

市场一体化、空间溢出与区域出口质量升级

——基于长三角市场一体化的经验分析

强永昌 杨航英

摘要：出口产品质量升级是保持我国出口贸易持续稳定增长的关键。本文以长三角41个城市为例，结合空间计量模型从区域层面分析市场一体化对出口质量的影响。结果表明：区域出口质量存在空间正相关性；市场一体化不仅对本地区出口质量产生U型直接效应，还对邻近城市的出口质量产生U型空间溢出效应，且提高市场一体化水平会先对邻近城市的出口质量产生提升效应；城市创新是市场一体化对出口质量产生U型直接效应及空间溢出效应的重要渠道。进一步发现，市场一体化的空间溢出效应在异省邻接的城市间不存在，在同省相距300公里以内的城市间存在；市场一体化对不同产品出口质量的影响存在差异；此外，市场一体化会影响企业进入或退出出口市场，进而影响出口质量变动。因此，要推进我国区域市场一体化建设，充分发挥市场一体化在创新驱动出口质量升级方面的作用。

关键词：市场一体化；出口质量；空间溢出效应；城市创新

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 10-0001-16

引言

“十四五”规划纲要强调：“立足国内大循环，协同推进强大国内市场和贸易强国建设”。根据国家统计局数据，我国货物贸易出口额在2002—2019年间的平均增速约为13.0%，而2015—2019年间的平均增速约为3.8%，保持货物出口贸易的持续稳定增长变得愈发重要。研究表明，我国出口产品质量升级是各国提高从我国进口比重的一个重要原因，但从行业层面来看我国出口质量相对于高收入国家来说整体偏低，尤其是资本与技术密集型行业（李小平等，2015）^[1]。因此，如何提升我国出口产品质量是保持出口持续稳定增长的关键。根据发达国家的经验，一国倾向于出口高质量产品的主要原因是存在“母国市场效应”，若要产生“母国市场效应”则需要有巨大的国内市场需求（Krugman，1980^[2]；Fajgelbaum，2011）^[3]。然而，现

[收稿日期] 2021-04-11

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目：“外商直接投资与产业结构、收入分配的相关性研究”（14JJD790025）

[作者信息] 强永昌：复旦大学国际贸易研究中心主任、经济学院教授；杨航英（通讯作者）：复旦大学经济学院博士研究生 200433 电子信箱 243088512@qq.com

有研究表明赶超战略、政治晋升、国企保护等因素使我国区域间长期存在着市场分割(林毅夫等, 2004^[4]; 周黎安, 2007^[5]; 刘瑞明, 2012)^[6], 这虽然在一定程度上促进了地区经济增长, 但也使得企业跨地区经营的交易成本较高, 阻碍了企业在国内的异地市场扩张, 导致企业难以依托于国内市场实现规模经济(朱希伟等, 2005)^[7]。实际上, 除了限制企业生产规模以外, 市场分割还会阻碍技术外溢、造成企业生存竞争能力较差等问题, 这些都可能影响地区出口质量升级。因此, 探究区域市场一体化如何影响出口质量升级具有非常重要的现实意义。

长三角一体化发展是我国推动区域协调发展的重要战略。根据国家统计局数据, 2002—2019年间, 长三角货物贸易出口额和社会消费品零售总额占全国比重的均值分别约为38.1%、21.6%, 但是长三角三省一市之间甚至各省内部的城市间仍处于市场分割状态(刘志彪, 2019)^[8]。长三角是引领我国外贸内贸发展的重要区域之一, 本文以长三角41个城市为例, 运用包含空间溢出效应的空间计量模型分析市场一体化如何影响区域出口质量升级。本文的研究结论对推动区域市场一体化建设, 促进出口质量升级, 以及推动国内国外双循环发展具有一定的启示作用。

一、相关文献回顾

与本文主题相关的现有文献可分为市场一体化的出口贸易效应、出口产品质量的影响因素两个方面。现有文献多是从市场分割的角度间接探讨市场一体化的出口贸易效应。大部分文献关注市场一体化如何影响出口贸易额, 国外学者 Poncet (2003)^[9]利用我国省级贸易流量数据研究发现, 地方保护主义使我国国内市场被分割为不同的省级市场, 省域间边界效应接近于欧洲国家之间或美国与加拿大之间的边界效应, 从而使各地区国际贸易的参与度变高。国内学者张杰等(2010)^[10]利用价格指数法测得我国各省市场分割指数, 从微观层面实证得出市场分割程度越高则本土企业出口的概率越大, 而市场分割也使得出口企业难以利用母国市场效应以及依托本土市场来提升自主创新能力; 高宇(2016)^[11]进一步发现较低市场一体化水平使得企业面临的国内异地市场进入成本较高, 因而企业倾向于选择出口, 同时提高市场一体化水平会降低非出口和出口企业间的生产率差异; 在宏观层面, 盛斌等(2011)^[12]用市场分割指数的倒数衡量市场一体化, 发现国内市场一体化和出口贸易在地区经济增长方面具有替代性, 沿海地区国内市场一体化的贡献率低于内陆地区。另一部分学者关注市场一体化如何影响出口技术水平, 毛其淋(2012)^[13]研究表明国内市场一体化能够降低贸易壁垒及物流、运输等交易成本, 使企业更易找到国内中间品供应商, 有利于地区出口技术水平的提高; 刘洪铎(2013)^[14]利用价格指数法得到省级市场一体化指数, 研究发现提高区域市场一体化便于商品和生产要素跨区域流动, 增强市场配置资源的有效性, 利于地区发挥比较优势且进行区域专业化分工, 因而对省际出口技术复杂度有提升作用; 吕越等(2018)^[15]进一步发现市场分割每提高一个标准差则企业出口国内附加值率下降2.22%, 这种作用能够通过抑制创新来产生。此外, 市场分割政策会

限制企业规模经济收益,严重损害企业创造附加值的能力;刘信恒(2020)^[16]基于价格法测得各省市场分割指数,研究发现国内市场分割使企业增加中间品进口强度和提升加工贸易占比,进而提高了出口产品质量,若不考虑国外市场效应,国内市场分割会抑制企业出口产品质量升级。因此,以往文献认为降低市场一体化水平会促使企业进入国际市场,但并不利于出口技术升级。

