

中国服务贸易的本地市场效应研究 ——基于中国与31个国家(地区)的双边贸易面板数据

阚大学,吕连菊

(南昌工程学院 经济贸易学院,江西 南昌 330099)

摘要:文章利用1992—2011年中国与31个国家(地区)的双边服务贸易的面板数据实证研究了中国服务贸易的本地市场效应,发现相对需求结构、需求规模作用的本地市场效应和以劳动力要素禀赋为传统的比较优势均促进了中国服务出口,并且后者促进作用大于前者;还发现需求规模作用的本地市场效应促进了中国的传统服务、新兴服务、生产性服务和非生产性服务的出口,其中对新兴服务和生产性服务出口的促进作用更为明显;需求结构作用的本地市场效应也促进了中国新兴服务和生产性服务出口,但促进作用较小,同时需求结构弱化了本地市场效应对传统服务和非生产性服务出口;最后发现中国的运输服务、旅游服务、建筑服务、通信服务、金融服务和保险服务都存在显著的需求规模作用的本地市场效应,而旅游服务、金融服务和保险服务则都存在显著的需求结构作用的本地市场效应,计算机和信息服务、专有权利及许可费、个人、文化和娱乐服务、其他商业服务的本地市场效应都不显著。

关键词:服务贸易;比较优势;本地市场效应;引力模型

中图分类号:F14 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)10-0071-13

一、引言

1978年以来,中国服务贸易快速发展,2013年服务贸易总额达到了5 396.4亿美元,其中出口总额为2 105.9亿美元,进口总额为3 290.5亿美元;服务贸易总额年均增速16.17%,其中出口年均增速15.01%,进口年均增速17.52%。服务贸易从1982年的世界排名第34位上升到第3位,比重由占世界服务贸易的0.6%上升到6%。但伴随着服务贸易的快速增长,中国服务贸易从1996年开始出现逆差并基本上呈逐步扩大趋势,到2013年逆差高达1 184.6亿美元。而且,中国服务贸易的国际竞争力依然较弱,特别是新兴服务贸易和生产性服务贸易。在目前外需不景气和劳动力比较优势逐渐消失的情况下,中国的服务贸易面临着诸多难题和挑战:首先,中国服务出口优势从何而来?其次,中国依靠劳动力比较优势在一定程度上制约了服务出口结构优化,因此,如何在扩大在服务出口规模的同时优化出口结构?最后,在扩大内需的背景下,中国内需是否能填补服务出口?扩大内需与中国服务出口的关系如何?由于服务包括传统服务和新兴服务,扩大内需是否会推动新兴服务贸易和生产性服务贸易发展,优化中国服务出口结构?新贸易理论提出的本地市场效应为考虑这些问题提供了思路。Krugman(1980)指出在一个存在规模报酬递增和贸易成本的世界中,

收稿日期:2014-04-23

基金项目:国家社会科学基金一般项目(12BJL054);国家社会科学基金青年项目(13CJL062)

作者简介:阚大学(1982—),男,安徽合肥人,南昌工程学院经济贸易学院副教授,经济学博士;

吕连菊(1982—),女,湖北武穴人,南昌工程学院经济贸易学院讲师。

一国内需市场的稳定和扩大能促进出口,形成本地市场效应。由于服务贸易也存在规模经济和贸易成本,有可能形成本地市场效应,文章将服务贸易作为研究对象,实证分析中国服务贸易的本地市场效应,回答上述问题,以期应对劳动力比较优势的逐渐消失,扩大中国服务出口,优化服务出口结构提供相应的参考。

文章余下部分的结构安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是计量模型构建和数据说明;第四部分是依次实证分析中国整体服务贸易、传统服务贸易和新兴服务贸易、生产性服务贸易和非生产性服务贸易、服务业分行业贸易是否存在本地市场效应;第五部分是文章的主要结论和对策。

二、文献综述

(一)国外文献综述

在理论研究方面,Krugman(1980)、Helpman 和 Krugman(1985)在严格的理论假设条件下,通过模型推导证明了本地市场效应的存在。后来,一些学者将贸易成本、异质性企业、企业策略性行为、跨国公司、多国框架和资本等因素纳入理论模型中,试图在更为宽松的假设条件下发现本地市场效应并分析其福利效应,但得出的结果不相一致。Head 等(2002)、Larch(2003)、Ottaviano 和 Thisse(2004)、Behrens 等(2004)、Okubo 和 Rebeyrol(2006)、Combes 等(2008)、Takatsuka 和 Zeng(2009)、Ghazalian 和 Furtan(2009)、Johdo(2013)等在理论上证明了本地市场效应的存在;而 Davis(1998)和 Yu(2005)则指出如果考虑存在运输成本的农业部门,本地市场效应可能并不存在;Zeng 和 Kikuchi(2006, 2009)的研究则得出不同的结果,认为本地市场效应并没有因为农业部门运输成本的存在而消失;Huang 等(2013)在 Helpman 和 Krugman(1985)模型基础上引入技术差异,分析发现当小国更具有技术优势时,本地市场效应将消失甚至逆转;Chen 和 Zeng(2014)则构建理论模型分析发现本地市场效应会由于贸易成本的不同而出现存在、消失甚至发生逆转的不同情况。

在实证分析方面,主要包括两类研究:一类是考察两国产业相对需求和相对产量的相关性,看需求增加是否导致产量更大比例的增加。如 Davis 和 Weinstein(1999, 2003)、Weder(2003)、Behrens 等(2004)和 Domeque 等(2011)实证研究发现部分制造业行业存在本地市场效应。一类是考察产业相对出口对相对市场大小的弹性,如果弹性为正,则说明本地市场效应存在。如 Feenstra(2001)通过考察两种不同类型的产品相对于本国 GDP 的弹性和相对于外国 GDP 的弹性来检验本地市场效应的存在性,对 110 个国家分 5 个年份分别进行了检验,其结果支持差异化产品存在本地市场效应;Schumacher(2003)假定国内外市场存在恒定的生产转变弹性,模型采用了 25 个 OECD 国家的 25 个工业行业数据,结果证明大量的行业存在本地市场效应;Hanson 和 Xiang(2004)采用倍差引力模型的方法检验发现,本地市场效应存在且依赖于运输成本;Brulhart 和 Trionfetti(2005)在用本地偏向的需求修正本地市场效应的基础上,对 6 个 OECD 国家 18 个制造业部门的 4 年数据进行面板估计,在 5 个部门发现了本地市场效应;Crozet 和 Trionfetti(2008)利用 25 个国家 25 个产业 7 年的数据证明了本地市场效应具有非线性特点,即市场规模特别大和特别小的国家的本地市场效应比中等市场规模的国家的本地市场效应更加显著;Nguyen(2011, 2012)则利用 28 个国家 125 个 4 位数 ISIC 制造业部门的数据实证发现大国中那些低交易成本、高国内固定成本、低固定出口成本和生产率离散程度高的行业比其他行业的本地市场效应更大。

