

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2021.06.004

标准输出促进了对外贸易吗? ——来自欧洲的经验证据^{*}

江 涛¹ 覃琼霞²

(1. 中国计量大学经济与管理学院, 杭州 310018; 2. 浙江理工大学经济管理学院, 杭州 310018)

摘要: 本文采用1995~2018年欧洲标准化委员会34个成员国的国别面板数据,以欧洲标准向16个中东欧国家输出的贸易影响为研究对象,考察标准输出的贸易效应。研究发现,欧洲标准输出呈现显著的多重贸易效应特征。在总量数据层面上,欧洲标准输出促进了西欧国家的域内进口贸易和中东欧国家的域外出口贸易,抑制了西欧国家的域内出口贸易和中东欧国家的域外进口贸易。在细分产品层面上,标准输出的贸易效应呈现出更为复杂的异质性特征。进一步研究揭示, GVC参与度与GVC地位是产生多重贸易效应的重要中介变量。欧洲标准的输出机制及其产生的多重贸易效应对中国深化对外开放,积极推进“一带一路”倡议,构建中国标准的输出战略具有重要借鉴意义。

关键词: 标准输出; 对外贸易; 欧洲经验

中图分类号: F753 文献标识码: A 文章编号: 2095—8072(2021)06—0041—16

一、引言

标准对国际贸易的影响深远,西方发达国家通过对外投资、对外贸易和贸易协定等方式输出标准以扩大其在国际市场上的影响力。广大发展中国家为扩大对外贸易,减少贸易摩擦,不得不采纳进口国标准或国际标准。在欧洲地区,中东欧国家加入欧盟的前提之一必须是成为欧洲标准化委员会(CEN)的成员,而加入CEN则须满足欧洲标准采纳率不低于80%的入会条件。1997~2020年间16个中东欧国家接受并达到欧洲标准采纳率的要求,逐一成为CEN成员国,这一过程实质上是欧洲标准向中东欧国家输出的过程。那么,欧洲标准输出对西欧与中东欧国家间的国际贸易的具体影响如何?是否会对中东欧国家的域外贸易产生影响?

进一步地,这一标准输出模式及其贸易效应对中国而言存在两层借鉴意义:其一,中国作为世界上最大的出口贸易国,在对外贸易活动中也经常不得不采纳外国标准,同样作为标准采纳国,中东欧国家的标准采纳经验对中国的外国标准采纳政策及其贸易效应具有重要的借鉴意义;其二,中国在深化对外经济合作,大力推进“一带一路”建设中,也在积极实施中国标准走出去战略,在这一层面上,西欧国家的标准输出经验及其贸易效应又成为中国制定与实施标准走出去战略的重要学习对象。部分文献以国际标准采纳为例,认为富国从中受益最多,而穷国会因符合成本问题受损

* 基金项目:本文受国家社会科学基金一般项目“多重异质性企业视角下技术壁垒对‘优进优出’战略的影响研究”(项目编号:17BGJ018)的资助。

(Clougherty & Grajek, 2014)，而更多的文献则认为标准对贸易的影响具有不确定性 (布林德, 2006; Moenius, 2004; Shepherd, 2007)。因此，欧洲标准作为一种区域性标准制度从西欧发达国家向中东欧国家输出时所产生的贸易效应研究，既可揭示欧盟标准的域内外贸易效应是否也存在显著的异质性和不确定性，也对中国对外贸易中的标准采纳和标准输出政策及其贸易影响起到积极的借鉴与学习效果。为此，本文一方面通过实证研究揭示欧洲标准输出所产生的域内外多重异质性贸易效应，以丰富欧洲标准输出的贸易效应研究，另一方面为中国的标准采纳和标准输出提供更多借鉴价值和政策启示。

鉴于此，本文以欧洲标准向中东欧国家输出为研究的逻辑起点，运用 34 个 CEN 成员国在 1995 ~ 2018 年间的国别面板数据，分别采用总量数据模型和细分数据模型研究欧洲标准输出在国别总量数据层面和产品细分数据层面的进出口贸易效应，检验欧洲标准输出对 CEN 成员国域内外贸易影响的显著性，揭示欧洲标准输出贸易效应的传导机制，以此为中国标准输出提供更多的有效经验证据和政策建议。

二、文献综述

标准对贸易的影响是国际贸易研究的重要内容，正如 Swann & Shrumer (1996) 所说，标准的贸易效应不具有单一特征，而是涵盖了贸易促进、贸易阻碍和贸易不确定性的多重效应 (陶爱萍, 2013; 谢兰兰和王颖婕, 2020)。

标准的贸易促进效应与产品质量提升和价值链融入有关 (王兆君等, 2019)。一方面，高标准往往意味着高质量，标准的质量甄别功能更是产生贸易催化剂效应 (Catalyst) 的重要前提 (Jouanjean, 2011)。产品的质量标准减少了质量信息不对称程度，提升了产品质量预期水平，进而实现贸易促进 (Clerides & Hadjiyiannis, 2005)。对于发展中国家而言，采用发达国家标准或国际标准可以提升产品质量水平，实现本国出口商品的贸易促进效应 (Swann & Shrumer, 1996)。正如 Curizi 等 (2020) 所说，出口国采用进口国质量标准总体上促进了出口贸易的增长，只有那些最严格的技术标准才会出现贸易限制效应。

另一方面，当出口企业采纳进口国标准或国际标准时还会因生产体系与产品融入全球价值链 (GVC) 而出现市场增进现象，即出口商品通过 GVC 体系获得了新市场或扩大市场份额的机会 (Konishi, 2018)。王彦芳和陈淑梅 (2017) 的实证研究也得到相似结论，采用国际标准的出口企业可以进一步融入 GVC 体系从而获得更大的出口市场份额。此外， Tosal (2017) 认为区域性标准也可能为域内大国带来更多的市场份额。如 Marette & Beghin (2018) 所言，标准可以作为反贸易保护主义的工具，产生贸易促进效应。从这一层面上看，标准不仅是市场准入条件，更是加入 GVC 体系实现贸易促进的利器。