现有关于出口产品质量影响因素的文献主要关注生产率、融资约束、贸易政策等。在生产率方面,Johnson(2012)^[17]研究发现生产率较高的企业出口产品质量也较高;Kugler等(2012)^[18]研究发现生产率会促进企业使用更高质量的中间投入品和高技能劳动力,因而生产率越高则出口产品质量越高;在融资约束方面,Fan等(2015)^[19]研究发现当企业面临严格信贷约束时,难以承受提升质量造成的较高边际成本,如购买高质量中间品,因而企业倾向于选择生产和出口较低质量的产品;Crinò等(2017)^[20]认为生产更高质量的产品需要进行研发、创新投资,企业内部融资约束会阻碍企业技术进步,抑制产品质量升级进行固定成本融资;在贸易政策方面,汪建新(2014)^[21]研究发现进口关税削减有利于位于质量前沿产品的企业实现技术创新,或使用更多的高质量进口中间投入品来进行出口产品质量升级;Fan等(2017)^[22]研究发现中国加入WTO引发的关税下降效应促使低生产率企业提高进口中间品质量,并将其出口转向对高质量产品需求强劲的高收入市场。因此,以上主要因素对出口产品质量的影响在本质上是通过影响企业技术创新或使用高质量生产要素来实现的。

综上所述,现有文献就市场一体化与出口额的关系展开较多讨论,并对出口产品质量的主要影响因素做出深刻分析,但存在以下不足:一是从市场一体化视角来研究出口产品质量影响因素的文献很少,且未考虑两者间的非线性效应;二是现有文献未从区域层面考察空间关联效应在我国出口质量升级中的作用。因此,本文针对以上两点不足进行创新,具体是基于2006—2015年长三角41个城市的面板数据,使用包含空间效应的空间计量模型,考察城市市场一体化水平对本地区、邻近城市以及整个区域出口质量的非线性效应,检验其重要影响机制,并对产品异质性、空间溢出效应的边界等问题进行分析。

二、特征事实与影响机制分析

(一) 特征事实分析

考虑到数据的可得性,本文测算了2006—2015年长三角41个地级市的市场一体化水平和出口质量,具体测算方法见下文。图1为2006—2015年间长三角各城市的市场一体化与出口质量均值变动趋势图。由图1可知,2006—2015年间长三角市场一体化水平呈现先下降再上升的变动趋势,市场一体化水平在2008—2010年下降,主要原因是金融危机加大区域政策不一致性,市场壁垒增高,随后在政府合作和经济复苏作用下市场一体化水平得到提升;2006—2015年间长三角出口质量总体呈现上升趋势,上升幅度约为3.25%。此外,本文按均值大小将所有城市

的市场一体化水平、城市出口质量划分为高、低两组^①，发现有16个城市的市场一体化水平与其出口质量呈现高、低相反特征，就中心城市而言，上海、南京的出口质量较高，市场一体化水平却较低，合肥则相反；有25个城市的市场一体化水平与其出口质量呈现高、低同步特征。综上所述，市场一体化与城市出口质量之间的关系可能是非线性的。图2为市场一体化与城市出口质量的散点图，可以看出市场一体化与城市出口质量之间存在U型相关关系，这一统计结果为下文影响机制分析提供了一定的依据。

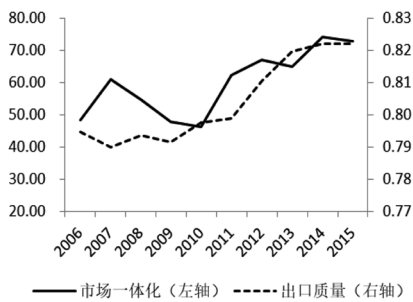


图1 市场一体化与出口质量的变动趋势

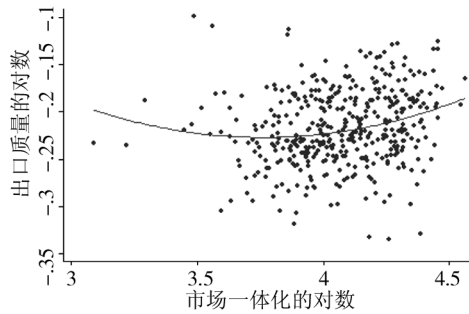


图2 市场一体化与出口质量的散点图

(二) 影响机制分析

1. 区域出口质量空间效应的形成原因

本文认为区域出口质量存在空间相关性的原因有以下三点：第一，根据偏好相似理论，收入水平越相似的城市往往具有相似的产品出口结构，因而经济发展水平差距小的城市间出口质量水平较接近；第二，各地区产业发展存在同构现象，使得地理邻近的城市在要素需求方面存在一致性（付强，2017）^[23]，而且地理邻近有助于不同地区的企业间合作、劳动力流动，不仅形成区域投入产出网络，还促进管理技能、生产技术及海外市场信息传播扩散，因而地理空间邻近的城市具有相似的出口结构（蒋灵多等，2018）^[24]；第三，从微观层面来看，竞争效应导致邻近地区的企业在出口市场选择上具有趋同性（孙楚仁等，2020）^[25]，出口目的国的收入水平在一定程度上决定着进口产品质量，因而邻近城市间的出口质量水平接近。

2. 市场一体化对本地区出口质量的直接效应

创新处于我国现代化建设全局的核心地位，经验研究表明出口产品存在明显的质量阶梯，技术创新是实现产品质量升级的重要驱动力（Grossman et al., 1991）^[26]。本文从城市创新角度解释市场一体化影响本地区出口质量的机制。本文认为，市场一体化对城市创新既有一定的抑制效应，又有一定的促进效应。

^①市场一体化水平记为“1”，城市出口质量记为“2”。高1-高2：常州、苏州、连云港、淮安、盐城、镇江、徐州、杭州、衢州、舟山、芜湖、铜陵、亳州；高1-低2：合肥、淮南、淮北、安庆、黄山、宿州、六安、池州；低1-高2：上海、南京、无锡、扬州、泰州、嘉兴、蚌埠、马鞍山；低1-低2：南通、宿迁、宁波、温州、湖州、绍兴、金华、台州、丽水、滁州、阜阳、宣城。

