
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

钱学锋 黄云湖*

内容提要 本文通过拓展的多国 HME 模型框架和经验估计方法,利用 1977~2007 年中国和 14 个主要贸易伙伴 ISIC 两位数制造业的贸易和产出数据,在控制市场准入效应后,对多国框架下的中国制造业本地市场效应进行了估计。结果发现:中国制造业总体上存在显著的本地市场效应。加工贸易等行业异质性并不能实质上改变本地市场效应的存在性,但不同行业对外部市场准入性的依赖确实存在差异。在控制本地偏向需求后,中国制造业本地市场效应仍然稳健的存在。这表明,在劳动力比较优势日益削弱的背景下,通过扩大国内市场需求,中国制造业出口仍然存在强劲的内生动力。

关键词 多国模型 本地市场效应 本地偏向需求 市场准入效应

一 引言

长期以来,中国的出口繁荣被认为主要源于廉价劳动力的比较优势。但是,随着国内外经济和市场环境的变化,这种比较优势越来越体现出其内在的脆弱性。Krugman(1980)指出,在一个存在报酬递增和贸易成本的世界中,那些拥有相对较大国内市场需求的国家将成为净出口国,此即“本地市场效应”(Home Market Effects,下文简

* 钱学锋(通讯作者)、黄云湖:中南财经政法大学工商管理学院 电子邮箱:xfqian@126.com 通信地址:武汉市洪山区政院路1号中南财经政法大学工商管理学院 430073。

本文为国家自然科学基金青年项目(70903076)、国家自然科学基金面上项目(71173238)、霍英东教育基金会第十二届高等院校青年教师基金基础性研究课题(121084)和教育部新世纪创新人才支持计划(NCET-111-0746)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿人的建设性意见,但文责自负。

称 HME)。这意味着,如果一国拥有较大的国内市场规模,那么该国出口持续增长的动力,除了第一性的无法改变的外生要素禀赋优势之外,还来源于第二性的基于规模经济的内生比较优势——本地市场效应。一国的要素禀赋存量可能会随着时间的推移而逐步减少,所以,培育国内市场并形成报酬递增的规模经济从而涵养本地市场效应,对于一国出口贸易的稳定增长和持续发展至关重要。这一理论的政策含义还有,政府正确识别产业区位选择的因素(要素禀赋还是本地需求)将最大限度地提高资源配置效率(钱学锋和梁琦,2007)。

从经验研究的角度来看,在国内区域层次和双边甚至多边层次上检验中国产业部门是否存在本地市场效应十分迫切而重要。一方面,它将促使人们重新评价廉价劳动力比较优势是中国出口发展的最重要源泉的这一认识,因为即便劳动力比较优势日益削弱甚至不复存在,只要存在 HME,中国的出口增长仍然具备强劲的内生动力;另一方面,如果中国存在 HME,它将有利于促使政府贸易政策的制订由单纯偏向外部市场转向内外市场并重的方向上来,因为本地市场效应说明国际贸易来源于国内贸易,国内市场需求培育了出口竞争力,这将从理论上支撑中国扩大内需的政策举措——扩大内需同样可以起到巩固和稳定出口的作用。

已有文献从不同角度检验和估计了中国产业部门的本地市场效应。这些文献大致可以分为两类,一类文献着重考察了中国区域间的产业空间分布和贸易是否存在本地市场效应。例如,张帆和潘佐红(2006)使用新经济地理学模型和中国 1997 年 31 个省(市、区)19 个产业的生产、需求和资源禀赋资料,发现本地市场效应在决定中国地区间生产和贸易的类型上起着显著的作用。类似的,范剑勇和谢强强(2010)直接采用 Davis 和 Weinstein(1996、1999)的经验检验方法,发现本地市场效应在中国各产业的空间分布中稳健存在。另一类文献则关注中国制造业在对外贸易中是否存在本地市场效应。例如,钱学锋和陈六傅(2007)借鉴 Schumacher(2003)的引力模型方法对中美双边贸易的估计表明,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。林发勤和唐宜红(2010)使用投入-产出数据,在控制要素禀赋和加工贸易进口后发现中国制造业中存在部分本地市场效应。邱斌和尹威(2010)利用 2001 ~ 2008 年中国制造业 28 个细分行业面板数据,也发现中国制造业总体上存在本地市场效应,但在贸易方式和行业特性上存在一些差异。

毫无疑问,这些文献为我们观察与分析中国产业部门的本地市场效应提供了借鉴。但从经验分析角度来看,稍微令人遗憾的是,现有文献无一例外的将基于两国两部门“俩俩性”(two-ness)纯然假设的理论模型直接应用到多国情形,并据此推导出经

验估计模型。这种做法,不仅与现实世界相去甚远,而且给 HME 存在性的判别条件与识别基准带来混乱,造成估计结果出现偏差,进而可能形成政策方向上的误导。^①近年来,国际经济学文献已经在更为符合现实的多国框架下,进行了理论建模和经验估计,并取得了一定进展。其核心是在综合考虑国内市场需求影响和外部市场准入性 (market access)^②的情况下,实现对本地市场效应的精确定义与估计 (Behrens 等, 2004; Südekum, 2007)。但从经验估计的角度来看,目前也仅有 Bourtchouladze (2007) 等为数不多的文献。基于一个多国模型推导出的经验估计方程, Bourtchouladze (2007) 发现 1979 ~ 1999 年欧盟 24 个制造业部门中的许多部门存在本地市场效应,并证实了控制外部市场准入性的重要性。

本文试图在现有文献的基础上,完善对本地市场效应进行经验检验的估计技术。借鉴 Bourtchouladze (2007) 拓展的多国 HME 模型框架和经验估计方法,本文利用 1977 ~ 2007 年中国和 14 个主要贸易伙伴 ISIC 两位数制造业的贸易和产出数据,在控制市场准入效应 (market access effects) 后,对多国框架下的中国制造业本地市场效应进行了估计。结果发现:中国制造业总体上存在显著的本地市场效应;细分到具体行业,18 个行业中有 12 个行业存在显著的本地市场效应。加工贸易等行业异质性并没有实质影响本地市场效应的存在性,但不同行业对外部市场准入性的依赖程度存在一定的差异。进一步的,我们还在控制本地偏向需求 (home biased demand) 后进行了稳健性检验,发现中国制造业本地市场效应仍然存在。

本文的边际贡献主要体现在两个方面:与现有国内文献相比,应用国际文献中新近拓展的多国模型框架所构建的经验估计技术,充分考虑外部市场准入性的影响,能够更为准确的对中国制造业本地市场效应进行经验估计,其所蕴含的政策含义也更为明确。与国际文献相比,基于多国框架进行的经验研究并不多见,本文对中国制造业本地市场效应的经验估计将丰富新经济地理学的经验文献与实践案例,并探讨出口贸易中的高加工贸易比例是否使中国贸易发展实践体现出独特性。特别的,在经验估计技术上,鉴于本地偏向需求对本地市场效应的影响,本文还控制了本地偏向需求的影响,这也是对现有国际文献的一个有益补充。

文章其余结构安排如下:第二部分论述多国模型框架的重要性,第三部分介绍本

① 需要指出的是,现有国内部分文献对本地市场效应的理解存在偏差,往往将本地需求效应错误的当成本地市场效应。根据 Krugman (1980) 的定义,当本地需求对产出的弹性大于 1 时才能证明本地市场效应存在。部分国内文献在进行经验检验时,将本地需求对产出的弹性大于 0 的情形即视为存在本地市场效应,是不正确的。