标准的贸易抑制效应来源之一是标准的符合成本，标准的符合性要求带来额外的符合成本，进而对相关商品的出口产生抑制效应 (谢兰兰和王颖婕, 2020)。相关的

实证研究、案例分析和数据模拟均证实了上述观点（Clougherty & Grajek, 2014；Marette & Beghin, 2007）。唐锋等（2018）在中国农食产品采用国际标准的贸易效应分析中发现国际标准引起的符合成本会产生贸易抑制效应。王宛如（2018）运用GTAP数据库反向模拟了技术标准与贸易促进之间的关系，发现降低技术标准会导致生产商成本降低进而促进出口。Matthias等（2018）进一步揭示了符合性要求中的不确定性和边界检查风险会加剧标准的贸易抑制效应。因此，标准提高、符合成本上升和出口抑制这一内在逻辑，构成了标准产生贸易抑制效应的一种理论解释。

另外，标准在产业内贸易和区域内贸易中引发进口替代效应，进而产生进口抑制效应，这一过程被称之为标准的内生市场机制（Tobal, 2017）。标准的内生市场机制产生进口贸易抑制效应的内在逻辑是：出口国一旦采纳了相关标准后，国内生产体系将更多地被纳入GVC系统，相应的商品质量、技术属性和安全属性得到提升，导致出口国的产业内进口贸易受到国内高质量商品供给增加的影响，进而产生进口抑制的现象。Deodhar（2001）关注了WTO-TBT/SPS协议下的进口替代问题，仿制药品领域的标准采纳与进口替代战略也是这一问题的具体体现。

标准的贸易不确定性一方面来自贸易促进效应和抑制效应的加总结果，另一方面则来自标准的价格效应。价格效应由质量提升和成本上升共同作用，当质量提升大于成本上升幅度时，价格效应表现为正，反之则为负。正如Michael（2015）所述，为满足进口国的标准要求，出口商品的质量和符合性成本都会发生变化，产品质量的变化可能反映到价格上，而符合性成本也会转嫁到价格上去。若价格上升更多的是质量提升的反应，则标准的价格效应也产生出口贸易增进效应。当价格效应更多的是成本转嫁的结果，则价格的上升会削弱产品的出口竞争力，进而带来贸易抑制效应。Cadot等（2015）也得出类似观点，即更严格的标准要求会引起出口商品价格上升。若价格上升是由质量推动的，则出口效应仍然可能显示为正。若价格上升是由成本推动的，则出口效应可能为负。

上述文献分别从标准的质量、GVC、成本、市场、价格等属性揭示了标准的贸易促进、贸易抑制和贸易不确定性等多重贸易效应。标准的多重属性产生多重贸易效应的观点也拓展了Swann & Shrumer（1996）关于标准贸易效应的传统研究。为进一步揭示标准的多重贸易效应现实表现，本文以欧洲标准向中东欧国家输出为例，分析欧洲标准输出的总量贸易效应、分类贸易效应和域外贸易效应的具体表现特征及其实现机制，并为中国的标准采纳与标准输出方案提供有效借鉴。

三、欧洲标准输出背景及贸易效应影响的假说

（一）CEN 与欧洲标准输出

作为欧盟东扩的重要组成部分，国家标准化建设是加入欧盟的一个重要内容（陈淑敏和张明，2020）。CEN规定入盟候选国的欧洲标准采用率须达到80%以上才有资

格成为CEN成员。故此，从1997年开始中东欧国家纷纷采用欧洲标准，并将其转化为国家标准以期获得CEN正式会员资格，全面采用CEN欧洲标准已成为中东欧国家的普遍选择。顾及CEN入会的欧洲标准采标率门槛，中东欧国家正式加入CEN这一行动实质上成为了欧洲标准向中东欧国家输出的重要标志。截至2020年6月，CEN成员国数量已达到34个，其中18个西欧国家均早于1995年加入CEN，其余16个中东欧国家则是从1997年开始逐步加入CEN。故本文将CEN成员国划分为两组，将西欧18国作为CEN的初始成员组，而中东欧16国作为新加入成员组。

（二）欧洲标准输出的多重贸易效应假说

欧洲标准输出产生的多重贸易效应涵盖了欧洲域内外总量数据和细分数据，通过贸易数据的加总与细分过程呈现。

1. 在加总与细分贸易数据结构上呈现出多重贸易效应。欧洲标准输出的多重贸易效应需要通过加总与细分的贸易时序数据展现出来。在加总贸易数据层面上，西欧国家的域内出口效应为负，域内进口效应为正。但是进一步考虑到欧洲市场内部在产品生产过程中的高度分工和专业化的事，西欧国家和中东欧国家之间在细分贸易商品目录上存在着显著的异质性贸易效应，进而在加总数据和细分数据层面上表现出不一致性，部分细分贸易商品的域内贸易效应呈现出与总量贸易效应迥异的异质性特征（David, 1990）。譬如在总量数据层面上，西欧的域内出口呈现负效应，但在部分细分商品层面上的域内出口贸易负效应并不显著。在西欧的域内进口效应上，总体呈现正效应，但在细分商品层面上，依然有部分贸易数据呈现出负效应。

2. 欧洲标准输出在域外贸易层面上也呈现出异质性贸易效应。中东欧国家采纳欧洲标准之后，其经济体系与西欧联系更加紧密，进而也对原有的域外贸易产生影响。一方面，中东欧国家采纳欧洲标准使其更加融入GVC体系，相关的生产能力和产品质量均有提升，导致其域外出口贸易更具竞争力，域外出口贸易呈现正效应。另一方面，融入GVC体系使得中东欧国家的国内市场供给增加，国内产品竞争力增强，产生进口替代现象，导致其域外进口贸易呈现负效应。

3. 标准输出产生的多重贸易效应存在重要的GVC传导机制。标准固然存在多重属性，会产生贸易促进、贸易抑制与贸易不确定性等多重效应。但是在欧洲标准向中东欧国家输出过程中，标准主要借助GVC体系作为重要的传导机制产生域内外多重贸易效应。这一GVC机制又可细分为两种类型：一种是中东欧国家采纳欧洲标准之后将国内生产体系更多地纳入到GVC体系，调整自身在GVC中的份额，增加中东欧国家生产部门的GVC占比，提升GVC参与度；另一种是欧洲标准将更多的中东欧国家生产能力限制在GVC的中下游，中东欧国家的生产体系更多地承担制造商角色。由此，标准借助GVC参与度和GVC地位两个重要因素助推其产生多重贸易效应。

