

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

刘信恒

摘要：在基于价格法测算国内市场分割指数的基础上，本文利用2000—2006年中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据，从微观企业层面实证分析国内市场分割对企业出口产品质量升级的内在作用机制。实证结果表明：国内市场分割是以放弃国内市场规模效应为代价，从而利用国外市场规模效应促进企业出口产品质量升级这一结论，在考虑内生性、样本选择性偏误、一系列稳健性检验以及分样本回归分析后依然稳健；国内市场分割引致国内贸易成本高于国际贸易成本，最终使企业进口中间品强度增加和加工贸易占比上升，这是促进企业出口产品质量升级的两个途径；在贸易开放程度越高的地区，国内市场分割对企业出口产品质量升级的促进作用越大；剔除国际市场效应后，国内市场分割对出口产品质量升级具有显著的抑制作用。因此，打破行业垄断和地方保护，消除市场分割，深化国内市场一体化改革是中国经济良性发展的关键。

关键词：市场分割；出口产品质量；价格法

[中图分类号] F420 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 11-0030-15

一、引言及文献综述

改革开放以来，尤其是中国加入世界贸易组织以来，中国对外贸易额急剧增长，中国逐渐发展成为世界贸易大国，“中国制造”席卷全球。贸易总量由改革开放之初的206.4亿美元增加到2017年的4.1万亿美元，其中，出口额由改革开放之初的97.5亿美元增长到2017年的2.3万亿美元。从贸易“量”的角度来看，中国无疑已经是世界贸易大国，但是从贸易“质”的角度来看，与世界贸易强国相比，在出口产品质量、出口盈利能力等方面还存在很大的差距，仍处于国际贸易分工的从属地位。如何实现我国在全球价值链中的主导地位，关键在于转变贸易模式，由注重出口的“量”转到出口的“质”上面来（Khandelwal, 2010）^[1]。

自Melitz (2003)^[2]开创新新贸易理论以来，企业异质性一直是学界关注的重点。随着国际贸易理论不断发展，不少学者将企业生产率的异质性和企业产品质

[收稿日期] 2019-01-07

[作者信息] 刘信恒：桂林理工大学商学院讲师，电子信箱：liu@glut.edu.cn

量的异质性结合起来分析企业的异质性,他们认为高生产率企业生产成本低,出口的产品质量更高(Baldwin and Harrigan, 2011)^[3]。从现有文献来看,对出口产品质量的研究,最开始集中于出口产品质量的测度方法上,主要集中于以下两个思路:一是用出口产品价格作为出口产品质量的代理变量来衡量产品质量,如国外学者Schott(2004)^[4]以及国内学者李坤望(2013)^[5]借鉴这种方法来测度出口产品质量;二是事后反推法(Khandelwal, 2010),打破了单位价格等同于产品质量的假设,剔除非价格因素的影响,采用事后推理法测算出口产品质量。利用类似的逻辑,国内学者施炳展(2013)^[6]基于中国海关数据库,测算了产品层面的中国出口产品质量,研究发现中国出口产品质量总体呈上升趋势。虽然Khandelwal的事后反推法奠定了有效测算产品质量的规范,但是没有考虑产品价格和质量的内生性问题。Piveteau和Smagghue(2013)^[7]用汇率作为工具变量对事后反推法进行改进,克服了价格的内生性问题。关于出口产品质量的影响因素研究,Hallak(2013)^[8]的研究表明出口目的地的市场规模、人均收入和资本与技术密集度水平的提高,有助于出口产品质量的提升。国内学者分别从政府补贴(李秀芳和施炳展,2013)^[9]、进口中间品(许家云等,2017)^[10]、贸易自由化(苏理梅等,2016)^[11]、产业集聚(刘信恒,2020)^[12]等角度分析企业出口产品质量的影响因素。就目前来看,除个别学者从中国市场体制的角度来分析出口产品质量的决定因素外,其他学者都忽略了中国市场内部结构的失衡可能也是影响企业出口产品质量的重要因素。

关于国内市场分割对国际贸易的影响,不同学者从不同的角度进行了研究,具有代表性的如Poncet(2003)^[13],他研究发现中国省份之间采取“以邻为壑”的地方保护策略引致的国内市场分割,使国内贸易成本高于国际贸易成本,企业为了利用国际市场规模效应弥补国内市场规模效应的缺失,被迫选择出口,因而促进了对外贸易的增长。张杰等(2010)^[14]的研究表明市场分割促进了本土企业的出口,但是对外资企业出口没有显著影响,并分析了影响差异的决定机制。如果本文把研究视角转向企业出口产品质量,一个重要的问题便产生了:国内市场分割是否会对企业出口产品质量产生影响?如果是,影响方向如何?影响的潜在机制又是什么?这便是本文试图深入分析的问题。

本文利用中国工业企业数据库与中国海关数据库的匹配数据,在测算国内市场分割指数和出口产品质量的基础上,深入考察国内市场分割对企业出口产品质量的影响效应及其作用机制。本文可能在以下几个方面丰富了已有研究:第一,与以往研究注重企业层面因素不同,本文系统研究了国内市场分割这一市场内部结构因素对企业出口产品质量的影响,有助于更为全面地了解近年来中国出口产品质量变化的驱动因素;第二,在作用机制分析上,本文利用中介效应模型,分析国内市场分割是如何影响企业出口产品质量的,研究表明国内市场分割引致国内贸易成本高于国际贸易成本,最终使企业中间品进口强度增加和加工贸易占比上升,这是促进企业出口产品质量升级的两个途径;第三,在国内市场分割指数构建上,本文区别于以往文献只考虑相邻省份的做法,将其扩展到全国其他不相邻省份,以避免只考虑地理空间上的分割而忽略经济空间上的分割而带来的偏差性和

局限性。同时，在选取商品种类时，与以往研究选取9类（陆铭和陈钊，2009）^[15]、选取8类（盛斌和毛其淋，2011）^[16]不同，本文选取的商品种类更多，涉及14类商品^①。

