

中国制造业的本地市场效应再检验

——基于增加值贸易视角

余群芝 户华玉

(中南财经政法大学 经济学院,湖北 武汉 430073)

摘要:本文以增加值贸易为研究视角,从理论上阐明了增加值的本地市场效应形成机制,实证分析了中国制造业增加值的本地市场效应存在性,同时还进一步对其形成机制进行了检验。研究表明:中国制造业增加值存在明显的本地市场效应,扩大内需能够促进中国制造业增加值出口提升;最终品增加值的本地市场效应明显强于中间品增加值,并且资本密集型制造业相比劳动密集型和技术密集型制造业存在更强的本地市场效应,同时中国制造业在与中等收入国家贸易时表现出的本地市场效应更强;扩大内需能通过出口规模增长效应和出口国内附加值率攀升效应来促进中国制造业增加值出口。据此,中国应当进一步挖掘国内需求潜力,充分发挥大规模市场优势,协同推进国内统一大市场 and 贸易强国建设。

关键词:中国制造业;增加值出口;本地市场效应;出口国内附加值率

中图分类号:F752 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)03-0079-12

一、引言

2020年5月以来,习近平总书记在不同场合多次就形成“以国内大循环为主体,国内国际双循环相互促进的新发展格局”发表重要论述。李克强总理也在2021年的政府工作报告中进一步指出“立足国内大循环,协同推进强大国内市场和贸易强国建设”。在内部经济增长速度放缓、外部贸易保护主义盛行的背景下,进一步挖掘国内市场潜力、充分发挥大市场优势不仅能够为中国本土市场增添新活力,而且可以为中国参与国际贸易竞争培育新优势,新贸易理论中的本地市场效应(Home Market Effects,简称HME)为其提供了理论支撑。本地市场效应理论认为,在贸易成本存在并且规模报酬递增的情况下,那些拥有较大需求市场的国家更容易形成规模经济,从而成为净出口国。那么,本地市场效应是否存在于中国制造业出口的经验模式当中?发挥大市场优势 and 内需潜力是否能够推进贸易强国建设?

学者们就此展开了大量研究,并主要从传统总值贸易视角对中国制造业的本地市场效应进行了

收稿日期:2020-11-15

基金项目:中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“FDI流动对碳转移的影响研究”(202110336)

作者简介:余群芝(1965—),女,湖北潜江人,中南财经政法大学经济学院教授,博士生导师;

户华玉(1995—),女,江西九江人,中南财经政法大学经济学院博士生。

检验,肯定了本地市场需求规模扩大对出口总值的积极影响。然而,在经济全球化背景下,国际化生产方式影响了传统总值贸易视角下 HME 检验的有效性。首先,从统计角度来看,中间品贸易使得各国出口中不仅包含国内创造的增加值,还包含隐藏的国外增加值,传统总值贸易统计数据容易出现“所见非所得”的“统计幻象”,导致在此基础上展开的 HME 检验无法真实反映需求规模对出口的影响。其次,从理论解释角度来看,传统总值贸易视角下的 HME 研究认为,大市场规 模经济产生的成本优势是形成本地市场效应的主要原因。实际上,市场规模扩大还会推动产业结构升级^[1]、提升技术创新水平^[2],从而改变出口价值结构,促进一国出口国内附加值率(Domestic Value - Added Rate,简称 DVAR)攀升。因此,从出口国内附加值率攀升角度对 HME 进行补充研究也具有重要的意义。据此,本文基于增加值贸易视角,从扩大内需的出口规模增长效应和出口国内附加值率攀升效应两条路径出发,阐明了本地市场效应的形成机制,并使用增加值贸易数据对中国制造业的本地市场效应进行实证检验,探索内需规模扩大能否促进中国制造业增加值出口,为培育中国制造业国际竞争优势做出贡献。

二、文献综述

Krugman(1980)通过建立数理模型验证了本地市场效应的存在性^[3],开启了从需求方视角研究产业内贸易模式的大门。由于 Krugman(1980)的研究建立在一系列假设条件之上,导致本地市场效应的普遍存在性受到质疑。后来的学者通过改变 Krugman(1980)的假设条件,引入同质品贸易成本、多国框架、跨国公司和企业策略行为等因素进行了本地市场效应理论的拓展研究^[4]。Kichko(2018)改变了经典 HME 模型中传统部门不存在贸易成本的假设条件,发现降低传统部门的贸易成本会使得本地市场效应减弱^[5]。Erhardt(2017)在引入企业异质性后发现,那些贸易壁垒较高、产品差异化程度较小、生产力分散程度较高的行业更有可能定位于大市场国家,形成本地市场效应^[6]。然而,并不是所有理论分析都支持本地市场效应的存在。Kato(2018)认为,政府的低税收行为可以让小国成为 FDI 聚集的东道国,从而形成逆本地市场效应^[7]。本地市场效应的存在与否建立在特定的假设条件之上,并且未能得出一致的结论,因此学者们陆续展开了大量经验研究。其中,有关中国制造业本地市场效应的检验,学者们主要从传统总值贸易视角展开研究,肯定了扩大内需对中国制造业出口的拉动作用。例如,陈雯和李佳璐(2012)通过对中国与 25 国的贸易数据进行检验,发现中国制造业整体及大部分细分行业存在本地市场效应^[8]。同时,钱学锋和黄云湖(2013)基于多国模型框架对中国制造业的本地市场效应进行检验,也得到了肯定的结论^[9]。

伴随着全球化生产方式的普及,以传统总值贸易为基础的官方统计已经不能反映各国的实际贸易情况,增加值贸易统计方法考虑了中间品贸易带来的影响,将出口总值分解为增加值出口、隐藏的国外增加值、返回国内的增加值和重复计算的增加值等^[10]。其中,仅增加值出口是对实际出口的描述。江希和刘似臣(2014)通过对中美双边贸易进行研究后发现,规模经济是中国制造业增加值出口持续增长的主要原因之一^[11]。实际上,增加值出口不仅受到出口总值规模的影响,还受到出口价值结构的影响。出口国内附加值率是指出口国获取的真实贸易利得在出口总值中的占比,当出口总值规模保持不变时,出口国内附加值率的攀升也会促进增加值出口增长。尽管目前较少有文献直接关注需求规模与出口国内附加值率之间的关系,但相关研究还是比较丰富的。冯伟等(2011)发现市场规模扩大能引致 FDI 的乘数效应^[12],张鹏杨和唐宜红(2018)进一步研究发现,FDI 流入能提升出口国内附加值率^[13]。冯伟等(2014)则考察了本土市场规模与产业创新之间的关系,发现二者正相关^[2]。此外,韩峰等(2020)在对微观企业进行研究后发现,国内市场潜力相比国际市场潜力更能促进中国制造业出口国内附加值率攀升^[14]。由此看来,需求规模不仅影响了出口总值,而且影响了出口国内附加值率。因此,基于增加值贸易视角进行本地市场效应研究,可以反映中国真实贸易利得,而目前这方面的研究较为缺乏。