② 指外部市场的可进入程度,而外部市场准入效应则是指外部市场需求对本国产出的影响程度。

文的模型基础和估计方法,第四部分报告基本估计结果,第五部分在控制本地偏向需求后进行本地市场效应的稳健性检验,最后是结论和政策含义。

二 多国模型框架为什么重要

自 Krugman(1980)开创性地发展出 HME 模型以来,随着理论模型的不断拓展和数据处理技术的日益完善,出现了以 Davis 和 Weinstein(1996、1999、2003)为代表的一批经验检验文献。但是,这些文献在构建估计 HME 的计量模型时,仍然基于两国模型框架。在两国模型框架下,当一国的本地需求份额增加或减少时,另一个国家的需求份额将势必减少或增加。而在多国框架下,当一国的本地需求份额因受到外界冲击而发生变化时,其他国家的需求份额并不一定发生相对应的反向变化。因此,Davis 和 Weinstein(1996、1999、2003)等基于两国模型框架的研究结论是不可靠的。^① Behrens 等(2004)及 Head 和 Mayer(2004)指出,由于第三国效应(third country effects)的存在,本国需求的增加对其产出份额的影响未必大于 1,即 HME 不一定存在,甚至还可能出现“本地市场阴影”(home market shadow)。^② 因而,基于多国模型框架来构建估计 HME 的精确计量技术,对于正确判断和识别一国产业部门是否存在 HME 就成为一项基础而又十分重要的任务。

然而,正如 Krugman(1993)指出的,在一个多国经济中,本地市场效应没有直接的定义,因为没有有一个显而易见的基准来衡量不完全竞争部门企业超比例生产的存在。这也是 Head 和 Mayer(2004)总结的在检验基于 Krugman(1980)模型的本地市场效应时所必须面对的一个困难,即如何测度多国框架下的需求份额。Behrens 等(2004)正式在各国框架下考察了本地市场效应,该文认为,难以在各国框架下构建一个本地市场效应假设的原因在于,国家作为生产区位的吸引力既取决于相对国内市场规模(吸引力),也取决于同其他外国市场的接近程度(准入性)。因此,在各国框架下要想对本地市场效应进行一般性的精确定义,就必须区分静态本地市场效应(static HME)与

^① 基于 Davis 和 Weinstein(1996、1999)的研究,Davis 和 Weinstein(2003)进一步考虑了模型中的地理因素。他们首先通过引力方程估计出距离对需求的影响,从而将市场准入因素考虑进模型中,超常需求将由本地需求和邻国需求两部分构成。但在 Behrens 等(2004)看来,这种加总的超常需求无法准确的分离出真正的本地市场需求对产出的影响,因而这种修正的做法仍然是无效的。

^② 即在各国框架下,由于第三国效应的存在,本国需求份额的增加反而使得本国的产出份额减少。例如,当本国的需求份额增加时,其他一些国家的需求也增加,而且增加的比例更大,外国更大的市场规模将使得一些企业离开本国市场,从而使得本国的产出份额下降。

动态本地市场效应(dynamic HME)。在三国框架下,静态本地市场效应要求: $\frac{\lambda_1^*}{\theta_1} \geq$

$\frac{\lambda_2^*}{\theta_2} \geq \dots \geq \frac{\lambda_M^*}{\theta_M}$ 。 λ 代表产出, θ 代表需求。在这种情况下不存在国家需求份额的交叉

现象(leap-frogging),静态本地市场效应并不受第三国市场准入性的影响。动态本地

市场效应要求: $\sum_j \frac{\partial \lambda_i^*}{\partial \theta_j} \frac{d\theta_j}{d\theta_i} \frac{\theta_i}{\lambda_i^*} > 1$ 。显然,在这种情况下由于无法确定需求比例 θ ,

HME 的识别需要综合考虑国内市场需求的影响和外部市场的准入性,因此,HME 至少

应当满足: $\lambda^* = \beta W \lambda^{size} + (1 - \beta) \lambda^{hub}$ 。 λ^{size} 代表相对国内市场规模, λ^{hub} 衡量了准

入性, β 体现了贸易成本,显然贸易成本越小,准入性对本地需求的影响越大。 $W \equiv$

$[diag(\Omega^{-1}A^{-\sigma}I)\Omega A^{\sigma}]^{-1}$,其中, Ω 、 A 、 I 、 σ 分别代表贸易自由度矩阵、差异品部门的

相对生产率矩阵、单位矩阵以及差异品种类间的替代弹性(Behrens 等,2004)。这

意味着要想获得真实的本地需求信息需要对准入性进行过滤: $\lambda^{size} =$

$(\beta W)^{-1} [\lambda^* - (1 - \beta) \lambda^{hub}]$ 。

进一步的,Südekum(2007)认为,Behrens 等(2004)只是指出了在三国框架下动态

本地市场效应被颠覆的理论可能性,但是,他们并没有归纳出什么样的第三国效应将

消除本地市场效应。在一个三国模型中,Südekum(2007)证明,当且仅当本国需求份

额外生增加时,才可以将动态本地市场效应从两国推广至三国模型;如果外部发生一

个需求向拥有较好准入性国家的转移,那么将对本国产业份额造成负面影响;而当两

个外部国家具有同等的准入性时,外部需求转移并不影响本国的产业份额;对于一个

给定的转向较好准入性国家的需求,本地市场效应出现的条件是本国需求增加足够

大。但当某个外部国家与本国存在一个同时的需求增加时,只要这个外部国家具有更

好的市场准入性,那么本地市场效应将消失。应该说,Südekum(2007)的工作比较好的

阐明了第三国效应影响本地市场效应的机制,是对 Behrens 等(2004)的进一步补充

和完善。

综上所述,由于第三国效应的影响,使得本国需求份额的增加,并不能使该国的产

出份额以大于1的比例增加,产出份额可能小于1甚至小于0。因此,建立一个“隔

离”第三国效应的模型非常有必要。这一工作主要是由 Bourtchouladze(2007)完成的。

本文对中国制造业本地市场效应的重新估计,正是借鉴了 Bourtchouladze(2007)的研

究。下文将对其进行简要介绍。

三 考虑市场准入性:理论和方法

本文借鉴 Bourtchouladze (2007) 的方法,在 Krugman (1980) 和 Behrens 等 (2004) 的基础上,同时参考 Südekum (2007) 关于三国框架下本地市场效应理论设定建立模型。

(一) 基准模型

世界上共包含了 N 个国家,分别是 $i=1,2,3,\dots,N$;劳动是唯一的生产要素,且在 国家间不可流动;国家 i 的人口为 L_i (外生决定),每个消费者提供 1 单位劳动,世界人口和劳动禀赋皆为: $L = \sum L_i$ 。两个部门:制造业 (D) 和农业 (H)。H 部门为完全竞争的,规模报酬不变,生产同质产品,每单位产出需要单位劳动;D 部门为标准的 D-S 垄断竞争部门,生产差异化产品,规模报酬递增;所有地区所有产品种类的生产技术都是一致的,成本函数是 $C = F + a_m X$, F 表示固定成本, a_m 表示不变的边际劳动需求, X 是企业产出。制造业的贸易成本用冰山成本表示 (农产品的运输不需要贸易成本),如 τ_{ij} 单位产品从 i 国运输到 j 国,只有 1 单位产品到达目的地。其中 $\tau_{ij} > 1$,且两国的贸易成本是对称的,即 $\tau_{ij} = \tau_{ji}$;一国内部不存在贸易成本,即 $\tau_{ii} = 1$ 。所有地区的所有消费者的偏好相同,效用函数用科布-道格拉斯函数表示。