二、模型设定、变量及数据说明

（一）计量模型构建

为了研究出口产品质量与国内市场分割之间的关系，本文在参考已有文献的基础上，构建如下计量模型：

$$TQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 mseg_{kt} + \alpha_2 X_{ifht} + \delta_i + \delta_t + \delta_k + \varphi_{ifht} \quad (1)$$

其中， i 表示企业， f 表示行业， k 表示地区， t 表示时间，被解释变量 TQ_{it} 表示企业 i 在 t 时期的出口产品质量，由产品层面质量通过标准化处理加总而得。核心解释变量 $mseg_{kt}$ 表示各省份 k 在 t 期的市场分割程度。 X_{ifht} 是反映企业特征的变量，在实证分析中为了控制企业特征对出口产品质量的影响，本文选取以下变量作为企业层面的控制变量，具体包括：全要素生产率变量 $tpflp$ ，选择 Levinsohn 和 Petrin 的半参数法（LP）的测试结果进行回归； $finance$ 刻画企业的融资约束水平，用应收账款与固定资产的比值加1取自然对数进入回归方程； $dsub$ 刻画政府行为对企业出口产品质量的影响，用是否有政府补贴虚拟变量表示，当企业有政府补贴时为1，否则为0； $scale$ 刻画企业规模对出口产品质量的影响，用企业雇佣人数取自然对数表示； age 刻画企业的成立时间，用被调查年份减去开业年份加1取自然对数进入回归方程。 δ_t 表示时间固定效应， δ_i 表示企业固定效应， δ_k 表示地区固定效应， φ_{ifht} 表示随机误差项。

（二）关键变量定义

1. 出口产品质量的测算^②。本文借鉴 Hallak 和 Sivadasan（2009）^[17] 的理论模型，假定效用函数为常数替代弹性（CES）形式，经过一系列的推导得到测算出口产品质量的计量回归方程：

$$\ln q_{imt} + \sigma \ln p_{imt} = \varphi_h + \varphi_{mt} + \varepsilon_{imt} \quad (2)$$

在考虑内生性的基础上对式（2）在产品层面进行回归并提取残差 ε_{imt} ，最终得到出口产品质量的测算公式：

$$quality_{imt} = \frac{\varepsilon_{imt}}{(\sigma - 1)} \quad (3)$$

为了便于整体质量的比较，本文借鉴施炳展（2013）的做法，对式（3）进行标准化处理进而得到标准化质量指标：

$$rq_{imt} = \frac{quality_{imt} - minquality_{imt}}{maxquality_{imt} - minquality_{imt}} \quad (4)$$

①14类商品包括：粮食、油脂、水产品、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、家用电器、日用品、交通通讯用品、化妆品、中西药品、书报杂志、燃料和建筑材料、五金电料，均来自历年《中国统计年鉴》。

②由于篇幅的限制，出口产品质量测算的具体过程备索。

上述分析都是停留在产品层面的测算, 本文将产品层面的质量加总到企业层面, 便于本文后面的计量分析, 最终得到企业层面出口产品质量:

$$TQ_{it} = value_{imt} / \sum_{imt \in \phi} value_{imt} \times rq_{imt} \quad (5)$$

其中, TQ_{it} 表示企业层面产品质量, ϕ 表示企业层面的样本集合, $value_{imt}$ 表示产品层面的出口额。

2. 国内市场分割指数 ($mseg_{kt}$)^①。从对现有文献的梳理来看, 测算国内市场分割指数使用的生产法 (Young, 2000)^[18]、贸易流量法 (Poncet, 2003) 等的缺陷在于无法形成面板数据。Parsley 和 Wei (1996)^[19] 构造的价格指数法克服了上述测算方法的缺陷, 能更准确地刻画省份之间的市场分割程度, 因此本文借鉴该方法, 选取了 14 类自 2000 年开始有连续统计记录的商品来测算 2000—2006 年间中国各省份之间的市场分割指数。考虑到中国地方政府之间存在“晋升锦标赛”的特征, 仅仅用相邻省份的相对价格并不能准确反映各省份之间的市场分割程度, 本文采用盛斌和毛其淋 (2011) 的做法, 在测算市场分割指数时扩展到所有省份, 而不仅仅局限于相邻省份。最后, 计算每两个省份之间 14 类商品的相对波动价格 qk_{ijt} 的方差 $var(q_{ijt})$, 进而计算 2000—2006 年间 465 对省份组合的相对价格方差, 并将它们按照省份进行合并, 从而得到各省份与其他省份之间的市场分割指数 $var(q_{mt}) = \left\{ \sum_{i \neq j} var(q_{ijt}) \right\} / N$, 其中 m 代表地区, N 代表合并的省份组合数目, 最终得到 217 ($= 31 \times 7$) 个观测值。为了便于实证分析, 本文对国内市场分割指数进行标准化处理后加入回归方程。

(三) 数据说明及处理

本文所用企业层面的数据来自 2000—2006 年的中国工业企业数据库, 出口产品层面的高度细分数据来自 2000—2006 年的中国海关数据库。研究所使用的各种变量来自不同数据库, 数据处理具体借鉴田巍和余森杰 (2013)^[20] 的思路进行合并。对匹配成功的数据借鉴聂辉华等 (2012)^[21] 的做法对来自中国工业企业数据库的变量进行处理; 同时借鉴 Fan 等 (2014)^[22] 的做法对来自中国海关数据库的变量进行处理。

三、实证检验结果及分析

(一) 基准回归结果

本文实证检验了国内市场分割对企业出口产品质量的影响并在所有的回归模型中均控制了企业、年份和地区固定效应, 且在回归过程中采用逐步添加控制变量的思路来检验回归结果的稳健性。从回归结果来看, 调整 R^2 由 0.090 增加到 0.150, 说明在逐步添加控制变量后模型的解释力度逐步增强, 同时也表明本文选择的控制变量是合理的。表 1 第 (1) 列中仅将核心解释变量国内市场分割放入回归方程,