综上所述,需求规模在影响出口总值规模的同时,也影响了出口价值结构,传统总值贸易视角下

的 HME 研究对前者进行了充分论证,而对后者的研究仍需要进一步深入。基于以上考虑,本文从增加值贸易视角出发,对中国制造业的本地市场效应进行再检验。相比已有研究,本文的研究贡献主要体现在以下两点:一是,本文基于增加值贸易数据对中国制造业是否存在本地市场效应进行了实证检验,规避了“统计幻象”对检验结果的干扰,同时展开的异质性研究剖析了中国制造在多个层面的差异,为制定具有针对性的优势培育政策提供了经验依据。二是,本文从出口规模增长效应和出口国内附加值率攀升效应两个角度对 HME 的形成机制进行了理论分析和实证检验,在丰富新贸易理论研究的同时,也为中国制造业疏通中介渠道、充分发挥本地市场效应提供了政策制定依据。

三、理论分析及研究假设

以 Krugman(1980)为代表的本地市场效应理论认为,在贸易成本存在且规模报酬递增的情况下,那些国内需求规模较大的国家可以凭借规模经济优势成为净出口国。由于未考虑中间品贸易带来的影响,传统总值贸易视角下的 HME 研究并未考察内需规模对出口价值结构的影响,只是肯定了大规模生产的成本优势对出口总值的积极作用。在全球化生产背景下,通过对出口总值进行分解,将视野聚焦于增加值出口(被直接进口国吸收的国内增加值部分),可以更加准确地考察内需规模与实际出口之间的关系。在增加值贸易视角下,扩大内需不仅能通过规模生产的成本优势促进增加值出口,还能通过提高出口国内附加值率进而实现增加值出口增长。前者与传统总值贸易视角下的 HME 形成机制一致,本文称之为出口规模增长效应;后者则是在增加值贸易视角下才能考察到的,本文称之为出口国内附加值率攀升效应。接下来,本文将基于这两条路径从理论上阐述增加值出口的本地市场效应形成机制。

(一)扩大内需的出口规模增长效应

首先,扩大内需的竞争效应能够提高资源配置效率。市场结构通常会受到市场进入门槛的影响,供给侧的技术门槛和资金门槛是导致寡头垄断市场形成的主要原因,寡头企业可以凭借掌握某项技术而限制其他企业进入,或者倚靠大量资本投入而垄断整个市场。实际上,除了供给侧的影响因素外,需求侧的需求规模也是影响市场结构的关键因素^[15]。当市场需求规模十分有限并只能满足少数企业存活时,寡头垄断市场就形成了,而随着需求规模不断扩大,寡头企业则会逐渐丧失其垄断地位。以中国汽车制造业为例,在 20 世纪 80 年代末期,上海大众的桑塔纳汽车垄断了同档汽车的整个市场,其之所以能够取得垄断地位,是因为当时中国小汽车需求市场较小。随着中国消费者对小汽车的需求量不断增加,桑塔纳失去了其寡头垄断地位,更多的汽车品牌进入中国市场,市场竞争活力也随之增加^{[16](P22-55)}。相对于垄断竞争市场,寡头垄断市场的生产效率更低,本土企业凭借寡头垄断地位就能从国内市场获取大量利润,缺乏出口动力。因此,扩大内需能够增强市场竞争活力,促进资源配置效率提高,进而提升企业生产率。

其次,扩大内需的分工专业化效应能够提升资源使用效率。市场范围的大小决定了社会分工的精细化程度^[17],劳动分工专业化程度随着市场需求规模的扩大而提高。在市场经济条件下,内需扩大必然会引起本土企业的供给变动,国内企业为了从增长的内需中获取更多的利益,将会扩大生产规模。然而,生产规模扩大可能会引发生产和管理效率低下等问题,企业为了让生产方式与大规模生产相适应,将会进一步细化职能部门或者将生产力量集中于自己擅长的领域,从而促进市场分工专业化。分工专业化将会提升资源使用效率,进而提升企业生产率。

上述两点分析表明,扩大内需产生的竞争效应和分工专业化效应能够有效提升资源分配和使用效率,从而促进企业生产率提高。与此同时,生产率提高能有效降低生产成本,形成更强的出口竞争优势,有利于促进出口。在下文的作用机制检验中,本文将把相对出口总值规模作为中介变量来考察扩大内需的出口规模增长效应。

(二)扩大内需的出口国内附加值率攀升效应

首先,扩大内需能够提升国内技术创新水平。一方面,本地需求规模较大的国家通常在开发创新

方面具有比较优势。欧阳峣和汤凌霄(2017)认为,需求规模是影响技术进步的关键因素^[18]。需求规模较大的国家往往拥有较好的基础设施条件及创新环境,并且有实力分摊大额研发成本,因此在技术创新方面会更具优势。另一方面,需求规模较大的国家往往更容易受到跨国公司的青睐,成为 FDI 聚集的东道国。小島清(1987)认为,FDI 给东道国带来的不仅仅有资本,还有生产技术等^{[19](P422)}。FDI 不仅可以通过直接的技术转移提升东道国的技术创新水平,还能通过示范效应、竞争效应、人员流动和产业关联等对东道国产生技术溢出^[13]。无论是扩大内需对本土企业的创新激励,还是需求增长引致的 FDI 产生的技术转移和技术溢出效应,都能促进技术创新水平提升。