(二)国内文献综述

国内学者对本地市场效应存在性的研究主要是在 2006 年以后,最近几年逐渐增多,且不断深化。国内文献具体可分为两类:一类是利用 Davis 和 Weinstein(2003)的超额需求法实证研究,如张帆和潘佐红(2006)、林发勤和唐宜红(2010)、颜银根(2010)、邱斌和尹威(2010)、冯伟和徐康宁(2012)等人的研究;二是利用引力模型实证研究,如孙丽江和赵志豪(2011)、祁飞和李慧中(2011)等人的研究。而基于双边或多边贸易数据实证研究的文献大多是利用 Schumacher 和 Siliverstovs(2006)的模型构建计量引力方程。前者文献主要有:钱学锋和梁琦(2007)实证研究了中美制造业贸易的本地市场效应,范爱军和刘馨遥(2011)对中印工业制成品贸易中的本地市场效应进行了检验,刘磊(2013)在 1992—2010 年中日制造业贸易数据的基础上估计了两国贸易中的本地市场效应,王岚和盛斌(2013)则利用改进的倍差引力模型实证检验发现中国对美国出口中存在显著的本地市场效应。后者文献主要有:许统生和涂远芬(2010)估计了中国与主要贸易伙伴国贸易中的本地市场效应,发现在 35 个 SITC 两位数分类的制造业中,有 13 类产品出现了本地市场效应;李慧中和祁飞(2011)利用中国与其他 31 个国家制造业对欧盟出口的面板数据实证发现中国制造业对外贸易存在显著的本地市场效应;李慧中和祁飞(2012)又采用中国与 25 个欧盟国家的面板数据实证发现 8 个制造业行业存在显著的本地市场效应,4 个制造业行业不存在本地市场效应;陈雯和李佳璐(2012)基于中国与 25 个主要贸易伙伴国的面板数据,实证发现中国制造业整体以及 26 个分行业中的 24 个行业存在本地市场效应;陈启斐和王晶晶(2013)加入时间变量,构建动态多边模型测算了制造业整体及分行业的本地市场效应;钱学锋和黄云湖(2013)则利用 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。

上述这些研究为我们理解本地市场效应提供了深刻的洞见,但国内学者对本地市场效应的研究还不够完善:一方面,他们基本上都是研究中国制造业及其分行业是否存在本地市场效应,即研究内需扩大对中国制造业及其分行业出口的影响,对于内需扩大对中国服务出口的影响甚少研究,目前的研究,(阚大学,2013)没有将服务贸易分类研究,且其研究范围过小,仅局限于中日双边服务贸易,因此得出的结论可能虽然具有一定的借鉴意义,但并不适合整个中国服务出口,有失一般性和普遍性。此外,其没有考虑需求结构变化对服务出口本地市场效应产生的影响。另一方面,由于不同收入个体对不同产品有着不同的收入弹性,收入分布将影响需求结构,进而导致不同收入弹性产品出现本地市场效应,而现有研究基本上都是从一国需求总量的角度考察了本地市场效应,忽视了收入分布引致需求结构变化对本地市场效应产生的影响。因此,在 Krugman 等人模型中和广泛用于实证研究的引力方程中影响本地市场效应的只是需求总量,而不能反映需求结构的作用,Fajgelbaum 等(2011)首次论证了收入分布如何通过本地市场效应影响一国出口商品的结构;张亚斌等(2012)则在引力方程中纳入需求结构因素,检验了中国与主要贸易伙伴国在分档次消费品双边贸易中的本地市场效应,但研究对象也仅是制造业。

本文区别上述研究,将服务贸易作为研究对象,回答扩大内需是否会促进中国服务出口总量和优化中国服务出口结构。由于中国内需不足的一个重要因素是收入分布,收入分布会通过影响需求结构影响本地市场效应,进而影响服务出口及其结构发生变化。因此,本文将检验中国整体服务出口、传统服务出口和新兴服务出口、生产性服务出口和非生产性服务出口以及各细分服务行业出口的本地市场效应存在性,包括检验相对需求规模作用的本地

市场效应存在性以及需求结构作用的本地市场效应存在性,进而较为全面地实证分析本地市场效应对中国服务出口及其结构产生何种影响。

三、模型构建、样本选择和数据说明

(一)模型构建

文章在 Dalgin 等(2007)的基础上结合 Fajgelbaum 等(2011)、张亚斌等(2012)的研究构建模型。在位似且一致的偏好假设下,需求曲线被构造为 $D = D(P, I)$, 其中 P 为价格因素, I 为总收入。然而在非位似偏好假设下,总需求函数不再是总收入的函数,收入在个人间的分配情况将会影响某种商品的总需求,需求函数变为 $D = D(P, I_1, I_2, \dots, I_n)$, 其中 $I_1, I_2, \dots, I_n$ 分别为第 1, 2, $\dots, n$ 个人的个体收入。由于无法得到个体收入数据,故用收入分布的各阶矩参数 σ 作为近似替代,即需求函数变为 $D = D(P, I, I/n, \sigma)$, 其中矩参数 σ 用以衡量收入差距。然后在此非位似偏好需求函数基础上对引力方程 $\ln X_{ij}^a = \ln k_i^a + \ln m_j^a + \ln Y_i$ 进行修正,^①修正如下: $k_i^a = \vartheta(p, Y_i, y_i, \sigma_i)$, $m_j^a = \theta(p, Y_j/Y_w, y_j, \sigma_j, \sigma_w)$, 其中 Y_j 和 Y_w 表示 j 国和世界的 GDP, y_i 和 y_j 表示 i 和 j 国的人均 GDP, σ_i, σ_j 和 σ_w 表示 i, j 国和世界的收入差距度量指标。将 ϑ 和 θ 函数近似为一个可分的对数线性函数,则上述两式变为:

$$\begin{aligned}\ln k_i^a &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln p + \alpha_2 \ln Y_i + \alpha_3 \ln y_i + \alpha_4 \ln \sigma_i \\ \ln m_j^a &= \beta_0 + \beta_1 \ln p + \beta_2 \ln(Y_j/Y_w) + \beta_3 \ln y_j + \beta_4 \ln \sigma_j + \beta_5 \ln \sigma_w\end{aligned}$$