①由于篇幅的限制, 国内市场分割指数的具体测算过程备索。

回归结果表明，国内市场分割对企业出口产品质量具有正向影响，并且通过了1%的显著性检验。第（2）列在第（1）列的基础上将企业全要素生产率放入回归模型，回归结果表明，企业全要素生产率提高显著提升了企业的出口产品质量。根据Melitz（2003）的分析，生产率高的企业倾向于出口，反之则倾向于国内市场或退出，企业的生产效率越高，其将技术转化为高质量产品的效率越高，最终推动产品质量的提升。第（3）列在第（2）列的基础上加入企业年龄和企业规模，回归结果表明企业年龄对企业出口产品质量提升有显著负向影响，说明企业年龄越大企业的出口产品质量越低。在中国经济转型背景下，年龄越大意味着企业的对外出口关系建立的时间越长，这会增加企业的惰性，引致其丧失了提升产品质量的动力。同时企业规模对出口产品质量提升的影响显著为正，表明规模越大的企业其出口产品的质量也越高，这得益于企业的规模越大，其在外部融资、生产技术和规模经济方面的优势越强；在第（4）列中加入企业融资约束水平进行回归，结果显示融资约束对企业出口产品质量提升具有显著的抑制效应，可能的解释是融资约束问题会抑制出口企业的资产购买、研发等投资活动，使企业缺乏提升产品质量的内在动力。在第（5）列加入政府补贴，结果表明补贴对出口产品质量具有显著正向影响，即补贴越多的企业其出口产品质量也越高，意味着政府活动显著促进了企业出口产品质量的提升，企业将获得的补贴投入研发领域，提升企业的生产效率，降低企业的可变成本和固定成本，进而提升企业的出口产品质量。

表1 国内市场分割与企业出口产品质量的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>mseg</i>	0.028*** (9.07)	0.026*** (8.57)	0.041*** (13.75)	0.041*** (13.52)	0.040*** (13.41)	0.031*** (4.16)
<i>tfplp</i>		0.138*** (67.52)	0.069*** (29.91)	0.070*** (30.20)	0.070*** (30.13)	0.070*** (30.16)
<i>age</i>			-0.007*** (-11.71)	-0.006*** (-11.11)	-0.006*** (-11.16)	-0.006*** (-11.17)
<i>scale</i>			0.022*** (59.98)	0.022*** (50.40)	0.022*** (60.13)	0.022*** (59.92)
<i>finance</i>				-0.284*** (-13.66)	-0.286*** (-13.73)	-0.286*** (-13.70)
<i>dsub</i>					0.001* (1.93)	0.002** (1.99)
<i>mseg2</i>						0.012 (1.28)
N	121 488	121 127	121 040	121 039	121 039	121 039
调整 R ²	0.090	0.124	0.149	0.147	0.150	0.150

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性；括号内为t值。

此外，本文在基准模型（1）中加入国内市场分割的平方项（ $\alpha_3 mseg2_{it}$ ）来检验在不同的市场分割水平上，国内市场分割对企业出口产品质量的影响是否存在倒U型关系。如果 $\alpha_1 < 0$ 、 $\alpha_3 = 0$ ，意味着随着国内市场分割程度的不断提高，企业

出口产质量将不断下降；如果 $\alpha_1 > 0$ 、 $\alpha_3 = 0$ ，则表明随着国内市场分割程度的不断提高，企业出口产品质量将不断上升；如果 $\alpha_1 > 0$ 、 $\alpha_3 < 0$ ，则表明企业出口产品质量与国内市场分割指数存在倒 U 型关系。表 1 第（6）列的回归结果表明，国内市场分割的平方项估计系数不显著，一次项的估计系数显著为正，表明市场分割在不同水平上对企业出口产品质量的影响不存在倒 U 型关系。综上分析，国内市场分割对企业出口产品质量提升具有显著的促进效应，其他控制变量的检验结果也基本符合现有关于企业出口产品质量的研究结论。

（二）稳健性检验

1. 稳健性检验的计量回归结果。考虑到出口产品质量的平稳性，本文在表 2 第（1）列中对被解释变量取对数进行回归。考虑到核心解释变量市场分割指数是省级层面的变量，为了剔除模型中可能受到来自同样是省级层面随时间变动因素的影响，本文在第（2）列回归中加入了各省份的 GDP，在第（3）列中控制了地区—时间趋势。此外，为了降低可能出现的异常值对回归结果产生的影响，本文对企业出口产品质量做 1% 的双边缩尾处理，见表 2 第（4）列，对企业出口产品质量在 1% 的水平上进行了双边截尾处理，见表 2 第（5）列。最后考虑到核心被解释变量是在产品层面进行标准化处理后加总到企业层面而得，取值在 0~1 之间，具有明显的取值范围限制，因此在表 2 第（6）列采用双限制 Tobit 模型进行稳健性估计。从表 2 的一系列稳健性检验结果来看，市场分割指数和其他控制变量的系数大小有微弱的变化，但都通过了 1% 水平的显著性检验，说明本文的计量回归通过了稳健性检验。

2. 改变出口产品质量的衡量方法。使用产品的单位价格（出口总值/出口总量）作为企业出口产品的代理变量。根据 Brambilla 和 Porto（2016）^[23] 的分析，在关于产品质量的理论模型中，每个企业的产品定价等于一个不变的成本加成，质量对边际成本的弹性为正，每个企业的价格都会随着产品质量的提高而提高，因此本文用产品的单位价格来衡量出口产品质量做进一步稳健性检验具有其合理性。结果见表 2 的第（7）列，从检验结果来看，国内市场分割回归系数显著为正，说明本文的结论不因出口产品质量的衡量方法不同而存在差异。