其次,扩大内需产生的中间品进口替代效应能够降低国内企业对中间品进口的依赖性。全球化生产方式意味着产品的生产过程被分割成多个环节,各国根据自身要素禀赋和技术水平承担不同的生产环节,从而在价值链中处于不同的地位。长期以来,欧美等发达国家凭借丰富的资本和较高的技术水平占据着价值链上游地位,而以中国为代表的发展中国家由于资本和技术的短缺只能处于价值链中的下游地位,对进口中间品有较强的依赖性。扩大内需有利于产生中间品进口替代效应。一方面,中间品的进口价格上涨以及企业的逐利性为中间品进口替代提供了动机。扩大内需引起的生产规模扩张造成了进口零部件等中间品供应不足,从而导致进口中间品价格上涨,国内企业为获取更多的利润会通过进口替代来降低中间品的采购成本和交易费用。另一方面,规模经济下的资本积累为中间品进口替代提供了可能。制造业中间品的生产通常具有高技术、高投入的特点,扩大内需引致的大规模生产提高了企业经济效益,为企业购买物资设备和开展技术研发以进行中间品进口替代创造了条件。总之,扩大内需为一国进行中间品进口替代提供了动机和可能,降低了国内企业对中间品的进口依赖。

上述两点分析表明,扩大内需在提升国内技术创新水平的同时,也有效降低了国内企业的中间品进口依赖性。无论是技术创新水平提升带来的出口质量优化,还是国内企业生产时使用更多的本土中间品,都有效地提升了出口国内附加值率。在下文的作用机制检验中,本文将把相对出口国内附加值率作为中介变量来考察扩大内需的出口国内附加值率攀升效应。

根据上述分析,扩大内需能够促进出口总值和出口国内附加值率的同步增长,进而促进增加值出口。因此,本地市场需求规模较大的国家在增加值出口中更具优势,更容易形成本地市场效应。中国作为全球最大的发展中国家,庞大的人口基数为大规模市场的形成奠定了基础,同时随着经济发展水平的提升,中国的消费需求和投资需求也在不断增长,巨大的市场规模和内需潜力为中国制造业形成规模生产优势创造了条件,也将促进中国制造业在增加值贸易中的竞争力提升。据此,本文提出以下三个假设:

- 假设 1:中国制造业增加值出口存在本地市场效应,即扩大内需能促进中国制造业增加值出口。
- 假设 2:扩大内需将通过出口规模增长效应促进中国制造业增加值出口。
- 假设 3:扩大内需将通过出口国内附加值率攀升效应促进中国制造业增加值出口。

四、研究设计

(一)模型构建

1.基准回归模型构建

本文在 Schumacher 和 Siliverstovs(2006)构建的引力模型基础之上^[20],额外控制了相对贸易自由度和相对技术水平,得到本文的基准回归模型如下:

$$\ln re_ExDVA_{jt}^a = \alpha_0 + \alpha_1 \ln re_Y_{jt}^a + \alpha_2 \ln re_r_{jt}^a + \alpha_3 \ln re_y_{jt} + \alpha_4 \ln re_Lib_{jt} + \alpha_5 \ln re_Tec_{jt} + year_t + countryind_{ja} + \epsilon_{jat} \quad (1)$$

式(1)中,j,a 和 t 分别表示中国的贸易伙伴、行业和时间;被解释变量 re_ExDVA 表示相对增加值出口;核心解释变量 re_Y 表示相对需求规模;控制变量 re_r、re_y、re_Lib 和 re_Tec 分别表示相对要素禀赋、相对人均收入、相对贸易自由度和相对技术水平;year_t、countryind_{ja} 和 ε_{jat} 分别表示年份固

定效应、国家—行业固定效应和随机误差项。

2. 中介效应模型构建

根据上文中的理论分析,扩大内需可以通过出口总值规模扩张和出口国内附加值率攀升两条路径来促进中国制造业增加值出口。为了检验理论机制分析在现实中是否成立,本文将借助中介效应模型对其进行检验,构建模型如下:

$$\ln re_W_{jt}^a = \beta_0 + \beta_1 \ln re_Y_{jt}^a + \beta_2 \ln re_C + year_t + countryind_{ja} + \epsilon_{jat} \quad (2)$$

$$\ln re_ExDVA_{jt}^a = \lambda_0 + \lambda_1 \ln re_Y_{jt}^a + \lambda_2 \ln re_W_{jt}^a + \lambda_3 \ln re_C + year_t + countryind_{ja} + \epsilon_{jat} \quad (3)$$

在以上递归方程中, re_W 代表的是中介变量,具体包括相对出口总值规模(re_Scale)和相对出口国内附加值率(re_DVAR), re_C 代表基准回归模型中的四个控制变量,其他变量的含义与基准回归模型保持一致。本文中介效应模型的检验流程如下:首先,若式(1)基准回归结果中的系数 α_1 显著为正,则说明相对需求规模扩大能促进相对增加值出口增长;其次,使用式(2)检验相对需求规模与中介变量之间的关系,若 $\beta_1 > 0$ 且通过显著性检验则进行下一步回归;最后,对式(3)进行回归,如果 λ_1 和 λ_2 均显著为正,则说明本文的理论机制分析在实证检验中成立。

(二) 变量测度

1. 被解释变量:相对增加值出口(re_ExDVA)

本文借鉴 Wang 等(2013)关于双边贸易的分解方法^[21],测算了中国与 41 个国家 15 个细分制造业的相对增加值出口。Wang 等(2013)对双边贸易的分解公式如下:

$$\begin{aligned} E^{sr} = & \underbrace{(V^s B^{ss})^T \# Y^{sr}}_{(1) \text{ 最终品增加值出口}} + \underbrace{(V^s L^{ss})^T \# (A^{sr} B^{rr} Y^{rr})}_{(2) \text{ 中间品增加值出口}} + \\ & \underbrace{(V^s L^{ss})^T \# [A^{sr} \sum_{t \neq s, r}^G B^{rt} Y^{tt} + A^{sr} B^{rr} \sum_{t \neq s, r}^G Y^{rt} + A^{sr} \sum_{t \neq s, r}^G B^{rt} \sum_{u \neq s, t}^G Y^{tu}]}_{(3) \text{ 间接增加值出口}} + \\ & \underbrace{(V^s L^{ss})^T \# [A^{sr} B^{rr} Y^{rs} + A^{sr} \sum_{t \neq s, r}^G B^{rt} Y^{ts} + A^{sr} B^{rs} Y^{ss}]}_{(4) \text{ 国内增加值折返}} + \\ & \underbrace{[(V^s L^{ss})^T \# (A^{sr} B^{rs} \sum_{t \neq s}^G Y^{st}) + (V^s L^{ss} \sum_{t \neq s}^G A^{st} B^{ts})^T \# (A^{sr} X^r)]}_{(5) \text{ 国内增加值重复计算部分}} + \\ & \underbrace{[(V^r B^{rs})^T \# Y^{sr} + (\sum_{t \neq s, r}^G V^t B^{ts})^T \# Y^{sr}]}_{(6) \text{ 出口最终品隐含的国外增加值}} + \\ & \underbrace{[(V^r B^{rs})^T \# (A^{sr} L^{rr} Y^{rr}) + (\sum_{t \neq s, r}^G V^t B^{ts})^T \# (A^{sr} L^{rr} Y^{rr})]}_{(7) \text{ 出口中间品隐含的国外增加值}} + \\ & \underbrace{[(V^r B^{rs})^T \# (A^{sr} L^{rr} E^{r*}) + (\sum_{t \neq s, r}^G V^t B^{ts})^T \# (A^{sr} L^{rr} E^{r*})]}_{(8) \text{ 国外增加值重复计算部分}} \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)中仅第(1)项和第(2)项为满足直接进口国需求而产生的国内增加值贸易:第(1)项表示最终品增加值出口,是指 s 国向 r 国出口最终品中含有的国内增加值;第(2)项表示中间品增加值出口,是指 s 国向 r 国出口中间品中含有的国内增加值,该部分中间品仅限于被直接进口国 r 用于本地再加工并消费的中间品。第(1)项和第(2)项之和为本文所关注的增加值出口,通过把中国向贸易伙伴的增加值出口和贸易伙伴向中国的增加值出口进行对比,得到中国与贸易伙伴的相对增加值出口。测算所需原始数据来源于 2016 版 WIOD 数据库。

2. 核心解释变量:相对需求规模(re_Y)

已有研究中较多使用行业总产值来衡量行业层面的需求规模。事实上,国内生产的产品会被用于满足国外需求,部分国内需求也会由进口的国外商品满足,因此行业总产值无法准确衡量行业层面的国内需求。为了降低衡量误差,并且结合数据可得性,本文使用一国某行业创造增加值占国内生产总值的比重与国内需求相乘得到行业层面的需求规模,再把中国与贸易伙伴的需求规模相比得到相对需求规模。行业创造增加值和国内生产总值数据来源于 2016 版 WIOD 数据库,国内需求^①数据主要来源于 OECD 数据库。

3. 中介变量

(1)相对出口总值规模(re_Scale)。出口总值规模指的是传统总值贸易统计口径下的出口数据, 本文通过将中国与 41 个贸易伙伴的双边出口数据相比得到相对出口总值规模, 原始数据来源于 2016 版 WIOD 数据库。

(2)相对出口国内附加值率(re_DVAR)。由于内需变动影响的是国家或行业的整体出口国内附加值率, 所以不能使用式(4)中的双边贸易分解方法来测算国家或行业的整体特征。本文借鉴 Koopman 等(2010)关于国家—行业整体出口的分解方法^[22], 用一国某行业向世界总出口中的国内增加值占比来衡量整体出口的国内附加值率, 再把中国与 41 个贸易伙伴在国家—行业层面的整体出口国内附加值率相比得到相对出口国内附加值率, 原始数据来源于 2016 版 WIOD 数据库。

4. 控制变量

本文的控制变量均使用相对概念, 即把中国与 41 个贸易伙伴进行对比后得到: (1)相对人均收入(re_y), 本文借鉴陈雯和李佳璐(2012)的方法, 使用人均 GDP(2010 年不变价美元)来衡量人均收入^[8]; (2)相对要素禀赋(re_r), 本文借鉴毛艳华和李敬子的方法, 用人均资本存量来衡量要素禀赋^[23], 即行业资本存量与行业劳动力人数之比; (3)相对贸易自由度(re_Lib), 本文借鉴 Kimura 和 Lee 的方法, 用全球经济自由度指数来衡量贸易自由度^[24]; (4)相对技术水平(re_Tec), 本文使用研发支出与 GDP 之比来衡量技术水平。以上控制变量的原始数据主要来源于世界银行的 WDI 数据库、2016 版 WIOD 数据库的社会经济账户和加拿大弗雷泽研究所数据库。

(三) 样本说明与描述性统计

本文选取了 2000~2014 年中国与 41 个贸易伙伴[®] 15 个细分制造业[®] 的双边增加值贸易数据进行实证研究。根据中国海关数据计算可得, 2014 年中国与这 41 个国家的贸易额占到当年中国贸易总额的 53.91%。因此, 本文选取的样本具有一定的代表性, 有助于增强检验结果的科学性和说服力。本文主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
lnre_ExDVA	9120	1.795	1.908	-4.074	11.516
lnre_Y	9120	3.304	2.078	-2.398	12.809
lnre_Scale	9120	1.691	2.518	-6.442	17.923
lnre_DVAR	9120	0.226	0.240	-0.382	1.883
lnre_y	9120	-2.456	3.388	-23.247	1.565
lnre_r	9120	-1.400	1.101	-4.183	4.045
lnre_Lib	9120	-0.191	0.085	-0.395	0.101
lnre_Tec	9120	0.186	0.794	-1.426	3.168

五、实证回归结果分析

(一) 基准回归

本文的实证数据类型是时间为“年份”、个体为“国家—行业”的面板数据, 采用 stata14.0 进行计量回归。首先, 为了判断是使用随机效应模型还是固定效应模型, 本文进行了 Hausman 检验, 检验结果 P 值为 0.000, 严格拒绝原假设, 且时间固定效应和个体固定效应均显著, 因此本文采用双向固定效应模型。其次, 本文通过依次添加控制变量的方法进行回归, 更好地保证了实证结果的稳健性。

表 2 中的第(1)~(5)列展示了依次添加控制变量的回归结果, 相对需求规模的系数符号始终在 1% 的显著性水平上为正, 说明中国制造业增加值出口存在明显的本地市场效应, 且实证结果具有较强的稳健性, 假设 1 得以验证。这表明需求规模扩大会促进中国制造业增加值出口, 中国应当进一步挖掘国内市场潜力, 充分利用大规模市场优势, 以期实现制造业国际贸易繁荣发展。