基于上述分析，本文从总量数据和BEC细分数据两个层面上分别展开实证研究，并提出如下假说：

假说1：在加总数据层面上，欧洲标准输出对西欧国家的域内出口呈现显著的负效应，域内进口呈现显著的正效应。

假说2：在细分数据层面上，欧洲标准输出对西欧国家和中东欧国家间的域内进出口贸易产生显著的异质性效应。

假说3：欧洲标准向中东欧国家的输出产生了显著的域外出口正效应和域外进口负效应。

假说4：欧洲标准借助GVC参与度和GVC地位两个重要因素作为中介变量推进多重贸易效应的实现。

四、研究设计与数据描述

(一) 研究设计

识别与检验标准输出的贸易效应就是分别比较标准输出前后西欧国家与中东欧国家在总量及细分数据层面上的域内外贸易差异性。常见的政策评估方法是双重差分法（DID），考虑到中东欧国家是逐步加入CEN的，本文选择渐进DID方法，用变量 cen 来反映中东欧国家*i*在*t*年是否加入了CEN（Beck et al., 2010；郭峰和熊瑞祥，2017）。中东欧各国加入CEN的当年和此后各年取值1，否则取值0。这样就自动产生了“处理组”和“对照组”，以及处理前和处理后的双重差异。另外，考虑到影响国际贸易的因素还可能来自其他方面，并非完全取决于标准输出本身，为此本文在基准模型中还设计了国别层面的多重控制变量，如国别GDP、欧盟、欧元区、共同边界、申根国、汇率以及2008年金融危机等变量来控制其他因素对贸易的影响。基准模型采用如下多元回归模型：

$$\ln V_{it} = \alpha_i + \beta cen_{it} + \delta X_{it} + A_i + B_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，*i*、*t*分别代表国别、年份。 $\ln V$ 为进出口贸易额， cen 是标准输出的虚拟变量， X 是一组控制变量集。 α_i 是截距项， β 和 δ 是待估系数，其中， β 是关键参数，反映了欧洲标准输出的贸易效应强度， A_i 是一组个体效应急集，包括了国别效应和类别效应， B_t 为时间固定效应， ε_{it} 是扰动项。

(二) 变量定义

本文的核心变量是标准输出的代理变量(cen)。鉴于中东欧国家加入CEN需要达到80%以上的欧洲标准采标率，因此本文使用中东欧16国正式加入CEN的年份虚拟变量作为欧洲标准向中东欧输出的代理变量。另外，分别使用进出口贸易额作为被解释变量的代理变量，并根据研究需要将全样本进一步分为国别和BEC细分商品类别两组样本。同时，为揭示标准输出对域外贸易的影响，本文还选择中东欧国家对世界的贸易总额扣除域内贸易额作为域外贸易的代理变量。

其他相关控制变量有：(1) 国别GDP ($lndgdp_e$ 和 $lndgdp_w$)。一般而言，国别GDP变化对一国进出口贸易有着显著影响。为减少异方差以及考虑到数据处理的便捷性，选择年度GDP的对数形式作为控制变量。(2) 域外GDP ($lndgdp_x$)。在分析标准输出的域外效应时，选择世界GDP扣除CEN域内国家GDP的方式构建域外GDP变量。

(3) 欧盟变量 (eu)。是否加入欧盟对域内外进出口贸易有着重要影响，本文采用中东欧16国加入欧盟的年份作为虚拟变量进入模型。(4) 欧元区变量 ($euro$)。中东欧国家是否加入欧元区也是影响域内外贸易的重要因素，为此本文选择中东欧国家加入欧元区的年份作为虚拟变量。(5) 共同边界 (cb)。CEN各成员之间是否存在共同边界也是影响国别贸易水平的重要变量。(6) 申根国 (sch)。是否为申根国成员也可能会影响到域内外国别贸易规模，本文选择加入申根国的年份作为申根国身份虚拟变量。(7) 汇率 (ex)。一国汇率是影响进出口贸易的重要因素，本文将年度平均汇率作为一个重要控制变量。当中东欧国家加入欧元区之后，其汇率将维持在上一年汇率不变。(8) 2008年金融危机 ($crisis$)。2008年席卷全球的金融危机作为一个重要的外生冲击因素，可能会影响域内外国家间的贸易规模。

(三) 数据来源

实证分析过程中用到的贸易数据来自联合国Comtrade数据库，分别选用1995~2018年间西欧18国和中东欧16国之间的年度进出口贸易额和域外进出口总额。选择的国别GDP数据和汇率 (ex) 数据均来自世界银行数据库(1995~2018年)。欧盟变量、欧元区变量、共同边界、申根国和2008年金融危机 $crisis$ 变量均采用虚拟变量设置。机制分析中用到的GVC参与度 (gvc_pa) 和GVC地位指数 (gvc_p) 基于UIBE GVC Indicators数据库计算得到。基本描述统计如表1所示。

表 1 变量定义和基本描述统计

变量	含义	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
$\ln V_e$	西欧域内出口总额	6178	18.9340	2.3775	25.0377	5.6095
$\ln V_m$	西欧域内进口总额	6200	18.6182	2.4155	24.9017	7.5883
$\ln V_x$	中东欧域外出口总额	4599	23.8009	1.2972	26.2909	20.8326
$\ln V_i$	中东欧域外进口总额	5760	23.7389	1.2699	26.3131	21.2099
$\ln gdp_e$	中东欧国别GDP	6200	24.7310	1.2885	27.8461	22.4407
$\ln gdp_w$	西欧国别GDP	6200	26.7912	1.3713	29.0022	22.8213
$\ln gdp_x$	域外GDP	6200	31.7293	0.2000	32.0486	31.3723
eu	欧盟变量	6200	0.4819	0.4997	1	0
$euro$	欧元区变量	6200	0.1719	0.3774	1	0
cb	共同边界	6200	0.0434	0.2037	1	0
sch	申根国变量	6200	0.2903	0.4539	1	0
ex	国别汇率	6209	37.3883	67.327	286.4900	0.0459
$crisis$	2008年金融危机	6200	0.4755	0.4994	1	0
cen	CEN变量	6200	0.5919	0.4915	1	0
gvc_pa	GVC参与度	210	0.2310	0.6930	0.4787	0.1178
gvc_p	GVC地位指数	567	1.0158	0.6553	1.2850	0.8791

五、渐进双重差分法适用性检验

渐进双重差分法适用性检验首先要确认欧洲标准输出与西欧域内外贸易之间没有直接关系，如果西欧的域内外贸易是欧洲标准输出的主要因素，那么采纳欧洲标准较晚的中东欧国家就不能构成采纳欧洲标准较早的中东欧国家的对照组。另外，本文还