市场一体化的创新抑制效应主要通过以下三个方面产生：第一，市场一体化会降低异地企业的市场进入壁垒，增加本地企业面临的竞争程度，使得创新企业所面临的经营风险上升，这将使企业用于创新的资金被耗散掉（Hou et al., 2016）^[27]，从而在一定程度上减少城市创新投入。第二，市场分割策略使受保护的本地企业获得更多补贴或其他金融资源，从而缓解企业面临的融资约束（曹春方等，2018）^[28]，而市场一体化则会减少创新企业因受保护所得到的资金，加重企业面临融资约束问题，从而在一定程度上减少城市创新投入。第三，市场一体化有利于本地企业进入异地市场，由于进行跨区域经营的企业往往具有较强的产品优势和组织管理能力，可以凭借已有的技术优势获得一定的垄断利润，因而市场一体化虽然便于企业进入异地市场，但可能降低企业的创新活动，尤其是劳动密集型企业，主要表现为企业专注于生产规模的扩张，使资金集中于生产投资环节；此外，企业进入异地市场时需在物流运输、产品宣传、销售网络构建等方面支付更多成本，将挤占企业创新资金。

市场一体化的创新促进效应主要通过以下四个方面产生：第一，加强与其他城市的市场一体化水平会减少企业面临的异地市场准入壁垒以及市场限制手段，如销量控制、价格限制（银温泉等，2001）^[29]，便于本地企业在异地市场销售该市场需求规模大的产品，当市场一体化达到一定水平时，企业将通过异地市场实现规模经济，降低生产成本，积累创新资金，同时有效需求的增加会使企业为追求垄断利润而进行产品创新，产生需求引致创新效应，从而促进城市创新。第二，异地企业进入本地市场后能够对本地企业产生技术外溢效应（Bloom et al., 2013）^[30]，企业可以在外溢技术基础上开展研发活动；此外，企业相对以往更易与异地企业开展联合研发活动，这些方式既能降低企业的研发成本，又能提高创新的成功率。第三，市场一体化有利于本地企业在竞争性环境中摆脱低利润发展模式，完善企业内部治理机制，并增强企业的进取精神，有利于提升城市创新能力（张杰；2015^[31]；徐保昌等，2016）^[32]。第四，市场一体化有利于减少本地企业通过建立政治联系、贿赂等方式进入异地市场的成本（宋渊洋等，2014）^[33]，同时会带动城市制度环境的改善，如税收制度、法律环境，制度环境的改善使出口企业倾向于选择以技术创新来替代专业化贸易扩张（Corsetti et al., 2007）^[34]。

本文认为，市场一体化是否能提升城市出口质量取决于创新促进效应是否大于创新抑制效应。当市场一体化低于一定水平时，市场一体化使企业从异地市场获取的市场需求还难以产生较强或明显的规模经济和需求引致创新效应，且市场一体化在企业外溢技术的积累、自身的发展变革以及寻租行为治理、城市制度环境改善等方面的促进作用较小或不明显；此外由于企业相对习惯于低竞争的受保护环境，市场一体化会明显增加企业创新资金耗散以及融资约束程度，并通过其他方面降低企业创新投入，最终导致市场一体化产生的创新抑制效应大于创新促进效应，从而降低城市出口质量。只有当市场一体化达到一定水平后，市场一体化的创新促进效应才会强于创新抑制效应，从而提高城市出口质量。综上所述，市场一体化会对本地区创新有U型的直接效应，进而对本地区出口质量产生U型的直接效应。

3. 市场一体化对邻近城市出口质量的间接效应

市场一体化对邻近城市出口质量的间接效应也称空间溢出效应。由于部分邻近城市不会同时采取市场一体化策略,使得本地区与其不同邻近城市的市场一体化水平差异较大。对于同时采取市场一体化策略的邻近城市来说,与本地区市场基本是同步开放的,故间接效应影响机制与直接效应相同。对于未同时采取市场一体化策略的邻近城市来说,其市场仍相对处于政府保护状态下,市场一体化并未通过加强邻近城市市场竞争、减少补贴等方式来降低城市创新投入,但是邻近城市企业可以通过“搭便车”的方式进入本地市场,于是倾向于将资金集中于生产投资环节,且需支付更多销售费用,从而挤占企业创新资金,抑制邻近城市创新投入;此外,本地市场开放可能使得异地企业获得规模经济效益,并在有效需求的推动下进行产品创新,从而促进邻近城市创新。当市场一体化低于一定水平时,规模经济效益与需求引致创新效应较弱,使创新抑制效应占主导,从而降低邻近城市出口质量;只有当市场一体化达到一定水平后,创新促进效应才会占主导,从而提高邻近城市出口质量。综上所述,提高市场一体化水平会对邻近城市创新有U型的间接效应,进而对邻近城市出口质量产生U型的间接效应,且U型曲线的拐点值要小于直接效应的值。

三、模型设定、变量测算与数据说明

(一) 模型设定

空间杜宾模型(SDM)同时包含空间滞后和空间误差两种空间相关关系,能得到解释变量的直接效应和间接效应,而且估计结果也是无偏的(LeSage, 2009)^[35]。因此,本文设定了如下基本空间杜宾面板数据模型:

$$\ln Quality_{it} = \rho W \ln Quality_{it} + \beta_1 \ln Inte_{it} + \beta_2 W \ln Inte_{it}^2 + \gamma Control_{it} + \theta_1 W \ln Inte_{it} + \theta_2 W \ln Inte_{it}^2 + \delta W Control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中*i*、*t*分别表示城市和年份;*Quality*为城市出口质量;*Inte*为城市市场一体化水平;*W*为空间权重矩阵; ρ 为空间滞后项的系数; μ 为城市固定效应; ε 为随机误差项。*Control*为控制变量,包括城市的城镇化率(*Citia*)、人力资本(*Hcap*)、生产率(*Tfp*)、财政支出(*Gov*)、外商直接投资(*Fdi*)、劳均资本存量(*Kl*)和科技服务业占比(*Stse*)。城镇化进程用人口城镇化率表示;人力资本用每万人拥有大学生和教师人数的对数表示;生产率采用Malmquist生产率指数表示,测算所需的投入指标为城市资本存量和劳动力,产出指标为城市实际GDP;财政支出用公共财政支出占GDP比重表示;外商直接投资用人均外资的对数表示;劳均资本存量用单位劳动拥有资本存量的对数表示;科技服务业占比用城镇单位的科技服务业从业人数占比表示。Link和Ramsey检验的P值均大于0.1,表明模型设定未遗漏重要变量,空间杜宾模型也能够进一步减少遗漏变量;此外,极大似然估计法能解决空间滞后带来的内生性,因而最大可能地减少了本文回归模型中存在的内生性问题。