表 2

中国制造业增加值出口的本地市场效应检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnre_Y	0.254*** (0.023)	0.515*** (0.028)	0.514*** (0.028)	0.517*** (0.028)	0.530*** (0.028)
lnre_y		-0.813*** (0.051)	-0.919*** (0.055)	-0.764*** (0.062)	-0.705*** (0.062)
lnre_r			0.135*** (0.026)	0.139*** (0.026)	0.105*** (0.026)
lnre_Lib				-1.386*** (0.267)	-1.762*** (0.267)
lnre_Tec					0.561*** (0.051)
常数项	0.971*** (0.069)	2.079*** (0.203)	-2.153*** (0.204)	-1.994*** (0.206)	-1.932*** (0.204)
年份/国家-行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Within R ²	0.070	0.097	0.100	0.102	0.115
样本量	9120	9120	9120	9120	9120

注:小括号内为回归系数的标准差,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,下表同。

就控制变量而言,相对人均收入、相对贸易自由度对相对增加值出口均有负影响,这是因为随着中国人均收入水平的提高,消费者需求多样性日趋提升,并且开放和包容的环境为自由贸易提供了条件,从而导致国内消费者对国外商品的需求增加,抑制了中国制造业相对增加值出口。此外,相对要素禀赋增强有利于相对增加值出口增加,再次验证了比较优势理论,当中国制造业的资本密集度相对于贸易伙伴提升时,中国制造业与贸易伙伴的相对增加值出口也随之增加。技术水平是影响中国制造业国际竞争力的关键因素,Huang等(2013)认为拥有更多技术优势的国家往往能获得更大比例的差异化产品市场^[25],本文相对技术水平系数显著为正的实证结果与该结论一致。

(二)稳健性检验与内生性分析

1.稳健性检验

首先,更换核心解释变量的衡量指标进行稳健性检验。核心解释变量衡量的合理性事关检验结论的可靠性,为了避免衡量方法的特定性导致检验结果的偶然性,需要对相对需求规模的衡量方法进行更换后再次检验。本文借鉴邱斌和尹威(2010)的方法,用行业创造增加值的内销部分来衡量国内需求规模^[26],计算所需数据来源于2016版WIOD数据库,检验结果如表3中的第(1)列所示。

其次,更换控制变量的衡量指标进行稳健性检验。尽管实证检验主要考察核心解释变量对被解释变量的影响,但控制变量对模型的稳健性同样起着重要作用。为了避免控制变量的衡量不当而影响本文研究结论的可靠性,本文用总劳动力补偿与国家总人口数之比来衡量人均收入、高科技产品出口占制成品出口的比重来衡量技术水平,分别进行了稳健性检验,结果如表3中的第(2)列和第(3)列所示。其中,总劳动力补偿数据来源于2016版WIOD数据库的社会经济账户,国家总人口的数据来源于IMF数据库,高科技产品出口占制成品出口的比重数据来源于世界银行的WDI数据库。

最后,剔除异常年份的数据进行稳健性检验。2008年金融危机给中国和世界的经济造成了巨大冲击,影响了接下来两年的国际贸易活动,为了排除2008年金融危机这一异常事件给检验结果带来的干扰,本文从总样本中剔除2009~2010年的数据后进行了稳健性检验,回归结果如表3中的第(4)列所示。

表3中第(1)~(4)列的相对需求规模系数符号及显著性与表2中第(5)列的回归结果保持一致,这说明中国制造业增加值出口存在显著本地市场效应这一核心结论具有稳健性。

2.内生性分析

考虑到本文的核心解释变量和被解释变量之间可能存在双向因果关系,即不仅相对需求规模扩大会促进相对增加值出口增长,而且相对增加值出口增长还会反过来促进相对需求规模扩大,因此本

文进行了内生性分析。本文使用相对需求规模的滞后一期作为工具变量进行 IV-2SLS 回归,并使用 Hausman 检验比较工具变量回归与基准回归,检验结果显示 P 值为 0.000,因此拒绝“所有变量均满足外生性”的原假设,说明存在内生性。表 3 中的第(5)列展示了 IV-2SLS 回归结果,工具变量的相关检验显示:Anderson canon. corr. LM 统计量在 1%的水平上显著,强烈拒绝不可识别原假设;CD Wald F 检验大于临界值,这意味着本文选取的工具变量不是弱工具变量。比较表 3 中第(5)列的回归结果与表 2 中第(5)列的回归结果,可以发现核心解释变量和控制变量的系数符号及显著性均未发生明显变化,进一步说明了本文的研究结论具有较强的可靠性。本文接下来的研究均使用相对需求规模的滞后一期作为工具变量进行 IV-2SLS 回归。

表 3 稳健性检验和内生性分析

解释变量	稳健性检验				内生性分析
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnre_Y	0.237 *** (0.023)	0.538 *** (0.027)	0.493 *** (0.028)	0.525 *** (0.031)	0.559 *** (0.040)
lnre_y	-0.429 *** (0.061)	-0.721 *** (0.055)	-0.862 *** (0.062)	-0.716 *** (0.068)	-0.803 *** (0.070)
lnre_r	0.097 *** (0.027)	0.116 *** (0.026)	0.158 *** (0.026)	0.110 *** (0.029)	0.116 *** (0.027)
lnre_Lib	-1.615 *** (0.269)	-1.984 *** (0.252)	-2.059 *** (0.266)	-1.773 *** (0.289)	-1.888 *** (0.294)
lnre_Tec	0.557 *** (0.052)	0.597 *** (0.051)	0.403 *** (0.025)	0.603 *** (0.055)	0.472 *** (0.053)
常数项	-0.410 ** (0.191)	-1.679 *** (0.169)	-2.457 *** (0.205)	-1.937 *** (0.223)	-2.450 *** (0.252)
年份/国家-行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson canon. corr. LM 统计量					4130.878 ***
Cragg-Donald Wald F 统计量					8633.727 {16.38}
Within R ²	0.090	0.119	0.128	0.119	0.120
样本量	9030	9120	9120	7904	8512

注:大括号内为 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值。

(三)异质性分析

已有经验研究表明,整体层面的本地市场效应存在并不代表局部的本地市场效应存在^[8],为了对中国制造业增加值出口的本地市场效应有一个更全面和深入的认识,本文接下来将进行产品异质性、行业异质性以及国家异质性分析。

1.产品异质性分析

中间品生产所需技术通常高于最终品,前者的出口往往意味着一国对核心技术的掌握,后者的出口则代表一国对简单加工技术的掌握。在科学技术是第一生产力的背景下,掌握核心技术对中国制造业具有重要意义。因此,考察中间品增加值和最终品增加值的本地市场效应异质性也尤为必要。