将这两式代入引力方程中,并结合 Schumacher 和 Siliverstovs(2006)的研究进一步拓展引力方程:

$$\begin{aligned}\ln X_{ij}^a &= \varphi_0 + \varphi_1 \ln Y_i + \varphi_2 \ln Y_j + \varphi_3 \ln y_i + \varphi_4 \ln y_j + \varphi_5 \ln D_{ij} \\ &+ \varphi_6 \ln Ineq_i + \varphi_7 \ln Ineq_j + \sum_{k=0}^k \varphi_k Z_{kij}\end{aligned}\quad (1)$$

其中, D_{ij} 为双边距离,表示两国间的贸易成本, $Ineq_i$ 和 $Ineq_j$ 为收入差距度量指标, Z_{kij} 是国家和时间的虚拟变量。 Y_w 和 σ_w 在式(1)中被吸收到该虚拟变量里,原因在于 Y_w 和 σ_w 对任意国家都是相同的;价格因素 p 在式(1)中也被吸收到该虚拟变量里,原因在于 p 是产品单价和价格指数的函数,而产品单价被包含到国家固定效应的虚拟变量里,同时假设全世界有相同的价格指数,因此,价格指数被包含到时间固定效应的虚拟变量里(张亚斌等,2012)。

同时,方程(1)也决定了产品 α 由 i 国从 j 国的进口额 M_{ji}^a ,它实际上就是产品 α 由 j 国向 i 国的出口额 X_{ji}^a ,因此可以进一步得到:

$$\begin{aligned}\ln X_{ji}^a &= \varphi_0 + \varphi_1 \ln Y_j + \varphi_2 \ln Y_i + \varphi_3 \ln y_j + \varphi_4 \ln y_i + \varphi_5 \ln D_{ji} + \varphi_6 \ln Ineq_j \\ &+ \varphi_7 \ln Ineq_i + \sum_{k=0}^k \varphi_k Z_{kji}\end{aligned}\quad (2)$$

由于在双边贸易中, $D_{ij} = D_{ji}$, $Z_{kij} = Z_{kji}$,将式(1)减去式(2),可以得到两国双边贸易中产品 α 的出口/进口比率的对数表达式:

$$\begin{aligned}\ln X_{ij}^a - \ln X_{ji}^a &= (\varphi_1 - \varphi_2)(\ln Y_i - \ln Y_j) + (\varphi_3 - \varphi_4)(\ln y_i - \ln y_j) \\ &+ (\varphi_6 - \varphi_7)(\ln Ineq_i - \ln Ineq_j)\end{aligned}\quad (3)$$

^①其中 X_{ij}^a 代表产品 α 由 i 国向 j 国的出口额; k_i^a 表示产品 α 在 i 国的 GDP 中所占份额, m_j^a 表示 j 国在产品 α 上的支出占世界该产品支出的比重, Y_i 表示 i 国的 GDP。

$$\ln(X_{ij}^{\alpha}/X_{ji}^{\alpha})=(\varphi_1-\varphi_2)\ln(Y_i/Y_j)+(\varphi_3-\varphi_4)\ln(y_i/y_j)+(\varphi_6-\varphi_7)\ln(Ineq_i/Ineq_j) \tag{4}$$

由式(4)可知,两国产品 α 的出口/进口比率取决于两国的 GDP 、两国的人均 GDP 和两国收入差距的相对程度。由于人均 GDP 可以作为一国资本劳动比的代理变量衡量双边贸易中的相对要素禀赋(Schumacher 和 Siliverstovs,2006),以及由于在非位似偏好的假设下,收入分布将直接影响需求结构。因此,可以将两国收入差距的相对程度看成是两国的相对需求结构。故双边贸易额由双边的相对需求规模、相对要素禀赋和相对需求结构决定,而双边贸易成本和虚拟变量衡量的其他因素并不影响双边的贸易额和结构。如果两国具有相同的要素禀赋和相同的需求结构,那么两国服务贸易额由双边相对需求规模决定,当出口收入弹性与进口收入弹性差值 $\varphi_1-\varphi_2$ 为正时,则存在本地市场效应,本地市场效应依赖于需求规模的作用。如果两国具有相同的需求规模和需求结构,那么两国服务贸易额由双边的相对要素禀赋决定,这与传统贸易理论相一致, $\varphi_3-\varphi_4$ 越大,两国的出口/进口比率也就越大,换句话说,如果两国要素禀赋相差越大,那么两国的出口/进口比率也就越大,这样我们就能分离出本地市场效应和传统比较优势对双边贸易额的不同影响。如果两国具有相同的需求规模和要素禀赋,那么,两国服务贸易额由相对需求结构决定,当 $\varphi_6-\varphi_7$ 的值为正时,存在本地市场效应,本地市场效应依赖于需求结构的作用。

在式(4)基础上加入随机误差项 ϵ ,得到如下最终的计量模型:

$$\begin{aligned} \ln(X_{ijt}^{\alpha}/X_{jtt}^{\alpha}) &= (\varphi_1-\varphi_2)\ln(Y_{it}/Y_{jt})+(\varphi_3-\varphi_4)\ln(y_{it}/y_{jt}) \\ &+ (\varphi_6-\varphi_7)\ln(Ineq_{it}/Ineq_{jt})+\epsilon_{ijt} \end{aligned} \tag{5}$$

(二)样本选择

为了能较为系统地研究中国服务贸易的本地市场效应,本文选取了1992—2011年中国与31个国家(地区)的双边贸易面板数据来实证分析,31个国家(地区)具体为美国、日本、法国、德国、英国、韩国、意大利、澳大利亚、奥地利、瑞典、西班牙、白俄罗斯、加拿大、中国香港、克罗地亚、捷克、丹麦、芬兰、希腊、新加坡、匈牙利、冰岛、爱尔兰、拉脱维亚、立陶宛、荷兰、挪威、波兰、葡萄牙、塞尔维亚和斯洛文尼亚,上述国家(地区)涵盖了中国的主要服务贸易伙伴,1992—2011年中国与这31个国家(地区)的服务贸易占中国服务贸易总额的93.87%。因此,上述样本选择具有代表性,也有助于我们得出相对科学的结论。

(三)数据说明

中国与31个国家(地区)的服务贸易数据来源于 *United Nations Service Trade Statistics Database* 数据库,中国与31个国家(地区)的 GDP 和人均 GDP 数据来源于 *World Bank* 数据库。对 GDP 数据采用 GDP 指数(以1992年为100)进行折算。且所有货币单位均按照当年本币兑换美元的汇率折算成美元。至于中国与31个国家(地区)的收入差距的度量,借鉴张亚斌等(2012)的做法,采用 $R/P20\%$,即用最富有的20%人口所占财富与最贫困的20%人口所占财富的比值来度量;数据主要来源于 *World Development Indicators (WDI) of the World Bank* 的五分组收入份额数据、联合国发布的各年人口发展报告、世界收入不公平数据库(WIID)和各国统计部门发布的数据。部分缺失的数据则根据各国数据的趋势用移动平均法补全。表1给出了各变量的描述性统计结果。