需要确认渐进双重差分模型中的对照组是不是处理组合合适的反事实，即平行趋势假定是否成立。

考虑到中东欧16国加入CEN的时间跨度从1997年延续到2017年，加入过程呈现出了明显的分期分批特征。为此，本文将中东欧16国加入CEN分为四个阶段，分别是2002年前、2003~2007年、2008~2012年和2013~2018年。第二批及以后加入的国家作为第一批的对照组，检验西欧域内进出口贸易是否是欧洲标准输出的主要因素。以此类推，第三批加入的国家作为第一批和第二批加入的对照组，第四批加入的国家作为前三批的对照组。依次生成第一阶段、第二阶段和第三阶段三个虚拟变量作为因变量，用滞后1期的西欧域内进出口贸易，西欧国别GDP、中东欧国别GDP、汇率以及其他特征变量作为控制变量，考察进出口贸易是否影响到欧洲标准输出。相应的二元Probit模型回归结果如表2所示。从表2中可以看出，仅第三阶段中的西欧自中东欧的进口对欧洲标准输出产生10%统计水平上显著负效应，而在其他两组对比中，西欧对中东欧的出口并不是欧洲标准输出的主要因素。考虑到第四阶段中仅有塞尔维亚一国作为对照组，并不具有代表性，由此，本文推断样本选择基本满足渐进双重差分法所要求的“随机性”假设。

表2 二元Probit模型回归结果

变量	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)	第三阶段 (3)	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)	第三阶段 (3)
$L.\ln V_e$	-0.0510 (0.0302)	0.0158 (0.0296)	-0.0920 (0.0524)			
$L.\ln V_m$				-0.0477 (0.0304)	0.0167 (0.0298)	-0.0920* (0.0540)
$L.\ln gdp_e$	0.0620 (0.0375)	-0.0197 (0.0362)	0.0779 (0.0647)	0.0559 (0.0374)	-0.0232 (0.0364)	0.0780* (0.0647)
$L.\ln gdp_w$	-0.052 (0.0464)	-0.0241 (0.0430)	0.1270 (0.0752)	0.0471 (0.0466)	-0.0270 (0.0432)	0.1270 (0.0755)
eu	4.3540*** (0.1168)	1.0896*** (0.0880)	-	4.6657*** (0.1168)	1.0526*** (0.0886)	-
cb	0.4832** (0.1751)	-	-	0.3460** (0.1709)	-	-
sch	1.3182*** (0.1403)	-	-	5.3835*** (0.1394)	-	-
$L.ex$	0.0002 (0.0005)	-0.0002 (0.0004)	-0.0081 (0.0011)	0.0001 (0.0005)	-0.0002 (0.0005)	-0.0008 (0.0011)
$crisis$	-4.9926*** (0.3024)	-1.4857*** (0.2460)	-0.2408 (0.0807)	-9.3785*** (0.3353)	-1.4838*** (0.2466)	-0.2408 (0.3160)
N	3308	2644	498	3307	2617	498

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著；括号内是稳健标准误。变量前的“L”表示对该变量取滞后一期。后表同。

另外，为检验渐进双重差分模型的平行性假设，本文在上述四阶段分类基础上，将后一阶段的国家视为前一阶段国家的对照组，并考察两者之间的进出口差异。平行

性假定要求早加入和晚加入CEN的国家在加入CEN之前的对西欧域内进出口额不存在系统差异，或即便存在差异，差异也是固定的，即两者的发展趋势是一致的。

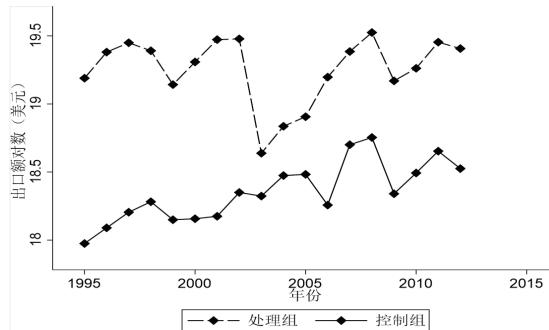


图1 处理组和对照组的西欧对中东欧
出口额

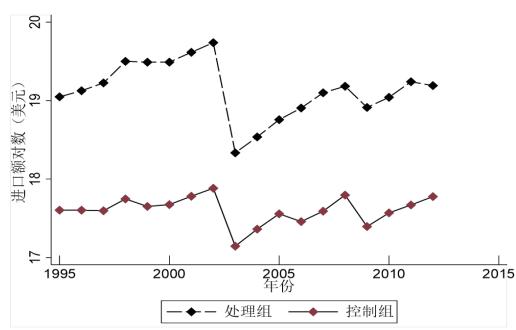


图2 处理组和对照组的西欧自中东欧
进口额

图1和图2分别描述了处理组和对照组在统计期内西欧对中东欧的平均进出口额，可以看出两者存在一定的差异性，但这一差异性的变化比较一致，没有明显的系统差异性。据此，两者发展趋势的一致假定得到支持。

六、实证分析

(一) 基准回归

鉴于虚拟变量模型中的内生性、多重共线性、异方差和自相关等问题，本文进行如下处理：首先，针对可能的内生性问题，采用时间和国别双向固定效应模型进行分析，在稳健性检验模块还将引入多重固定效应模型；其次，对于可能存在的异方差问题，实证过程均采用稳健标准误的方法进行检验（文雁兵等，2020）；最后，考虑到模型中采用的多个虚拟变量可能会产生多重共线性和虚拟变量陷阱问题，每类虚拟变量均采用m-1的设置方法。

基准回归结果如表3所示。首先，(1)至(4)列是对CEN成员国域内进出口贸易总额的基准类进行对比分析，其中(1)列和(2)列显示欧洲标准输出对西欧国家向域内中东欧国家出口的影响。在仅控制双边GDP和欧盟虚拟变量的前提下，标准输出的影响并不显著，而在增加了欧元区、共同边界、汇率、金融危机等控制变量的前提下，欧洲标准输出对出口的影响显著为负，参数估计值为-0.0887。另外，(3)列和(4)列给出欧洲标准输出对西欧国家对域内中东欧国家进口的影响。在仅控制双边GDP和欧盟虚拟变量的前提下，欧洲标准输出的影响显著为正，参数估计值为0.3005。进一步增加了欧元区、共同边界、汇率和金融危机等控制变量时，欧洲标准输出对进口的影响依然显著为正，参数估计值稳定在0.2709。