表 4 中的第(1)列和第(2)列分别展示了中间品增加值和最终品增加值的检验结果,第(1)列中相对需求规模的系数明显小于第(2)列,说明中国制造业最终品增加值相比中间品增加值存在更强的本地市场效应,扩大内需对低技术含量增加值出口的促进作用更强。其主要原因在于二者形成规模经济的条件不同。目前中国制造业在研发创新等方面仍然处于追赶阶段,对核心技术的掌握有限,尽管扩大内需会有利于中间品和最终品的规模经济形成,但前者受技术水平限制,产生的规模经济较弱,因此形成的本地市场效应也就弱于后者。

2.行业异质性分析

尽管中国已经形成了比较完善的制造业产业体系,但不同类型制造业在生产所需要素和生产技术水平等方面存在较大差异,这些差异是否会导致本地市场效应有所不同呢?基于不同要素密集型

行业进行异质性分析,对培育和发挥中国制造业各行业本地市场优势具有重要意义。本文借鉴康淑娟(2018)的方法,根据要素密集度将15个行业划分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型三大类^[27],从行业层面进一步考察中国制造业的本地市场效应异质性。

表4中的第(3)~(5)列分别展示了不同要素密集型制造业的回归结果。总体来看,三个估计结果均显示相对需求规模的回归系数显著为正,这说明劳动密集型、资本密集型和技术密集型制造业的增加值出口均存在本地市场效应;分别来看,资本密集型制造业的本地市场效应明显大于技术密集型制造业,而劳动密集型制造业的本地市场效应又明显低于技术密集型制造业。一方面,资本密集型和技术密集型制造业相比劳动密集型制造业往往需要更多的前期固定资产投资,当国内需求规模扩大时,二者在规模经济的影响下更容易降低生产成本,形成更强的出口竞争优势,从而增加值出口的增长速度快于劳动密集型制造业。另一方面,对于同样具有高固定资产投资的技术密集型制造业而言,尽管规模经济能够降低其生产成本,但由于缺乏核心技术并对高科技零部件进口依赖严重,出口国内附加值率的攀升受阻,因此扩大内需对技术密集型制造业增加值出口的促进作用要小于资本密集型制造业。

表4 中国制造业增加值出口的本地市场效应异质性检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	中间品 增加值	最终品 增加值	劳动密 集型	资本密 集型	技术密 集型	中等收 入国家	高收入 国家
lnre_Y	0.596*** (0.046)	0.664*** (0.045)	0.194** (0.099)	0.713*** (0.054)	0.500*** (0.073)	0.696*** (0.136)	0.547*** (0.040)
lnre_y	-0.865*** (0.080)	-1.240*** (0.079)	-0.102 (0.180)	-0.954*** (0.091)	-0.825*** (0.134)	-2.104*** (0.194)	-0.414*** (0.076)
lnre_r	0.179*** (0.031)	0.145*** (0.031)	-0.270*** (0.086)	0.197*** (0.033)	0.091* (0.055)	0.187*** (0.061)	0.143*** (0.030)
lnre_Lib	-2.577*** (0.336)	0.198 (0.331)	-1.029 (0.668)	-2.948*** (0.393)	-0.581 (0.555)	-0.662 (0.605)	-0.872** (0.365)
lnre_Tec	0.442*** (0.060)	0.334*** (0.059)	0.238** (0.120)	0.640*** (0.070)	0.405*** (0.100)	-0.038 (0.170)	0.442*** (0.055)
常数项	-3.150*** (0.288)	-2.614*** (0.284)	0.682 (0.652)	-3.524*** (0.327)	-2.322*** (0.470)	-0.607 (0.547)	-1.699*** (0.288)
年份/国家-行业	Yes						
With R ²	0.134	0.101	0.121	0.209	0.059	0.273	0.105
样本量	8512	8512	1722	3962	2828	1666	6846

3. 国家异质性分析

在积极开放的贸易政策下,中国制造品被出口至世界各国,同时中国消费者也能购买来自全球的制造品。不同收入水平国家消费者的需求偏好存在较大差异,并且各国生产能力也受到收入水平的影响,因此中国与不同国家的贸易模式存在较大差异。基于不同收入水平进行国家异质性分析,对充分认清和发挥中国国际竞争优势具有重要意义。本文参照世界银行标准把41个贸易伙伴划分为中等收入国家和高收入国家,进行国家异质性分析。

表4中的第(6)和第(7)列分别是贸易伙伴为中等收入国家和高收入国家的回归结果,两者相对需求规模的回归系数均显著为正,中国制造业向中等收入国家和高收入国家的增加值出口都存在明显的本地市场效应。然而,第(6)列中的相对需求规模系数明显大于第(7)列,说明扩大内需更有利于提升中国制造业向中等收入国家的增加值出口。这主要源自以下两点:一方面,中国仍然处于中等收入国家行列,与世界其他中等收入水平国家的需求重合度高于高收入国家^[28],这就导致中等收入国家消费者对中国制造品更为偏好,扩大内需形成的规模经济更有利于中国制造业向中等收入国家的增加值出口;另一方面,包括中国在内的中等收入国家往往在技术创新方面落后于高收入国家,技术上的短缺削弱了中国与高收入国家贸易时的规模经济优势,而中国与中等收入国家贸易时则较少受

到技术约束,能充分发挥其规模经济优势,因此中国与中等收入国家贸易时的本地市场效应更强。

(四)作用机制检验

上文中基准回归检验结果显示式(1)中的系数 α_1 显著为正,表明中国制造业增加值出口存在本地市场效应,具备了下一步进行中介效应检验的条件。接下来,本文将结合理论机制分析,借助中介效应模型对中国制造业的本地市场效应形成机制进行检验,即扩大内需能否通过出口规模增长效应和出口国内附加值率攀升效应来促进中国制造业增加值出口。

表5中的第(1)列和第(2)列展示了出口规模增长效应的检验结果,第(1)列中相对需求规模的系数显著为正,表明扩大内需会对中国制造业出口总值规模产生积极的影响;第(2)列中相对出口总值规模的系数也显著为正,说明当中国制造业相对出口总值规模扩大时,相对增加值出口也会随之增长。由于第(1)列和第(2)列中相对需求规模和相对出口总值规模的系数均显著为正,说明本地市场规模能够通过促进中国制造业出口总值规模的扩大进而实现增加值出口增长。此外,进一步Sobel检验中的Z值明显大于临界值,再次表明出口规模增长效应存在,假设2得以验证。中国内需市场仍具有较大的增长潜力,进一步扩大内需有利于中国制造业形成规模经济,通过提高生产率来降低生产成本,形成更强的出口竞争优势,从而实现增加值出口增长。

