

服务贸易增长影响了城市规模分布吗

——基于跨国数据的经验研究

王向¹ 刘洪银²

(1. 国网能源研究院, 北京 102209; 2. 天津农学院 人文社会科学系, 天津 300384)

摘 要: 合理的城市规模布局是城市化进程中最重要的组成部分, 城市规模分布过于集中或过于分散都对经济发展不利。本文首次使用跨国面板数据检验了服务贸易与城市规模分布的关系, 发现全样本下服务贸易使城市规模分布更加集中, 但是 OECD 国家和非 OECD 国家存在差异; 与全样本回归结果不同, 服务贸易却促使 OECD 国家城市规模分布更加分散, 这与两类国家所处的经济发展阶段、在全球价值链中的地位有关。本文研究结论对中国目前发展服务贸易和优化城市体系具有警示意义。

关键词: 服务贸易; 城市规模分布; 跨国数据; OECD

中图分类号: F752.68 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-1007(2016)03-0101-13

一、引言

2011 年, 中国城镇人口数首次超过农村人口, 城镇化率超过了 50%。而且近年来, 城镇化越来越被看作是拉动内需的主要动力, 继而被视为转变经济发展方式的重要平台。对于中国的城市化, 优化城市规模布局意义重大, 因为在一国经济中大、中、小城市各自承担的功能不同, 大城市主要承担所辐射区域甚至全国的综合服务功能, 中小城市更多承担生产功能, 不同的城市功能使得与之匹配的城市规模也不同, 所以, 城市规模分布过于集中或者过于分散对经济发展都有损害^[1,2]。

不仅城市化是世界各国发展的普遍趋势, 服务贸易和服务业国际投资快速增长也成为世界经济发展中的突出特征。后者得益于上世纪中后期世界范围内服务业尤其是生产性服务业增加值的增长。Duranton 和 Puga(2005)从功能角度分析了不同规模城市的经济特征, 首次将服务业纳入到城市体系的分析中来^[2], Atsumi(2010)基于城市与农村地区的生产性服务业的差别分析了贸易自由化可能导致城市规模越来越大^[3]。然而, 服务贸易对城市规模分布的影响是什么, 它也像贸易自由化那样会促进城市规模分布更加分散吗?^[4,5] 服务贸易与生产性服务业发展密切相关, 而生产性服务业往往在大城市集聚, 通过带动生产性服务业, 服务贸易的快速增长是否使大城市受益

收稿日期: 2015-12-21

基金项目: 国家社科基金重点项目(13AJY008)

作者简介: 王向, 男, 国网能源研究院研究员, 经济学博士, 主要从事贸易理论研究; 刘洪银, 男, 天津农学院人文社会科学系副教授, 南开大学滨海开发研究院特约研究员, 主要从事贸易理论研究。

更多?已有文献关于贸易对城市规模分布的研究较多,但还没有对上述问题做出回答。

本文首次利用跨国面板数据检验了服务贸易(以商务服务贸易占比表示, Trade in Business Services)与城市规模分布的关系。研究发现,总体上服务贸易发展促进了全球各国首位城市人口占比提高,即城市规模分布更加集中;但是,OECD 国家和非 OECD 国家的子样本回归显示,服务贸易的发展促使 OECD 国家城市规模分布更分散,而非 OECD 国家则更加集中。文章在分类回归中,除了传统旅游贸易,以金融保险和电脑通信为代表的现代商务贸易对 OECD 国家的“均匀”城市分布更显著,而这三类服务贸易对非 OECD 国家的“集中”城市分布更显著。

下文内容安排如下:第二节回顾相关文献,并梳理出待检验的假说;第三节为模型的选择和数据说明;第四节分析计量结果;第五节通过分服务贸易回归进一步分析;最后结论和政策含义。

二、文献回顾及理论假说

城市规模分布是城市体系最重要的组成部分,它主要指城市数量和城市规模之间的关系。在理论上,新城市经济学更注重城市体系的研究,而城市规模分布是城市体系的核心内容^[6]。