3. 改变国内市场分割的测算方法。本文借鉴陆铭和陈钊（2009）的方法，只考虑相邻省份的情形来测算市场分割指数做进一步检验，结果见表 2 的第（8）列，同样发现国内市场分割回归系数显著为正，说明本文的核心结论不因国内市场分割指数的测算方法不同而有所差异。

最后，考虑到本文的数据年份较早，可能会存在现实意义不大的问题。在进一步考虑数据可获得性的基础上，用中国海关数据库单独测算 2007—2013 年产品层面的出口产品质量，然后按权重加总到城市层面的出口产品质量，考察城市层面出口产品质量与国内市场分割的关系作为本文的稳健性检验。城市层面控制变量：全要素生产率（*tfplp*），借鉴 Head 和 Ries（2013）^[24] 的方法来近似测算，具体测算方程为 $tfplp = \ln(Y/L) - S \ln(K/L)$ ，其中 *L* 表示从业人员数，*Y* 表示工业总产值，*S* 表示资本的贡献度并且设定为 1/3，*K* 表示固定资产投资额；城市规模（*scale*）用

从业人员平均数取对数表示；市场竞争程度 (*com*) 用该城市的企业数取对数表示；工资 (*wage*) 用城市人均工资取对数表示。检验结果见表2的第(9)列，国内市场分割指数显著为正，表明本文的核心结论在从城市层面扩展样本后依然成立，同时进一步说明本文的核心结论具有现实意义。

表2 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	质量取对数	省份层面变量	地区时间趋势	缩尾	截尾	Tobit	价格表示质量	只考虑邻省市场分割	07-13城市层面出口质量
<i>mseg</i>	0.023*** (12.58)	0.041*** (12.03)	0.040*** (13.18)	0.040*** (13.41)	0.040*** (13.49)	0.040*** (13.44)	1.267*** (19.20)	0.034*** (13.41)	0.021** (1.98)
<i>tfplp</i>	0.041*** (28.68)	0.070*** (30.13)	0.070*** (29.94)	0.070*** (30.13)	0.067*** (29.25)	0.070*** (30.19)	2.199*** (42.99)	0.070*** (30.13)	0.009*** (13.96)
<i>age</i>	-0.004*** (-11.06)	-0.006*** (-11.16)	-0.006*** (-10.85)	-0.006*** (-11.16)	-0.006*** (-11.04)	-0.006*** (-11.18)	-0.051*** (-4.06)	-0.006*** (-11.16)	
<i>scale</i>	0.013*** (59.36)	0.022*** (60.09)	0.022*** (60.30)	0.022*** (60.13)	0.022*** (60.34)	0.022*** (60.25)	0.318*** (39.19)	0.022*** (60.13)	0.005*** (4.32)
<i>finance</i>	-0.171*** (-13.27)	-0.286*** (-13.69)	-0.284*** (-13.63)	-0.286*** (-13.73)	-0.287*** (-13.86)	-0.287*** (-13.76)	-4.531*** (-9.87)	-0.286*** (-13.73)	
<i>dsub</i>	0.001** (2.46)	0.001** (1.96)	0.001* (1.93)	0.001* (1.93)	0.002** (2.32)	0.002** (1.39)	0.227*** (13.54)	0.001* (1.93)	
<i>GDP</i>		0.000 (0.57)							
<i>wage</i>									-0.023*** (-8.43)
<i>com</i>									-0.006 (-0.37)
地区×时间 FE	No	No	Yes	No	No	No	No	No	No
N	121 039	121 039	121 039	121 039	118 622	121 047	121 039	121 039	1 750
调整 R ²	0.150	0.150	0.151	0.150	0.151		0.223	0.150	0.293

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；括号内为t值。

(三) 内生性检验

1. 样本选择性偏误分析。以上回归检验中剔除了非出口企业样本，本文只分析了国内市场分割对出口企业产品质量提升的影响，因此需要考虑样本选择行为的影响，来避免样本选择偏差带来的选择性偏误。为此，本文采用 Heckman (1979)^[25]的两阶段法进行内生性检验，估计结果列示于表3第(1)、(2)列中。第(1)列为选择方程，采用 Probit 模型来估计，从估计中获得逆米尔斯比率 (*nivmillsss*)；然后将逆米尔斯比率加入第(2)列结果方程中。回归结果显示，逆米尔斯比率通过了1%的显著性检验，表明存在样本选择性偏误，反映采取 Heckman 两阶段法控制样本选择性偏误具有其合理性。国内市场分割对企业出口产品质量提升具有促进效应，并且通过了1%的显著性检验，与前文的估计结果保持

一致，进一步表明市场分割能够促进出口产品质量的提升。

2. 遗漏变量引致的内生性。上述回归分析中不可避免地存在遗漏变量引致的内生性问题，本文借鉴吕越等（2018）^[26]的思路，引入省份平均海拔作为省份国内市场分割的工具变量。这样选择工具变量的合理性在于，省份之间的市场分割状况与省份之间的平均海拔有着密切的联系，一般来说省份之间的海拔差距越大，省份之间的贸易成本也会越高，一定程度上引致了省份之间的市场分割。同时，根据黄玖立和李坤望（2006）^[27]的分析，无论历史还是现实，都没有证据表明地理因素本身决定了地区差异。鉴于此，本文选择将省份平均海拔作为市场分割的工具变量加入回归方程进行分析，见表3第（3）列，结果表明国内市场分割显著提高了企业的出口产品质量。此外，本文还使用各省份的铁路密度为工具变量进行估计，见表3第（4）列，估计结果同样显示国内市场分割能够促进出口产品质量的提升。本文的核心解释变量是省级层面市场分割程度，是宏观层面变量，核心被解释变量是企业微观层面变量，微观层面的变量不会反过来影响省级宏观层面的变量，所以互为因果引致的内生性问题比较小。但是出口产品质量和国内市场分割指数可能同时受到来自第三方因素的影响，出于稳健性考虑，本文放松国内市场分割程度是内生性的假定，采用两阶段最小二乘法（2SLS）来处理可能存在的内生性问题。根据已有文献的做法，本文选择核心解释变量的滞后一期和所有变量取滞后一期作为工具变量进行回归，结果见表3的第（5）列和第（6）列，可以发现国内市场分割指数显著提升了企业出口产品质量。为确保工具变量的有效性，本文采用 Kleibergen 和 Paap（2006）^[28]的方法对工具变量的选择进行了多种检验，检验结果表明，KP-LM 统计量检验结果表明拒绝了“工具变量识别不足”的原假设，且通过了1%的显著性检验；Wald rk F 统计量也拒绝了“工具变量是弱识别”的原假设，同时也通过了1%的显著性检验。上述检验结果表明，本文选取的工具变量具有其合理性，以此为基础进行的两阶段最小二乘法（2SLS）的估计结果是可信的。