表 1 各变量的描述性统计结果

变量	均值	中间值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	观测值
$\ln(X_{ij}/X_{ji})$	0.5244	0.4143	2.8319	-2.4049	1.1330	0.6573	0.5245	620

续表1 各变量的描述性统计结果

变量	均值	中间值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	观测值
$\ln(Y_i/Y_j)$	2.2100	2.1965	6.2547	-2.0787	1.7262	-0.0985	-0.4775	620
$\ln(y_i/y_j)$	0.1573	0.0941	1.0465	0.0277	0.1718	2.5560	7.2120	620
$\ln(Ineq_i/Ineq_j)$	0.2316	0.1968	1.0189	-0.5905	0.5691	0.3054	1.9906	620

四、实证结果及分析

(一)中国服务贸易整体情况的实证分析

本文利用方程(5)对中国服务贸易整体情况的本地市场效应进行估计,但估计的前提是面板数据必须是平稳的,否则可能产生谬误回归的结果。面板数据的平稳性检验方法主要有 *LLC* 检验、*Breitung* 检验、*Hadri* 检验、*IPS* 检验、*Fisher-ADF* 检验和 *Fisher-PP* 检验,本文利用这 6 种检验方法来对上述变量进行平稳性检验。检验结果表明,各变量均存在单位根,是非平稳的,而对其一阶差分值进行检验,其结果整体上表现为没有单位根,如表 2 所示,说明变量都是一阶单整 $I(1)$ 。由于面板数据是非平稳的,需要继续判断变量间是否存在协整关系。主要有三种检验方法:*Pedroni* 检验、*Kao* 检验和 *Fisher*(combined *Johanson*)检验。本文采用前两种来判断变量间是否存在协整关系,由于 *Pedroni* 检验中 *Group- ρ* 统计量最为保守,拒绝度最低,而 *Group-ADF* 统计量的拒绝度最高,其他的统计量表现不够稳定;因此,在面板数据协整检验中,一般重点考察组间 ρ 和组间 *ADF* 两个统计量。表 3 检验结果中的 *Panel- ρ* 和 *Group- ρ* 虽然没有拒绝原假设,但其他统计量基本上均在 1% 显著水平上拒绝了原假设,特别是 *Panel-ADF* 和 *Group-ADF* 统计量均在 1% 显著水平上拒绝了原假设,说明变量间存在协整关系。为了进一步验证是否如此,本文使用系统广义矩估计方法(*Sys-GMM*)进行实证研究,具体估计结果见表 4。从表 4 可知,*Wald Test* 和 *Sargan Test* 统计量均无异常,*Arellano-Bond AR(1)* 值表明残差有一阶自相关性,*Arellano-Bond AR(2)* 值表明残差已没有二阶自相关性。估计结果显示, $\varphi_1 - \varphi_2$ 的值为 0.2467,说明相对需求规模每增加 1 个百分点,中国服务出口/进口比率增加 0.2467 个百分点,且在 5% 水平上通过了显著性检验,表明需求规模作用的本地市场效应有效地促进了中国服务出口。事实上,随着中国经济的快速增长,国内对服务产品的需求也大幅增加,因此,服务业的国内市场规模也不断扩大。从服务业的产值可以看出,1992 年服务业产值为 9 357 亿元,2011 年则增加到 203 260 亿元,年均增速为 16.64%。国内市场规模的扩大有助于服务企业发挥规模经济、降低生产成本和提高产品差异化程度,促进服务出口的扩大。 $\varphi_6 - \varphi_7$ 的值为 0.0856,且没有通过显著性检验,说明需求结构作用的本地市场效应没有显著地促进中国服务出口;而 $\varphi_3 - \varphi_4$ 的值为 0.4219,且通过了显著性检验,可见以劳动力要素禀赋为传统的比较优势促进了中国整体服务出口,并且这种促进作用大于需求规模作用的本地市场效应的促进作用。这解释了在劳动力成本增加和传统优势逐渐消失的情况下,中国服务出口增长的原因之一是本地市场效应。也说明了需求规模作用的本地市场效应是中国服务出口的新优势,在一定程度上中国服务出口是可以逐渐由内需来填补的。

表 2 变量一阶差分值面板单位根检验结果

	面板单位根检验方法					
	<i>LLC</i>	<i>Breitung</i>	<i>Hadri</i>	<i>IPS</i>	<i>Fisher-ADF</i>	<i>Fisher-pp</i>
$\ln(Y_i/Y_j)$	-10.2625 (0.0000)	-2.6983 (0.0038)	6.0614 (0.0000)	-5.9841 (0.0000)	151.008 (0.0000)	248.736 (0.0000)

续表2 变量一阶差分面板单位根检验结果

	面板单位根检验方法					
	LLC	Breitung	Hadri	IPS	Fisher-ADF	Fisher-pp
$\ln(y_i/y_j)$	-9.7612 (0.0000)	-2.5764 (0.0047)	0.7290 (0.2332)	-4.8385 (0.0000)	132.124 (0.0000)	161.575 (0.0000)
$\ln(Ineq_i/Ineq_j)$	-19.0478 (0.0000)	-6.4327 (0.0000)	7.1159 (0.0000)	-7.3570 (0.0000)	166.531 (0.0000)	139.804 (0.0000)

注：括号内为概率值，括号外为统计量，概率值小于 0.01、0.05 和 0.1 分别表明在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上拒绝原假设。表 3 同。

表 3 面板协整检验结果

Pedroni 检验							Kao 检验
Panel-v	Panel-ρ	Panel-pp	Panel-ADF	Group-ρ	Group-pp	Group-ADF	ADF
-3.0905 (0.9924)	3.2286 (0.9917)	-9.9702 (0.0000)	-3.9219 (0.0019)	4.6467 (1.0000)	-10.8334 (0.0000)	-3.2650 (0.0005)	-2.6628 (0.0016)

表 4 整体情况的实证结果

变量	OLS	Sys-GMM
常数项	-4.1125(-1.3076)	-6.7094**(-2.4226)
$\ln(Y_i/Y_j)$	0.2980*(3.7347)	0.2467**(2.6011)
$\ln(y_i/y_j)$	0.5638**(2.1912)	0.4219*** (1.8435)
$\ln(Ineq_i/Ineq_j)$	0.1793*** (1.8621)	0.0856(1.5078)
Adj. R ²	0.7154	—
DW 统计量	1.4549	—
Wald 检验	—	2436.86
Sargan 检验	—	31.29(0.3307)
Arellano-Bond AR(1)	—	-2.30
Arellano-Bond AR(2)	—	1.42
样本观测值	620	620