在市场均衡条件下,消费者实现效用最大化,企业实现利润最大化。利用需求方程、零利润条件以及 $E=L$ (需求=劳动收入),可以得到:

$$\sum_l \frac{\phi_{jl} L_l}{\sum_i n_i \phi_{il}} = \frac{\sigma F}{\mu} \quad j = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

其中 ϕ_{jl} 表示贸易自由度, μ 表示工业品的需求份额, $0 < \mu < 1$; σ 表示 D 部门产品种类的不变替代弹性, $\sigma > 1$; n_i 为国家 i 的产品种类数, $n^w = \sum n_i$ 则是全世界的产品种类数。对上式两边同时乘以 n_i 并对各国进行加总,得出 $N = \frac{\mu L}{F \sigma}$,可知全世界的产品种类

不变,且与世界人口成正比。令 $s_{ni} \equiv \frac{n_i}{n^w}$, $s_{Ei} \equiv \frac{L_i}{L}$,利用相关条件可把式(1)转化为:

$$\sum_l \frac{\phi_{jl} s_{El}}{\sum_i s_{ni} \phi_{il}} = 1 \quad j = 1, 2, \dots, N \quad (2)$$

Behrens 等 (2004) 利用市场出清条件得出:

$$\Omega \text{diag} (\Omega s_n)^{-1} s_E = I \quad (3)$$

对式(3)进行变换,可以得出:

$$s_n = [(\text{diag}(\Omega)^{-1}I)\Omega]^{-1}s_E \quad (4)$$

$$\text{其中, } s_n \equiv \begin{pmatrix} s_{n1} \\ s_{n2} \\ \vdots \\ s_{nN} \end{pmatrix}, s_E \equiv \begin{pmatrix} s_{E1} \\ s_{E2} \\ \vdots \\ s_{EN} \end{pmatrix}, \Omega \equiv \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \cdot & \phi_{1N} \\ \phi_{21} & \phi_{21} & \cdot & \phi_{2N} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \phi_{N1} & \phi_{N1} & \cdot & \phi_{NN} \end{pmatrix}, s'_n I = s'_E I = I。 \text{其中 } I \text{ 为}$$

n 维单位矩阵, Ω 为贸易自由度矩阵, 且 $\phi_{ij} = \phi_{ji}, \phi_{ii} = 1, \phi_{ij} \equiv \tau_{ij}^{1-\sigma}$, ϕ_{ij} 表示 i, j 两国的贸易自由度。 S_n 和 S_E 分别表示某产品的产出份额和需求份额。由式(4)可分解得:

$$s_{ni} = \sum_j \frac{f_{ij}}{\sum_l f_{jl}} s_{Ej} \quad (5)$$

其中, f_{ij} 为 ϕ_{ij} 的协因数。从上式可以看出, 产出份额与需求份额存在相对稳定的线性关系。

(二) 控制市场准入性

为了控制市场准入性的差异化影响, Behrens 等(2004)将式(5)分解如下:

$$s_{n,i}^k = \frac{\int_{iit}^k}{\sum_l \int_{ilu}^k} s_{E,i}^k + \sum_{j \neq i} \frac{\int_{ijt}^k}{\sum_l \int_{jlu}^k} s_{E,jt}^k \quad (6)$$

从而把超常需求分解成了本地需求和所有第三国需求, 把市场准入性纳入模型中。进一步地, 令 FMA(access to foreign markets) 表示所有第三国效应的总和(即式(6)右边的第二部分)。因此, 可以得到多国框架下的本地市场效应估计方程如下:

$$s_{n,i}^k = \beta_0^k + \beta_1^k s_{E,i}^k + \beta_2^k FMA_{it}^k + \varepsilon_{it}^k \quad (7)$$

方程中, $s_{n,i}^k = \frac{x_{it}^k}{\sum_j x_{jt}^k}$, 是 i 国 k 行业在 t 时期的产出份额, x_{it}^k 表示 i 国 k 行业在 t

时期的产出, $\sum_j x_{jt}^k$ 表示 t 时期, 全世界 k 行业的产出。 $s_{E,i}^k = \frac{E_{it}^k}{\sum_j E_{jt}^k}$, 是 i 国 k 行业在

t 时期面临的需求份额, E_{it}^k 表示 i 国 k 行业在 t 时期面临的需求; $\sum_j E_{jt}^k$ 表示 t 时期, 所有国家 k 行业的需求总和。为了计算出 FMA_{it}^k , 本文借助引力模型:

$$\ln(X_{ijt}^k) = \delta_{0t}^k + \sum_{i=1}^N \lambda_{it}^k \Lambda_i + \sum_{i=1}^N \mu_{it}^k M_j + \beta_{1t}^k \ln \text{dist}^{ij} + \beta_{2t}^k \text{contig}^{ij} + \beta_{3t}^k \text{comlang_off}^{ij} + u_{ijt}^k \quad (8)$$

X_{ijt}^k 表示 t 时期 i 国出口到 j 国 k 行业产品的值; Λ_i 为出口国固定效应, 当 i 国为出口国时, $\Lambda_i = 1$, 否则为 0; M_j 为进口国固定效应, 当 j 国为进口国时, $M_j = 1$, 否则为

0; $dist^{ij}$ 表示 i, j 两国双边距离; $contig^{ij}$ 表示 i, j 两国是否相邻; $comlang_off^{ij}$ 表示 i, j 两国是否同一官方语言; u_{ijt}^k 表示随机误差项。在估计出上述系数后,利用相关数据,通过下式:

$$\phi_{ijt}^k = (dist_{ij}^k)^{\delta_{1t}^k} e^{\delta_{2t}^k contig_{ij}^k + \delta_{3t}^k comlang_off_{ij}^k} \quad (9)$$

估计出中国及 14 个主要贸易伙伴所有国家对贸易自由度 ϕ_{ij} , 进而得出矩阵 Ω ; 对其求逆矩阵, 对应每个 ϕ_{ij} 的协因素 f_{ij} , 即可与 $S_{E,jt}$ 通过方程(10)求出 FMA_{it}^k 。^①

$$FMA_{it}^k = \sum_{j \neq i} \frac{f_{ijt}^k}{\sum_{j \neq i} f_{jlt}^k} S_{E,jt}^k \quad (10)$$

$$FMA_{it}^k = \sum_{j \neq i} \phi_{ijt}^k S_{E,jt}^k \quad (11)$$

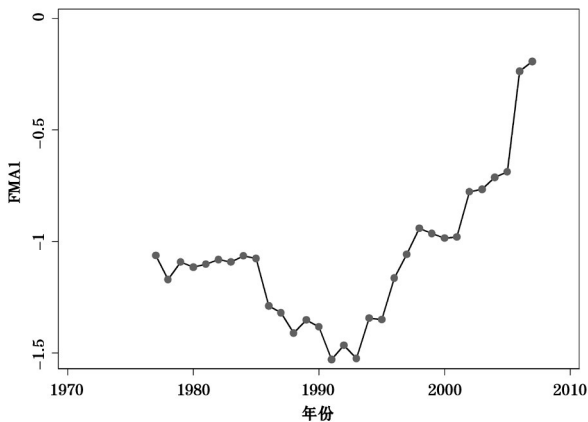


图 1 中国制造业市场准入性均值 (1977 ~ 2007 年)

图 1 描述了中国制造业市场准入性均值在 1977 ~ 2007 年的变化趋势。可以观察到,中国制造业市场准入性总体呈上升趋势,即外部市场对中国制造业产出的影响日益重要。具体而言,在改革开放初期到 1985 年,市场准入性缓慢上升;但在 1986 ~ 1993 年间出现了大幅下降;1994 年之后,市场准入性再次迅速上升,而 2001 年之后,上升的幅度更快。这一变化趋势与中国改革开放的进程比较吻合。