当被解释变量存在空间滞后时,反馈效应会使SDM的点估计系数不等于直接

效应系数,需采用偏微分方法将点估计结果分解为直接效应、间接效应,并可得到总效应(Elhorst, 2014)^[36],本文直接展示并分析分解后的效应。空间权重矩阵 W 要反映城市间邻近性,本文在基本分析和机制检验部分同时使用 0-1 邻接矩阵、经济距离矩阵、经济与地理距离嵌套矩阵,以保证结论稳健性。0-1 邻接矩阵 (W_{ij}) 为二进制地理邻接矩阵,当两城市在行政地理上相邻接时,矩阵元素为 1, 否则为 0。参考邵帅等 (2016)^[37]、韩峰等 (2020)^[38] 的做法,经济与地理距离嵌套矩阵 (W_{deij}) 设定为经济距离矩阵和地理距离矩阵的加权和,两矩阵权重各为 0.5,其中经济距离矩阵 (W_{eij}) 设定为 $W_{eij} = 1/|\bar{E}_i - \bar{E}_j|$, \bar{E}_i 和 \bar{E}_j 为两城市在样本期内的人均 GDP 均值,当 $i=j$ 时, $W_{eij} = 0$; 地理距离矩阵 (W_{dij}) 设定为 $W_{dij} = 1/d_{ij}^2$, d_{ij} 为利用城市经纬度坐标求出的城市间直线距离,当 $i=j$ 时, $W_{dij} = 0$ 。回归估计时将各矩阵按行进行标准化处理。

(二) 主要变量测算

1. 市场一体化水平。本文参考盛斌等 (2011)、曹春方等 (2018) 的做法,基于分类的 CPI,利用价格指数法测得各城市的市场一体化水平,公式如下:

$$Inte_{it} = 1/\sqrt{\frac{1}{40} \times \sum_{s=1}^{40} \sum_{k=1}^8 (|\Delta q_{ist}^k| - |\overline{\Delta q}_t^k|)} \quad (2)$$

其中, $\Delta q_{ist}^k = \ln(p_{it}^k/p_{st}^k) - \ln(p_{i,t-1}^k/p_{s,t-1}^k)$ 为第 t 年第 k 类商品在长三角城市 i 与城市 s 间的相对价格变动, p_{it}^k 、 $p_{i,t-1}^k$ 分别为第 t 年、第 $t-1$ 年时,第 k 类商品在城市 i 的 CPI, p_{st}^k 、 $p_{s,t-1}^k$ 分别为第 t 年、第 $t-1$ 年时,第 k 类商品在城市 s 的 CPI; $\overline{\Delta q}_t^k$ 为第 t 年第 k 类商品在所有城市的平均价格变动,以消除与商品自身有关的因素所带来的系统偏误; $|\Delta q_{ist}^k| - |\overline{\Delta q}_t^k|$ 为第 t 年第 k 类商品在城市 i 与 s 间的相对价格变动方差。测出的市场一体化水平由根号下市场分割的倒数所表示,因而市场一体化水平越高,市场分割越低。

2. 城市出口质量。本文采用学界广泛使用的需求函数倒推法测算城市出口质量,参考施炳展 (2013)^[39] 的做法,得到以下产品质量估计方程:

$$\ln q_{ifcj} + \sigma \ln p_{ifcj} = x_j + x_{ct} + \varepsilon_{ifcj} \quad (3)$$

其中, q 和 p 分别为 t 年城市 i 企业 f 的 j 产品在出口目的国 c 的需求量和价格; x_j 为 HS6 位码产品固定效应; x_{ct} 为目的国一年份联合固定效应。本文所需要的每个企业的每种产品出口质量就是估计出的残差 ε_{ifcj} 除以 $\sigma - 1$ 。然后,将城市 i 企业 f 的 j 产品质量通过下式标准化: $Quality_{ifj, standard} = (Quality_{ifj} - Quality_{j, min}) / (Quality_{j, max} - Quality_{j, min})$, $Quality_{j, max}$ 为最大的产品质量, $Quality_{j, min}$ 为最小的产品质量。最后,按照将每个企业的每种产品出口质量加总到城市层面,获得城市 i 在相应年份的出口质量: $Quality_i = \sum_j \sum_f x_{ifj} \times Quality_{ifj, standard}$, 其中 x_{ifj} 为城市 i 企业 f 的 j 产品的出口额占城市 i 出口总额的比重。

(三) 数据说明

本文所用数据主要源于中国海关进出口数据库以及各城市的统计年鉴。中国海

关数据库的出口产品详细数据仅到2015年，而部分城市缺失2005年及以前的统计年鉴，无法获得分类CPI指数，鉴于数据可得性，本文选用2006—2015年长三角41个地级及以上城市的面板数据，总观测值为410，回归工具为Matlab。

四、实证分析

(一) 区域出口质量的空间相关性分析

三种空间权重矩阵下的历年Moran's I如表1所示。由表1可得，长三角历年出口质量的Moran's I值均为正值，大部分年份能通过显著性检验，2011年以后的值较大且显著性更强，说明区域空间联系相对紧密。结果表明长三角各城市的出口质量存在空间正相关性，即邻近城市间的出口质量表现出“同高或同低”的特征。该检验结果表明需使用空间计量进行回归估计。

表1 2006—2015年长三角区域出口质量的Moran's I

W	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
<i>Wij</i>	0.04	0.13*	0.09	0.19**	0.14*	0.13*	0.41***	0.31***	0.33***	0.32***
<i>Weij</i>	0.06	0.10*	0.05	0.09*	0.05	0.09*	0.14**	0.17**	0.19***	0.13**
<i>Wdeij</i>	0.06	0.13**	0.06	0.07	0.07	0.10*	0.18***	0.20***	0.23***	0.17**

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平；括号内为t值。

(二) 市场一体化影响区域出口质量的基本估计结果与分析

表2第(1) — (4)列为市场一体化影响出口质量的基本估计结果，本文主要关注市场一体化的效应，未展示并分析控制变量的效应。 ρ 为空间滞后项系数； $LM(lag)$ 、 $R-LM(lag)$ 为空间滞后关系检验及其稳健性检验， $LM(error)$ 、 $R-LM(error)$ 为空间误差关系检验及其稳健性检验，用以判断是否应该使用SDM。

表2第(1)列为普通面板数据模型，市场一体化的一次项系数、二次项系数分别显著为负、正，表明市场一体化对本地区出口质量呈U型影响，由于忽视空间效应，这一估计结果可能存在偏误。表2第(2) — (4)列依次为*Wij*、*Weij*、*Wdeij*下的估计结果，各列 ρ 均显著为正，再次表明长三角各城市的出口质量存在空间正相关性。三列中的LM、R-LM检验表明不能忽视各模型中存在的空间滞后与误差关系，因此需使用SDM。

