

内需的扩大是增加还是减少出口？ ——基于异质企业视角的理论模型和实证研究

唐宜红 林发勤

摘要：中国的贸易失衡表现为巨大的贸易顺差，有一种观点认为扩大内需可以减少出口，降低贸易失衡。本文在考虑企业异质性的基础上，对中国制造企业内需能否促进出口的作用进行了理论和实证分析。理论模型预测，如果企业生产率足够高，可以进行贸易，企业内需的增加总能促进出口数量和出口额的增加，且贸易成本的减小会促进这种效应。我们运用中国工业企业数据对这一推论进行了实证研究。我们首先利用半参数估计的 Olley 和 Pakes (OP) 方法估计企业生产率，然后控制企业生产率、企业要素禀赋、行业固定效应、地区固定效应和企业所有制的影响进行计量分析。实证结果发现，出口企业内需的扩大显著促进了企业的出口，而且处于规模经济行业的企业的这种作用更为显著，东部地区企业和国有企业的国内销售对出口的作用也高于其他地区和其他企业。另外，本文对不同出口规模的企业应用分位数回归方法发现，企业出口规模越大，企业内需对出口的作用越显著。

关键词：企业生产率；内需；出口；OP 方法；分位数回归

中图分类号：F710

文献标识码：A

文章编号：1006-1894 (2016) 02-0005-14

一、引言与文献综述

改革开放 30 多年来，中国对外贸易发展迅速，1978~2011 年出口年平均增长达到了 18.1%。自 1994 年以来，中国已经连续 18 年出现贸易顺差，其中 2009 年出口达 12,016 亿美元，成为世界第一大出口国。2012 年，虽然中国的出口增长率只有 7.9%，但是中国的贸易顺差达到了 2,311.09 亿美元。在这一背景下，很多观点认为，在中国经济规模和贸易规模都已经位居世界前列的情况下，中国外贸增长势必对世界经济和全球贸易产生重大影响，甚至可能对世界市场供需平衡关系造成严重冲击，从而引发剧烈的贸易摩擦。

与此同时，中国高速增长的出口贸易也面临着一系列现实问题，如能源和资源约束日益严峻、环境责任日益加重等等，尤其是本轮全球金融危机冲击对中国开放型经济造成巨大影响。不少学者认为，危机充分暴露了中国“外需拉动型”经济发展模式的脆弱性，应该改变原来外向型发展模式，采取以内需为主导的发展模式，扩大内需可以降低中国的出口和减少贸易失衡。但是，当 2008 年经济危机爆发时，

作者简介：唐宜红，中央财经大学国际经济与贸易学院教授、院长、博士生导师，研究方向：国际贸易；林发勤，中央财经大学国际经济与贸易学院副教授，研究方向：国际贸易。

基金项目：本文受国家自然科学基金重大项目（项目编号：12&ZD097）、国家自然科学基金青年项目（项目编号：71503281）、“中央高校基本科研业务费专项资金”和“中央财经大学科研创新团队支持计划”资助。

中国出台了扩大内需的一系列调控措施, 尽管中国的出口增长率有所下降, 但是中国的贸易顺差和出口贸易占世界贸易的比重还在继续上升, 贸易失衡现象并没有得到明显好转。因此, 内需的扩大到会增加还是降低出口呢?

从理论上分析, Krugman (1980, 1991) 的“本地市场效应”理论认为, 在存在运输成本的前提下, 一国内需的增加将会促使具有规模经济的产业以超过本国消费的比例形成集聚从而增加产出, 带来出口的增加。但是在实证上结论也不完全一致, Davis 和 Weinstein (1996) 结合比较优势理论和新贸易理论, 运用国家层面数据发现, 在 OECD 国家这种“本地市场效应”只能解释 10% 的出口变化, 而比较优势能够解释 90%。后来 Davis 和 Weinstein (1999) 运用行业数据发现, 在日本 19 个制造业中只有 8 个行业具有这种效应, Davis 和 Weinstein (2003) 也运用行业数据发现 OECD 国家制造业上存在显著的“本地市场效应”。Hanson 和 Chong (2004) 发现, “本地市场效应”的存在与否取决于产业运输成本, 成本越高, “本地市场效应”越明显。Schumacher (2006) 认为, 在许多行业中包括资本密集型和劳动密集型行业都存在这种“本地市场效应”。

在对中国“本地市场效应”的研究中, 张帆等 (2006) 运用省级层面数据分析“本地市场效应”对中国省际生产和贸易的影响; 钱学锋和陈六傅 (2007) 发现“本地市场效应”已经成为中国对美国出口最重要的比较优势源泉之一。然而, 邱斌和尹威 (2010) 发现中国制造业出口中内需并不一定能够促进出口, “本地市场效应”在一般贸易中显著存在, 但在加工贸易中不显著。同时, 制造业行业开放度、贸易结构和空间集聚程度对“本地市场效应”的发挥有着明显的影响。在一般贸易中拥有较高劳动力成本和科研水平的行业, 本土市场规模对其出口有更显著的促进作用; 而在加工贸易中, 拥有较低劳动力成本和科研水平的行业, 本土市场规模与其出口存在着较强的负相关性。范剑勇和谢强强 (2010) 发现“本地市场效应”在中国各产业的分布中广泛存在。钱学锋和黄云湖 (2013) 运用多国“本地市场效应”框架和引力模型发现中国制造业总体上存在“本地市场效应”, 加工贸易的存在并没有使得“本地市场效应”消失。