城市规模分布真的很重要吗,为什么倍受研究者青睐?最初对城市规模分布的研究主要是调查研究其是否与帕累托(Pareto)分布相一致^[7],随着研究深入,经济学家发现城市规模分布本身对经济增长有重要影响。这种影响主要是以集聚经济和拥堵成本的途径发挥作用:在城市化率一定的条件下,如果经济资源均匀的分布在不同城市,那么,城市就不能充分发挥规模经济效益,一些高端生产要素只有在生产多样化、人力资本密集化的大城市才能发展,而一些小城镇只须单一产业就足够了^[1,2];相反,当生产过于集中于一两个特大城市,持续升高的交通和生活成本超过了城市集聚经济的好处,同时其他城

市规模过小,也限制了城市规模经济的作用^[8]。因此,理论上存在最优的城市规模分布,城市规模过于集中或者过于均匀都不利于经济增长,而且最优的城市规模与经济发展水平有关^[9]。

因此,城市规模分布测度和优化标准吸引了大量文献的关注。最常用的测算方法是基于规模一位序规律的 Pareto 指数(又称 Zipf 指数),这个规律指出城市的规模分布遵循 Pareto 指数为 1 的帕累托分布,即不同城市按照人口规模所排的位序与其人口规模的乘积为常数 1。如果经过数据测算得到的 Pareto 指数大于 1,意味着城市规模分布更均匀,如果小于 1,说明有几个特大城市存在,城市规模更集中^[10,11]。理论和经验研究证明,标准的分权国家其城市规模分布将在 Pareto 指数接近 1 时达到稳态^[12]。

此外,城市分布的 Herfindahl 指数、基尼系数、城市首位度、大城市集中度等都是常用的城市规模分布的测量指标。受篇幅有限这里不对这些指标进行介绍,通常这些指标具有高度的相关性^[13]。

自上世纪八十年代以后,该领域的研究兴趣转移到塑造城市规模分布的决定因素上来^[11]。Williamson(1965)提出了城市规模分布与经济发展水平之间的 U 型假说:在经济发展初期,城市规模分布的集中度不断提高,当达到更高发展水平时,集中度出现下降^[9]。经济发展过程是产业结构从农业向工业和服务业转变的过程,而后两者在城市集中最有效率,尤其在发展初期,工业部门往往集中在几个核心城市,能够充分享受中间投入品的规模效益、共享劳动市场和知识外溢的集聚经济,从而城市人口集中度较高^[1,2]。随着经济规模和人口规模增加,核心城市因为租金、居住和交通成本的上升,以及非核心城市集聚经济出现,人口开始分散到非核心城市,城市集聚度下降。然而,早期的跨国数据研究并没有证实这一假说,而单个国家的时间序列数据研究较多证实了这一假说^[7,11-12,14-15]。

另外,政府和政治制度被看作是导致城市规模集中分布的更重要因素^[16]。一方面,集权政府更可能偏袒其政权所在的核心城市,而从其他

内陆地区榨取资源和财富,不公平的竞争环境导致更多企业和劳动者迁移到被政权偏袒的城市,以获取由生产集聚创造的巨大需求、更多的政府转移支付和享有更安全的生活环境与影响政府的机会,最后导致巨型城市出现。另一方面,政府规模本身对城市集中分布产生影响,一种观点认为,更强大的政府,意味着政府对经济更多的干预和更多的寻租,而这些活动更容易出现在大城市;另一种观点则认为政府掌控的资源越多,政府就越有能力为中小城市提供基础设施和其他公共服务,以减小地区不平等,促进平等的城市规模分布^[12]。实证研究证实了政府集权对城市规模集中分布的正向影响,而政府干预程度的影响则没有一致的结论^[11,16-18]。