在三类权重矩阵估计下，直接效应、间接效应、总效应的市场一体化一次项系数均显著为负，二次项系数均显著为正，表明市场一体化对本地区、邻近城市和整个区域的出口质量都呈现显著的U型非线性影响。此外，不同矩阵下直接效应的U型曲线拐点值分别为59.34、65.58、59.90，均高于传统未考虑空间因素模型所估计的42.73，这意味着在考虑空间效应的情况下，市场一体化要达到较高水平才能提升本地区的出口质量；间接效应的U型曲线拐点值分别为46.90、49.87、49.77，均小于直接效应的拐点值，表明随着本地区与其他城市市场一体化水平的提高，会先对邻近城市的出口质量产生提升作用，可能是因为部分邻近城市企业是通过“搭便车”的

方式进入本地市场,市场一体化的创新抑制效应较小,使得间接效应的U型曲线拐点处的市场一体化水平较低;总效应U型曲线拐点值大小分别47.57、51.16、52.18,均介于直接效应和间接效应的拐点值之间,长三角整体市场一体化水平在2010年以后大于52.18,并总体呈上升趋势,因而提高市场一体化水平将推动长三角出口质量升级。

表2 市场一体化影响城市出口质量、城市创新的估计结果

变量		城市出口质量				城市创新		
		普通 面板 FE	W_{ij}	We_{ij}	Wde_{ij}	W_{ij}	We_{ij}	Wde_{ij}
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
直接 效应	$\ln Inte$	-0.383*** (-2.95)	-0.196* (-1.77)	-0.251** (-2.13)	-0.221* (-1.97)	-6.008*** (-3.32)	-6.827*** (-3.99)	-6.626*** (-3.70)
	$\ln Inte^2$	0.051*** (3.12)	0.024* (1.77)	0.030** (2.05)	0.027* (1.88)	0.760*** (3.34)	0.873*** (4.08)	0.843*** (3.76)
间接 效应	$\ln Inte$		-0.785** (-2.37)	-1.079*** (-3.29)	-1.266*** (-3.44)	-17.639* (-1.82)	-22.359* (-1.96)	-25.169** (-2.05)
	$\ln Inte^2$		0.102** (2.47)	0.138*** (3.40)	0.162*** (3.55)	2.414* (2.00)	2.952** (2.09)	3.302** (2.17)
总 效应	$\ln Inte$		-0.981** (-2.62)	-1.330*** (-3.55)	-1.487*** (-3.66)	-23.647** (-2.17)	-29.186** (-2.32)	-31.795** (-2.36)
	$\ln Inte^2$		0.127*** (2.72)	0.169*** (3.64)	0.188*** (3.73)	3.173** (2.34)	3.825** (2.46)	4.145** (2.48)
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ρ			0.389*** (6.76)	0.272*** (3.97)	0.313*** (4.41)	0.739*** (24.01)	0.723*** (20.87)	0.736*** (20.65)
R^2		0.19	0.74	0.75	0.75	0.98	0.98	0.98
Log-L			1010.18	1017.10	1016.66	-59.21	-51.21	-41.46
LM (lag)			18.23***	9.73***	13.92***	133.75***	220.29***	331.24***
R-LM (lag)			1.71	19.80***	46.52***	11.77***	188.24***	533.05***
LM (error)			17.02***	3.19*	3.65*	142.15***	66.84***	87.71***
R-LM (error)			0.50	11.87***	36.25***	20.16***	34.78***	289.52***

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平;括号内为t值。

(三) 关于城市创新作为影响渠道的检验

机制分析部分提到城市创新是市场一体化对出口质量产生U型直接效应及空间溢出效应的重要渠道。本部分以城市创新水平的对数替代式(1)中的出口质量作为被解释变量,以进行机制检验。本文参考李政等(2019)^[40]的做法,使用能反映城市创新质量的创新能力来衡量城市创新水平^①。

表2第(5)—(7)为市场一体化影响城市创新的估计结果。表2第(5)—(7)列中的 ρ 均显著为正,表明长三角城市创新有空间正相关性,四项LM、R-LM检验值同时显著,表明使用SDM是有效的。估计结果显示,在不同矩阵估计结果中,直接效应、间接效应和总效应的市场一体化一次项系数均能显著为负,二次项系数均能显著为正,表明市场一体化对本地区、邻近城市以及区域的创新都有显

①寇宗来、刘学悦,2017:《中国城市和产业创新力报告2017》,复旦大学产业发展研究中心。

著的U型非线性影响。在不同矩阵下，间接效应的U型曲线拐点值最小，表明提高市场一体化先对邻近城市的创新产生促进作用。以上结果与市场一体化对城市出口质量的影响特征高度一致，因此，城市创新是市场一体化对出口质量产生U型直接效应和空间溢出效应的重要渠道。

(四) 空间溢出效应的省域边界和地理距离检验

空间溢出效应往往受到省域行政边界和地理距离的影响，本部分进一步考察市场一体化的空间溢出效应是否存在省域边界以及覆盖的地理距离，在考察同省城市间效应时不考虑上海，表3为省域边界和地理距离效应的检验结果。

本文使用0-1邻接矩阵(W_{ij})，将城市邻接矩阵区分为同省相邻接和异省相邻接，以检验空间溢出效应是否存在省域边界，表3第(1) — (2)列为省域边界效应的检验结果。表3第(1)列中LM、R-LM检验的显著性一致，说明使用SDM是有效的，结果表明市场一体化能对同省内邻接城市的出口质量产生显著空间溢出效应；第(2)列的四项检验均不显著，即模型不存在空间关系，表明异省邻接城市间的出口质量无明显空间关联，且市场一体化对异省邻接城市的出口质量无空间溢出效应，这可能受到省域行政边界阻隔的影响。因此，市场一体化的空间溢出效应存在于同一省份相邻接的城市之间，省域间存在较强的市场边界效应。