值得关注的是, 所有这些先前的研究包括对中国“本地市场效应”的研究都是运用地区数据和行业层面数据, 没有应用微观企业数据对企业内需和外需的关系进行考察, 忽略了企业异质性的影响, 他们所研究的实际上是新贸易理论中同质企业的集聚所产生的“本地市场效应”存在与否。而 Head 等 (2002)、Okubo 和 Rebeyrol (2006) 分析了“本地市场效应”和异质企业的关系,^①认为把“本地市场效应”和异质性企业相结合, 能够更为深入地研究企业本国销售对其出口的影响。这些文献为新贸易理论的“本地市场效应”拓展到新新贸易理论领域提供了研究基础。本文将通过建立一个关于异质企业的理论模型来分析企业内需对外需的作用, 同时将采用中

① 其中, 前者研究了“本地市场效应”和企业策略行为之间的关系, 研究表明在规模经济、企业流动和运输成本同时作用下仍然存在“本地市场效应”, 后者研究了存在监管成本时“本地市场效应”会减小甚至会逆转, 但国家间进行监管成本协调时, 企业异质性可能增强“本地市场效应”。国际贸易理论已经在异质企业层面对贸易和 FDI 的决策行为进行研究 (Melitz, 2003; Helpman, Melitz and Yeaple, 2004 等), 被称为新新贸易理论。

国的工业企业调查数据,把企业生产率与企业内需对外需的作用相结合,对中国企业层面的这种“本地市场效应”存在与否进行详细的分析,弥补我国“本地市场效应”研究文献中缺乏微观企业证据的不足。

二、一个异质企业理论分析

与 Melitz (2003) 和 Helpman 等 (2010) 相似,我们考虑一个只有两个国家的世界,本国和外国(外国的变量我们用 * 表示)。每个国家中,效用函数(U)定义为在每个行业消费差异化产品的连续统,这样就构成了一个不变替代弹性的效用函数形式,也可以称之为真实消费指数(Q):

$$U=Q=[\int_{j \in J} q(j)^{\alpha} dj]^{\frac{1}{\alpha}}, (0 < \alpha < 1) \quad (1)$$

这里 j 代表产品的种类(行业), J 是产品种类的总集合, $q(j)$ 是消费产品的数量, $\frac{1}{1-\alpha}$ 为各行业产品之间的替代弹性。相对消费指数 Q 的价格指数定义为 P 。求解 CES 函数的效用最大化可以得到以下一阶必要条件:

$$q(j) = \left[\frac{P(j)}{P} \right]^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}} U \quad (2)$$

$p = [\int_{j \in J} P(j)^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}} dj]^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}}$ 代表价格指数。有了每个行业产品的消费,这样在均衡时(消费等于产出)企业的收入或消费额度可以刻画为:

$$r(j) = P(j)q(j) = Mq(j)^{\alpha} \quad (3)$$

其中 $M = Y^{1-\alpha} P(j)^{\alpha}$, 我们称之为需求平滑器, $Y = PU = PQ$ 代表总收入水平或者 GDP。对于单个企业来讲,需求平滑器是一样的,因为单个企业只供给连续商品统中的一种,因此相对于整个经济来讲,单个企业的影响几乎为零。由于多样性喜好的假设,我们认为企业在进行出口的同时也会同样关注于本国市场的销售。^①如果一个企业的生产率不够高而不能出口的话,企业的收入来自于国内市场, $r(\varphi) = r_h(\varphi)$ 。如果企业生产率足够高,能够出口的话,同时又在本国销售,企业的收入来自于本国市场和国际市场:

$$r(\varphi) = r_h(\varphi) + r_x(\varphi) \quad (4)$$

那么,出口企业如何在国内外市场分配其产出呢?根据均衡条件,出口企业应该在国内市场(y_h)和出口市场(y_x)这样分配它的产出(y),以满足以下均衡条件:国内外市场的边际收益相等。因为对于出口企业来讲,总产出为 $y = y_h + y_x$,总销售额为 $r(\varphi) = r_h(\varphi) + r_x(\varphi)$ 。根据式(4),我们计算出口企业在国内和国外市场销售的边际收益分别为: $Mr_h = M\alpha y_h^{\alpha-1}$ 和 $Mr_x = M^* \alpha \tau^{\alpha} y_x^{\alpha-1}$, M^* 是外国的需求平滑器,遵循 $Mr_h = Mr_x$,可以得到:

$$\frac{y_x}{y_h} = \left(\frac{M^*}{M} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \tau^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (5)$$

① 虽然我国的实际情况有一些纯出口企业,如戴觅等(2011)。

τ 是冰山型运输成本, 满足 $0 < \tau < 1$, 出口一单位的产品最终只有 τ 单位到达国外市场。通过产出比, 我们最后可以得到出口企业的总销售额为:

$$r'(\varphi) = \Gamma M y^\alpha \quad (6)$$

$$\text{其中, } \Gamma = \left[1 + \tau^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \left(\frac{M^*}{M} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \right]^{1-\alpha} \quad (7)$$