表3估计结果表明，假说1在西欧域内国别贸易层面上得到证实。产生域内出口负效应的原因可能有两个方面：一是受中东欧国家加入CEN和欧盟东扩的影响，西欧国

家向中东欧国家转移了大量产能，抑制了域内出口规模；二是标准的GVC属性导致中东欧国家国内供给增加，进口替代增强，进而产生西欧国家的域内出口贸易抑制效应。另外，产生域内进口正效应也有两个方面的原因：一是中东欧国家在采用了欧洲标准之后，商品的生产成本优势进一步凸显，且技术标准层面上的贸易壁垒进一步削弱，进而增强了中东欧国家出口优势；二是受到标准的质量属性和GVC属性影响，标准输出引致中东欧国家的商品质量提升，国际市场竞争力增强，国外需求增加，进而使得西欧国家的域内进口呈现正效应。

(二) 分样本回归

基准回归模型仅检验了国别层面的域内进出口贸易效应，并没有揭示细分商品类别层面上的贸易效应差异性。Swann & Shrumer (1996) 认为，标准的贸易效应会因研究对象的不同而得到不同的结论。为此，本文进一步利用BEC分类中的一级分类目录进行分样本检验，考察商品层面的差异性，进而对不同商品类别下标准输出的贸易效应做更为全面的揭示。

西欧域内出口效应分样本估计结果如表4所示。首先，在BEC一级分类中，第1、4、5、6类别（分别为食品和饮料、资本货物（运输设备除外）、运输设备及其零附件以及其他消费品）模型估计中，标准输出的出口效应均显著为负。上述估计结果与总量模型一致。这一结果表明，在这四大类商品上，标准的输出反而抑制了相应商品的出口。从控制变量组考察，中东欧国别GDP、欧盟、欧元区、共同边界、金融危机等变量的影响显著，而其他变量的影响则部分显著。其次，在第2、3、7类别（分别为工业供应品、燃料和润滑油以及未列名货品）的分类检验中，标准输出的出口效应估计值虽为负，但在统计意义上不显著。这意味着在这三类商品上，标准输出对出口贸易影响不明显。

表3 基准回归模型

	出口总额		进口总额	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>cen</i>	-0.0624 (0.0476)	-0.0887** (0.0452)	0.3005*** (0.0459)	0.2709*** (0.0458)
<i>lngdpe</i>	0.8377*** (0.0095)	0.8262*** (0.0095)	1.0296*** (0.0099)	0.9951*** (0.0098)
<i>lngdpw</i>	-0.0325 (0.1888)	-0.0459*** (0.1740)	0.4496** (0.1932)	0.4397** (0.1789)
<i>eu</i>	0.7053*** (0.0446)	0.5686*** (0.0453)	0.7040*** (0.4594)	0.3594*** (0.0479)
<i>euro</i>		-0.0809** (0.0397)		-0.3378*** (0.0435)
<i>cb</i>		1.7413*** (0.0723)		1.8600*** (0.0805)
<i>sch</i>		0.2710*** (0.0379)		0.7701*** (0.0433)
<i>ex</i>		0.0002 (0.0002)		0.0024*** (0.0001)
<i>crisis</i>		0.7344*** (0.1221)		0.2102* (0.1261)
<i>_cons</i>	-0.6075 (4.9825)	-0.0939* (0.0730)	-18.6875*** (5.1101)	-17.7682*** (4.7363)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
国别固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.8403	0.8613	0.7990	0.8364
N	6178	6178	6200	6200

表 4 西欧域内出口效应分类检验

	分类出口额						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
cen	-0.1722** (0.0695)	-0.0306 (0.0512)	-0.0406 (0.1219)	-0.1238** (0.0563)	-0.1757** (0.0724)	-0.3292** (0.0611)	-0.0939 (0.1296)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国别固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.7481	0.8436	0.5760	0.8598	0.7642	0.8446	0.6164
N	5549	5621	4836	5595	5399	5615	5032

表4的估计结果还可以看出，西欧域内出口效应一致为负，这意味着不管在加总层面上，还是在细分层面上，标准输出对西欧域内出口的影响具有同方向性，差异在于两个方面：一是在食品和饮料、资本货物（运输设备除外）、运输设备及其零附件以及其他消费品四大类商品上显著为负，而在工业供应品、燃料和润滑油、未列名货品三类上影响不显著；其二显著为负的参数估计值大小存异，第1、4、5类商品的估计系数分别为-0.1722，-0.1238和-0.1757，而第6类商品的估计系数为-0.3292。这说明第6类商品的西欧域内出口对欧洲标准输出的反应最为敏感。

虽然西欧域内出口效应在加总和细分层面上均未表现出显著的异质性特征，但是在西欧域内进口效应上是否存在同样的情形？本文进一步依据BEC分类目录分样本估计欧洲标准输出对西欧域内进口贸易的影响。

西欧域内进口贸易效应的分样本估计结果如表5所示。首先与出口分类样本估计相似，依据BEC的分类目录，将西欧域内进口商品也分为7大类，其中第1和第3类商品模型的标准输出参数估计值为负，且第1类有着1%的统计显著性，第3类则呈现弱显著性。此外，第4类、第5类和第6类商品模型的标准输出参数估计在1%统计水平上显著为正。而第2类和第7类商品模型中的标准输出参数估计不显著。

上述结果表明，在细分数据模型中，标准输出对西欧域内进口的影响存在着明显的异质性特征。在三类商品目录下呈现出了显著正效应，这意味着标准输出存在着显著的进口促进效应。这一结果与进口总量数据模型相一致。而部分商品目录下的进口贸易受到标准输出的显著负向影响，这显然与总量数据模型的结果相悖，显现出了明显的个体异质性特征。上述结果表明，即便在总量数据模型的参数估计呈现正向显著性影响的前提下，细分数据结构中的贸易促进效应依然存在着鲜明的异质性特征。由此，假说2得以证实。

表 5 西欧域内进口效应分类检验

	分类进口额						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
cen	-0.4443*** (0.0865)	0.0234 (0.0769)	-0.3702* (0.2162)	0.2172*** (0.0747)	0.5694*** (0.0949)	0.4034*** (0.0638)	-0.0607 (0.1530)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国别固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.6893	0.7394	0.5760	0.7896	0.7427	0.7797	0.4980
N	5474	5648	4836	5624	5452	5648	4266