表3 省域边界和地理距离效应的检验结果

变量		省域边界效应		同省地理距离效应		
		同省邻接	异省邻接	100-200km	200-300km	>300km
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
直接效应	$\ln\text{Inte}$	-0.273** (-2.28)	-0.447*** (-2.68)	-0.277** (-2.24)	-0.338** (-2.63)	-0.463*** (-2.64)
	$\ln\text{Inte}^2$	0.034** (2.27)	0.058*** (2.77)	0.034** (2.21)	0.043** (2.65)	0.059*** (2.71)
间接效应	$\ln\text{Inte}$	-0.790** (-2.38)		-0.849** (-2.62)	-0.760*** (-2.79)	
	$\ln\text{Inte}^2$	0.103** (2.30)		0.111*** (2.78)	0.097*** (2.90)	
总效应	$\ln\text{Inte}$	-1.073*** (-2.70)		-1.126*** (-2.98)	-1.098*** (-3.48)	
	$\ln\text{Inte}^2$	0.138*** (2.79)		0.146*** (3.11)	0.141*** (3.59)	
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制
ρ		0.356*** (6.69)		0.358*** (6.11)	0.210*** (3.50)	
R^2		0.73	0.32	0.73	0.70	0.30
Log-L		984.93		985.44	966.68	
LM (lag)		23.75***	2.41	25.14***	9.74***	2.24
R-LM (lag)		2.67	2.32	2.55	0.01	2.58
LM (error)		21.513***	0.10	22.74***	11.09***	0.09
R-LM (error)		0.06	0.01	0.13	1.35	0.44

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平；括号内为t值。

为了进一步检验同省城市间空间溢出效应的地理距离,本文按照金培振等(2019)^[41]的做法,以地理权重矩阵(W_{dij})为基础,将同省城市间地理距离划分为100-200km、200-300km、大于300km等距离区间,矩阵内异省或在距离区间以外的元素计为0,表3第(3) — (5)列为地理距离效应的检验结果。第(3) — (4)列的LM、R-LM显著性一致,应使用SDM,估计结果表明在100-200km、200-300km的距离内,市场一体化对同省城市的出口质量有显著空间溢出效应;第(5)列的四项LM、R-LM检验均不显著,表明模型不存在任何空间效应。因此,当同省城市间的地理距离小于300km时,市场一体化具有显著的空间溢出效应。

(五) 产品异质性分析

为了检验市场一体化是否对城市不同产品的出口质量有差异性影响,本文根据BEC标准将出口产品分为消费品、资本品和中间品。 W_{deij} 同时包含地理和经济距离,故本文使用 W_{deij} 和 W_{ij} 进行估计,表4为产品异质性估计结果。

表4 产品异质性估计结果

变量		消费品		资本品		中间品	
		W_{ij}	W_{deij}	W_{ij}	W_{deij}	W_{ij}	W_{deij}
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
直接效应	$\ln Inte$	0.013 (-3.00)	-0.111 (0.09)	-1.494*** (-0.73)	-1.560*** (-4.26)	-0.354*** (-4.76)	-0.372*** (-2.87)
	$\ln Inte^2$	-0.002 (3.07)	0.014 (-0.11)	0.190*** (0.72)	0.199*** (4.33)	0.046*** (4.86)	0.048*** (2.96)
间接效应	$\ln Inte$	-1.404*** (-3.56)	-2.211*** (-3.99)				
	$\ln Inte^2$	0.179*** (3.65)	0.280*** (4.09)				
总效应	$\ln Inte$	-1.391*** (-3.12)	-2.322*** (-3.79)				
	$\ln Inte^2$	0.177*** (3.19)	0.294*** (3.87)				
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制	控制
ρ		0.303*** (4.93)	0.371*** (5.49)	0.109* (1.69)	0.227*** (3.07)	0.271*** (4.41)	0.288*** (4.08)
R^2		0.65	0.67	0.67	0.71	0.75	0.75
Log-L		890.85	901.96	998.81	560.75	960.63	958.8
LM (lag)		26.35***	24.51***	9.71***	9.88***	5.51**	6.41**
R-LM (lag)		38.75***	24.91***	18.78***	58.01***	3.79*	51.51***
LM (error)		9.76***	12.16***	2.03	0.56	3.12*	0.45
R-LM (error)		22.17***	12.56***	11.10***	48.69***	1.40	45.56***

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平;括号内为t值。

表4第(1) — (2)列是消费品的估计结果,四项LM、R-LM检验均通过,可使用SDM,估计结果表明市场一体化对邻近城市以及区域的消费品出口质量有显著的U型影响,间接说明本地区消费品出口质量变动明显受邻近城市市场开放的影响。本地区提升市场一体化水平使邻近城市的消费品进入本地市场,由于部分邻近城市并未同步采取市场一体化策略,创新抑制效应较低,且与创新促进效应大小仍有显著差异,因而空间溢出效应显著。

第(3) — (4)列是资本品估计结果,两列的LM(error)检验均未通过,相对来说应使用无空间溢出效应的空间滞后模型。估计结果表明,市场一体化对本地区的资本品和中间品出口质量产生显著的U型影响。

第(5) — (6)列是中间品估计结果,两列的LM(error)或R-LM(error)检验显著性较差,相对来说应使用空间滞后模型,结果表明市场一体化仅对本地区的资本品和中间品出口质量产生显著的U型影响。与消费品不同,地方政府更依赖于资本品、中间品行业来实现经济增长、产业结构升级、参与地区竞争,因而存在更强政府干预现象,若邻近城市未在相应领域采取市场开放策略,那么本地区会对其实施相应的市场分割以保护自己的利益(邓明,2014)^[42],因而部分邻近城市的资本品和中间品企业很难通过“搭便车”进入本地区市场,使空间溢出效应不显著,这反映出资本品、中间品领域的市场壁垒可能还较大。

(六) 企业进入退出效应分析

市场分割往往使本地区低效率或生产低质量产品的企业进入国际市场,影响城市出口质量变动。本文参考苏丹妮等(2018)^[43]的做法,获得企业进入、退出出口市场所引起的城市出口质量增量,以探究市场一体化对这两部分的影响,

表5为企业进入退出效应的估计结果。表5第(1) — (2)列的四项LM、R-LM检验均显著,可采用空间杜宾模型,估计结果表明市场一体化通过影响邻近城市企业进入出口市场,进而对邻近城市的出口质量增量产生显著的倒U型影响,可能的原因是:当市场一体化水平低于一定水平时,市场壁垒还较高,生产较高质量产品的异地企业相对容易进入本地市场,企业凭借产品优势获得本地市场份额,进而降低平均成本、进入出口市场,最终提高了邻近城市出口质量的增量;当市场一体化达到一定水平后,市场一体化使更多生产较低质量产品的异地企业进入本地市场,进而进入出口市场,最终降低了邻近城市出口质量的增量。