图 2 进一步报告了具体行业 1977 ~ 2007 年市场准入性的均值。其中,市场准入性最高的是行业 33 (医疗器械、精密仪器、光学仪器和钟表的制造),为 0.983;最低的是行业 27 (基本金属的制造),为 -3.7;所有行业的平均值为 -1.07。从行业的科技属

① 为了保证估计结果的可靠性,我们还构造了另一种市场准入性。根据 Davis 和 Weinstein(2003)及 Redding 和 Venables(2004),可以将 FMA (即市场准入性)构造成一个由所有贸易伙伴需求份额加权而成的平均值,即 FMA 的另一种形式可表示为: $FMA_{it}^k = \sum_{j \neq i} \phi_{ijt}^k s_{E,jt}^k$ 。其中, $s_{E,jt}^k$ 表示 t 时期 j 国 k 行业的需求份额,计算方法同上。 ϕ_{ij} 同样表示 i, j 两国的贸易自由度,同时考虑了双边贸易的地理距离和贸易摩擦。附录中给出了该方法计算的中国制造业市场准入性的均值及分行业均值,其总体变化趋势及行业特征与式(10)所构造的 FMA 基本吻合。在下文的计量分析中,我们将式(10)和(11)的市场准入性分别记为 $FMA1$ 和 $FMA2$ 。

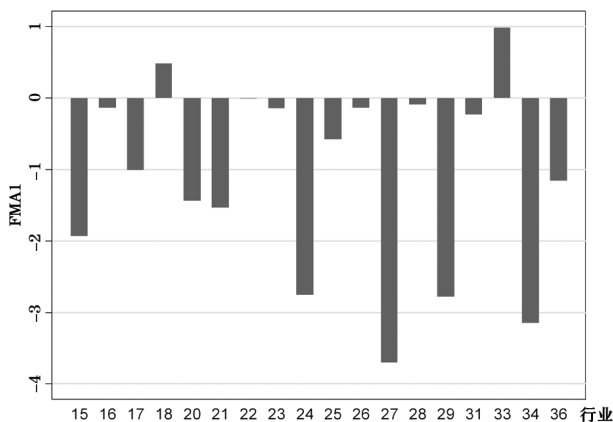


图2 中国制造业分行业市场准入性均值(1977~2007年)

性来看,中高及高科技行业的市场准入性均值为-1.587,略低于中低及低科技行业的-0.876;从行业的贸易方式来看,高加工贸易行业的市场准入性均值为-0.887,低加工贸易行业的市场准入性均值为-1.261。^①不同行业所体现的市场准入性差异是否反映出外部市场准入性对不同行业的影响?我们将在后文给出计量检验。

四 基本估计结果

(一) 数据来源及处理

由于数据的可获得性,本文选取中国及14个主要贸易伙伴(澳大利亚、加拿大、法国、印度、印度尼西亚、意大利、日本、韩国、中国香港、马来西亚、荷兰、新加坡、英国、美国)1977~2007年以ISIC3.0标准划分的18个两位数制造业行业(表1)作为研究对象。^②2011年和2010年以上14个国家分别占中国总出口的62.86%和63.83%,在中国的对外贸易中有着举足轻重的影响。本文使用的数据库主要有《国际工业统计年鉴》、NBER数据库、CEPII的BACI数据库和引力数据库、亚洲开发银行(ADB)数据库、OECD数据库等。其中,中国和14个主要贸易伙伴各行业产出数据来源于《国际工业统计年鉴》;各国1977~2000年双边贸易数据来自NBER数据库,2001~2007年双边贸易数据来自CEPII的BACI数据库;引力模型中涉及的相关数据均来自CEPII的引力数据库。

^① 根据经济合作组织(OECD)的分类,本文将行业划分为中高及高科技行业和中低及低科技行业。在本文的18个行业中,中高及高科技行业包括24、29、31、33、34,余则为中低及低技术行业。根据中国海关进出口数据库,本文计算了2000~2005年HS8位数编码的各类出口产品中加工贸易出口的比重,然后将HS编码与ISIC编码进行对接,根据所有产品加工贸易出口比重的中位数,本文将高于中位数的行业定义为高加工贸易行业,低于中位数的定义为低加工贸易行业。在本文的18个行业中,高加工贸易行业包括18、21、22、25、29、31、33、34、36,余则为低加工贸易行业。本文第四部分给出了详细的行业代码及说明。

^② 制造业的其他5个行业:行业19,皮革的鞣制及修整、皮箱、手提包、马具、挽具及鞋类的制造;行业30,办公室、会计和计算机的制造;行业32,无线电、电视和通讯设备与装置的制造;行业35,其他运输设备的制造;行业37,回收行业,由于产出数据缺失本文予以舍弃。

表 1 行业代码及名称

ISIC 代码	行业名称
15	食品及饮料的制造
16	烟草制品的制造
17	纺织品的制造
18	服装的制造、毛皮修饰及染色
20	木材、木材制品及软木制品的制造,但家具除外; 草编物品及编织材料物品的制造
21	纸和纸制品的制造
22	出版、印刷及记录媒介物的复制
23	焦炭、精炼石油产品及核燃料的制造
24	化学品及化学制品的制造
25	橡胶和塑料制品的制造
26	其他非金属矿物制品的制造
27	基本金属的制造
28	金属制品的制造,但机械设备除外
29	未另分类的机械和设备的制造
31	未另分类的电力机械和装置的制造
33	医疗器械、精密仪器、光学仪器和钟表的制造
34	汽车、挂车和半挂车的制造
36	家具的制造、未另分类的制造

考虑到各个国家每年价格变动等因素的影响,本文用工业品出厂价格指数对产出、贸易数据进行平减,从而真实地反映各国各行业的产出及贸易情况。本文的工业品出厂价格指数以 1977 年为基期,除新加坡、马来西亚、中国香港的价格指数来自亚洲开发银行 (ADB) 数据库外,其他均来自 OECD 数据库。^①在对数据进行平减后,本文采用国内吸收法来计算各国行业层面的需求,即国内需求等同于国内生产加进口再减去出口。本文还涉及不同统计数据之间的转换,如 ISIC 和 HS 的对接等。^②

(二) 总体回归结果

为了观察中国制造业总体上本地市场效应的存在情况,本文首先根据式(7)对中国两位数制造业(1977~2007年)所有行业进行总体混合回归。如表2所示,在模型(1)中,当以 $FMA1$ 衡量准入性时,估计结果显示:需求份额 S_e 的系数是 $1.0231 > 1$,且非常显著,即中国制造业总体上存在本地市场效应,这和两国框架下以中国制造业为研究对象的已有文献结果一致(钱学锋和陈六傅,2007;邱斌和尹威,2010); $FMA1$ 的系数是 $0.0076 > 0$,且非常显著,说明外部需求对中国产出份额的影响是正向的,即从中国制造业总体上来说,第三国需求份额的增加会提高本国产出份额。模型(2)~(4)的结果与(1)基本一致,这也说明了本文结论的稳健性。虽然模型(4)中 $FMA2$ 的系数为负,但并不显著。因此,上述结果表明,中国制造业总体上是存在本地市场效应

① OECD 数据库网址: http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MEL_PRICES_PPI%20.

② 参见 Jon Haveman 提供的对照表。详见: <http://www.maclester.edu/research/economics/PAGE/HAVEMAN/Trade.Resources/TradeConcordances.html>.