(三) 域外效应检验

假说3的检验需要对域外效应进行估计。标准输出的域外效应存在着来自GVC的两类作用力，即GVC参与度提升与GVC地位锁定所带来的出口竞争优势和进口替代。标准推进了中东欧国家GVC参与度的提升，国内生产规模扩大，产品的国际竞争力增加，进而出现了出口竞争优势，在域外出口贸易层面上表现出了出口促进效应（布林德，2006）。另外，采纳欧洲标准所带来的GVC地位锁定，使得中东欧国家更多地从事制造业，进而在以工业制成品为主的进口贸易中出现了进口替代现象。为此，针对假说3，需要进一步检验中东欧国家接受CEN欧洲标准的域外进出口贸易效应。检验结果如表6所示。

表6 中东欧域外效应检验

	中东欧域外出口总额		中东欧域外进口总额	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>cen</i>	0.8460*** (0.0368)	0.5301*** (0.0343)	-0.0877*** (0.0085)	-0.1361*** (0.0108)
<i>lngdpe</i>	1.0783 (0.0131)	1.0126*** (0.0143)	1.8114*** (0.0569)	1.8332*** (0.0537)
<i>lngdpx</i>	68.8461 (4.1892)	40.2861*** (4.4739)	4.1107*** (1.7847)	0.0947 (0.1870)
<i>eu</i>		0.2347*** (0.0373)		0.1506*** (0.0136)
<i>euro</i>		-0.0578 (0.0361)		-0.1234*** (0.0136)
<i>sch</i>		0.5037*** (0.0350)		0.0968*** (0.0141)
<i>ex</i>		0.0025*** (0.0001)		0.0006* (0.0003)
<i>crisis</i>		-26.0567*** (3.0303)		0.5939*** (0.1347)
<i>_cons</i>	-2164.896 (131.6325)	-1270.69 (140.0452)	-150.8053*** (56.2403)	-25.3663*** (54.2477)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
国别固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.7768	0.8063	0.9657	0.9670
N	4559	4559	5760	5760

根据表6，在中东欧域外出口效应的检验中，第(1)列显示，在仅控制中东欧国别GDP和域外GDP的条件下，欧洲标准输出的参数估计显著为正。在进一步控制了其他变量之后，第(2)列的检验结果显示中东欧的域外出口效应依然显著为正。这一结果验证了假说3的域外出口效应假说。另外，第(3)至(4)列中东欧域外进口效应检验结果显示，在控制了两类GDP变量之后，标准输出的中东欧进口效应显著为负，进一步控制了其他变量之后，该参数估计值依然显著为负。这一结果也验证了假说3的域外进口效应假说。

七、稳健性检验

为实施总量数据模型的稳健性检验，本文将总量数据与BEC分类数据相匹配，构建一个包含时间效应、国别效应和商品类别效应的多重固定效应模型，具体检验结果如表7所示。表7显示，在总量数据模型的稳健性检验中，欧洲标准输出的贸易效应系数估计与基准回归模型相比依然是稳健的。

与基准回归模型相比，在出口总量数据模型的稳健性检验中，标准输出的参数估计值的绝对值要小于基准模型中的估计值。而在进口总量模型中，两者的估计值大

表 7 总量数据模型的稳健性检验

	出口总额	进口总额
	(1)	(2)
<i>cen</i>	-0.0364*** (0.0173)	0.2712*** (0.0199)
控制变量	控制	控制
多重固定效应	控制	控制
R ²	0.8570	0.8311
N	37647	36104

小比较接近。出口总量模型中的贸易效应变弱的可能原因是分类数据中的个体异质性导致的。从表4的分类检验结果看，在BEC分类模型中的参数估计中有3个分类模型的相关参数估计值是不显著的，而在其他4个分类模型中的估计值显著性也仅在5%的统计水平。因此，在固定了商品类别的个体效应之后，稳健性估计值与基准模型估计值略有偏差，但显著性水平不变。

在西欧域内进出口分类效应的稳健性检验中，本文将基准回归中的双向固定效应估计模型转化为国别固定效应模型，时间趋势变量进入控制变量组，同时采用分类稳健性检验方法检验参数估计的稳健性。分析结果显示，标准输出的出口分类效应依然保持负效应，估计值大小也保持稳健性。具体见表8所示。

表 8 西欧域内出口分类效应的稳健性检验

	分类出口额						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>cen</i>	-0.2361*** (0.0698)	-0.0379 (0.0525)	-0.0376 (0.1194)	-0.0638 (0.0553)	-0.0958 (0.0725)	-0.2785*** (0.0606)	-0.0943 (0.1454)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.7428	0.8420	0.5727	0.8577	0.7612	0.8427	0.6039
N	5549	5621	4836	5595	5399	5615	5032

类似地，在西欧域内进口分类效应的稳健性检验中，标准输出的进口分类效应依然保持稳健性。与表5的检验结果相比，估计值大小和统计显著性水平均保持相当的稳健性。具体见表9所示。

表 9 西欧域内进口分类效应的稳健性检验

	分类进口额						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>cen</i>	-0.4631*** (0.0851)	0.0320 (0.0786)	-0.5027** (0.2149)	0.1837** (0.0762)	0.5656*** (0.0944)	0.4111*** (0.0628)	-0.1058 (0.1504)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.681	0.7373	0.3829	0.7870	0.7414	0.7782	0.4899
N	5474	5648	3992	5624	5452	5648	4266

最后，针对域外效应的稳健性检验，本文也采用个体固定效应方法，将时间效应转化为时间趋势变量进入控制变量组。域外效应的稳健性检验结果显示：在标准输出的域外出口效应稳健性检验中，标准输出的参数估计值与表6相比依然呈现显著的正效应；在标准输出的域外进口效应稳健性检验中，相应的参数估计值与表6相比其绝对值变小，但是依然呈现显著的负效应。具体结果如表10所示。

表 10 域外效应的稳健性检验

	中东欧域外 出口总额	中东欧域外 进口总额
	(1)	(2)
<i>cen</i>	0.3878*** (0.0314)	-0.0286** (0.0129)
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
R ²	0.9127	0.9597
N	4559	5760

