimates. *OECD Trade Policy Papers*, 2015, 178.
- [14] R. Dekle, J. Eaton, S. Kortum. Global Rebalancing with Gravity: Measuring the Burden of Adjustment. *IMF Staff Papers*, 2008, 55(3).
- [15] 许宪春,张美慧. 中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角. 中国工业经济,2020,(5).
- [16] 张晴,于津平. 制造业投入数字化与全球价值链中高端跃升——基于投入来源差异的再检验. 财经研究,2021,(9).
- [17] 孙红燕,崔婉琴. 数字金融与全球价值链嵌入——基于跨国数据的实证研究. 国际金融研究,2025,(3).
- [18] 马欢,李磊,盛斌等. 全球生产智能化对中国贸易与福利的影响. 世界经济,2024,(9).
- [19] 杨曦,杨宇舟. 全球价值链下的区域贸易协定:效应模拟与机制分析. 世界经济,2022,(5).
- [20] S. Benz, A. Jaax. The Costs of Regulatory Barriers to Trade in Services: New Estimates of Ad Valorem Tariff Equivalents. *OECD Trade Policy Papers*, 2020, 238.
- [21] 孙浦阳,马科伟,于春海. 拉动内需、惠民政策与企业出口策略调整. 世界经济,2025,(3).
- [22] 马野青,庄金凤,范子杰. 中国参与区域经济合作的贸易及福利效应. 中国工业经济,2025,(3).

The Trade and Welfare Effects of High-standard Digital Trade Rules

A Quantitative Analysis Based on a Structural Model

Shi Benye ,Qi Ruiqing (Jilin University)

Abstract Based on a structural trade model, this paper extends the analytical framework for digital trade, and constructs crosscountry indicators measuring the depth of high-standard digital trade rules (HSDTR) and digital trade policy costs, so as to quantitatively evaluate the trade and welfare effects stemming from the in policy-cost reductions brought about by HSDTR between 2014 and 2023. The results are as follows: HSDTR can raise China's trade volume, welfare, and real wage level. While China's current rule-based openness has substantially mitigated trade and welfare losses, it remains insufficient to fully offset the adverse impacts of global digital trade policy barriers. HSDTR also drive the digital transformation of industrial structure, and produce employment substitution effects by markedly boosting the demand for high-skilled labor. Simulations of China's accession to high-standard regional trade agreements reveal that the magnitude of growth effects ranks in the order of RCEP, CPTPP, and DEPA. From a policy perspective, China should strike a balance between autonomous opening-up and regional cooperation to achieve comprehensive growth in trade, welfare and wages.

Key words high-standard digital trade rules; institutional open-up; structural model; welfare effects

■ 作者简介 史本叶,吉林大学经济学院教授,吉林 长春 130012;

齐瑞卿(通讯作者),吉林大学经济学院博士研究生。

■ 责任编辑 桂 莉