的,但需要注意的是,总体回归包括了所有制造业行业,具体到各行业时,本地市场效应的存在性是有差异的,因此制造业总体回归结果只能说明总体趋势,细分到各行业的经验研究更加具有现实意义。

表 2 总体混合回归结果

解释变量	以 <i>FMA1</i> 衡量准入性		以 <i>FMA2</i> 衡量准入性	
	(1)	(2)	(3)	(4)
S_E	1.0231 ^{***} (0.0235)	1.0964 ^{***} (0.0295)	1.0287 ^{***} (0.0237)	1.1109 ^{***} (0.0285)
<i>FMA</i>	0.0076 ^{***} (0.0011)	0.0002 (0.0028)	0.0302 ^{***} (0.0051)	-0.0111 (0.0131)
模型	OLS	FE	OLS	FE
观察值	558	558	558	558

说明:括号内为标准差,***、**、* 分别表示在 1%、5% 及 10% 的显著性水平上显著,下表同。

(三)分行业回归结果

为了更清楚地观察多国框架下需求份额对具体行业产出份额影响的差异,本文对制造业进行分行业回归,回归结果如表 3 所示。当以 *FMA1* 衡量市场准入性,即模型 (5) 进行计量时,回归结果显示 18 个制造业行业的需求份额系数中有 12 个行业的系数大于 1 且显著,即此 12 个行业存在本地市场效应。这 12 个行业分别是 15、17、18、20、22、23、25、27、28、29、31、34。

有 5 个行业的系数小于 1 但大于 0,其中 4 个行业的结果是显著的,即起码有 4 个行业不存在本地市场效应。这 5 个行业分别为:“烟草制品的制造”、“纸和纸制品的制造”、“化学品及化学制品的制造”、“其他非金属矿物制品的制造”、“医疗器械、精密仪器、光学仪器和钟表的制造”。家具的制造、未另分类的制造的系数小于 0,但不显著,即可能存在逆向本地市场效应。对于该结果的出现,本文认为主要有两种解释:一方面,该行业包括家具的制造、未另分类的制造,可见其行业分类不够明确,这可能引起计量结果有偏差;另一方面,如 Larch(2003)所述,当差异产品部门的需求份额非常低或者差异产品的生产变得更技能型劳动密集型和较低的资本密集型时,逆向本地市场效应将会产生,“家具的制造、未另分类的制造”应该就是属于这种部门。

市场准入性的系数不稳定,18 个行业中 13 个为正,其中 6 个行业的结果显著。这 6 个行业分别是“烟草制品的制造”、“木材、木材制品及软木制品的制造,但家具除外;草编物品及编织材料制品的制造”、“出版、印刷及记录媒介物的复制”、“其他非金

表 3 分行业回归结果

解释变量	以 <i>FMA1</i> 衡量准入性		以 <i>FMA2</i> 衡量准入性	
	(5)		(6)	
<i>IND</i>	<i>S_E</i>	<i>FMA1</i>	<i>S_E</i>	<i>FMA2</i>
15	1.0459 *** (0.0051)	-0.0007 (0.0005)	1.0466 *** (0.0053)	-0.0030 (0.0025)
16	0.2025 (0.1404)	0.7498 *** (0.1414)	0.4140 (0.2060)	0.1369 (0.2283)
17	1.4706 *** (0.0698)	0.0098 (0.0119)	1.4932 *** (0.0627)	0.0230 (0.0492)
18	2.7342 *** (0.7243)	-0.0404 (0.1563)	2.0730 ** (0.6601)	1.2402 * (0.5604)
20	1.2669 *** (0.0648)	0.0081 * (0.0032)	1.2711 *** (0.0640)	0.0260 * (0.0103)
21	0.9405 *** (0.0257)	0.0112 (0.0063)	0.9445 *** (0.0320)	0.0392 (0.0340)
22	1.2063 *** (0.0331)	0.0150 * (0.0055)	1.3542 *** (0.0296)	-0.1554 ** (0.0498)
23	1.0236 *** (0.0111)	-0.0077 (0.0045)	1.0399 *** (0.0095)	-0.0358 *** (0.0090)
24	0.9541 *** (0.0228)	-0.0037 (0.0018)	0.9767 *** (0.0196)	-0.0403 *** (0.0110)
25	1.2596 *** (0.0283)	0.0036 (0.0052)	1.2050 *** (0.0471)	0.1760 (0.1524)
26	0.8890 *** (0.0471)	0.1517 *** (0.0306)	1.0208 *** (0.0674)	0.1510 (0.1300)
27	1.0083 *** (0.0289)	0.0022 (0.0023)	1.0279 *** (0.0402)	0.0019 (0.0209)
28	1.2625 *** (0.0359)	-0.0747 (0.0401)	1.2353 *** (0.0422)	-0.0578 (0.1157)
29	1.0520 *** (0.0456)	0.0035 (0.0021)	1.0649 *** (0.0492)	0.0116 (0.0096)
31	1.0140 *** (0.0388)	0.0510 *** (0.0091)	1.0301 *** (0.0426)	0.2920 *** (0.0634)
33	0.7910 *** (0.0444)	0.0110 (0.0080)	0.8111 *** (0.0647)	0.1637 (0.2275)
34	1.0222 *** (0.0147)	0.0023 *** (0.0006)	1.0091 *** (0.0180)	0.0220 ** (0.0063)
36	-0.1506 (0.3721)	0.0241 (0.3721)	-0.0788 (0.2767)	-0.0912 *** (0.0205)
模型		OLS		OLS

属矿物制品的制造”、“未另分类的电力机械和装置的制造”、“汽车、挂车和半挂车的制造”。其余5个行业皆为负但不显著。

当以 $FMA2$ 衡量市场准入性,即以模型(6)进行计量时,需求份额的系数除了“其他非金属矿物制品的制造”行业大于1外,其他计量结果与模型(5)的结果一致。即除了“其他非金属矿物制品的制造”也存在本地市场效应以外,模型(6)所显示的本地市场效应与模型(5)一致。而模型(5)、(6)中有三个行业的市场准入性系数略有差异。“服装的制造、毛皮修饰及染色”在模型(5)当中为负但不显著,在模型(6)中则显著为正;“出版、印刷及记录媒介物的复制”在模型(5)当中为正且显著,在模型(6)中则显著为负;“家具的制造;未另分类的制造”在模型(5)当中为正但不显著,在模型(6)中显著为负。上述结论验证了 Südekum(2007)的观点:市场准入性引起的第三国效应对于一国产出的影响大小和方向具有不确定性。

综上所述,对于本地市场效应的估计,具体到 ISIC 两位数各制造业行业时,计量结果得出,18个行业中12个行业存在显著的本地市场效应,5个行业不存在本地市场效应,1个行业发现了不显著的逆向本地市场效应。

(四)进一步回归:考虑行业异质性

为了进一步观察行业特征是否会影响本地市场效应,我们还考虑了两种行业异质性:行业的科技水平与行业的加工贸易出口比重。根据 OECD 的分类,我们将18个制造业行业分为中高及高科技行业和中低及低科技行业;根据中国海关进出口数据库提供的产品出口贸易方式,我们也将18个制造业行业分为高加工贸易行业 and 低加工贸易行业。^① 由于不同行业的市场准入性存在差异,我们希望在观察到控制市场准入性的情况下,不同行业在本地市场效应上是否存在不同。