表3 内生性计量检验回归结果

变量	Heckman 两阶段法		两阶段最小二乘法（2SLS）估计			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit		平均海拔	铁路密度	滞后一期	全滞一期
<i>mseg</i>	-0.316*** (-12.31)	0.037*** (12.28)	0.043*** (7.16)	0.068*** (16.69)	0.071*** (3.14)	0.075*** (3.24)
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>niwmillsss</i>		0.016*** (8.07)				
<i>KP-LM</i>			29 997.07 (0.000)	64 903.33 (0.000)	1 672.86 (0.000)	1 647.92 (0.000)
<i>Waldrk F</i>			39 721.23 (0.000)	1.4e+05 (0.000)	2 343.90 (0.000)	2 293.09 (0.000)
N	1 197 164	121 039	121 039	121 039	5 033	5 027
调整 R ²		0.151	0.150	0.150	0.143	0.134

注：***表示1%的显著性水平；括号内为t值。

(四) 分样本回归

上述分析中, 本文只是从总体层面检验了国内市场分割对企业出口产品质量提升的影响效应, 未就不同行业、不同性质、不同贸易方式以及不同地区的影响进行检验。随后本文将从企业所有制、贸易方式、区域和行业四个不同的维度来进一步检验国内市场分割对出口产品质量提升的异质性影响。

1. 企业所有制异质性分析。中国的现实表明, 不同性质的企业在各方面都具有显著的差异性, 如融资成本、政府优惠政策等。不同所有制企业间存在的这些差异是引致出口产品质量差异的重要因素(张杰, 2015)。为此, 本文根据实收资本占比大小, 将样本划分为国有企业、民营企业 and 外资企业(Lu and Yu, 2015)^[29]。表4第(1)、(2)、(3)列分别列示了国有企业、民营企业和外资企业的回归估计结果, 显示国内市场分割对外资企业的促进效应要强于本土企业。根据张杰和周艳(2011)^[30]的分析, 国内市场分割会抑制本土企业利用本土市场需求实现“需求引致创新”功能的发挥, 从而抑制了本土企业的研发创新活动, 而外资企业的创新活动主要依赖于国外市场和母国企业的技术支持, 创新能力受国内市场分割的影响较小。经由Chow检验法获得经验 p 值进一步说明上述差异在统计上是显著的, 分组之间对应的 p 值分别为-0.031、-0.024, 且都通过了1%的显著性检验。

2. 企业贸易方式异质性分析。本文根据Kee和Tang(2016)^[31]的做法, 将加工贸易出口额为0的企业定义为纯一般贸易企业, 将一般贸易出口额为0的企业定义为纯加工贸易企业, 将以两种贸易方式出口的企业定义为混合贸易企业。回归结果列示于表4第(4) — (6)列, 结果显示国内市场分割对不同贸易方式企业出口产品质量提升的影响均显著为正, 但是从回归系数大小来看, 国内市场分割对纯一般贸易企业出口产品质量提升的促进效应最大, 混合贸易企业次之, 纯加工贸易企业最弱。引起这种异质性的可能原因是: 纯加工贸易企业主要进口国外原材料和中间品, 受国内市场分割影响较小。由于国内市场分割引致国内市场壁垒程度增强(张杰等, 2010), 由此引致国内贸易成本高于国际贸易成本(Poncet, 2003), 使得纯一般贸易企业用国外中间品来替代国内原材料, 这就引致纯一般贸易企业使用国外进口中间品的投入比重增加的速率高于纯加工贸易企业。根据经验 p 值可知, 贸易方式分组之间的差异均在1%水平上显著, 相应的系数分别为-0.050、0.036。

表4 分所有制和贸易方式回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有	民营	外资	一般	加工	混合
<i>mseg</i>	-0.004 (-0.32)	0.029*** (4.00)	0.034*** (10.13)	0.064*** (8.11)	0.018*** (4.10)	0.046*** (10.59)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	7 093	35 354	77 054	21 694	68 845	30 424
调整 R ²	0.231	0.171	0.167	0.211	0.130	0.194
经验 p 值	-0.031***		-0.024***		-0.050***	0.036***

注: ***表示1%的显著性水平; 括号内为 t 值; 经验 p 值用于检验组间*mseg*系数差异的显著性, 用Chow检验得到。

3. 要素密集度异质性分析。考虑到国内市场分割对不同要素密集型企业的影响可能存在差异。本文采用谢建国（2003）^[32]的做法将企业划分为资本密集型企业、劳动密集型企业和技术密集型企业。回归结果列示于表5第（1）—（3）列，结果显示国内市场分割对不同要素密集型企业的出口产品质量提升具有显著的促进效应，从回归系数的大小来看，国内市场分割对劳动密集型企业出口产品质量提升的促进效应要大于资本密集型企业和技术密集型企业。可能的原因是：劳动密集型企业主要通过购买中间品和中间原材料，从事低端的零配件生产和简单的加工装配业务，国内市场分割引致国内原材料价格上涨，从事加工装配的企业用国外进口中间品替代国内原材料，而使用国外中间品能够提升企业出口产品质量（许家云等，2017），所以国内市场分割对劳动密集型企业出口产品质量提升的促进效应大于其他两类企业。值得注意的是，要素密集度分组之间的经验 p 值均未通过显著性检验，这在一定程度上说明，仅仅通过组间系数大小的比较来推断不同要素密集度分组对出口产品质量提升的作用强度过于武断。