注：OLS 回归结果括号内为 t 统计量，Sys-GMM 回归结果括号内为 z 统计量（Sargan 检验括号内为伴随概率），*、** 和 *** 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上通过显著性检验。表 5 同。

（二）中国分类服务贸易情况的实证分析

上述仅是从宏观层面考察中国服务贸易整体的本地市场效应，对于中观层面的中国传统服务贸易和新兴服务贸易以及生产性服务贸易和非生产性服务贸易，需求规模和需求结构作用的本地市场效应是否存在呢？

首先本文对传统服务贸易和新兴服务贸易的本地市场效应进行估计，结果见表 5。从表 5 可知，Wald Test 和 Sargan Test 统计量均无异常，Arellano-Bond AR(1) 值表明残差有一阶自相关性，Arellano-Bond AR(2) 值表明残差已没有二阶自相关性。估计结果显示，传统服务贸易的 $\varphi_1 - \varphi_2$ 的值为 0.1743，说明相对需求规模每增加 1 个百分点，中国传统服务出口/进口比率增加 0.1743 个百分点，且在 5% 水平上通过了显著性检验，表明需求规模作用的本地市场效应有效地促进了中国传统服务出口。 $\varphi_6 - \varphi_7$ 的值为 -0.0638，在 5% 水平上通过了显著性检验，表明需求结构弱化了本地市场效应对传统服务出口的促进作用，原因在于收入差距的拉大和近年来房价和物价的上涨使得低收入和中等收入群体消费需求相对不足，且传统服务有同质化倾向，容易被替代，其收入弹性较小。需求结构弱化了本地市场效应部分解释了传统服务服务出口比重为何下降。而 $\varphi_3 - \varphi_4$ 的值为 0.3465，且在 10% 水平上通过了显著性检验，可见在样本期间中国传统服务出口也与劳动力传统比较优势相

关,以劳动力要素禀赋为传统的比较优势促进了中国传统服务出口,并且这种促进作用大于本地市场效应对中国传统服务出口的促进作用。对于新兴服务贸易来说, $\varphi_1 - \varphi_2$ 的值和 $\varphi_6 - \varphi_7$ 的值分别为 0.2251 和 0.1302,均在 10% 水平上显著,表明需求规模和需求结构作用的本地市场效应均显著促进了中国的新兴服务出口,原因在于伴随着中国经济的快速增长,人们平均收入相对于其他样本国家来说增速较快,同时收入差距拉大和高收入群体数量增加,使得新兴服务需求占比上升,且新兴服务具有多样化倾向,不容易被替代,其收入弹性较大,从而导致新兴服务存在需求规模和需求结构作用的本地市场效应。而 $\varphi_3 - \varphi_4$ 的值为 0.0926,没有通过显著性检验,表明比较优势并没有显著地促进中国新兴服务出口。因此,在一定程度上可以说当传统比较优势逐渐消失,由于本地市场效应促进新兴服务出口的作用大于促进传统服务出口的作用,使得中国新兴服务出口占比上升,也在一定程度上说明了本地市场效应是可以逐步优化中国服务出口结构的,即扩大内需更多地推动了新兴服务贸易的发展,进而优化了中国服务出口的结构。

其次,本文对生产性服务贸易和非生产性服务贸易本地市场效应进行了估计。从表 5 可知,生产性服务贸易的 $\varphi_1 - \varphi_2$ 的值和 $\varphi_6 - \varphi_7$ 的值分别为 0.2305 和 0.1514,均通过了显著性检验,表明需求规模和需求结构作用的本地市场效应有效地促进了中国生产性服务出口,原因在于中国经济的快速增长和人们平均收入的增加,致使生产性服务产生了大量需求,这有助于生产性服务实现规模经济、提高生产率和降低服务成本,进而促进其出口,再加上生产性服务大多是新兴服务,所以需求结构作用的本地市场效应也促进了其出口。而 $\varphi_3 - \varphi_4$ 的值为 0.3037,通过了显著性检验,表明劳动力传统比较优势促进了中国生产性服务出口,并且这种促进作用小于本地市场效应对中国生产性服务出口的促进作用。对于非生产性服务贸易而言, $\varphi_1 - \varphi_2$ 的值为 0.1590,在 10% 水平上显著,表明需求规模作用的本地市场效应促进了中国非生产性服务出口; $\varphi_6 - \varphi_7$ 的值为 -0.0419,通过了显著性检验,表明需求结构弱化了本地市场效应对非生产性服务出口的促进作用, $\varphi_3 - \varphi_4$ 的值为 0.0706,但没有通过显著性检验,表明传统比较优势没有显著促进中国非生产性服务出口。因此,在一定程度上可以说当传统优势逐渐消失,由于本地市场效应促进生产性服务出口的作用大于其促进非生产性服务出口的作用,使得非生产性服务出口占比下降,生产性服务出口占比上升。又因为生产性服务出口是服务出口的高端发展阶段(杨玲和吴根宝,2012);所以,这在一定程度上也说明了本地市场效应促进了中国服务出口结构逐步优化,扩大内需更多地推动了生产性服务贸易的发展,从而优化了中国服务出口的结构。

表 5 分类情况的实证结果

变量	传统服务贸易		新兴服务贸易		生产性服务贸易		非生产性服务贸易	
	OLS	Sys-GMM	OLS	Sys-GMM	OLS	Sys-GMM	OLS	Sys-GMM
常数项	1.9101 (1.5376)	2.3125*** (1.9012)	2.0074 (1.4905)	2.1906** (2.4327)	3.5248*** (1.8730)	4.8923* (3.8301)	1.2538 (1.4365)	1.8937*** (1.8168)
$\ln(Y_i/Y_j)$	0.2659* (3.6980)	0.1743** (2.2165)	0.3167** (2.3421)	0.2251*** (1.8508)	0.3316* (4.2459)	0.2305** (2.1944)	0.2547* (3.7890)	0.1590*** (1.9651)
$\ln(y_i/y_j)$	0.5523** (2.0478)	0.3465*** (1.8626)	0.1629*** (1.8843)	0.0926 (1.4320)	0.3612** (2.2877)	0.3037*** (1.9309)	0.1509*** (1.9004)	0.0706 (1.2685)
$\ln(Ineq_i/Ineq_j)$	-0.1647* (-3.5785)	-0.0638** (-2.1774)	0.2250* (3.7168)	0.1302*** (1.9113)	0.2498* (4.0015)	0.1514*** (1.8862)	-0.1126* (-4.4331)	-0.0419** (2.2730)
DW 统计量	1.4857	—	1.4465	—	1.4572	—	1.5526	—
Adjusted R^2	0.6014	—	0.5867	—	0.5329	—	0.6173	—