回归结果如表4所示。表4中,模型(7)~(10)分别以 $FMA1$ 和 $FMA2$ 作为市场准入性按行业科技类型进行了回归。我们发现,中低及低科技行业与中高及高科技行业都存在显著的本地市场效应,但在市场准入性的影响上,中低及低科技行业要略高于中高及高科技行业,这与中低及低科技行业的市场准入性略高于中高及高科技行业是一致的。模型(11)~(14)则分别以 $FMA1$ 和 $FMA2$ 作为市场准入性按行业的加工贸易出口比重进行了回归。结果发现,无论是低加工贸易行业还是高加工贸易行业,本地市场效应都显著存在,这与邱斌和尹威(2010)的结论不同。他们发现,加工贸易行业不存在本地市场效应,只有一般贸易中才存在本地市场效应,并进而认为国内需

^① 详细的分类方法可参见第三部分关于行业分类的说明。

求对于加工贸易并不重要。我们的发现则表明,无论行业的加工出口比重有多高,国内市场需求依然是非常重要的。我们的结论同林发勤和唐宜红(2010)的发现较为相似,但外部市场准入性对低加工贸易行业和高加工贸易行业产出的影响确实存在差异。我们发现,高加工贸易行业对外部市场准入性的依赖要显著地高于低加工贸易行业。这同样与高加工贸易行业的外部市场准入性高于低加工贸易行业的事实是一致的。

表 4 进一步回归:考虑行业异质性

解释变量	以 <i>FMA1</i> 衡量准入性		以 <i>FMA2</i> 衡量准入性		以 <i>FMA1</i> 衡量准入性		以 <i>FMA2</i> 衡量准入性	
	中低及低技术行业 (7)	中高及高技术行业 (8)	中低及低技术行业 (9)	中高及高技术行业 (10)	低加工贸易行业 (11)	高加工贸易行业 (12)	低加工贸易行业 (13)	高加工贸易行业 (14)
S_E	1.0170 *** (0.0315)	1.0480 *** (0.0172)	1.0120 *** (0.0320)	1.0460 *** (0.0174)	1.0510 *** (0.0176)	1.0580 *** (0.0520)	1.0470 *** (0.0200)	1.0890 *** (0.0530)
<i>FMA</i>	0.0100 *** (0.0018)	0.0035 *** (0.0006)	0.0270 *** (0.0066)	0.0240 *** (0.0047)	0.0037 *** (0.0009)	0.0100 *** (0.0020)	0.0120 (0.0081)	0.0300 *** (0.0075)
模型	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
观察值	403	155	403	155	279	279	279	279

五 稳健性检验:控制本地偏向需求

Krugman(1980)推导本地市场效应的一个假定前提是本国居民对每个外国产品和本国产品需求量的比值小于1。换言之,消费本国产品的消费者要比消费外国产品的消费者多,即本国居民总是更加偏好本国产品。Trionfetti(2001)证实,需求是具有本地偏向性的,对于不同产品的本地需求偏向是不一样的,本地需求的偏向会对贸易流量及专业化方式产生影响。因此在研究需求对于产出的影响时,必须剔除这种本地偏向需求可能对本地市场效应估计造成的干扰。参考 Brülhart 和 Trionfetti(2009)的做法,本文首先采用引力模型估计本地偏向需求。

$$\ln im_k^j = \alpha + \beta_1 \ln homedum^j + \beta_2 \ln dist^j + \beta_3 \ln contig^j + \beta_4 \ln intradom^j + \beta_5 \ln colony^j + \beta_6 \ln comlang_off^j + \delta' M^j + \theta' X^j + \kappa' S + \varepsilon_k^j \quad (12)$$

表 5 引力模型估计结果

<i>IND</i>	<i>homedum</i>	<i>Intradom</i>	<i>Indist</i>
总体	1.3115*** (0.3752)	1.1769*** (0.0080)	-0.0869 (0.0445)
15	2.0265 (1.1949)	1.3525*** (0.0312)	-0.0932 (0.1414)
16	6.4307*** (1.3283)	1.0381*** (0.0345)	0.4872** (0.1617)
17	-3.0695* (1.3727)	1.2116*** (0.0324)	-0.5542*** (0.1628)
18	1.2271** (0.3823)	1.0259*** (0.0116)	-1.0357*** (0.1983)
20	-5.7941*** (1.2373)	1.4160*** (0.0320)	-1.0196*** (0.1468)
21	4.2416** (1.3662)	1.4199*** (0.0349)	0.4124* (0.1618)
22	-3.0981** (1.0257)	1.2600*** (0.0253)	-0.5091*** (0.1209)
23	3.9865** (1.3758)	1.1205*** (0.0284)	0.0750 (0.1664)
24	1.2978 (1.5061)	1.4254*** (0.0371)	0.0072 (0.1776)
25	-4.7885*** (0.9280)	1.3244*** (0.0202)	-0.7756*** (0.1100)
26	1.1452*** (0.2591)	1.0249*** (0.0085)	-0.7660*** (0.1238)
27	0.3615 (1.3462)	1.3579*** (0.0330)	-0.2604 (0.1597)
28	-0.4155 (1.2534)	1.3365*** (0.0310)	-0.2796 (.1479)
29	4.2606* (1.6587)	1.2190*** (0.0346)	0.2688 (0.1970)
31	3.5972* (1.4493)	1.1420*** (0.0276)	0.3215 (0.1717)
33	0.8987 (1.3911)	1.3372*** (0.0315)	0.0582 (0.1664)
34	4.8220*** (1.4279)	1.2757*** (0.0319)	0.3967* (0.1684)
36	0.0964 (1.5765)	1.0790*** (0.0365)	-0.1925 (0.1878)

其中, im_k^j 表示 j 国从 i 国进口的 k 行业产品的值; 当 $i=j$ 时, $homedum^i = 1$, 当 $i \neq j$ 时, $homedum^i = 0$, 其估计系数即本地偏向需求; $lntradom$ 为 $tradefreedom$ 的对数。 $tradefreedom$ 表示 i 国和 j 国间的贸易自由度; M^j 表示进口国固定效应向量; X^i 表示出口国固定效应向量; S 表示行业固定效应向量。在这里需要指出的是, 本文用 $lntradom^i$ 代替了 Brühlhart 和 Trionfetti (2009) 中的 $lntradeiff^{i,j}$, 主要是由于 1977 ~ 2007 年具体到两国间某种产品的关税数据缺失较多。本文借鉴 Head 和 Mayer (2004) 推导的贸易自由度公式, 令 $tradefreedom^i = \phi_{od} = \sqrt{\frac{E_{od}E_{do}}{E_{oo}E_{dd}}}$, 其中 E_{od} 表示 o 国对 d 国的总出口, E_{do} 表示 d 国对 o 国的总出口, E_{oo} 和 E_{dd} 分别表示 o 国和 d 国的国内销售, 即等于各国总产出减去其总出口。

对式 (12) 进行回归的结果如表 5 所示。可以发现, $homedum$ 的系数即为本地偏向需求, 总体回归的系数为 1.3115 且显著, 即从制造业

总体上来看,存在本地偏向需求。从表 5 还可以看出,18 个行业中 13 个行业的估计系数为正,8 个行业的结果是显著的。这 8 个行业分别是“烟草制品的制造”、“服装的制造、毛皮修饰及染色”、“纸和纸制品的制造”、“焦炭、精炼石油产品及核燃料的制造”、“其他非金属矿物制品的制造”、“未另分类的机械和设备的制造”、“未另分类的电力机械和装置的制造”、“医疗器械、精密仪器、光学仪器和钟表的制造”。其余 5 个行业有 4 个估计系数显著为负。这 4 个行业分别是“纺织品的制造”、“木材、木材制品及软木制品的制造,但家具除外;草编物品及编织材料物品的制造”、“出版、印刷及记录媒介物的复制”、“橡胶和塑料制品的制造”。