Γ 衡量出口企业的市场进入指标, Γ 大于 1, 衡量了出口企业的总销售额和企业国内销售额之比。但是, 我们知道出口并不是外生的, 是由企业生产率决定的, 产出(y)由企业生产率(φ)和劳动投入(l)决定(劳动投入规模报酬递减), 如果我们假设企业的生产函数为:

$$y = \varphi l^\beta, \quad (0 < \beta < 1) \quad (8)$$

工人工资假定为基准 1, 有固定的出口成本 f_x 存在, 则出口企业的利润为:

$$\pi = \Gamma M (\varphi l^\beta)^\alpha - l - f_x \quad (9)$$

则满足利润最大化的均衡条件且满足垄断竞争自由进入的零利润出口生产率门槛值为以下方程的解:

$$\Delta (\varphi_x)^{\frac{\alpha}{1-\alpha\beta}} = f_x, \quad \Delta = (1 - \alpha\beta) (\alpha\beta)^{\frac{\alpha\beta}{1-\alpha\beta}} (\Gamma M)^{\frac{\alpha}{1-\alpha\beta}} \quad (10)$$

所以只有生产率大于常数 φ_x 的企业才能出口。因此, 我们得到如下推论:

推论: 生产率大于常数 φ_x (由方程 10 决定) 的企业才能出口, 且出口企业出口数量随着国内销售数量的递增而提高 (由方程 5 直接得到), 出口额也将随着国内销售额的提高而增加 (由方程 7 直接得到), 且上升幅度随着 τ (贸易成本) 的增加 (减少) 而提高 (由方程 5 和方程 7 对 τ 求导直接可得)。

该推论为我们以下的实证分析提供了理论上的支持, 企业出口额会受到生产率的影响, 同时国内市场销售额也将影响企业的出口额, 即内需对外需的作用, 也即我们所定义的企业层面上的“本地市场效应”。

三、数据分析和企业生产率

(一) 数据基本信息

本文所使用的数据来自于国家统计局 1999~2003 年的调查数据, 包括所有国有企业和销售额在 500 万元以上的其他所有制企业, 占中国工业总产出的 90%, 我们将重点对 29 个制造业进行分析。^①

由于原始数据有一些误差, 我们对数据进行了适当的整理, 与 Jefferson 等 (2008)

① 29 个制造行业包括食品制造业 (14), 饮料制造业 (15), 烟草加工业 (16), 纺织业 (17), 服装及其他纤维制品制造业 (18), 皮革、毛皮、羽绒及其制品业 (19), 木材加工及竹、藤、棕、草制品业 (20), 家具制造业 (21), 造纸及纸制品业 (22), 印刷业、记录媒介的复制 (23), 文教体育用品制造业 (24), 石油加工及炼焦业 (25), 化学原料及化学制品制造业 (26), 医药制造业 (27), 化学纤维制造业 (28), 橡胶制品业 (29), 塑料制品业 (30), 非金属矿物制品业 (31), 黑色金属冶炼及压延加工业 (32), 有色金属冶炼及压延加工业 (33), 金属制品业 (34), 普通机械制造业 (35), 专用设备制造业 (36), 交通运输设备制造业 (37), 武器弹药制造业 (39), 电气机械及器材制造业 (40), 电子及通信设备制造业 (41), 仪器仪表及文化、办公用机械制造业 (42) 以及其他制造业 (43) 等。

一致，我们去除了雇佣人数少于 8 人的企业。另外，如果企业报告的开业时间在 2003 年之后或所有资本都为 0 或其他变量如工业产出、资本投入、中间投入、工业增加值等实变量小于 0，我们也将去除这些企业。企业的相关信息见表 1。因为有企业退出等情形，共有 238,208 家企业和 606,591 个观测值的非平衡面板数据。企业在各产业、各省和各所有权的分布见表 2~表 4，我们可以发现企业在行业和地区之间的分布存在很大的不平衡。在行业分布上，企业主要集中在具有劳动密集型的纺织行业（21%）和规模经济显著的机电产品行业（30.8%）；在地区分布上，企业主要集中在东部沿海地区，如长三角的上海、浙江和江苏三省市和珠三角的广东省，企业占全国企业总数的 46.4%；从所有权的分布来看，超过 50% 的企业是私营企业，集体所有制企业占 33% 多，国有企业占 22%，外商投资企业为 25%，其中港澳台企业比其他外商投资企业稍多一些。

表 1 数据基本信息

年份	1999	2000	2001	2002	2003
原始观测值	162,033	162,883	169,031	181,557	196,222
制造业 (14~43)	118,835	119,145	125,274	133,678	142,636
处理后观测值	110,993	111,577	120,706	125,879	137,436
出口企业	29,645	31,688	35,212	38,442	43,069