续表5 分类情况的实证结果

变量	传统服务贸易		新兴服务贸易		生产性服务贸易		非生产性服务贸易	
	OLS	Sys-GMM	OLS	Sys-GMM	OLS	Sys-GMM	OLS	Sys-GMM
Wald 检验	—	2165.37	—	1731.95	—	2710.56	—	1544.38
Sargan 检验	—	27.36 (0.4132)	—	30.49 (0.3565)	—	36.35 (0.2114)	—	23.57 (0.4903)
Arellano-Bond AR(1)	—	—3.05	—	—2.98	—	—1.96	—	—2.62
Arellano-Bond AR(2)	—	1.31	—	1.35	—	1.52	—	1.44
样本观测值	620							

(三)中国细分服务行业贸易情况的实证分析

上述仅是分类考察中国服务贸易的本地市场效应,而每类服务的内部结构也在发生变化;那么,对于分行业的中国服务贸易,本地市场效应是否存在呢?

本文依然利用方程(5)对细分服务行业的本地市场效应进行估计。在估计前,同样检验面板数据的平稳性,发现所有变量为一阶平稳变量;为了避免伪回归,文章也检验了回归后的残差,发现残差序列也是平稳的,变量间存在长期稳定的关系,具体估计结果见表6。从表6可知,Wald Test 和 Sargan Test 统计量均无异常,Arellano-Bond AR(1)值表明残差有一阶自相关性,Arellano-Bond AR(2)值表明残差已没有二阶自相关性。

表 6 细分行业的实证结果

变量\服务	运输	旅游	建筑	通讯	金融	保险	计算机 和信息	专有权利 及许可费	个人、文化 和娱乐	其他商业 服务
常数项	-4.4756 (-1.0947)	3.0782 *** (1.8121)	-2.8935 * (-3.5639)	1.6311 ** (2.2018)	2.5673 ** (2.0192)	1.7524 ** (2.3115)	1.3357 ** (2.2403)	1.2608 * (3.7356)	2.0469 * (5.3240)	3.1987 * (4.6534)
Ln(Y _i /Y _j)	0.1372 *** (1.8713)	0.1946 * (3.7447)	0.1657 ** (2.2005)	0.2203 *** (1.8156)	0.3028 ** (2.2104)	0.3619 * (4.0331)	0.0940 (1.0122)	0.0671 (1.3439)	0.1425 (1.1518)	0.1506 (1.4745)
Ln(y _i /y _j)	0.4935 ** (2.1890)	-0.0858 (-1.5019)	0.3680 *** (1.9231)	0.1179 ** (2.3024)	-0.1285 *** (-1.7967)	0.1643 (1.5256)	-0.1136 * (-4.4218)	-0.1357 * (-3.8945)	-0.0544 ** (-2.3872)	0.2102 ** (2.2713)
Ln(Ineq _i /Ineq _j)	-0.0864 ** (-2.2521)	0.1025 ** (2.3253)	-0.0716 *** (-1.8648)	-0.0537 (-1.2685)	0.1879 ** (2.2650)	0.1488 ** (2.1017)	0.0971 (0.6424)	0.1002 (1.2519)	0.1657 (1.4186)	0.1393 (1.5422)
Wald 检验	2158.99	1900.38	1418.92	2654.71	2812.34	1714.62	2038.25	1820.54	1992.63	1586.19
Sargan 检验	30.16 (0.3590)	27.75 (0.4089)	25.35 (0.4476)	34.82 (0.2735)	36.88 (0.2094)	26.34 (0.4217)	29.93 (0.3708)	31.51 (0.3292)	27.78 (0.4081)	25.90 (0.4425)
Arellano-Bond AR(1)	-3.47	-3.03	-2.79	-1.98	-1.94	-3.29	-2.96	-2.87	-3.04	-2.81
Arellano-Bond AR(2)	1.41	1.37	1.38	1.52	1.50	1.40	1.37	1.35	1.36	1.39
样本观测值	620									

注:括号内为 z 统计量(Sargan 检验括号内为伴随概率),*、**和*** 分别表示在 1%、5%和 10%水平上通过显著性检验。

首先,从表 6 中可知,中国的运输服务、旅游服务、建筑服务、通讯服务、金融服务和保险服务的系数 $\varphi_1-\varphi_2$ 的值为正数,且均通过显著性检验,表明中国的这些服务行业存在需求规模作用的本地市场效应,本地市场效应大小依次为保险服务、金融服务、通信服务、旅游服务、建筑服务、运输服务。随着中国经济的快速增长,国内对这些服务的需求大幅增加,这些服务行业的国内市场规模不断扩大,从而降低了企业的生产成本,增加了产品的差异化程度,促进了这些服务行业的专业化分工,提高了行业生产率,进而促进了中国这些服务出口的增加。其次,从这些行业的 $\varphi_3-\varphi_4$ 系数可知,在样本期间劳动力传统比较优势促进了中国运输服务、建筑服务、通信服务和保险服务的出口,但对保险服务出口的促进作用不明显,可能是因为我国的保险业正逐渐由过去的传统风险保障转变为财富管理,由过去的人海战术产品推销的营销文化、注重费用和人力投入向加大研究投入转变,使得我国企业所提供保险服务已经不在仅是依靠传统比较优势;另一个原因可能是劳动力成本的上升。此外,样本期间劳动力传统比较优势并没有促进旅游服务和金融

服务的出口。对于旅游服务而言,可能因为现在旅游服务业更多的是一种综合服务业,至于旅游服务的 $\varphi_3 - \varphi_4$ 系数没有通过显著性检验,可能是因为中国提供的旅游服务所含的科技含量较低所致。对于金融服务,可能是因为该行业是资本和技术密集型行业,资本和知识要素禀赋的增加,才有助于行业研发、创新服务产品、改善服务效率和提高服务竞争力,增加出口。再者,从 $\varphi_6 - \varphi_7$ 系数可知,旅游服务、金融服务和保险服务存在显著的需求结构作用的本地市场效应。原因在于伴随着人们收入的提高,人们增加了旅游服务、金融服务和保险服务的消费比重;这些服务对人们的生活变得越来越重要,且随着高收入群体规模的增加,旅游服务、金融服务和保险服务的总需求也在扩大,且这些服务品种多样化,难以替代,收入弹性较大,致使这些服务同时存在需求结构作用的本地市场效应。进一步比较系数大小可知,运输服务和建筑服务主要是传统比较优势促进了其出口,而旅游服务、金融服务和保险服务主要是需求规模和需求结构作用的本地市场效应促进了其出口,通信服务主要是由需求规模作用的本地市场效应促进了其出口。