进一步地,为了求出本地偏向效应,本文对下式进行估计:

$$outputshare_s^i = c_{os} + c_{1s}idiobias_s^i + c_{2s}expendishare_s^i + v_s^i \quad (13)$$

其中, $outputshare_s^i = \frac{Output_s^i}{\sum_i Output_s^i}$ 是 i 国 s 行业的产出份额, $Output_s^i$ 是 i 国 s 行业的产出。

$idiobias$ 即表 5 中 $homedum^i$ 的估计系数,也就是本地偏向需求。 $expendishare_s^i = \frac{NetExpenditure_s^i}{\sum_i NetExpenditure_s^i}$ 是 i 国 s 行业的净最终需求份额, $NetExpenditure_s^i$ 是 i 国 s 行业的净最终需求,由 i 国 s 行业的产出减去出口再加上进口得到。 v_s^i 为随机误差项。

在估计出各行业每个时期的本地偏向需求后,本文对式(13)进行分行业回归,结果如表 6 所示。可以看出, $expendishare$ 的系数全部显著为正,在这一点上也说明了需求对于产出的影响及其重要性。本文重点关注的是 $idiobias$ 系数,亦即本地偏向效应。从表 6 可以看出,有 6 个行业的 $idiobias$ 系数显著为负,^①分别为“烟草制品的制造”、“纺织品的制造”、“纸和纸制品的制造”、“出版、印刷及记录媒介物的复制”、“未另分类的机械和设备的制造”、“医疗器械、精密仪器、光学仪器和钟表的制造”。估计系数显著为正的产业只有两个,分别为“焦炭、精炼石油产品及核燃料的制造”、“基本金属的制造”。这实际上说明本地偏向效应对产出的影响不及需求。

在估计出系数即本地偏好效应后,容易得出控制本地偏向效应的本地市场效应估计模型,即:

$$s_{n,ii}^k = \beta_0^k + \beta_1^k s_{E,ii}^k + \beta_2^k FMA_{ii}^k + \beta_3^k HBE_{ii}^k + \varepsilon_{ii}^k \quad (14)$$

其中, HBE_{ii}^k 即 $idiobias$ 的系数 c_{1s} ,其他变量同上。

① 需要指出的是, $idiobias$ 系数与 $homedum$ 的系数无直接联系,前者是对产出的影响,产出还受其他第三国的影响,后者是对贸易交货值的影响。

对式(14),本文先作一个混合回归再进行分行业回归(见表7)。从混合回归的结果可以看出,模型(15)、(16)的 S_E 、 FMA 、 HBE 的系数都是一致的。 S_E 皆大于1且显著,即在控制本地偏向效应后,中国制造业总体上依然存在显著的本地市场效应。 FMA 的系数皆显著为正,即第三国需求对中国制造业产出的影响总的说来是正向的。 HBE 系数皆为负,且在模型(15)中是显著的。事实上,从表6本地偏向效应的估计结果即可以判断本地偏向效应对产出的影响是消极的。这意味着,类似歧视性政府采购的政策,对保护本国制造业未必起到促进作用。

表6 本地偏向效应估计结果

<i>IND</i>	<i>expendishare</i>	<i>idiobias</i>	<i>IND</i>	<i>expendishare</i>	<i>idiobias</i>
15	1.0000 *** (0.0000)	0.0045 (0.0048)	25	0.9992 *** (0.0002)	1.2826 (3.1742)
16	1.0000 *** (0.0000)	-0.0137 * (0.0054)	26	1.0000 *** (0.0000)	0.0058 (0.0057)
17	1.0000 *** (0.0000)	-0.0752 *** (0.0214)	27	1.0000 *** (0.0000)	0.0334 ** (0.0127)
18	1.0010 *** (0.0004)	-0.2162 (3.5278)	28	1.0000 *** (0.0000)	-0.0006 (0.0036)
20	1.0000 *** (0.0002)	0.8474 (2.6424)	29	1.0000 *** (0.0000)	-0.0345 *** (0.0087)
21	1.0000 *** (0.0000)	-0.0102 ** (0.0032)	31	1.0000 *** (0.0000)	-0.0232 (0.0150)
22	1.0000 *** (0.0000)	-0.0127 *** (0.0032)	33	1.0000 *** (0.0000)	-0.1909 *** (0.0243)
23	1.0000 *** (0.0000)	0.0185 * (0.0085)	34	1.0000 *** (0.0000)	-0.0033 (0.0032)
24	1.0000 *** (0.0000)	-0.0036 (0.0068)	36	1.0001 *** (0.0002)	-2.6202 (2.9954)

进一步地,本文对模型(15)、(16)进行分行业回归。可以看出,模型(5)、(6)、(15)、(16)中 S_E 的系数基本一致。略有不同的是,在控制本地偏向效应后,模型(15)和模型(5)相比,“汽车、挂车和半挂车的制造”的本地市场效应不再存在;模型(16)和模型(6)相比,“纸和纸制品的制造”出现了本地市场效应,“其他非金属矿物制品的制造”、“汽车、挂车和半挂车的制造”的本地市场效应消失了。综上,控制本地偏向效应的影响后,制造业总体上存在本地市场效应;具体到行业时,本地偏向效应对本地市场效应没有产生实质性的影响。