八、作用机制分析

标准输出如何产生显著的多重贸易效应？事实上，欧洲标准向中东欧国家输出之后，中东欧国家的生产与贸易将更加紧密地融入西欧体系，相关的生产能力也更深入地融入全球价值链（GVC），中东欧国家的GVC参与度和GVC地位也随之发生变化。欧洲标准输出推动了中东欧国家GVC参与度的提升，一方面促进了中东欧国家对西欧及域外国家的出口贸易，另一方面也在一定程度上抑制了西欧国家对中东欧国家的出口。欧洲标准输出还对中东欧国家的GVC地位产生限制效应，生产对象更多地局限于GVC中下游的工业品与低附加值产品，进而在国内供给增加的同时出现了进口替代现象，阻碍了中东欧国家的域外进口贸易增长。根据上述分析，本文进一步提出了GVC参与度和GVC地位分别构成了欧洲标准输出产生多重贸易效应的中介变量。

据此，本文基于Baron & Kenny (1986) 的中介效应分析框架来分别检验GVC参与度与GVC地位变量是否是西欧标准输出的多重贸易效应的中介变量。中介效应的基本模型如下式（2）至式（4）表示：

$$\ln V_{it} = \alpha_i + \beta cen_{it} + \delta X_{it} + A_i + B_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$gvc = \alpha_i + \beta cen_{it} + \delta X_{it} + A_i + B_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln V_{it} = \alpha_i + \beta cen_{it} + \gamma gvc + \delta X_{it} + A_i + B_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

首先检验GVC参与度的中介效应。国别年度GVC参与度由WIOD行业分类GVC参与度加权得到。受制于WIOD数据库的国别与年度限制，本文共选取了中东欧国家中除马其顿和塞尔维亚之外的14国以及2000年到2016年的分行业数据。相关中介效应检验的5个计量方程回归结果如表11所示。

表 11 西欧域内进出口贸易效应的作用机制分析

	进口总额	GVC参与度	进口总额	出口总额	出口总额
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>cen</i>	0.2709*** (0.0458)	0.0338*** (0.0026)	0.1398*** (0.0628)	-0.0889** (0.0451)	0.1100 (0.0582)
<i>gvc_pa</i>			2.6899*** (0.3241)		1.1430*** (0.2898)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.8364	0.4463	0.8336	0.8614	0.8703
N	6200	3478	3478	6178	3478

表11的第（1）列结果显示，欧洲标准输出显著促进了西欧的域内进口贸易。第（2）列则显示，中东欧国家的GVC参与度受到欧洲标准输出的显著正向影响。第（3）列意味着GVC参与度作为中介变量与标准输出共同促进了西欧的域内进口贸易。第（1）至（3）列相结合说明了GVC参与度作为中介变量发挥了部分中介效应。第（4）列显示标准输出对西欧的域内出口存在显著的贸易抑制效应。第（5）列说明GVC参与度作为中介变量发挥了全部中介效应，显著地抑制了西欧的域内出口贸易。上述5个回归模型及其检验结果共同说明了GVC参与度是标准输出与西欧域内多重贸易效应的

中介变量。Sobel检验P值均小于0.05，进一步验证了上述中介效应的存在性。

此外，本文进一步检验了标准输出产生中东欧域外进出口贸易效应的作用机制。基于上文分析，在域外出口效应用机制检验中，此处将GVC参与度作为中介变量引入模型；而在域外进口效用机制检验中，本文将GVC地位指数作为中介变量引入模型。相应的分析结果如表12所示。

表 12 中东欧域外进出口贸易效应的作用机制分析

	域外出口总额	GVC 参与度	域外出口总额	域外进口总额	GVC 地位	域外进口总额
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>cen</i>	0.5301*** (0.0343)	0.0075*** (0.0022)	0.4349*** (0.0440)	-0.1361*** (0.0108)	-0.0119*** (0.009)	-0.0565*** (0.0140)
<i>gvc_pa</i>			7.0462*** (0.7005)			
<i>gvc_p</i>						2.5412*** (0.2596)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.8063	0.4799	0.7564	0.9670	0.7972	0.9840
N	4559	2810	2540	5760	3478	3208

表12的第(1)至(3)列的结果显示，中东欧国家的GVC参与度作为中介变量发挥了部分中介效应。第(5)列的分析结果则显示GVC地位指数随着欧洲标准输出而降低。第(6)列的结果说明，GVC地位指数也发挥了部分中介效应，其与欧洲标准输出变量共同抑制了中东欧国家的域外进口贸易。上述中介效应模型的Sobel检验P值均小于0.05，进一步验证了中介效应的存在性。

九、研究结论与启示

本文针对标准输出的贸易效应问题进行了实证研究，利用CEN欧洲标准向中东欧国家输出的典型事实，运用贸易总量数据模型和BEC分类数据模型系统考察了欧盟标准向中东欧16国输出的域内外多重贸易效应。研究发现：(1)与欧洲标准的单向输出所不同的是，在贸易总量层面上，西欧国家对中东欧16国的出口贸易呈现出显著的负效应，而在进口贸易上却显示了显著的正效应。(2)在细分数据层面上，标准输出并不产生单一特征的贸易促进效应，而是受到异质性个体特征影响呈现多重贸易效应。在BEC分类商品数据模型中，分析结果显示在食品和饮料、资本货物（运输设备除外）、运输设备及其零附件以及其他消费品四大类商品上，标准输出的出口贸易效应显著为负。在进口层面上则存在显著的异质性特征，在食品和饮料、燃料和润滑油类别上的进口效应显著为负，在资本货物（运输设备除外）、运输设备及其零附件以及其他消费品类别上的进口效应显著为正。(3)在域外效应方面，研究发现标准输出导致中东欧国家的域外出口效应显著为正，而域外进口效应显著为负。(4)GVC参与度与GVC地位作为两个重要的中介变量参与甚至主导了标准的多重贸易效应实现过程。GVC参与度作为中介变量在西欧国家的域内进口贸易以及中东欧国家域外出口