表5 中国制造业增加值出口的本地市场效应形成机制检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnre_Scale	lnre_ExDVA	lnre_DVAR	lnre_ExDVA
lnre_Y	0.307*** (0.060)	0.417*** (0.029)	0.023*** (0.004)	0.551*** (0.040)
lnre_Scale		0.463*** (0.005)		
lnre_DVAR				0.330** (0.102)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/国家-行业	Yes	Yes	Yes	Yes
Within R ²	0.040	0.542	0.338	0.121
样本量	8512	8512	8512	8512
Sobel 检验	Z=6.549>0.97, 中介效应显著		Z=2.193>0.97, 中介效应显著	

表5中的第(3)列和第(4)列展示了出口国内附加值率攀升效应的检验结果,第(3)列中相对需求规模对相对出口国内附加值率有显著正影响,表明扩大内需有利于提升出口国内附加值率;第(4)列中相对出口国内附加值率系数显著为正,表明出口国内附加值率的提升会对中国制造业增加值出口产生积极的促进作用。由于第(3)列和第(4)列中相对需求规模和相对出口国内附加值率的系数均显著为正,说明提高出口国内附加值率是扩大内需促进中国制造业增加值出口的有效途径,进一步的Sobel检验再次验证了这一结论,即出口国内附加值率攀升效应存在,假设3得以验证。正如理论机制中所分析的那样,扩大内需有利于提升中国制造业技术创新水平,同时还为中间品进口替代提供了动机与可能,从而进一步提升了出口国内附加值率,进而促进了中国制造业增加值出口。

六、结论与启示

本文基于增加值贸易视角对本地市场效应形成机制进行了理论分析,同时还对中国制造业增加值的本地市场效应存在性及形成机制进行了实证检验,得到如下研究结论:(1)中国制造业增加值出口存在明显的本地市场效应,表明扩大内需是实现中国制造业增加值出口增长的有效手段。(2)中国制造业增加值的本地市场效应表现出异质性。从产品层面来看,最终品增加值出口中存在的本地市场效应明显强于中间品增加值;从行业层面来看,资本密集型制造业的本地市场效应高于技术密集型和劳动密集型制造业;从国家层面来看,扩大内需更有利于提升中国制造业向中等收入国家的增加值出口。(3)机制检验表明,扩大内需能够通过出口规模增长效应和出口国内附加值率攀升效应两条路

径促进中国制造业增加值出口。

根据上述研究结论,结合中国制造业当前发展现状,本文得到以下启示:一是要充分发挥中国大规模市场优势和内需潜力。在劳动力等传统资源禀赋优势逐渐减弱的大环境下,中国应当充分意识到本地市场效应对中国制造业增加值出口的促进作用,将开发潜在内需作为带动中国制造业增加值出口的有效手段。二是要结合中国制造业增加值出口中的本地市场效应异质性,采取有针对性的优势培育政策。一方面,中国应当充分利用自身在资本密集型制造业和最终品生产中的规模经济优势,同时发挥好在与中等收入国家贸易中存在的技术优势和需求重叠引力;另一方面,中国应当促进低效率行业的资产重组、优化市场资源配置,同时加大对高科技行业和部门的研发投入,提高中间品和技术密集型产品的出口国内附加值率,从而在与高收入水平国家贸易时掌握主动权。三是要充分发挥扩大内需产生的出口国内附加值率攀升效应。中国制造业正处于转型升级的关键时期,发展目标也从追求“量”向“质”转变,提升出口国内附加值率对于中国实现从“制造大国”向“制造强国”的转变具有重要意义。中国应当充分利用内需增长对企业产生的创新激励和中间品进口替代激励,同时引导优质外资向高端制造领域流动,充分发挥 FDI 的技术转移和溢出效应,促进中国制造业出口国内附加值率攀升。

注释:

①由于 OECD 数据库中保加利亚、克罗地亚、塞浦路斯、罗马尼亚、马耳他以及印度(2000~2003 年)的国内需求数据缺失,本文用政府最终消费支出、居民最终消费支出和资本形成总额之和来弥补缺失数据,这三者的数据源于 IMF 数据库,货币换算所需汇率数据来源于 UNCTAD 数据库。

②本文核心变量测算所需数据主要源于 2016 版 WIOD 数据库,该数据库提供了包含中国在内的 43 个国家和地区的数据,但在测算控制变量时,中国台湾的数据缺失,因此本文选择样本时将中国台湾剔除,最终选择的 41 个贸易伙伴包括:中等收入国家(保加利亚、巴西、匈牙利、印度、印度尼西亚、墨西哥、罗马尼亚和土耳其)和高收入国家(澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、瑞士、塞浦路斯、捷克、德国、丹麦、西班牙、爱沙尼亚、芬兰、法国、英国、希腊、克罗地亚、爱尔兰、意大利、日本、韩国、立陶宛、卢森堡、拉脱维亚、马耳他、荷兰、挪威、波兰、葡萄牙、俄罗斯、斯洛伐克、斯洛文尼亚、瑞典和美国)。

③15 个细分制造业包括:劳动密集型(纺织服装、鞋、皮革制造业(r6);木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业(不包括家具制造业)(r7);纸及纸制品、印刷出版业(r8+r9));资本密集型(食品加工、饮料、烟草制造业(r5);石油加工、炼焦和核燃料加工业(r10);化学原料及化学制品制造业(r11);橡胶和塑料制品业(r13);其他非金属矿物质产品制造业(r14);基础金属制造业(r15);金属制品业(r16))和技术密集型(基础药物和药物制剂制造业(r12);计算机、电子和光学设备制造业(r17);电气机械及器材制造业(r18);未分类的设备制造业(r19);交通运输设备制造业(r20+r21))。其中,r 表示 WIOD 数据库中的行序号。

参考文献:

- [1] 孙军,梁东黎.全球价值链、市场规模与发展中国家产业升级机理分析[J].经济评论,2010,(4):34—41.
- [2] 冯伟,徐康宁,邵军.基于本土市场规模的产业创新机制及实证研究[J].中国软科学,2014,(1):55—67.
- [3] Krugman,P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade[J]. *American Economic Review*, 1980,70(5):950—959.
- [4] 钱学锋,梁琦.本地市场效应:理论和经验研究的新进展[J].经济学(季刊),2007,(3):969—990.
- [5] Kichko,S. Trade Costs, Regional Inequality, and the Home-Market Effect[J]. *Spatial Economic Analysis*, 2018,13(4):387—399.
- [6] Erhardt,K. On Home Market Effects and Firm Heterogeneity[J]. *European Economic Review*, 2017,(98):316—340.
- [7] Kato,H. Lobbying and Tax Competition in an Oligopolistic Industry: A Reverse Home-Market Effect[J]. *Spatial Economic Analysis*, 2018,13(3):276—295.
- [8] 陈彦,李佳璐.我国制造业出口的本地市场效应研究——基于引力模型的实证分析[J].世界经济研究,2012,(2):21—26.
- [9] 钱学锋,黄云湖.中国制造业本地市场效应再估计:基于多国模型框架的分析[J].世界经济,2013,(6):59—78.
- [10] 王直,魏尚进,祝坤福.总贸易核算法:官方贸易统计与全球价值链的度量[J].中国社会科学,2015,(9):108—127.
- [11] 江希,刘似臣.中国制造业出口增加值及影响因素的实证研究——以中美贸易为例[J].国际贸易问题,2014,(11):89—98.
- [12] 冯伟,邵军,徐康宁.市场规模、劳动力成本与外商直接投资:基于我国 1990—2009 年省级面板数据的研究[J].南开经济研究,2011,(6):3—20.

- [13] 张鹏杨,唐宜红.FDI如何提高我国出口企业国内附加值?——基于全球价值链升级的视角[J].数量经济技术经济研究,2018,(7):79—96.
- [14] 韩峰,庄宗武,李丹.国内大市场优势推动了中国制造业出口价值攀升吗? [J].财经研究,2020,(10):4—18.
- [15] Kaufman,B.E. Scale of Plant Relative to Market Size in U.S. Manufacturing[J]. Southern Economic Journal, 1979,46(2):635—639.
- [16] 江小涓,杨圣明,冯雷.中国对外经贸理论前沿Ⅲ[M]. 北京:社会科学文献出版社,2003.
- [17] 陈丰龙,徐康宁.本土市场规模与中国制造业全要素生产率[J].中国工业经济,2012,(5):44—56.
- [18] 欧阳晓,汤凌霄.大国创新道路的经济学解析[J].经济研究,2017,(9):11—23.
- [19] 小岛清.对外贸易论(中译本)[M]. 天津:南开大学出版社,1987.
- [20] Schumacher,D., Siliverstovs,B. Home-Market and Factor-Endowment Effects in a Gravity Approach[J]. Review of World Economics, 2006,142(2):330—353.
- [21] Wang,Z., Wei,S.J., Zhu,K.F. Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels[Z]. NBER Working Paper, No.19677,2013.
- [22] Koopman,R., Powers,W., Wang,Z., et al. Give Credit Where Credit Is Due: Tracing Value Added in Global Production Chains[Z]. NBER Working Paper, No.16426,2010.
- [23] 毛艳华,李敬子.中国服务业出口的本地市场效应研究[J].经济研究,2015,(8):98—113.
- [24] Kimura,F., Lee,H. The Gravity Equation in International Trade in Services[J]. Review of World Economics, 2006,142(1):92—121.
- [25] Huang,Y.Y., Lee,C.T., Huang,D.S. Home Market Effects in the Chamberlinian-Ricardian World[J]. Bulletin of Economic Research, 2013,66(3):25—49.
- [26] 邱斌,尹威.中国制造业出口是否存在本土市场效应[J].世界经济,2010,(7):44—63.
- [27] 康淑娟.行业异质性视角下的中国制造业在全球价值链中的地位及影响因素[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2018,(4):74—85.
- [28] 龙世国,钱学锋.收入分布相似性影响了出口动态吗? [J].中南财经政法大学学报,2021,(2):94—102.

(责任编辑:易会文)

(上接第 57 页)

- [20] Knight,J.,Li,S.,Zhao,R.A Spatial Analysis of Wages and Incomes in Urban China:Divergent Means,Convergent Inequality[C]//Riskin,C.,Zhao,R.,Li,S. China's Retreat from Equality: Income Distribution and Economic Transition.New York:M.E.Sharpe,2001.
- [21] Li,H.,Zhou,L.A.Political Turnover and Economic Performance:The Incentive Role of Personnel Control in China[J].Journal of Public Economics,2003,89(9—10):1743—1762.
- [22] Jin,J.,Zou,H.F.Fiscal Decentralization, Revenue and Expenditure Assignments, and Growth in China[J]. Journal of Asian Economics,2005,(16):1047—1064.
- [23] 张静,高珂,路文成.人力资本积累、创新与经济增长[J].东岳论丛,2020,(11):39—48.
- [24] 张军,高远,傅勇,张弘.中国为什么拥有了良好的基础设施? [J].经济研究,2007,(3):4—20.
- [25] 尹恒,朱虹.县级财政生产性支出偏向研究[J].中国社会科学,2011,(1):88—101.
- [26] 郭新强,胡永刚.中国财政支出与财政支出结构偏向的就业效应[J].经济研究,2012,(S2):5—17.
- [27] Barro,R.J.,Sala-i-Martin,X.Convergence[J].Journal of Political Economy,1992,(100):407—443.
- [28] Baumol,W. J.Productivity Growth,Convergence,and Welfare:What the Long-Run Data Show[J].American Economic Review,1986,76(5):1072—1085.
- [29] Quah,D.T.Galton's Fallacy and the Convergence Hypothesis[J].Scandinavian Journal of Economics,1993,(95):427—443.
- [30] 沈坤荣,马俊.中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因研究[J].经济研究,2002,(1):33—39.
- [31] Groenewold,N.,Lee,G.,Chen,A.Inter-regional Spillovers in China:The Importance of Common Shocks and the Definition of The Regions[J].China Economic Review,2008,19(1):1—52.
- [32] Yao,S.,Zhang,Z.On Regional Inequality and Diverging Clubs:A Case Study of Contemporary China[J].Journal of Comparative Economics,2001,(29):466—484.
- [33] Barro,R.J.Convergence and Modernization Revisited[Z].Working Paper Series,2012,(18295):1—56.
- [34] Gennaioli,N.,Porta,R.L.,Silanes,F.L.,Shleifer,A.Growth in Regions[J].Journal of Economic Growth, 2014,19(3):259—309.

(责任编辑:肖加元)