随着经济全球化加速和贸易自由化推进,贸易在城市规模分布中的作用日益受到关注。Krugman(1996a,b)使用新经济地理学方法最早在理论上分析了贸易开放对特大城市(城市规模集中)形成的作用^[4,5]。在封闭经济条件下,大城市和小城市中的企业都面向国内市场生产,而大城市拥有高收入的明显优势,并通过更强的“前向”和“后向”关联(Forward and Backward Linkages)的循环累积作用,促进越来越多企业和劳动者向大城市聚集。但是,贸易开放弱化了国内市场的影响,打破了大城市前后向关联的优势,使大城市吸引力下降。Krugman的分析主要是针对发展中国家的巨型城市(如墨西哥城),而 Atsumi(2010)针对发达国家大城市经济以商务服务业为主的特征,分析指出贸易自由化使大城市规模越来越大^[3]。Krugman的假说没有得到更多实证研究的支持,尤其受到由贸易与城市规模反向因果导致的内生性问题的挑战,而对 Atsumi的假说还较少实证研究^[16,18,19]。

与此同时,服务贸易成为全球经济化中的突出现象,不仅全球服务贸易增长率快于全球服务业增加值增长率,而且服务贸易和服务业国际投资增长速度都快于全球贸易和投资总额增长^[20,21]。这得益于具有较强可贸易性的生产性服务业发展,而生产性服务业则受惠于贸易自由化和信息技术的发展^[21,22]。因此,对于城市体

系而言,大城市向国内外生产企业提供商务服务的功能更加突出^[1,2,19],同时,可贸易性服务的发展也使企业可快捷地获得本地之外的服务。那么,服务贸易的发展更多地促进了城市规模集中还是分散?

Atsumi(2010)证明,贸易使大城市里的企业总部具有更高的生产效率,且超过了因企业总部集聚增加的“拥挤”成本,因此,贸易使大城市规模越来越大^[3]。对于自给自足经济,全国型企业会将其总部放在生产性服务业密集的大城市,将生产部门布局在大城市之外,而地方型企业则将企业总部和生产部门同在城市化率低的农村地区布局。在城市规模经济和交通与租金成本的作用下,大城市的工资(ω_c^s)与其他地区的工资(ω_R^s)有如下等式成立

$$\omega_c^s \frac{\theta \lambda S}{2} = \omega_R^s$$

其中, $\omega \lambda s/2$ 指的是城市中个人负担的净成本。由该均衡公式所画的图示如下图。

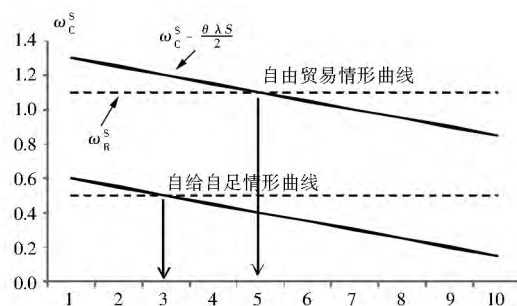


图1 贸易与城市规模

资料来源:Atsumi(2010)

图1中由公式左侧形成的斜线与底部虚线的焦点即为自给自足经济下的均衡,对应的横轴为大城市高素质劳动者的比例 λ (这里将总数做了十等分)。在开放经济下,Atsumi进一步分析指出,大城市内的全国型企业从海外获得的利润更多,相应的城市高素质劳动者的工资(ω_c^s)增加也越高,从而导致图1中斜线上升更大,导致大城市高素质劳动者份额增加,在劳动力人数相对固定情况下,这意味着大城市规模扩大^[3]。