表 2 29 个制造行业的企业数目

行业	数量	所占比例 (%)
食品制造业 (14)	7,786	2.9
饮料制造业 (15)	5,267	1.97
烟草加工业 (16)	409	0.15
纺织业 (17)	21,705	8.1
服装及其他纤维制品制造业 (18)	14,646	5.46
皮革、毛皮、羽绒及其制品业 (19)	6,656	2.48
木材加工及竹、藤、棕、草制品业 (20)	5,407	2.02
家具制造业 (21)	2,981	1.11
造纸及纸制品业 (22)	8,164	3.05
印刷业、记录媒介的复制 (23)	5,953	2.22
文教体育用品制造业 (24)	3,834	1.43
石油加工及炼焦业 (25)	1,883	0.7
化学原料及化学制品制造业 (26)	19,891	7.42
医药制造业 (27)	5,390	2.01
化学纤维制造业 (28)	1,574	0.59
橡胶制品业 (29)	3,170	1.18
塑料制品业 (30)	12,517	4.67
非金属矿物制品业 (31)	23,989	8.95
黑色金属冶炼及压延加工业 (32)	6,101	2.28
有色金属冶炼及压延加工业 (33)	4,904	1.83
金属制品业 (34)	16,726	6.24
普通机械制造业 (35)	18,352	6.85
专用设备制造业 (36)	11,657	4.35
交通运输设备制造业 (37)	11,786	4.4
武器弹药制造业 (39)	8,543	3.19
电气机械及器材制造业 (40)	17,012	6.35
电子及通信设备制造业 (41)	8,757	3.27
仪器仪表及文化、办公用机械制造业 (42)	6,420	2.4
其他制造业 (43)	6,548	2.44

表 3 各省市自治区的企业数目

省份	企业数目	省份	企业数目	省份	企业数目
北京	5,742	浙江	33,018	海南	489
天津	6,683	安徽	5,291	重庆	2,676
河北	9,369	福建	9,687	四川	5,718
山西	3,348	江西	3,984	贵州	1,996
内蒙古	1,389	山东	18,124	云南	2,004
辽宁	8,334	河南	9,691	陕西	2,582
吉林	2,901	湖北	8,523	甘肃	2,743
黑龙江	2,987	湖南	7,469	青海	382
上海	13,528	广东	30,356	宁夏	535
江苏	33,604	广西	3,361	新疆	1,427

表 4 不同所有制形式的企业数量

所有权	数目	比例 (%)
国有	52,906	22.21
集体	78,943	33.14
私营	132,065	55.44
港澳台企业	32,581	13.68
其他外商投资企业	28,481	11.96

（二）企业生产率估计

为了更好地刻画企业层面的内需对外需的作用，我们需要控制企业生产率的影响。异质企业贸易模型告诉我们，企业生产率对企业的出口行为有着重要的影响（Melitz，2003）。如果企业的生产率水平有偏误的话，将会导致内生性偏误，而且企业生产率水平与企业销售额有一定的关系，生产率越高，企业销售额一般会越高。这样，生产率水平的偏误会造成“本地市场效应”的估计失去一致性。因此，我们需要估计出可靠的企业生产率水平。

利用一般的柯布—道格拉斯生产函数且使用 OLS 方法来估算全要素生产率会存在两个偏差问题：同时性偏差所引起的内生性问题和企业退出与进入市场所引起的选择性偏差问题。虽然工具变量方法和固定效应方法可以在有条件的情况下解决相互决定的同时性偏差，但好的工具变量往往很难找到，而且固定效应方法只有在不随时间变化的扰动下才有效。另外，选择性偏差是通常参数估计方法所不能解决的。

Olley 和 Pakes（1996）发展出的三步回归模型框架的半参数估计方法（以下简称 OP 方法）可以较好地解决在估算企业全要素生产率（TFP）时所存在的这两个问题。OP 三步回归方法的创新之处在于：（1）通过引入不可观测的生产率扰动因素，可以较好地控制企业投资和 TFP 之间的相互决定所引起的内生性问题；（2）它能够有效解决因为企业选择进入还是退出市场的自我决策行为所导致的样本选择性偏差问题。

假设生产函数为： $Y_{it} = F(L_{it}, M_{it}, K_{it}, a_{it}, \Omega_{it})$ ，对数线性化后为：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_a a_{it} + \mu_{it} \tag{11}$$

其中， $\mu_{it} = \Omega_{it} + \eta_{it}$

模型中式（11）为柯布—道格拉斯生产函数的对数线性化，变量包括了劳动、中间投入、资本和企业年限， Ω_{it} 为不可观测的生产率扰动。

OP 方法第一步是假设 Ω_{it} 为投资决策的反函数形式, 类似于:

$$\Omega_{it} = I^{-1}(i_{it}, k_{it}, a_{it}, Ex_{it}) = h(i_{it}, k_{it}, a_{it}, Ex_{it}) \quad (12)$$

把式 (12) 代入式 (11) 得

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \phi(i_{it}, k_{it}, a_{it}, Ex_{it}) + \eta_{it} \quad (13)$$

其中,

$$\phi(i_{it}, k_{it}, a_{it}, Ex_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_a a_{it} + h(i_{it}, k_{it}, a_{it}, Ex_{it})$$

我们用资本存量、投资流量和企业年限的二阶多项式来逼近 $\phi(\cdot)$, 然后运用 OLS 方法就能得到劳动和中间投入的参数估计, 由于控制了观测不到的生产率扰动因素, 所以参数估计量是一致的。

第二步, 由于存在企业的退出和进入, 所以刻画企业生存的概率 $\hat{P}_{it}$, 用概率模型描述企业的生存概率, 概率是关于上一期资本存量、投资流量等的函数, 形式也是采用多项式来逼近。

第三步, 运用非线性最小二乘法估计以下方程:

$$y_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} = \beta_k k_{it} + \beta_a a_{it} + g(\hat{\phi}_{t-1} - \beta_k k_{i,t-1} - \beta_a a_{i,t-1}, \hat{P}_{it}) + \xi_{it} + \eta_{it} \quad (14)$$