表5 分要素密集度和分地区的样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	劳动密集	资金密集	技术秘密	东部地区	中部地区	西部地区
$mseg$	0.058*** (5.92)	0.047*** (7.10)	0.021*** (3.92)	0.043*** (14.23)	-0.046 (-1.33)	-0.043 (-1.62)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	15 363	29 693	31 810	112 347	5 374	3 216
调整 R^2	0.101	0.135	0.149	0.153	0.250	0.297
经验 p 值	-0.013		-0.027	0.119***		-0.018

注：***表示1%的显著性水平；括号内为 t 值；经验 p 值用于检验组间 $mseg$ 系数差异的显著性，用 Chow 检验得到。

4. 地区层面异质性分析。考虑到中国的经济发展水平存在典型的地区发展不平衡的特征，国内市场分割对不同经济发展水平地区企业的出口产品质量提升会产生异质性影响。本文将样本根据其经济发展程度划分为东部地区、中部地区和西部地区，在基准模型的基础上分样本进行回归，结果列示于表5第（4）—（6）列，回归结果显示，国内市场分割对东部地区企业出口产品质量提升具有显著为正的促进效应，而对中西部地区具有负的促进效应但不显著。可能的原因在于：首先，东部地区东临海洋，交通便利，港口众多，地理优势优于中西部地区；其次，东部地区最早开始实行对外开放，经济发展水平和制度完善程度也优于中西部地区。因此，东部地区企业在面对国内市场分割时更容易使用国外的中间要素替代国内中间要素，而中西部地区由于地理、制度和经济发展水平的限制，国内市场分割对其影响不显著。东部地区和中部地区之间的经验 p 值表明二者的差异达到了1%的显著性水平；而中部地区和西部地区之间的差异未通过显著性检验。

四、作用机制检验

由上述分析可知，国内市场分割显著促进了企业出口产品质量的提升，而国内市场分割到底是通过何种内在机制来促进企业出口产品质量提升的？对内在机制的分析有助于深入了解企业出口产品质量与国内市场分割的内在联系。通过对现有文献的梳理，本文认为国内市场分割引致的进口中间品强度增大和加工贸易占比提升是企业出口产品质量提升的主要因素。Poncet（2003）研究发现中国地方政府“晋升锦标赛”下的地方保护主义，引致省际之间的贸易成本高于国际贸易成本，这就使国内企业用进口中间投入来替代国内中间投入，而使用进口中间品有助于出口产品质量的提升（施炳展，2014；许家云，2017）。国内市场分割能够促进地方政府经济增长（陆铭和陈钊，2009），这就使得地方政府有动机鼓励本辖区内的企业利用国际市场的规模效应来发展本区域内的经济，而国内企业在技术研发、产品品牌和声誉等方面存在缺陷，进入国外市场的企业更多的是从事加工装配等环节（张杰等，2010），从而促进加工贸易占比的提升，而加工贸易主要进口国外高质量的中间品，最终引致出口产品质量升级（施炳展和邵文波，2014）。本文将选取进口中间品强度和加工贸易占比作为中介变量，通过构建中介效应模型对上述作用机制进行检验分析。本文借鉴苏丹妮等（2018）的做法，运用如下中介效应模型，通过进口中间品强度和加工贸易占比这两个中介变量检验国内市场分割对企业出口产品质量的作用机制：

$$TQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 mseg_{kt} + \alpha_2 X_{ifkt} + \delta_i + \delta_t + \delta_e + \varphi_{ifkt} \quad (6)$$

$$import_{ifkt} = b_0 + b_1 mseg_{kt} + b_2 X_{ifkt} + \delta_i + \delta_t + \delta_e + \varphi_{ifkt} \quad (7)$$

$$share_{ifkt} = c_0 + c_1 mseg_{kt} + c_2 X_{ifkt} + \delta_i + \delta_t + \delta_e + \varphi_{ifkt} \quad (8)$$

$$TQ_{it} = d_0 + d_1 mseg_{kt} + d_2 import_{ifkt} + d_3 share_{ifkt} + d_4 X_{ifkt} + \delta_i + \delta_t + \delta_e + \varphi_{ifkt} \quad (9)$$

其中， $import_{ifkt}$ 代表出口企业的中间品进口强度，用中间品进口额占销售额的比重取自然对数表示； $share_{ifkt}$ 表示出口企业的加工贸易占比，用企业的加工贸易出口额与总出口额的比重取自然对数表示。

表6显示了国内市场分割对企业出口产品质量作用机制的检验结果。第（1）列和第（4）列分别是对以中间品进口强度和加工贸易占比为被解释变量的回归估计结果。从第（1）列的估计结果可知，国内市场分割指数为正，且通过了1%的显著性检验，表明国内市场分割对企业中间品进口强度的提升具有促进作用，而第（2）列的回归结果显示，中间品进口显著提高了企业出口产品质量，这得益于企业进口的中间品具有较高的附加值且技术含量较高。由第（3）列的估计结果可知，国内市场分割指数为正，且通过了1%的显著性检验，表明国内市场分割对企业加工贸易占比提升具有促进作用。由第（4）列的回归结果可知，加工贸易占比提升显著促进了企业出口产品质量提升，这表明企业的加工贸易占比越高，其出口产品质量越高。第（5）列为基准回归结果，没用加入任何中介变量，第（6）列

同时加入了加工贸易占比和进口中间品强度两个中介变量，回归结果与第（5）列相比，核心解释变量市场分割指数的系数在数值大小上出现明显下降，这表明加工贸易占比提升和进口中间品强度增大是国内市场分割提升企业出口产品质量的重要渠道。