从表 6 还可知,中国计算机和信息服务、专有权利及许可费、个人、文化和娱乐服务的系数 $\varphi_1 - \varphi_2$ 的值和 $\varphi_6 - \varphi_7$ 的值均为正数,但均没有通过显著性检验,表明需求规模和需求结构作用的本地市场效应并没有显著地促进这些服务出口,说明随着中国经济的快速增长,这些服务的国内需求规模的扩大并没有显著地促进中国这些服务出口的增加;也说明收入差距的拉大和高收入群体规模增加,虽然在一定程度上增加了这部分人对计算机和信息服务,专有权利及许可费,个人、文化和娱乐服务的消费比重,促进了需求结构升级,但可能因为这些服务行业企业数量较多、规模较小、较为分散和起步较晚,以及国内对于这些行业的金融支持政策也不完善,加上国内知识产权保护法律不完善,所以国内需求规模的扩大和需求结构的升级并没有显著产生相应的规模经济效应,进而降低企业的服务提供成本和提高行业竞争力。即便是国内需求规模的扩大和需求结构的升级产生了相应的规模经济效应,但往往由于这些服务行业专业性强,中国在这些行业人才较为缺乏,特别是国际化的高精尖专业化人才更是缺乏,导致需求规模和需求结构作用的本地市场效应没有显著促进这些服务出口。此外,中国计算机和信息服务、专有权利及许可费、个人、文化和娱乐服务的 $\varphi_3 - \varphi_4$ 系数为负数,表明劳动力传统比较优势并没有促进这些服务的出口,这可能是因为这些服务行业大多是资本、技术和知识密集型的,且劳动力成本上升致使传统比较优势逐渐消失。因此,中国计算机和信息服务、专有权利及许可费、个人、文化和娱乐服务出口的增加有可能是其他原因所致,如国外需求规模的扩大,即逆本地市场效应和双边经济合作的加深等。

最后,从表 6 可知中国其他商业服务的系数 $\varphi_1 - \varphi_2$ 的值和 $\varphi_6 - \varphi_7$ 的值为正数,但都没有通过显著性检验,表明需求规模和需求结构作用的本地市场效应不明显。此外,从 $\varphi_3 - \varphi_4$ 系数可知传统比较优势促进了中国其他商业服务出口,原因在于其他商业服务大多是劳动密集型行业。

五、结论与对策建议

本文利用 1992—2011 年中国与 31 个国家(地区)的双边贸易面板数据实证研究了中国服务贸易的本地市场效应,发现需求规模作用的本地市场效应促进了中国服务的出口,而需求结构作用的本地市场效应没有显著地促进中国服务出口,以劳动力要素禀赋为传统的比较优势促进了中国服务的出口,并且这种促进作用大于需求规模作用的本地市场效应的促进作用;还发现需求规模作用的本地市场效应促进了中国的传统服务和新兴服务、生产性服务和非生产性服务的出口,其中促进传统服务和非生产性服务出口的作用均小于促进新兴服务和生产性服务出口的作用;需求结构作用的本地市场效应促进了中国新兴服务和生产性服务出口,但促

进作用较小,同时需求结构弱化了本地市场效应对传统服务和非生产性服务出口,这在一定程度上解释了传统服务和非生产性服务出口比重为何下降,也在一定程度上说明了本地市场效应是可以促进中国服务出口结构逐步优化的;最后发现中国的运输服务、旅游服务、建筑服务、通讯服务、金融服务和保险服务都存在显著的需求规模作用的本地市场效应,旅游服务、金融服务、保险服务都存在显著的需求结构作用的本地市场效应。计算机和信息服务、专有权利及许可费、个人、文化和娱乐服务和其他商业服务的本地市场效应不显著。

由上述实证结果可知,需求规模作用的本地市场效应正成为中国服务出口及其结构优化的影响因素之一,而需求结构作用的本地市场效应则是中国服务出口结构优化的影响因素之一。因此,在当前传统劳动力比较优势逐渐消失和外需不景气的情况下,可以通过发挥需求规模和需求结构作用的本地市场效应来促进中国服务的出口,扭转服务贸易逆差,促进其结构优化。具体是:一是采取民生政策,增加人们收入,提高服务消费信心,并且采取优惠政策开发培育人们的服务需求,消除服务需求的制约因素,引导人们服务消费,同时消除地方市场分割,加快推进市场一体化进程,并为服务业提供税收减免、财政补贴和金融投资等政策支持,健全和完善相应法律法规,以便更好地发挥本地市场效应促进服务出口的作用。二是在增加服务内需的同时,要优化服务业和服务贸易的内部结构,要营造良好的内外部环境,通过有选择的导向性消费,发挥本地市场效应,改变以往服务业和服务贸易发展模式,提高服务科技的含量和附加值,进而促进新兴服务贸易和高技术生产性服务贸易的发展。三是结合我国当前经济增速放缓和收入差距扩大的现实,需求结构作用的本地市场效应在服务贸易中将发挥愈加重要的作用;因此,需优化当前的消费信贷政策,采取控制房价等政策,引导人们向更高端消费模式过渡,从而更好地利用当前既定的收入分布状况,优化需求结构,尽快挖掘立足本地需求的内生驱动因素,实现本地市场效应,从而促进中国服务的出口规模及其结构优化。

主要参考文献:

- [1]陈启斐,王晶晶.多边框架下的中国制造业本土市场效应测算[J].南方经济,2013,(2):12—23.
- [2]陈雯,李佳璐.我国制造业出口的本地市场效应研究——基于引力模型的实证分析[J].世界经济研究,2012,(2):21—27.
- [3]范爱军,刘馨遥.中印工业制成品贸易的本地市场效应比较研究[J].世界经济研究,2011,(5):76—81.
- [4]冯伟,徐康宁.产业发展中的本地市场效应——基于我国2004—2009年面板数据的实证[J].经济评论,2012,(2):62—70.
- [5]阚大学.中日服务贸易本地市场效应估计[J].南方经济,2013,(3):75—82.
- [6]林发勤,唐宜红.比较优势、本地市场效应与中国制成品出口[J].国际贸易问题,2010,(1):18—24.
- [7]刘磊.基于引力模型的中韩双边贸易本地市场效应研究[J].国际经贸探索,2013,(8):45—52.
- [8]钱学峰,梁琦.本地市场效应:理论和经验研究的新近进展[J].经济学(季刊),2007,(3):969—990.
- [9]钱学峰,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):49—54.
- [10]钱学峰,黄云湖.中国制造业本地市场效应再估计:基于多国模型框架的分析[J].世界经济,2013,(6):59—78.
- [11]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):45—63.
- [12]孙丽江,赵志豪.中国机电产品贸易的本土市场效应分析[J].生产力研究,2011,(12):4—6.
- [13]王岚,盛斌.中国对美制成品出口竞争优势:本土市场效应与比较优势——基于倍差引力模型的经验分析[J].世界经济文汇,2013,(2):67—79.
- [14]许统生,涂远芬.中国可贸易产业本地市场效应的估计及其政策启示——基于变截距面板数据模型的分析[J].经济学动态,2010,(7):66—70.