其中 $g(\cdot)$ 也是运用二阶多项式来逼近, 就可以得到资本和企业年限的参数估计。

在运用 OP 方法时, 我们通常使用永续盘存法来估算投资流量:

$$I_{it} = K_{it} - (1 - \delta)K_{it-1} \quad (15)$$

δ 表示折旧率。Amiti 和 Konings (2007) 认为, 考虑到中国经济的高速发展和转型背景, 折旧率为 15% 是合理的。当所有变量的参数估计得到后, 就可以计算得到 OP 方法下的 TFP 为:

$$TFP^{op} = y_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_a a_{it} \quad (16)$$

生产函数的参数估计见表 5 和表 6。表 5 是混合各行业所有数据估计的各投入弹性, 假设各弹性在所有行业、地区和所有权一样。表 6 进行分行业和分地区的生产函数估计, 由于企业年限不显著, 在分行业和分地区的估计中我们没有引入企业年限变量, 估计中我们控制了企业出口的影响。^①

表 5 生产函数的参数估计

变量	OLS	FE	OP
劳动系数	0.0566*** (0.000868)	0.122*** (0.00118)	0.0516*** (0.00124)
资本系数	0.0252*** (0.000493)	0.0266*** (0.000778)	0.0434*** (0.00221)
中间投入系数	0.898*** (0.00145)	0.737*** (0.000759)	0.901*** (0.00212)
企业年限系数	-9.79e-05*** (9.71e-06)	-1.06e-05 (6.61e-06)	-2.78e-05 (1.86e-05)

① 我们进行分行业生产率函数估计时合并了表 2 中类似的两位数行业分类, 合并后共为 8 类行业。

表 6 分行业和地区的生产函数估计

行业	劳动系数			资本系数		
	OLS	FE	OP-EX	OLS	FE	OP-EX
食品饮料和烟草	0.0542	0.103	0.0393	0.0271	0.0115	0.0506
纺织皮革	0.0664	0.101	0.0585	0.0218	0.0217	0.0217
木材家具	0.0706	0.0963	0.0530	0.0149	0.0157	0.00886
造纸打印	0.0586	0.107	0.0478	0.0281	0.0290	0.0330
化学医药	0.0532	0.129	0.0346	0.0329	0.0322	0.0628
金属制品	0.0570	0.131	0.0451	0.0233	0.0245	0.0510
机电类产业	0.0538	0.132	0.0412	0.0229	0.0300	0.0571
其他制造业	0.0693	0.116	0.0666	0.0203	0.0168	0.0206
地区	OLS	FE	OP-EX	OLS	FE	OP-EX
东部	0.0630	0.140	0.0503	0.0309	0.0332	0.0491
中部	0.0424	0.0835	0.0357	0.0164	0.0152	0.0475
西部	0.0457	0.0972	0.0234	0.0127	0.00763	0.0525
中间投入系数						
行业	OLS		FE		OP-EX	
食品饮料和烟草	0.930		0.789		0.937	
纺织皮革	0.888		0.773		0.893	
木材家具	0.891		0.796		0.919	
造纸打印	0.901		0.755		0.902	
化学医药	0.886		0.708		0.905	
金属制品	0.890		0.694		0.898	
机电产业	0.905		0.742		0.909	
其他制造业	0.892		0.752		0.901	
地区	OLS		FE		OP-EX	
东部	0.885		0.715		0.892	
中部	0.915		0.770		0.922	
西部	0.926		0.800		0.943	

注：8 类行业由表 2 中两位数行业合并而成，具体为：食品、饮料和烟草（14~16），纺织皮革（17~19），木材家具（20~21），造纸打印（22~24），化学医药（25~30），金属制品（31~34），机电类产业（35~42）和其他制造业（43）；OLS 估计在 1% 水平上显著；固定效应估计，西部地区资本不显著，食品等行业资本参数在 5% 水平上显著，其余在 1% 水平上显著；OP 方法估计，木材等行业资本参数不显著，纺织和其他制造业资本参数在 5% 水平上显著，其他在 1% 水平上显著，OP-EX 指 OP 方法中控制了企业出口的影响。

四、内需对外需的作用——实证研究

（一）内需对外需的作用——整体分析

在获得了可靠的企业生产率水平后，我们将首先使用以下计量模型对“本地市场效应”进行整体上的检验：

$$\ln(ex) = \alpha + \beta \ln(HME) + \gamma Productivity + \delta \ln(CaLaRation) + \sum_i \phi_i Time_i + \sum_k \eta_k Indus + \sum_r \lambda_r Region + \sum_v \theta_v Owner + \mathcal{E}$$

(17)

其中各变量定义和衡量指标见表 7。

表 7 模型各变量的含义

变量		含 义
因变量	Ln(ex)	出口额对数
自变量	Ln(HME)	企业国内销售额（对数）
	Productivity	企业生产率（OP）
	Ln(CaLaRatio)	企业资本劳动比（对数）
	Time	时间虚拟变量（4 个）
	Indus	产业虚拟变量（28 个）
	Region	省份虚拟变量（29 个）
	Owner	所有权虚拟变量（4 个）