贸易上发挥了部分中介效应，在西欧域内出口贸易上发挥了完全中介效应。GVC地位指数在中东欧国家域外进口贸易上发挥了部分中介效应。

标准输出是一国贸易政策的重要内容。虽然本文的研究对象是欧洲标准输出的多重贸易效应，但是对于中国推进对外贸易高质量发展，实施中国标准输出战略均有着重要的政策含义：其一，作为世界贸易大国，中国一直是国际标准和西方标准的积极采纳者。在这一层面上，中国的角色与中东欧国家相似。因此，关注中东欧国家在采纳欧洲标准过程中所产生的多重贸易效应对中国也有着重要的借鉴意义。通过采纳国际标准和西方标准可能使得自身的生产体系更容易纳入GVC体系，这将有助于对外出口贸易的发展。但中东欧的经验显示，这一过程也存在着GVC地位锁定等弊端。上述问题须引起中国政府与企业的重视。其二，中国在推进“一带一路”建设，签订区域贸易协定的过程中，也积极主张实施中国标准走出去。在这一层面上，中国的角色又与西欧国家相似，作为中国标准的输出国，如何构建标准输出战略以及如何应对标准输出的多重贸易效应也是中国政府与企业所需面对的重要课题。西欧国家通过CEN机制实施标准输出值得中国学习与借鉴。同时，针对实施标准输出过程中出现的域内出口贸易负效应也需要制定相应的应对措施。从细分层面的多重贸易效应可以进一步看出，为规避相应的域内出口贸易负效应，可以考虑在细分贸易层面上实施精准化标准输出战略，有选择地逐步推进“中国标准走出去”，进而将标准输出的域内出口贸易负效应加以有效控制。

参考文献

- [1] 布林德. 标准经济学——理论、证据与政策[M]. 北京: 中国标准出版社, 2006.
- [2] 陈淑敏, 张明. 欧盟的东扩与标准化进程[J]. 世界标准化与质量管理, 2020(7): 39–40.
- [3] 郭峰, 熊瑞祥. 地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验[J]. 经济学 (季刊), 2017(1): 221–246.
- [4] 唐锋, 谭晶荣, 孙林. 中国农食产品标准“国际化”的贸易效应分析——基于不同标准分类的Hechman模型[J]. 现代经济探讨, 2018(4): 116–124.
- [5] 陶爱萍, 李丽霞. 促进抑或阻碍——技术标准影响国际贸易的理论机制及实证分析[J]. 经济理论与经济管理, 2013(12): 91–100.
- [6] 王宛如. 技术标准、贸易壁垒与国际经济效应研究[J]. 国际贸易问题, 2018(9):80–94.
- [7] 王兆君, 孟杰, 尹建军等. 产品质量与标准双向匹配模型及实验验证研究[J]. 标准科学, 2019(12):118–125.
- [8] 王彦芳, 陈淑梅. 国际标准对于中间品贸易的影响研究——来自ISO9001的经验证据[J]. 国际经贸探索, 2017 (7):45–59.
- [9] 文雁兵, 郭瑞, 史晋川. 用贤则理: 治理能力与经济增长——来自中国百强县和贫困县的经验证据[J]. 经济研究, 2020(3):18–34.
- [10] 谢兰兰, 王颖婕. 催化剂还是壁垒: 标准对农产品贸易影响的理论模型和验证[J]. 广东行政学院学报, 2020(4):85–95.
- [11] Abowd, J. M., F. Kramarz and A. Moreau, “Product Quality and Worker Quality”, *Annals of Economics and Statistics*, GENES, 1996, 41–42, 299–322.
- [12] Baron, R. M., and D. A. Kenny, “The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6), 1173–1182.
- [13] Beck, T., R. Levine and A. Levkov, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in

- the United States” , *The Journal of Finance*, 2010, 65(5), 1637–1667.
- [14] Cadot, O., A. Asprilla, J. Gourdon et al., Deep Regional Integration and Non-Tariff Measures: A Methodology for Data Analysis, UNCTAD Blue Series, No. 69, 2015.
- [15] Clerides S. and C. Hadjyiannis, Trade-Inducing Quality Standards for Used Durables, SSRN Working Paper, No.711188, 2005.
- [16] Clougherty, J. and M. Grajek, “International Standards and International Trade: Empirical Evidence from ISO 9000 Diffusion” , *International Journal of Industrial Organization*, 2014, 36(C):70–82.
- [17] Curzi, D., M. Schuster, M. Maertens, et al., “Standards, Trade Margins and Product Quality: Firm-Level Evidence from Peru” , *Food Policy*, 2020, 91.
- [18] Deodhar, S.Y., WTO Agreement on SPS and TBT: Implications for Food Quality Issues, IIM-A Working Paper, 2001.
- [19] Dimitra, P., International Trade, Minimum Quality Standards and the Prisoners’ Dilemma, CEP Discussion Paper, No.858, 2008.
- [20] Jouanjean, M.A., Standard, Reputation and Trade: Evidence from US Horticultural Imports Refusal, LICOS Discussion Paper Series 281, 2011.
- [21] Konishi H., M. Nakada and A. Shibata, Free Trade Agreements with Environmental Standards, Boston College Working Papers in Economics 972, 2018.
- [22] Marette, S. and J.C. Beghin, “Are Standards Always Protectionist?” , *Review of International Economics*, 2007, 18(1): 179–192.
- [23] Matthias, B., A.C. Disdier and L. Fontagne, “Impact of European Food Safety Border Inspections on Agri-Food Exports: Evidence from Chinese Firms” , *China Economic Review*, 2018, 48: 66–82.
- [24] Michael, S., “Trade Barriers and the Relative Price of Tradables” , *Journal of International Economics*, 2015, 96(2): 398–411.
- [25] Swann, P. and M. Shrumer, “Standards and Trade Performance: The UK Experience” , *Economic Journal*, 1996, 106:1297–1313.
- [26] Tobal, M., “Regulatory Entry Barriers, Rent Shifting and the Home Market Effect” , *Review of International Economics*, 2017, 25(1): 76–97.

【作者简介】江 涛：中国计量大学经济与管理学院副教授，经济学博士。研究方向：国际贸易与技术性贸易措施。

覃琼霞：浙江理工大学经济管理学院副教授，管理学博士。研究方向：数量经济。

Standard Export and Multiple Trade Effects: European Experience

JIANG Tao¹ & QIN Qiong-xia²

(1. School of Economic and Management, China Jiliang University, Hangzhou 310018, China; 2. School of Economic and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Based on the country panel data of 34 European Standardization Committee member countries from 1995 to 2018, this paper investigates the trade effects of European standards export to 16 central and Eastern European countries. It is found that European standard output shows significant multiple trade effects. On the level of aggregate data, standard output promotes intra domain import trade of standard exporting countries and intra domain export trade of standard importing countries. On the level of product segmentation, the trade effects of standard output show more complex heterogeneity. Further research reveals that GVC participation and GVC position are important mediators of multiple trade effects. The export mechanism of European standards and its multiple trade effects have an important reference significance for China to deepen its opening up, actively promote the One Belt and One Road initiative and construct the export strategy of Chinese standards.

Keywords: standard export; international trade; European experience

(责任编辑：马莹)