遵循相似的逻辑,服务贸易的发展,可能弱化了大城市在提供生产性服务业方面的优势,因为服务的可贸易性增强,使得非大城市地区也能以更低的成本获得某些生产性服务,而不必将部分职能部门设在大城市。虽然大城市仍然是现代服务业最密集的地方,而且可能是现代服务贸易的主要来源地,但是服务的可贸易性,意味着服务既可以出口到国外,也可以直接提供给国内其他地区,这就可能弱化了距离上接近大城市的重要性,从而使一些企业将总部设在小城市就可以,同时也可以享有更低的租金、更少的交通拥堵和良好的工作环境。例如,美孚石油公司的总部就从纽约转设到小城欧文,而康涅狄格州的纽黑文也拥有许多 500 强企业的总部。同时,根据经济发展与城市规模集中度的 U 型关系,欠发达国家优势资源聚集在首位城市,除了旅游外,多数以信息流为媒介的服务贸易依赖于高级生产要素的汇集,从而至少在一定时期内发展中国家城市首位度与服务贸易之间存在正反馈关系,如中国 70% 以上的服务贸易进出口额分布在东部的北京、天津、上海、江苏和广东等五省市。根据 Krugman (1996a, b) 和 Atsumi (2010) 的研究^[1-3],以及当前经济全球化和全球价值链的情况,我们提出假说:服务贸易尤其是现代商务贸易的发展使城市规模分布更加集中,但这种影响在发达国家和欠发达国家有不同表现。由于 Atsumi (2010) 的分析只针对发达国家^[3],因此,下文分析中笔者必须谨慎处理欠发达国家的情况,因为这些国家不仅城市体系不成熟,大城市突出、中小城市落后,而且其在全球价值链中处在低端环节,本身服务业和服务贸易发展也不发达。

三、模型选择和数据

根据已有研究,以及跨国面板数据可得性,建立下面基准模型

$$\ln Primacy_{it} = \alpha + \alpha_1 \ln commerce_{it} + \gamma X_{it} + \xi_{it}$$

式中 $\ln Primacy_{it}$ 为被解释变量,表示 i 国在 t 年城市规模分布,用 i 国最大城市人口占全

国城市人口的比率表示。尽管 Zipf 指数、Herfindahl 指数和城市首位度经常用来衡量城市规模分布,然而,是考虑到数据易得性,以及本文所用数据与上述几个指标存在很高的相关性,且它在研究中也常见^[13]。

本文主要关注的解释变量是服务贸易,而近年来服务贸易发展主要得益于现代商务贸易的快速增长。正是经济全球化深化、交通发展尤其是现代通信技术的发展,使服务业跨国、跨地区交易规模持续扩大,这里用商务服务贸易(主要含旅游、金融保险、电脑通信等贸易)出口占商品和服务贸易出口的比率表示($\ln commerce_{it}$)。

为更准确显示商务贸易对城市规模分布的影响,模型还加入了其他解释变量,即方程中 X_{it} 所代表的变量组。这些变量有:(1)人均实际 GDP,用以 2000 年为基期以美元为单位的实际人均 GDP,以 $\ln pergd p_{it}$ 表示,用于检验经济发展水平与城市规模分布的关系,而且在下文回归中将加入人均 GDP 的平方项 $\ln pergd p_{it}^2$,以检验经济发展与城市规模分布的 U 型关系;(2)可耕地面积,以 $\ln Land_{it}$ 来表示,可用耕地面积越大,越有可能出现多个特大城市;(3)人口密度,以 $\ln pdensity_{it}$ 来表示,一方面高人口密度鼓励人们在大城市集中,获得集聚效益,另一方面高人口密度意味着城市之间更低的交通成本会弱化人口向大城市集中;(4)道路建设,以 $\ln Road_{it}$ 表示,用于控制道路发展对不同城市的影响,一个国家的道路建设越好,可能越会减少城市规模扩大,但对于欠发达国家,道路建设会促进更多人口向大城市集中;(5)政府干预($\ln Gov_{it}$),用于显示政府控制资源的多少对大城市发展的影响,一方面政府越强大就越有能力通过再分配政策、基础设施建设和提供公共服务,实现地区间的平等发展,另一方面更大的城市规模往往与寻租活动相关,而后者更容易发生在大城市;(6)固定资产投资($\ln Invest_{it}$)作为总的基础设施建设的代理变量,控制基础设施对城市规模分布的影响;(7)城市化水平($\ln Urban_{it}$),作为规模经济和集聚经济的替代变量,城市化促进了人口在大城市集中;(8)人口数量($\ln pop_{it}$),控制人口规模对城