表 7 纳入 HBE(本地偏好效应)回归结果

解释变量 <i>IND</i>	以 <i>FMA1</i> 衡量准入性			以 <i>FMA2</i> 衡量准入性		
	<i>S_E</i>	<i>FMA1</i>	<i>HBE</i>	<i>S_E</i>	<i>FMA2</i>	<i>HBE</i>
		(15)			(16)	
总体	1.0224 *** (0.0234)	0.0076 *** (0.0011)	-0.0005 * (0.0002)	1.0281 *** (0.0236)	0.0293 *** (0.0051)	-0.0003 (0.0002)
15	1.0434 *** (0.0062)	-0.0007 (0.0005)	0.0183 (0.0259)	1.0440 *** (0.0063)	-0.0032 (0.0025)	0.0193 (0.0261)
16	0.2034 (0.1425)	0.7580 *** (0.1450)	-0.0758 (0.1895)	0.4072 (0.2106)	0.1440 (0.2333)	0.0804 (0.2655)
17	1.4357 *** (0.0614)	-0.0015 (0.0109)	-0.0622 ** (.01933)	1.4406 *** (0.0560)	-0.0163 (0.0438)	-0.0632 ** (0.0190)
18	2.6550 ** (0.7454)	-0.0522 (0.1594)	-0.0014 (0.0024)	1.9808 ** (0.6735)	1.2868 * (0.5666)	-0.0018 (0.0022)
20	1.2680 *** (0.0642)	0.0083 * (0.0032)	0.0000 (0.0000)	1.2722 *** (0.0633)	0.0266 * (0.0102)	0.0001 (0.0000)
21	0.9763 *** (0.0386)	0.0053 (0.0079)	0.1024 (0.0828)	1.0150 *** (0.0515)	-0.0159 (0.0460)	0.1583 (0.0924)
22	1.2394 *** (0.0345)	0.0061 (0.0066)	-0.0219 * (0.0100)	1.3219 *** (0.0289)	-0.1107 * (0.0474)	-0.0216 ** (0.0077)
23	1.0079 *** (0.0128)	-0.0027 (0.0049)	0.0070 * (0.0033)	1.0307 *** (0.0107)	-0.0296 ** (0.0095)	0.0046 (0.0027)
24	0.9655 *** (0.0238)	-0.0048 * (0.0020)	0.0209 (0.0145)	0.9801 *** (0.0196)	-0.0429 *** (0.0110)	0.0152 (0.0120)
25	1.2606 *** (0.0277)	0.0049 (0.0051)	-0.0003 (0.0002)	1.1977 *** (0.0466)	0.1958 (0.1504)	-0.0002 (0.0002)
26	0.9050 *** (0.0476)	0.1322 *** (0.0330)	0.1616 (0.1129)	0.9921 *** (0.0611)	0.1664 (0.1162)	0.3570 ** (0.1253)
27	1.0086 *** (0.0304)	0.0021 (0.0024)	-0.0009 (0.0265)	1.0284 *** (0.0411)	0.0020 (0.0213)	-0.0036 (0.0268)
28	1.2878 *** (0.0331)	-0.0962 * (0.0365)	0.2248 ** (0.0780)	1.2778 *** (0.0416)	-0.1683 (0.1134)	0.2320 * (0.0887)
29	1.0723 *** (0.0474)	0.0028 (0.0021)	0.0334 (0.0248)	1.0855 *** (0.0502)	0.0088 (0.0096)	0.0367 (0.0250)
31	1.0503 *** (0.0231)	0.0317 *** (0.0059)	-0.0451 *** (0.0061)	1.0740 *** (0.0285)	0.1506 ** (0.0468)	-0.0477 *** (0.0076)
33	0.7575 *** (0.0382)	0.0079 (0.0067)	-0.0257 ** (0.0071)	0.7751 *** (0.0545)	0.1374 (0.1887)	-0.0266 *** (0.0072)
34	0.9964 *** (0.0145)	0.0025 *** (0.0005)	-0.0597 ** (0.0173)	0.9766 *** (0.0173)	0.0258 *** (0.0053)	-0.0650 *** (0.0176)
36	-0.3701 (0.3107)	0.0241 * (0.0104)	-0.0006 *** (0.0002)	-0.2092 (0.2397)	-0.0768 *** (0.0180)	-0.0005 ** (0.0001)

六 结语

本文通过一个扩展的多国模型理论框架,在考虑市场准入性的情况下,利用1977~2007年中国和14个主要贸易伙伴ISIC两位数制造业的贸易和产出数据,估计了中国制造业的本地市场效应。结果发现,18个行业中12个行业存在显著的本地市场效应。行业的异质性对本地市场效应没有实质影响,但不同行业对外部市场准入性的依赖程度存在较大差异。进一步的,在控制本地偏向需求后,中国制造业本地市场效应仍然稳健存在。相比现有基于两国模型框架对中国制造业本地市场效应的估计,本文基于多国模型框架的估计结果更为精确,其政策含义也更为明确具体。

我们的结论表明,除了劳动力比较优势之外,本地市场效应也是中国制造业出口竞争力的重要源泉。在劳动力比较优势日益削弱的背景下,中国出口增长仍然具备强劲的内生动力。因此,扩大内需不仅能直接保证宏观经济的持续增长,也将通过本地市场效应培育出口竞争力,促进出口的稳定增长。

参考文献:

- 范剑勇、谢强强(2010):《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》,《经济研究》第4期。
- 林发勤、唐宜红(2010):《比较优势、本地市场效应与中国制成品出口》,《国际贸易问题》第1期。
- 钱学锋、陈六傅(2007):《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》,《世界经济研究》第12期。
- 钱学锋、梁琦(2007):《本地市场效应:理论和经验研究的新近进展》,《经济学(季刊)》第3期。
- 邱斌、尹威(2010):《中国制造业出口是否存在本土市场效应》,《世界经济》第7期。
- 张帆、潘佐红(2006):《本土市场效应及其对中国省间生产和贸易的影响》,《经济学(季刊)》第2期。
- Behrens, K.; Lamorgese, A.; Ottaviano, G. I. P. and Tabuchi, T. "Testing the 'Home Market Effects' in a Multi-Country World: A Theory-Based Approach." CEPR discussion paper 4468, 2004.
- Bourtchouladze, N. "Home Market Effect Hypothesis in a Multi-Country World." HEI working paper, No. 16/2007, 2007.
- Brühlhart, M. and Trionfetti, F. "A Test of Trade Theories when Expenditure Is Home Biased." *European Economic Review*, 2009, 53, pp. 830-845.
- Davis, D. R. and Weinstein, D. E. "Does Economic Geography Matter for International Specialisation?" *NBER Working Paper*, No. 5706, 1996.
- Davis, D. R. and Weinstein, D. E. "Economic Geography and Regional Production Structure: An Empirical Investigation." *European Economic Review*, 1999, 43, pp. 379-407.

Davis, D. R. and Weinstein, D. E. "Market Access, Economic Geography and Comparative Advantage: An Empirical Test." *Journal of International Economics*, 2003, 59, pp.1-23.

Head, K. and Mayer, T. "The Empirics of Agglomeration and Trade." CEPR working paper 3985 and also in J. V. Henderson and J-F. Thisse eds., *Handbook of Urban and Regional Economics*, 2004, North Holland.

Krugman, P. "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade." *American Economic Review*, 1980, 70 (5), pp.950-959.

Krugman, P. "The Hub Effect: or, Threeness in International Trade," in W. J. Ethier, E. Helpman and J. P. Neary eds., *Theory, Policy and Dynamics in International Trade*. 1993, Cambridge: Cambridge University Press.

Larch, M. "The Home Market Effect in Models with Multinational Enterprises." http://www.ecomod.net/conferences/ecomod2004/ecomod2004_papers/128.pdf, 2003.

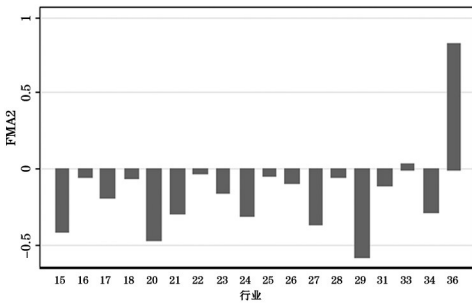
Redding, S. and Venables, A. J. "Economic Geography and International Inequality." *Journal of International Economics*, 2004, 62, pp.53-82.

Schumacher, D. "Home Market and Traditional Effects on Comparative Advantage in a Gravity Approach." DIW Discussion paper 344, 2003.

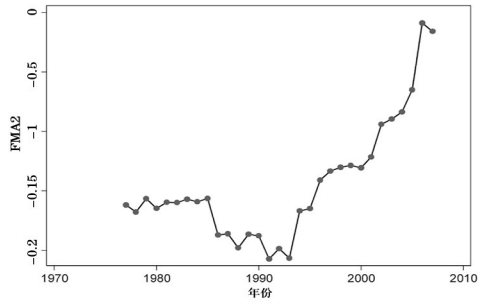
Südekum, J. "Identifying the Dynamic Home Market Effect in a Three-country Model." *Journal of Economics*, 2007, 92(3), pp.209-228.

Trionfetti, F. "Using Home-Biased Demand to Test for Trade Theories." *Weltwirtschaftliches Archiv*, 2001, 137, pp.404-426.

附录:以 FMA2 计算的中国制造业市场准入性均值及分行业均值



附图 1 中国制造业分行业市场准入性均值
(1977 ~ 2007 年)



附图 2 中国制造业市场准入性均值
(1977 ~ 2007 年)

(截稿:2013 年 1 月 责任编辑:宋志刚)