表 8 报告了整体数据的“本地市场效应”估计结果，为了简便，我们只报告了国内销售额的参数估计，即“本地市场效应”。其中，我们运用分行业 and 未分行业估计的不同 OP 生产率指标，同时控制了企业要素禀赋、行业、地区和所有权等变量。从表 8 可以清楚地看出，“本地市场效应”对中国制造企业的出口具有显著的促进作用，而且这种促进作用还有随着时间不断增强的趋势。另外，在 1999~2003 年的非平衡面板数据中，我们发现出口企业的人均销售额在控制企业规模、企业年限以及行业、地区、所有权和时间等变量影响的情况下，平均比非出口企业高出 12.1%，这说明销售额特别是本地销售额的增加将促进企业的出口，凸现“本地市场效应”。

表 8 1999~2003 年“本地市场效应”检验结果

未分行业生产率			
年份	参数估计	标准差	拟合优度
1999	0.076***	0.006	0.119
2000	0.083***	0.006	0.125
2001	0.072***	0.006	0.113
2002	0.075***	0.006	0.110
2003	0.097***	0.005	0.104
1999~2003	0.084***	0.003	0.109
分行业生产率			
1999	0.077***	0.006	0.118
2000	0.084***	0.006	0.125
2001	0.074***	0.006	0.113
2002	0.076***	0.006	0.110
2003	0.098***	0.005	0.104
1999~2003	0.085***	0.003	0.109

注：* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ ；1999~2003 年观测值最小为 21,502，最大为 30,396，总观测值为 126,592。

（二）内需对外需的作用——分行业、地区和所有制分析

我们应用该计量模型对各行业、各地区和各所有制企业进行了“本地市场效应”的研究。表 9 报告了各行业、各地区和各所有制企业的“本地市场效应”，估计的同时控制了企业生产率、企业要素禀赋和其他的固定效应变量，其中企业生产率采用的是分行业的 OP 方法得到的全要素生产率。从表 9 中我们可以看出，规模经济强的行业中，企业出口的“本地市场效应”更强，如机电产品行业，企业出口的“本地市场效应”相对于其他行业表现得更为显著，估计结果显示，内需平均每增加 1%，会推动这些行业的企业出口额增加 0.142%。金属制品行业、化学医疗行业、纺织皮革行业、造纸打印行业的企业也呈现出较强的“本地市场效应”，而食品、饮料和烟草行业的企业“本地市场效应”不显著，木材家具行业中的企业显示逆“本地市场效应”，估计为负。相对于行业规模经济比较明显的机电产品、金属制品和化学行业而言，这些行业规模经济比较弱，所以企业没有显示出强的“本地市场效应”。

表 9 1999~2003 年分行业、地区和所有制企业“本地市场效应”估计

行业	本地市场效应	标准差	观测值	拟合优度
食品、饮料和烟草	0.00432	(0.0143)	4,195	0.085
纺织皮革	0.0665***	(0.00405)	34,360	0.080
木材家具	-0.0339***	(0.0126)	3,139	0.108
造纸打印	0.0369***	(0.0108)	6,032	0.154
化学医药	0.0923***	(0.00709)	20,609	0.075
金属制品	0.0832***	(0.00719)	16,226	0.090
机电产业	0.142***	(0.00552)	38,105	0.165
其他制造业	-0.0318***	(0.0113)	3,926	0.103
地区	本地市场效应	标准差	观测值	拟合优度
东部	0.221***	(0.00267)	110,324	0.101
中部	0.190***	(0.00951)	10,176	0.175
西部	0.07***	(0.0143)	6,092	0.166
所有制	本地市场效应	标准差	观测值	拟合优度
国有企业	0.265***	(0.00733)	22,615	0.217
集体企业	0.0872***	(0.00521)	29,556	0.125
私营企业	0.0516***	(0.00390)	52,341	0.107
港澳台企业	0.0479***	(0.00491)	29,371	0.088
其他外商企业	0.0964***	(0.00498)	31,229	0.106

注：* 表示 $p<0.1$ ，** 表示 $p<0.05$ ，*** 表示 $p<0.01$ 。

从地区上看，对于制造业企业出口的“本地市场效应”，整体上都呈现出强劲的“本地市场效应”，但东部地区制造业企业出口的“本地市场效应”比中西部地区更强。根据我们的理论分析，出口企业“本地市场效应”依赖于运输成本的存在，且随着运输成本的降低而增加，由于基础设施、地理条件等的差别，中西部地区企业出口时面临着更高的贸易成本，比如更高的运输成本，使得其内需对外需的作用不如东部地区强。

从所有制形式来看,对于不同的所有制形式,国有企业的“本地市场效应”最为显著,内需对外需的弹性作用达到0.265,可能的原因是国有企业受到国家重视,在企业融资、海外销售等方面得到了更多的支持,因此国有企业表现出更强的规模经济和更低的贸易成本,所估计出的“本地市场效应”也更强。其他外商投资企业所呈现出来的“本地市场效应”也比较强,其他外商投资企业以美国、欧洲和日本为代表,他们到中国投资的目的是不仅仅为了出口,而是为了占领中国的国内市场,而由于规模经济的存在,在本地销售增加的同时,他们的出口也在增加,也表现出了较强的“本地市场效应”,而香港、澳门和台湾地区(HMT)的投资是为了利用大陆地区的廉价劳动力进行加工出口,所以他们表现出来的“本地市场效应”最弱。^①而集体企业和私营企业由于本身的规模和性质,“本地市场效应”要比HMT投资的企业强,但小于国有企业和其他外商投资企业。