市集中的影响,人口规模与城市规模分布的关系依赖于移民的居住偏好,如果大部分人偏好大城市,就会促进城市规模更加集中。(9)贸易自由化($\ln trade_{it}$),用来显示贸易开放对城市规模分布的影响,以实物贸易占 GDP 的比重表示。最后,计量分析中使用这些变量的对数形式,以减少变量的异方差性,以及便于解释其经济含义。

表 1 是对上述变量的说明,大部分数据来自

于世界发展指数数据库(WDI),这个数据库本身的数据来源就是各种数据库的大集成。经过剔除城市国家、国土面积小于 2 万平方公里国家以及数据严重缺失的国家,最后我们使用 1990—2009 年间 106 个国家的数据进行回归。由于国家众多、时间跨度大,中间数据多有缺失,因此,所使用的是非平衡面板数据。

表 1 相关变量及其说明

变量名	数据说明
城市规模结构(<i>Primacy</i>)	最大城市占城市人口的比率。数据来自世界银行 World Development Index
服务贸易增长(<i>commerce</i>)	商务服务贸易出口占商品和服务贸易出口的比率(%)。数据来源同上。
收入水平(<i>pergdp</i>)	人均实际 GDP(美元),数据来自于 Penn 表。
土地面积(<i>Land</i>)	可耕地面积(公顷)。数据来自世界银行 World Development Index 数据库。
人口密度(<i>pdensity</i>)	每平方公里人口数(人)。数据来源同上。
道路建设(<i>Road</i>)	总的道路网络(千米)。数据来源同上。
政府干涉(<i>Gov</i>)	政府总消费支出与 GDP 之比(%)。数据来源同上。
固定资产投资(<i>Invest</i>)	总固定资本形成与 GDP 之比(%)。数据来源同上。
城市化水平(<i>Urban</i>)	城市人口占总人口的比率(%)。数据来源于世界银行网站。
人口数量(<i>pop</i>)	总人口数量(万),数据来自世界银行 World Development Index 数据库。
贸易自由化(<i>trade</i>)	贸易总量占 GDP 的比重,数据来源同上。

表 2 是主要变量统计的汇总。从中可以看出,非 OECD 国家最大城市人口占比平均值高于 OECD 国家,表明非 OECD 国家有更高的城

市集中度。在商务贸易变量上,除了旅游贸易变量,OECD 国家的平均比率都高于非 OECD 国家,说明 OECD 国家现代商务贸易更发达。

表 2 主要变量的统计性描述

变量	全样本国家			OECD 国家			非 OECD 国家		
	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差
<i>Primacy</i>	2 101	28.63	13.65	560	24.66	12.91	1541	30.08	13.63
<i>commerce</i>	1 938	18.17	13.15	558	22.09	10.27	1380	16.59	13.83
<i>Land</i>	1 842	1.30E+7	2.92E+7	491	1.55E+7	3.40E+7	1351	1.21E+7	2.72E+7
<i>pdensity</i>	1 947	99.38	136.03	519	140.73	130.71	1428	84.35	134.86
<i>Road</i>	1 254	283 538	774 674	382	527 680	1 178 488	872	176 586	467 129
<i>Gov</i>	1 922	14.96	5.90	558	18.47	4.86	1 364	13.53	5.69

变量	全样本国家			OECD 国家			非 OECD 国家		
	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差
<i>Invest</i>	1 927	20.82	5.95	558	21.62	3.80	1 369	20.49	6.60
<i>Urban</i>	2 101	55.88	21.68	560	75.65	10.36	1 541	48.69	20.20
<i>pop</i>	2 101	5505	15 734	560	4 046.60	5 587.60	1 541	6 035	18 033
<i>trade</i>	1 958	69.73	35.04	558	71.62	33.84	1 400	68.97	35.49