- [15]颜银根.中国全行业本地市场效应实证研究——从新经济地理角度诠释扩大内需[J].上海财经大学学报,2010,(3):58—64.
- [16]杨玲,吴根宝.生产性服务贸易出口的结构模式与中国策略[J].改革,2012,(9):95—104.
- [17]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,(5):307—323.
- [18]张亚斌,冯迪,张杨.需求规模是诱发本地市场效应的唯一因素吗? [J].中国软科学,2012,(11):132—146.
- [19]Behrens K, Lamorgese A, Ottaviano G, et al. Testing the home market effect in a multi-country world [R]. CEPR Discussion Papers, No.4468, 2004.
- [20]Brulhart M, Trionfetti F. A test of trade theories when expenditure is home biased[J]. European Economic Review, 2009, 53(7): 830—845.
- [21]Chen C M, Zeng D Z. The home market effect: Beyond the constant elasticity of substitution [R]. Tohoku University Working Paper, 2014.
- [22]Combes P, Mayer T, Thisse J F. Economic geography: the integration of regions and nations [M]. Princeton: Princeton University Press, 2008.
- [23]Crozet M, Trionfetti F. Trade costs and the home market effect[J]. Journal of International Economics, 2008, 76(2): 309—321.
- [24]Dalgin M, Trindade V, Mitra D. Inequality, non-homothetic preferences, and trade: A gravity approach[J]. Southern Economic Journal, 2007, 74(3): 747—774.
- [25]Davis D. The home market, trade, and industrial structure[J]. American Economic Review, 1998, 88(5): 1264 — 1276.
- [26]Davis D, Weinstein D. Economic geography and regional production structure: an empirical investigation [J]. European Economic Review, 1999, 43(2): 379—407.
- [27]Davis D, Weinstein D. Market access, economic geography and comparative advantage: An empirical test [J]. Journal of International Economics, 2003, 59(1): 1—23.
- [28]Domeque N, Fillat C, Sanz G. The home market effect in Spanish industry: An empirical analysis [EB/OL]. [http://www.etsg.org/ETSG 2005/papers/domeque.pdf](http://www.etsg.org/ETSG%202005/papers/domeque.pdf), 2005.
- [29]Domeque N, Fillat C, Sanz G. The home market effect in the Spanish industry, 1965—1995[J]. The Annals of Regional Science, 2011, 46(2): 379—396.
- [30]Fajgelbaum P, Grossman G M, Helpman E. Income distribution, product quality, and international trade [J]. Journal of Political Economy, 2011, 119(4): 721—765.
- [31]Ghazalian L, Furtan W. Home market effect in the presence of multinational activities: Location and nationality [J]. International Review of Economics, 2009, 56(5): 377—392.
- [32]Head K, Mayer T, Ries J. On the pervasiveness of home market effects[J]. Economica, 2002, 69(275): 371—390.
- [33]Helpman E, Krugman P. Market structure and foreign trade [M]. Cambridge (Mass): MIT Press, 1985.
- [34]Krugman P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade[J]. American Economic Review, 1980, 70(5): 950—959.
- [35]Larch M. The home market effect in models with multinational enterprises[J]. Review of International Economics, 2007, 15(1): 62—74.
- [36]Okubo T, Rebeyrol V. Home market effect and regulation costs——Homogeneous and heterogeneous firm trade models [R]. HEI Working Paper, No.02, 2006.
- [37]Schumacher D. Home market and traditional effects on comparative advantage in a gravity approach [R]. DIW Discussion Paper, No.344, 2003.
- [38]Johdo W. Asymmetric transportation costs and the home market effect[J]. Theoretical Economics Letters, 2013, 35(3): 81—84.
- [39]Weder R. Comparative home-market advantage: an empirical analysis of British and American exports[J].

- Review of World Economics, 2003, 139(2): 220—247.
- [40] Huang Y Y, Lee C T, Huang D S. Home market effects in the chamberlinian-ricardian world[J]. Bulletin of Economic Research, 2013, 66(3): 25—49.
- [41] Yu Z. Trade, market size, and industrial structure: The home market effects revisited[J]. Canadian Journal of Economics, 2005, 38(1): 255—272.
- [42] Zeng D, Kikuchi T. Home market effect and the agricultural sector[EB/OL]. <http://www.rieb.kobe-u.ac.jp/coe/seminar/pdf/Zeng.pdf>, 2006.
- [43] Zeng D, Kikuchi T. Home market effect and trade costs[J]. The Japanese Economic Review, 2009, 60(2): 253—270.

On Home Market Effects of Chinese Services Trade: Based on Panel Data of Bilateral Trade between China and 31 Countries

KAN Da-xue, LV Lian-ju

(School of Economics and Trade, Nanchang Institute of Technology, Nanchang 330099, China)

Abstract: By using the panel data of bilateral trade in services between China and 31 countries from 1992 to 2011, this paper empirically studies the home market effect of Chinese services trade and shows that as follows: firstly, compared to demand structure, the home market effect resulting from demand scale and traditional comparative advantages with labor force factor endowment promote Chinese services export, but the promotion role of the later is bigger than the one of home market effect resulting from demand scale; secondly, the home market effect resulting from demand scale promotes traditional, emerging, productive and non-productive services export and the promotion role in emerging and productive services export is more significant; thirdly, the home market effect resulting from demand structure promotes emerging and productive services trade, but the promotion role is small; demand structure weakens the promotion role of home market effect in traditional and non-productive services export; fourthly, the home market effect resulting from demand scale obviously exists in transportation, tourism, construction, communication, finance and insurance services and the home market effect resulting from demand structure exists in tourism, finance and insurance services. The home market effects of computer and information services, copyright and license fees, personal, cultural and recreational services, and other business services are not significant.

Key words: services trade; comparative advantage; home market effect; gravity model

(责任编辑 周一叶)