(三) 内需对外需的作用——不同出口规模分析

从以上“本地市场效应”实证检验的分析可以看出,中国在企业层面上的确存在着“本地市场效应”,即国内销售的增加会促进企业出口的增加。企业是实施生产、销售和出口的最终承担者,根据企业异质性模型,企业之间具有很大的差异性,主要表现在企业生产率上。那些生产率高的企业能够克服更高的贸易成本,即生产率越高,贸易成本相对反而会显得更低,因此生产率高的企业呈现出来的“本地市场效应”可能更为明显。

为了对上述假设进行验证,我们对出口额进行分组分析,出口额小于10,000为第一组,出口额大于或等于10,000且小于30,000为第二组,出口额大于或等于30,000为第三组,估计时其他变量均已控制。出口额的不同反映了企业生产率的差别,一般来讲企业生产率越高,企业出口就会越多。另外,为了进一步研究企业出口规模与“本地市场效应”的稳健关系,我们还使用了分位数回归方法。我们选择了3种分位数:0.25、0.5和0.75,“本地市场效应”参数估计的含义为,出口额由小到大排列处于25%、50%和75%的分位数位置时内需对出口的弹性作用,所有估计结果见表10。

表10 不同出口额的企业“本地市场效应”稳健性检验

不同出口额	本地市场效应	标准差	观测值
<10,000	-0.121***	(0.00269)	63,490
10,000~30,000	0.0107***	(0.000866)	33,498
>30,000	0.115***	(0.00262)	29,604
分位数回归			
25% 分位数	-0.0509***	(0.00324)	126,592
50% 分位数	0.0639***	(0.00259)	126,592
75% 分位数	0.132***	(0.00304)	126,592

注:***表示 $p < 0.01$,括号内为稳健标准差。

① 可参见Huang(2004)等对港澳台投资与其他外商投资不同所有权优势的分析。

从分组回归中我们很清楚地看到,出口越多的企业,其表现出来的“本地市场效应”越明显。那些出口额小于 10,000 的企业国内销售额的增加对企业的出口起到负的作用,而且在统计上高度显著,达到 -0.121 ,即逆“本地市场效应”,这可以理解为 Melitz (2003) 模型中那些能出口但是出口规模小的企业,这些企业由于出口成本的影响更多地专注于国内市场;出口额稍大一些的企业国内销售的增加已经能促进出口了,虽然此时的幅度还比较小,弹性作用为 0.0107 ;出口额更大的一些企业其“本地市场效应”就更为明显,弹性达到 0.115 ,为前者的 10 倍多,这些出口规模大的企业则可以理解为 Melitz (2003) 模型中那些由于出口而使生产率进一步提高的企业,从而导致出口的持续增加和规模经济的进一步增强。

此外,分位数回归结果也显示,企业出口规模越大,“本地市场效应”就越明显,当出口规模处于 25% 分位数时,内需没有显示对外需有促进作用,也呈现出逆“本地市场效应”;当处于 50% 分位数时,显示出显著为正的“本地市场效应”,内需每提高 1%,将促进出口增加 0.0639% ;而当处于 75% 分位数时,“本地市场效应”更为突出,内需对出口的弹性作用为 0.132 ,为前者的两倍多。因此我们可以认为,企业出口规模越大(生产率越高),企业的“本地市场效应”将越显著。

五、结论

中国的贸易失衡表现为巨大的贸易顺差,一种观点认为扩大内需可以减少出口,降低中国的贸易失衡。本文在考虑企业异质性的基础上,对中国制造企业内需能否促进出口的作用进行了理论和实证分析。理论模型预测,如果企业生产率足够高,可以进行贸易,那么企业内需的增加总能促进出口数量和出口额的增加,且贸易的成本减小会促进这种效应。本文利用 1999~2003 年的工业企业出口数据,在考虑企业生产率差异的基础上对企业本国销售如何影响出口进行了研究。在应用 OP 方法、考虑同时性偏误和企业退出市场的选择性偏差估计出企业的可信生产率水平以及控制企业生产率、企业资本劳动禀赋、行业固定效应、地区固定效应和所有权影响的基础上,我们发现企业内需的扩大显著促进了企业的出口,“本地市场效应”明显;同时我们也发现规模经济越强的产业中的企业表现出来的“本地市场效应”越明显;更高运输成本的存在使得中西部地区企业层面的“本地市场效应”低于东部地区;国有企业和其他外商投资企业由于自身规模和投资动机的不同,相对于集体企业、私营企业和港澳台企业也表现出更大的“本地市场效应”。另外,我们通过分位数回归和分组分析发现,生产率高、出口规模大的企业所呈现出来的“本地市场效应”更明显。

因此扩大内需与稳定外需并不是矛盾的,是互补关系,二者之间具有协同拉动的作用。在受到金融危机的短期冲击、国际市场需求下降时,我们采取扩大内需的手段来缓解金融危机的影响是必要的,也是正确的。但这并不意味着我们一定就降低出口,转向“内需为主导”的发展模式。我们也绝不能因此将扩大内需与发展出