四、估计结果分析：服务贸易与城市结构

1. 基准回归结果及分析

根据面板数据模型的一般方法,文章对不同模型回归的优劣进行了检验,其中 F 检验($\text{Prob} > F = 0.00$)和 BP 检验(Breusch and Pagan test, $\text{Prob} > X^2 = 0.00$)表明固定效应回归(FE)和随机效应回归(RE)都优于混合效应回归(OLS);接着, Hausman 检验($\text{Prob} > X^2 = 0.001$)拒绝了个体效应与解释变量不相关的假

设,固定效应回归参数更具有无偏和一致性。

为进行比较和体现模型回归的稳健性,表 3 中分别列出了三种模型各两组回归结果,考虑到可能存在着异方差性,这些回归都使用了稳健性标准差。6 个回归结果显示,主要解释变量 *ln-commerce* 都通过了显著性检验,其中,混合回归可能高估了商务服务贸易对城市规模结构的影响,而固定效应回归显示(以方程(6)为例),商务服务贸易占比每提高 1 个百分点,将使城市规模集中度提高 0.011 个百分点,初步得到,商务服务贸易增长对一国城市规模分布有正向影响。

表 3 模型基本估计结果

解释变量	(1) OLS	(2) OLS	(3) RE	(4) RE	(5) FE	(6) FE
lnPrimacy:最大城市人口占比						
<i>lncommerce</i>	0.039*** (3.46)	0.045*** (3.42)	0.020*** (3.88)	0.010* (1.86)	0.020*** (3.87)	0.011** (2.01)
<i>lnpergdp</i>	-0.080*** (-7.11)	0.053*** (3.09)	-0.059* (-1.78)	-0.004 (-0.09)	-0.058* (-1.71)	0.013 (0.30)
<i>pergdp2</i>	0.00 (0.22)		-0.00 (-0.03)		-0.00 (-0.04)	
<i>lnLand</i>		-0.115*** (-6.17)		-0.067* (-1.67)		-0.044 (-1.03)
<i>lnpdensity</i>		-0.061*** (-4.63)		0.066 (1.27)		-1.437 (-0.69)
<i>lnRoad</i>		-0.029 (-1.58)		0.031 (0.91)		0.043 (1.25)

解释变量	(1) OLS	(2) OLS	(3) RE	(4) RE	(5) FE	(6) FE
<i>lnGov</i>		-0.253*** (-6.99)		-0.039** (-2.30)		-0.032* (-1.75)
<i>lnInvest</i>		-0.122*** (-3.04)		0.025 (1.29)		0.022 (1.12)
<i>lnUrban</i>		-0.336*** (-8.48)		-0.238 (-1.19)		-0.326 (-1.25)
<i>lnpop</i>		-0.188*** (-7.58)		-0.196** (-2.49)		1.361 (0.66)
<i>lntrade</i>		-0.320*** (-8.61)		0.009 (0.42)		0.005 (0.22)
截距项	3.701*** (45.27)	8.740*** (38.95)	3.593*** (13.48)	6.044*** (8.76)	3.581*** (13.94)	-0.075 (-0.01)
样本数	1,919	1,104	1,919	1,104	1,919	1,104
R-squared	0.04	0.57			0.06	0.16

注:(1)***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著;(2)括号内为稳健性标准差下的 t 统计量和 z 统计量;
(2)上述计量结果通过 stata12.0 软件得到,下文皆同。

为了检验经济发展水平与城市规模分布的 U 型假说,在回归中加入了人均实际 GDP 的平方项(pergdp2),但 OLS、RE 和 FE 回归结果都不显著,而且估计参数趋近于零值,即 U 型假说在这里没有得到验证,这与早期使用跨国数据的研究结论一致^[11]。因此,下面各种回归中不再加入该平方项,实际在分类回归测试时也确实不

显著。

在其他控制变量方面,在方程(2)混合效应回归中,除道路变量(lnRoad)外都具有较高的显著性,但是随机效应和固定效应的回归结果控制变量的显著性极大弱化。这说明模型可能存在着影响回归有效性的因素没有得到处理。