表6 作用机制的计量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	进口中间品强度	TQ	加工贸易占比	TQ	TQ	TQ
<i>mseg</i>	4.955*** (33.09)	0.021*** (6.99)	0.300*** (4.77)	0.036*** (12.56)	0.040*** (13.41)	0.032*** (11.08)
<i>import</i>		0.004*** (73.45)				0.001*** (15.62)
<i>share</i>				0.014*** (106.74)		0.012*** (76.04)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	119 786	119 786	121 039	121 039	121 039	119 786
调整 R ²	0.275	0.186	0.236	0.223	0.150	0.224

注：***表示1%的显著性水平；括号内为t值。

五、国内市场分割与出口产品质量：地区贸易开放度的作用

前文的检验结果表明，国内市场分割通过中间品进口强度增大和加工贸易占比提升两个渠道促进了企业出口产品质量的升级，并且上述促进效应因企业性质、贸易方式、要素密集度和地区等的不同而具有显著差异性。但上述研究未考虑企业所在地贸易开放度的差异性，国内市场分割对企业出口产品质量的影响是否会因为地区的贸易开放度不同而存在差异？为检验这一问题，本文在基准模型的基础上引入地区贸易开放度指标，得到如下计量模型：

$$TQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 mseg_{kt} + \alpha_2 mseg_{kt} \times open_{kt} + \alpha_3 X_{ijkt} + \delta_i + \delta_j + \delta_e + \varphi_{ijkt} \quad (10)$$

其中， $open_{kt}$ 为地区贸易开放度指标，本文根据盛斌和毛其淋（2011）的做法，采用地区进出口总额与GDP的比值来衡量地区贸易开放度。

表7显示了市场分割、贸易开放对企业出口产品质量的检验结果。表7第（1）列不加入其他控制变量，从估计结果可以看出，交互项 $mseg_{kt} \times open_{kt}$ 的估计系数为正，且通过了1%的显著性检验，表明国内市场分割对企业出口产品质量的促进效应会受到地区贸易开放度的影响；在第（2）列中加入了全要素生产率等企业层面控制变量，估计结果表明 $mseg_{kt} \times open_{kt}$ 通过了1%的显著性检验，且估计系数数值变大，说明全要素生产率等企业层面控制变量作为企业出口产品质量的影响因素不容忽视。值得注意的是，在考虑了 $mseg_{kt} \times open_{kt}$ 的交互效应后，国内市场分割的系数变为负数。考虑检验结果的稳健性，本文还采用李怀建和沈坤荣（2015）^[33]的思路，用地区引进FDI与GDP的比值作为地区贸易开放度的替代变量，回归结果列示于表7的第（3）、（4）列中，稳健性检验结果同样表明国内市场分割对企业出口产品质量提升的促进效应会受到地区贸易开放度的影响。总体来看，在贸易开放度越高的地区，国内市场分割对企业出口产品质量提升的促进作用

越大，即地区贸易开放度强化了国内市场分割对企业出口产品质量提升的促进作用。在式(10)的基础上， TQ_{it} 对 $mseg_{kt}$ 微分，令其等于0，分别求出 $open_{kt}$ 对外开放的门槛值为2.45（以地区进出口总额与GDP的比值作为贸易开放度）和0.03（以地区引进FDI与GDP的比值作为贸易开放度）。

表7 市场分割、贸易开放对企业出口产品质量的影响

变量	地区进出口总额与GDP比值 作为贸易开放度		地区引进外资与GDP比值 作为贸易开放度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$mseg$	-0.105*** (-8.00)	-0.103*** (-8.14)	-0.039*** (-4.90)	-0.034*** (-4.36)
$mseg \times open$	0.038*** (9.91)	0.042*** (11.32)	0.820*** (6.92)	1.017*** (8.86)
$open$	-0.001 (-1.04)	-0.003*** (-4.04)	0.016 (0.53)	-0.078*** (-2.69)
控制变量	否	是	否	是
N	121 488	121 039	121 488	121 039
调整 R ²	0.091	0.151	0.091	0.151

注：***表示1%的显著性水平；括号内为t值。

六、结论和政策建议

本文在现有文献的基础上，研究国内市场分割与出口产品质量提升之间的关系，并对市场分割如何影响出口产品质量提升的内在机制进行实证检验。本文的主要研究结论如下：第一，国内市场分割对企业出口产品质量提升具有显著的促进作用，这一结论在考虑内生性问题、样本选择性偏误、一系列稳健性检验以及分样本回归分析后依然稳健。第二，从企业所有制角度来看，国内市场分割对外资企业出口产品质量提升的促进作用要大于本土企业；从企业贸易方式来看，国内市场分割对纯一般贸易企业出口产品质量提升的促进效应要优于混合贸易企业和纯加工贸易企业；从企业所在区域的经济水平来看，国内市场分割对经济发展水平高的地区（东部地区）企业出口产品质量提升的促进效应要大于经济发展水平相对落后的地区（中西部地区）；从企业所处行业要素密集度来看，国内市场分割对劳动密集型企业出口产品质量提升的促进作用要大于资本密集型和技术密集型。第三，作用机制检验结果表明，国内市场分割主要通过进口中间品强度增大和加工贸易占比上升两个可能渠道促进企业出口产品质量的升级。第四，在贸易开放度越高的地区，国内市场分割对企业出口产品质量提升的促进作用越大，即地区贸易开放度强化了国内市场分割对企业出口产品质量提升的促进作用。

本文系统分析了国内市场分割对企业出口产品质量提升的影响，总体来说，国内市场分割是以放弃国内市场规模效应为代价，而利用国外市场规模效应促进企业出口产品质量的升级。长期来看，市场分割会造成效率损失，不利于我国经济的长期增长。本文的研究结果表明，国内市场分割下的资源配置扭曲，抑制了本土企业