口对立起来, 无论从理论还是实践上看, 两者都并非是对立关系, 而在一定程度上是相互促进的协同关系。另外, 本文的结论对我国比较优势的转变有着重要的启示, 中国拥有巨大的劳动力资源, 按照传统比较优势理论的观点, 一般认为我国具有劳动密集型产业的比较优势, 但根据“本国市场效应”理论, 我国日益增大的国内市场会促使规模经济的形成, 会使得很多企业超比例地集聚在中国, 有可能会在规模经济明显的产业部门形成比较优势, 从而形成这些具有规模经济的产品净出口。但我们也要看到本文分析的局限性, 本文中内需的扩大指的是本国企业在国内的销售, 我们没有考虑到进口在内需扩大中的情况。因此, 要从根本上缓解全球贸易不平衡, 最主要还是通过增加进口最终消费品来解决。

参考文献:

- [1] Amiti, M. and Konings, J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia[J]. American Economic Review, 2007, 97(5).
- [2] Davis, D. R., Weinstein, D. E. Does Economic Geography Matter for International Specialization. Working Paper No. 5706. NBER, Cambridge, MA, 1996.
- [3] Davis, D. and Weinstein, D. Economic Geography and Regional Production Structure: An Empirical Investigation[J]. European Economic Review, 1999, 43(2).
- [4] Hanson, G. and Chong, X. The Home Market Effect and Bilateral Trade Pattern[J]. American Economic Review, 2004, 94(4).
- [5] Head, K. and Ries, J. FDI as An Outcome of the Market for Corporate Control: Theory and Evidence[J]. Journal of International Economics, 2008, 74(1).
- [6] Helpman, E., et al. Exports VS FDI with Heterogeneous Firms[J]. American Economic Review, 2004, 94(1).
- [7] Jefferson, G., et al. Productivity Growth and Convergence across China's Industrial Economy [J]. Journal of Chinese Economic and Business Studies, 2008, 6(2).
- [8] Krugman, P. R. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade[J]. American Economic Review, 1980, 70(5).
- [9] Melitz, M. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6).
- [10] Okubo, T. and Rebeyrol, V. Home Market Effect and Regulation Costs: Homogeneous and Heterogeneous Firm Trade Models. HEI Working Paper No.2, 2006.
- [11] Olley, S. and Pakes, A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. Econometrica, 1996, 64(6).
- [12] Schumacher, D. Home Market and Traditional Effects on Comparative Advantage in a Gravity Approach[J]. Review of World Economy, 2006, 142(2).
- [13] 戴觅, 余淼杰, Madhura Maitra. 中国出口企业生产率之谜: 纯出口企业的作用. CCER讨论稿, NO. C2011018, 2011.
- [14] 范剑勇, 谢强强. 地区间产业分布的本地市场效应及其对区域协调发展的启示[J]. 世界经济, 2010, (4).
- [15] 钱学锋, 陈六傅. 中美双边贸易中本地市场效应估计——兼论中国的贸易政策取向[J]. 世界经济研究, 2007, (12).
- [16] 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).
- [17] 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).
- [18] 张帆, 潘佐红. 本土市场效应及其对中国省间生产和贸易的影响[J]. 经济学季刊, 2006, (2).

(下转至第 48 页)

- [17] Sarah, J. C, Stuart P. Localisation of UK Food Production: An Analysis Using Land Area and Energy as Indicators[J]. Agriculture, Ecosystems and Environment, 2003, (94).
- [18] Thomas, K, Sanderine, N. Changes in Land Requirements for Food in the Philippines: A Historical Analysis[J]. Land Use Policy, 2010, (27).

An Analysis of Factors Influencing the Importation of Cotton Virtual Land Resources in China

GE Qiu-ying CAO Chong

Abstract: Based on the analysis of China's cotton importation and quantile regression method, this paper studies the factors influencing the importation of China's cotton virtual land resources with time series data from 1978 to 2013. The study reaches the following conclusions: the domestic demand of cotton plays a promoting role in the importation of cotton virtual land resources, it's significant especially in the short run, but it's not significant when above 85%; cotton planting area and per unit yield constraint the importation of cotton virtual land resources; market-oriented reform is significant in 65% and 85%, but promotes the importation of cotton virtual land resources; international economic relations is significant when above 85%, which contributes to the importation of cotton virtual land resources.

Key words: cotton; importation; virtual land resources; influencing factors

(责任编辑: 张建华)

(上接第 17 页)

Does The Expansion of Domestic Demand Increase or Decrease Exports? A Theoretical Model and Empirical Study with Firm Heterogeneity

TANG Yi-hong LIN Fa-qin

Abstract: China's trade imbalance is witnessed as the huge export surplus. Some believe that the expansion of domestic demand can decrease exports and so the extent of China's trade imbalance. This paper studies the impacts of domestic demand on promoting firm exports based on the heterogeneity of firms theoretically and empirically. In theory, the model predicts that as long as trade happens, the increase of domestic market will increase the firm's exports in quantity and value and such effect will increase with the abating of trade costs. In this paper, we use Chinese industrial firm level data to do the empirical test for the proposition. We first use the Semi-parametric method of Olley and Pakes approach (OP) to estimate the reliable enterprise productivity, then to control for firm productivity level, factor endowments, industry fixed effects, regional fixed effects and ownership effects for the empirical analysis. We find that the expansion of domestic demand greatly promotes the exports. We find that such effect for those industries with scaled economy is even more significant; middle and western regions and state-owned enterprises show higher such effect than the other regions and ownerships. In addition, we use quantile regression technique to find that for larger enterprises, the effect of domestic demand on exporting is more significant.

Key words: firm productivity; domestic demand; manufacturing exports; OP method; quantile regression

(责任编辑: 孙楚仁)