2. 稳健性检验、异方差和序列相关的处理

表 4 稳健性检验结果

解释变量	(1) FE1	(2) FE2	(3) 五年平均	(4) FE-xtscc	(5) xtscc-lag1	(6) dif-gmm	(7) sys-gmm
lnPrimacy:最大城市人口占比							
L. lnPrimacy						0.913*** (799.83)	0.972*** (565.91)
lncommerce	0.019*** (3.54)	0.020*** (3.83)	0.015*** (4.97)	0.011*** (3.02)	0.011*** (3.10)	0.002*** (16.84)	0.003*** (4.46)
lnpergdp		-0.040 (-1.23)	-0.010 (-0.90)	0.013 (0.72)	0.013 (0.73)	0.002** (2.34)	0.028*** (19.83)

解释变量	(1) FE1	(2) FE2	(3) 五年平均	(4) FE—xtscc	(5) xtscc—lag1	(6) dif—gmm	(7) sys—gmm
<i>lnLand</i>		-0.040 (-0.96)	-0.086*** (-6.00)	-0.044*** (-3.15)	-0.044*** (-3.13)	0.014*** (38.51)	0.035*** (36.49)
<i>lnpdensity</i>		-0.080 (-1.25)	0.092** (2.85)	-1.437* (-1.84)	-1.437* (-1.98)	0.020 (0.08)	0.001 (0.99)
<i>lnRoad</i>			0.055*** (5.84)	0.043*** (4.06)	0.043*** (3.71)	-0.001** (-2.42)	0.006* (2.95)
<i>lnGov</i>			-0.064*** (-5.75)	-0.032*** (-3.46)	-0.032*** (-3.66)	0.002*** (12.60)	0.007*** (31.92)
<i>lnInvest</i>			0.073*** (6.72)	0.022 (1.59)	0.022* (1.82)	-0.001*** (-7.09)	-0.008* (-3.24)
<i>lnUrban</i>			-0.337*** (-8.83)	-0.326*** (-5.93)	-0.326*** (-4.56)	-0.059*** (-10.48)	-0.046*** (-10.83)
<i>lnpop</i>			-0.196*** (-6.07)	1.361* (1.73)	1.361* (1.87)	-0.019 (-0.08)	-0.043*** (-27.42)
<i>lntrade</i>			0.003 (0.08)	0.005 (0.32)	0.005 (0.34)	-0.03 (-0.51)	-0.03 (-2.03)
截距项	3.143*** (223.36)	4.373*** (6.22)	6.329*** (27.54)	-0.075 (-0.03)	-0.075 (-0.03)	0.378 (0.44)	-0.233*** (-10.29)
样本数	1,938	1,707	1,570	1,104	1,104	898	1,104
R-squared	0.03	0.09	0.24				
异方差检验				0.00	0.00		
序列相关检验					0.00		
过度识别检验						1.00	1.00
二阶自相关检验						0.75	0.71

注：(1)***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著；

(2) 括号内为稳健性标准差下的 t 统计量和 z 统计量；

(3)“异方差检验”和“序列相关检验”所在行对应的数字为组间异方差的 Wald 检验的 P 值和一阶序列相关的 Wooldridge 检验的 P 值；

(4)最后两行是对动态面板模型回归合宜性的检验。

表 4 中方程(1)(2)是分项的固定效应回归(受篇幅所限,只列出了两个逐项回归结果),对比表 1 方程(6)回归结果,随着其他控制变量的加入,商务服务贸易对城市规模分布的影响变小,但是都至少在 1%水平上是显著的。

方程(5)是所有变量以五年为区间取其平均值,然后再做固定效应回归得到的。用平均值回归的好处在于能够熨平变量的波动、控制周期性的影响。尽管经济发展水平变量仍然不显著,但是,其他所有变量都非常显著,这时商务服务贸易