第(3) — (4)列四项LM、R-LM检验均显著,应使用空间杜宾模型。对比来看,两列估计结果的市场一体化的直接效应均显著,表明市场一体化通过影响本地区企业退出出口市场,进而对本地区的出口质量增量产生显著的U型影响,可能的原因是:市场一体化能够减少政府干预、加强市场竞争,使得依赖于地方保护的低生产率企业退出出口市场,而这些企业生产的产品质量相对较低,最终提高了本地区出口质量的增量;当市场一体化达到一定水平后,生产低质量产品的企业可以通过进入国内异地市场来提高出口产品的价格竞争力,不利于企业退出出口市场,最终降低了本地区出口质量的增量。

表5 企业进入退出效应估计结果

变量		进入		退出	
		<i>Wij</i>	<i>Wdeij</i>	<i>Wij</i>	<i>Wdeij</i>
		(1)	(2)	(3)	(4)
直接效应	<i>lnInte</i>	0.026 (0.56)	0.020 (0.44)	0.077*** (2.81)	0.092*** (3.25)
	<i>lnInte</i> ²	-0.004 (-0.62)	-0.003 (-0.50)	-0.010*** (-2.78)	-0.012*** (-3.27)
间接效应	<i>lnInte</i>	0.354*** (3.75)	0.306** (2.37)	-0.058 (-0.82)	-0.197** (-2.55)
	<i>lnInte</i> ²	-0.045*** (-3.84)	-0.039** (-2.44)	0.007 (0.86)	0.025** (2.62)
总效应	<i>lnInte</i>	0.379*** (3.85)	0.326** (2.31)	0.019 (0.22)	-0.106 (-1.24)
	<i>lnInte</i> ²	-0.049*** (-3.98)	-0.042** (-2.40)	-0.002 (-0.18)	0.014 (1.29)
控制变量		控制	控制	控制	控制
ρ		0.138** (2.10)	0.165** (2.12)	0.279*** (4.43)	0.185*** (2.39)
R^2		0.45	0.46	0.31	0.31
Log-L		1373.65	1376.95	1594.12	1598.22
LM (lag)		17.83***	14.31***	24.91***	14.06***
R-LM (lag)		69.32***	21.99***	8.51***	5.94**
LM (error)		4.47**	4.38**	19.39***	10.42***
R-LM (error)		55.95***	12.06***	2.99*	3.31*

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平；括号内为t值。

五、结论与政策启示

在出口增速放缓、出口质量亟待升级的背景下，研究国内市场一体化对区域出口质量升级的影响具有一定现实意义。本文利用2006—2015年长三角41个城市数据，实证分析了市场一体化对区域出口质量的影响，得到以下结论：第一，市场一体化会对本地区、邻近城市和整个区域的出口质量产生先抑制后促进的显著影响，这一影响主要是通过影响城市创新而产生的；第二，市场一体化的空间溢出效应受到省级行政边界阻隔，只存在于同省邻接的城市间，且同省相距300公里以上的城市间也不存在空间溢出效应；第三，市场一体化只对本地区的资本品和中间品出口质量有倒U型影响，说明资本品和中间品领域还存在较高市场壁垒，而市场一体化对邻近城市的消费品出口质量有倒U型影响，说明邻近城市消费品出口质量变动明显受本地区市场开放的影响；第四，市场一体化能影响本地区企业退出出口市场以及邻近城市企业进入出口市场，进而影响出口质量升级。

本文的研究结论具有以下政策启示：第一，市场一体化对邻近城市出口质量的空间溢出效应受省域边界、地理距离等因素影响，应继续推动区域市场一体化建设，需消除因行政区划而导致的利益藩篱以降低省域间市场边界效应，需加强交通设施建设以扩大市场一体化的地理范围，需加强区域协同发展，降低资本品、中

间品行业的区域同构现象，健全区域间产业分工的利益补偿机制，从而降低资本品、中间品领域的市场壁垒。第二，市场一体化通过城市创新渠道影响本地区及邻近城市的出口质量升级，因而应增强市场一体化的创新驱动作用，需拓宽企业创新融资的渠道，减少因市场开放而造成的企业创新资金耗散，需加强跨区域企业间的创新合作，加速创新要素跨区域流动，需致力于优化城市税收、法律等制度环境，激励企业开展技术创新活动。第三，从当前推动国内国际双循环的视角来看，一方面，提高市场一体化水平有利于挖掘并增强区域投资、消费潜力，推动企业产品创新、内需规模扩张以及内需结构升级，从而增强内循环能力；另一方面，有利于增强出口产品的国际竞争力，为出口贸易长期增长提供动力，从而加强内循环在促进外循环方面的作用。

[参考文献]

- [1] 李小平, 周记顺, 卢现祥, 胡久凯. 出口的“质”影响了出口的“量”吗? [J]. 经济研究, 2015 (8): 114-129.
- [2] PAUL R. KRUGMAN. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade [J]. American Economic Review, 1980, 70 (5): 950-959.
- [3] PABLO FAJGELBAUM, GENE M. GROSSMAN, ELHANAN HELPMAN. Income Distribution, Product Quality, and International Trade [J]. Journal of Political Economy, University of Chicago Press, 2011, 119 (4): 721-765.
- [4] 林毅夫, 刘培林. 地方保护和市场分割: 从发展战略的角度考察 [R]. 北京: 北京大学中国经济研究中心, 2004.
- [5] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007 (7): 36-50.
- [6] 刘瑞明. 国有企业、隐性补贴与市场分割: 理论与经验证据 [J]. 管理世界, 2012 (4): 21-32.
- [7] 朱希伟, 金祥荣, 罗德明. 国内市场分割与中国的出口贸易扩张 [J]. 经济研究, 2005 (12): 68-76.
- [8] 刘志彪. 长三角区域市场一体化与治理机制创新 [J]. 学术月刊, 2019 (10): 31-38.
- [9] PONCET, S. Measuring Chinese Domestic and International Integration [J]. China Economic Review, 2003, 14 (1): 1-21.
- [10] 张杰, 张培丽, 黄泰岩. 市场分割推动了中国企业出口吗 [J]. 经济研究, 2010 (8): 29-41.
- [11] 高宇. 出口企业与国内市场一体化 [J]. 国际贸易问题, 2016 (12): 142-154.
- [12] 盛斌, 毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长: 1985~2008年 [J]. 世界经济, 2011 (11): 44-66.
- [13] 毛其淋. 国内市场一体化与中国出口技术水平——基于金融发展视角的理论与实证研究 [J]. 世界经济文汇, 2012 (3): 14-40.
- [14] 刘洪铎, 吴庆源, 李文宇. 市场化转型与出口技术复杂度: 基于区域市场一体化的研究视角 [J]. 国际贸易问题, 2013 (5): 32-44.
- [15] 吕越, 吕云龙, 高媛. 中间品市场分割与制造业出口的比较优势——基于全球价值链的视角 [J]. 产业经济研究, 2017 (5): 51-61.
- [16] 刘信恒. 国内市场分割与出口产品质量升级——来自中国制造业企业的证据 [J]. 国际贸易问题, 2020 (11): 30-44.
- [17] JOHNSON R C. Trade and Prices with Heterogeneous Firms [J]. Journal of International Economics, 2012, 86 (1): 43-56.
- [18] KUGLER M., VERHOOGEN E.. Prices, Plant Size, and Product Quality [J]. The Review of Economic Stud-