的创新能力,而外资企业依赖母国企业的技术支持抢占中国本土市场,这无疑会造成中国市场上外资企业与本土企业竞争差距过大。随着中国国内市场一体化改革的不断深入,市场分割的现象会逐步消失,但是,此时外资企业已经凭借当初的市场分割效应对本土企业的发展形成制约。因此,应继续推进深化国内市场一体化改革的进程,打破地方保护主义和行业垄断,减少地方政府对市场的干预,降低国内贸易成本,建立一个更加统一的国内大市场,促进中国经济的良性健康发展。

[参考文献]

- [1] KHANDELWAL A. The Long and Short of Quality Ladders [J]. *Review of Economics Studies*, 2010, 77 (4): 1450-1476.
- [2] MELITZ M. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocation and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (1): 1695-1725.
- [3] BALDWIN R, HARRIGAN J. Zeros, Quality and Space: Trade Theory and Trade Evidence [J]. *American Economic Journal: Microeconomics*, 2011, 3 (2): 60-88.
- [4] SCHOTT P. Across Product Versus within Product Specialization in International Trade [J]. *Quarterly Journal of Economic*, 2004, 119 (2): 489-530.
- [5] 李坤望, 王有鑫. FDI 促进了中国出口产品质量升级吗——基于动态面板系统 GMM 方法的研究 [J]. *世界经济研究*, 2013 (5): 60-66+89.
- [6] 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.
- [7] PIVETEAU P, SMAGGHUE G A. New Method for Quality Estimation Using Trade Data An Application to French Firms [R]. Mimeo, Columbia University, 2013.
- [8] HALLAK J, SIVADASN C. Product and Process Productivity: Implications for Quality Choice and Conditional Exporter Premia [J]. *Journal of International Economics*, 2013, 91 (1): 53-67.
- [9] 李秀芳, 施炳展. 补贴是否提升了企业出口产品质量 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2013 (4): 139-148.
- [10] 许家云, 毛其淋, 胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级: 基于中国证据的研究 [J]. *世界经济*, 2017, 40 (3): 52-75.
- [11] 苏理梅, 彭冬冬, 兰宜生. 贸易自由化是如何影响我国出口产品质量的——基于贸易政策不确定性下降的视角 [J]. *财经研究*, 2016, 42 (4): 61-70.
- [12] 刘信恒. 产业集聚与出口产品质量: 集聚效应还是拥挤效应 [J]. *国际经贸探索*, 2020, 36 (7): 33-51.
- [13] PONCET S. Measuring Chinese Domestic and International Integration [J]. *China Economic Review*, 2003, 14 (1): 1-21.
- [14] 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, 45 (8): 29-41.
- [15] 陆铭, 陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护 [J]. *经济研究*, 2009 (3): 42-52.
- [16] 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.
- [17] HALLAK J, SIVADASN J. Productivity, Quality and Exporting Behavior under Minimum Quality Requirements [R]. NBER Working Paper, 2009, 14928.
- [18] YOUNG A. The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in China [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115 (4): 1091-1135.
- [19] PARSLEY D C, WEI S J. Convergence to Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111 (4): 1211-1236.
- [20] 田巍, 余淼杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国企业的实证研究 [J]. *管理世界*, 2013 (1): 28-44.
- [21] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. *世界经济*, 2012, 35 (5): 142-158.
- [22] FAN H, LI Y A, YEAPLE S R. Trade Liberalization, Quality and Export Prices [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97 (5): 1033-1051.

- [23] BRAMBILLA I, PORTA G G. High-income Export Destinations, Quality and Wage [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 98 (2): 21-35.
- [24] HEAD K, RIES J. Heterogeneity and the FDI Versus Export Decision of Japanese Manufacturers [J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2003, 17 (4): 448-467.
- [25] HECKMAN J J. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. *Econometrica*, 1979, 47 (1): 153-161.
- [26] 吕越, 盛斌, 吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗 [J]. *中国工业经济*, 2018 (5): 5-23.
- [27] 黄玖立, 李坤望. 出口开放、地区市场规模和经济增长 [J]. *经济研究*, 2006 (6): 27-38.
- [28] KLEIBERGEN F R, PAAP R. Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition [J]. *Journal of Econometrics*, 2006, 133 (1): 97-126.
- [29] LU Y, YU L H. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (4): 221-253.
- [30] 张杰, 周晓艳. 中国本土企业为何不创新——基于市场分割视角的一个解读 [J]. *山西财经大学学报*, 2011 (6): 82-93.
- [31] KEE H L, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. *American Economic Review*, 2016, 106 (6): 1402-1436.
- [32] 谢建国. 外商直接投资于中国的出口竞争力——一个中国的经济研究 [J]. *世界经济研究*, 2003 (7): 34-39.
- [33] 李怀建, 沈坤荣. 出口产品质量的影响因素分析——基于跨国面板数据的检验 [J]. *产业经济研究*, 2015 (6): 62-72.

(责任编辑 王 瀛)

Market Fragmentation and Quality of Export Products — Evidence from Chinese Manufacturing Enterprises

LIU Xinheng

Abstract: Based on the “price method” to measure the domestic market fragmentation index, this paper used China Industrial Enterprise Date and China Customs Data to calculate Chinese Firms' export quality from 2000 to 2006, and investigated the impact of the domestic market fragmentation on the micro-enterprise level. The results show that the domestic market fragmentation has a significant role in promoting the quality of export products. This conclusion is considered to be robust after considering endogeneity, sample selectivity bias, a series of robustness tests, and sample-sample regression analysis. The channel influence mechanism shows that the domestic market fragmentation promotes the quality of export products by promoting the increase in the intensity of imported intermediate products and the increase in the proportion of processing trade. In areas with higher trade openness, the greater the role of domestic market fragmentation in promoting the quality of export products, that is, the trade openness strengthens the role of domestic market fragmentation. By breaking industry monopoly and local protection, eliminating market fragmentation, and deepening domestic market integration reform is the key to the sound development of China's economy.

Keywords: Market Fragmentation; Quality of Export Product; Price Method