- ies, 2012, 79 (1): 307-339
- [19] HAICHAO FAN, EDWIN L. -C. LAI, Yao AMBER LI. Credit Constraints, Quality, and Export Prices: Theory and Evidence from China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2015, 43 (5): 390-416.
- [20] ROSARIO CRINO, LAURA OGLIARI. Financial Imperfections, Product Quality, and International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 104 (1): 63-84
- [21] 汪建新. 贸易自由化、质量差距与地区出口产品质量升级 [J]. *国际贸易问题*, 2014 (10): 3-13.
- [22] HAICHAO FAN, Yao AMBER LI, STEPHEN R. YEAPLE. On the Relationship Between Quality and Productivity: Evidence from China's Accession to the WTO [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 110 (1): 28-49.
- [23] 付强. 市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨识 [J]. *经济研究*, 2017 (3): 47-60.
- [24] 蒋灵多, 陆毅, 陈勇兵. 城市毗邻效应与出口比较优势 [J]. *金融研究*, 2018 (9): 56-73.
- [25] 孙楚仁, 梁晶晶. 君向潇湘我向赣: 空间邻近性与企业出口市场的扩张模式 [J]. *世界经济*, 2020 (6): 99-122.
- [26] GENE M. GROSSMAN, ELHANAN HELPMAN. Quality Ladders in the Theory of Growth [J]. *The Review of Economic Studies*, 1991, 58 (1): 43-61.
- [27] KEWEI HOU, DAVID T. ROBINSON. Industry Concentration and Average Stock Returns [J]. *Journal of Finance*, 2006, 62 (4): 1927-1956
- [28] 曹春方, 张婷婷, 刘秀梅. 市场分割提升了国企产品市场竞争地位? [J]. *金融研究*, 2018 (3): 121-136.
- [29] 银温泉, 才婉茹. 我国地方市场分割的成因和治理 [J]. *经济研究*, 2001 (6): 3-12+95.
- [30] BLOOM N, SCHANKERMAN M, VAN REENEN J. Identifying technology spillovers and product market rivalry [J]. *Econometrica*, 2013, 81 (4): 1347-1393.
- [31] 张杰, 翟福昕, 周晓艳. 政府补贴、市场竞争与出口产品质量 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2015 (4): 71-87.
- [32] 徐保昌, 谢建国. 市场分割与企业生产率: 来自中国制造业企业的证据 [J]. *世界经济*, 2016 (1): 95-122.
- [33] 宋渊洋, 黄礼伟. 为什么中国企业难以国内跨地区经营? [J]. *管理世界*, 2014 (12): 115-133.
- [34] CORSETTI, G., MANIN PHILIPPE P, and PESENTI P. Productivity, Terms of Trade and the "Home Market Effect" [J]. *Journal of International Economics*, 2007, 73 (1): 99-127.
- [35] LESAGE, P., R. PACE. *Introduction to Spatial Econometrics* [M]. Florida: CRC Press, Taylor and Francis Group, 2009.
- [36] ELHORST, J. P. Matlab Software for Spatial Panels [J]. *International Regional Science Review*, 2014, 37 (3): 389-405.
- [37] 邵帅, 李欣, 曹建华, 杨莉莉. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角 [J]. *经济研究*, 2016 (9): 73-88.
- [38] 韩峰, 阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级? ——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架 [J]. *管理世界*, 2020 (2): 72-94+219.
- [39] 施炳展. 中国企业出口产品质量异质性: 测度与事实 [J]. *经济学 (季刊)*, 2013 (1): 263-284.
- [40] 李政, 杨思莹. 创新型城市试点提升城市创新水平了吗? [J]. *经济学动态*, 2019 (8): 70-85.
- [41] 金培振, 殷德生, 金桩. 城市异质性、制度供给与创新质量 [J]. *世界经济*, 2019 (11): 99-123.
- [42] 邓明. 中国地区间市场分割的策略互动研究 [J]. *中国工业经济*, 2014 (2): 18-30.
- [43] 苏丹妮, 盛斌, 邵朝对. 产业集聚与企业出口产品质量升级 [J]. *中国工业经济*, 2018 (11): 117-135.

(责任编辑 于友伟)

Market Integration, Spatial Spillover and Regional
Export Quality Upgrading
—Based on the Experience Analysis of Market Integration
in the Yangtze River Delta

QIANG Yongchang YANG Hangying

Abstract: Quality upgrade of export products is the key to maintaining the sustained and steady growth of export trade in China. The paper analyzes the impact of market integration on export quality from the regional level by combining with the spatial measurement model and taking 41 cities in the Yangtze River Delta as examples. The study finds that regional export quality has a positive spatial correlation. Market integration not merely has a U-shaped direct effect on the export quality of the region, but also has a U-shaped spatial spillover effect on the export quality of neighboring cities, and improving the level of market integration will first improve the export quality of neighboring cities. Urban innovation is an important channel for market integration to produce U-shaped direct effect and spatial spillover effect on city export quality. It is further found that the spatial spillover effect of market integration does not exist between adjacent cities in different provinces, and only exists among cities within 300km in the same province. The influence of market integration on export quality of different products is different. In addition, market integration will affect enterprises to enter or withdraw from the export market, and then affect the change of regional export quality. Therefore, it is necessary to promote the construction of regional market integration in China and give full play to the role of market integration in innovation-driven export quality upgrading.

Keywords: Market Integration; Export Quality; Spatial Spillover Effect; Urban Innovation