与城市规模结构的弹性系数是 0.015。

由于回归使用的是跨期 20 年的跨国数据,因此,回归中可能存在较大的异方差和序列相关问题。经过检验这两种问题都存在,因此笔者使用基于 Driscoll 和 Kraay (1998)、Hoeckle (2007)的方法综合处理这两种问题^[23,24]。方程(4)是仅处理异方差后的回归结果,方程(5)是同时处理异方差和序列相关后的结果(见表 4 中的相关检验的 P 值)。对比发现,这两种回归结果几乎没有差别,说明序列相关问题对回归结果的

影响较小。这时候,商务服务贸易对城市规模结构的影响与表1中方程的结果相同,估计参数为0.011,但是,控制变量要显著得多,而且经济发展水平($\ln pergd p$)与城市规模分布的关系为正,更符合Wheaton and Shishido(1981)的理论预期,人均收入与规模经济联系更密切^[25]。尽管大部分变量都通过显著性水平检验,但是可利用耕地($\ln Land$)、政府干预($\ln Gov$)、固定资产投资($\ln Invest$)和人口规模($\ln pop$)既不符合理论预期,也与已有的研究差别较大^[12,13],说明这里考虑异方差和序列相关性的回归结果总体有效性较低,下文分析中主要以GMM方法估计的结果为参考。

对于跨国数据问题研究,存在的影响因素可能很多,有些因素可以通过数据收集进行控制,正如上述回归中所做。但是,诸如历史文化、民主法治程度、与周边国家间的关系等变量在模型中无法很好的控制,这些遗漏变量可能对一国的城市规模结构造成很大的影响,比如,国内动乱可能会先从大城市发生,新政府上台可能先使首都或者其他大城市收益,等等。针对这种情况,遵照Wooldridge(2006)的处理方法,将被解释变量的滞后项放入计量模型中,作为这些遗漏变量的代理变量^[26]。

方程(5)和(6)所在列分别为差分GMM和系统GMM的估计结果。这两种估计方法都要对估计结果进行过度识别检验和序列相关检验,即检验工具变量的有效性和残差序列的二阶相关性,如果两种检验都没有被拒绝,说明模型回归是有效的(见表4中下方对应的P值)。另外,由于系统GMM较差分GMM更有利于克服弱工具变量的影响和有限样本偏误,所以,我们以系统GMM估计结果为主要分析对象。

滞后被解释变量的估计参数显著为正,而且参数值超过了0.9,表明城市规模结构有很强的惯性,这完全符合预期,尽管城市规模布局在长期内有波动,但是短期内城市规模结构必然受其历史因素影响。除了道路变量($\ln Road$),两种估计结果显著性和估计参数的符号相同。商务

服务贸易的估计参数明显变小,商务服务贸易占比每增加1%使城市规模集中度提高0.003个百分点。经济发展水平对城市规模结构的影响显著为正,人均实际GDP每提高1个百分点,使城市规模结构集中度提高0.05个百分点。可用耕地越多,城市规模的集中度越高,这是因为可用耕地越多,就越能供养更多的人口,进而能支撑起更大规模城市的发展。在人口因素方面,更大的人口规模与城市规模结构呈显著负相关,而人口密度与城市规模结构呈显著正相关。与王小鲁(2010)的研究不同,我们得到道路发展促进了城市集中度的提高,说明道路建设因素更有利于人们在城市居住,而不是替代城市规模的扩大,交通成本下降促进了城市间贸易,大城市集聚力增加,大城市人口增加更快^[27,28]。在政府干预上,与大部分研究类似,更大的政府规模促进了城市规模分布更加集中。最后,固定资产投资和城市化进程都抑制了城市规模过度集中,而贸易自由化对城市规模分布的影响不显著。

表5中(1)~(4)是处理异方差和序列相关问题的回归,(5)、(6)是系统GMM回归。GMM回归显示,商务服务贸易增长对OECD国家的城市规模分布有负作用,即使得城市规模分布更分散,但是不够显著;而对非OECD国家城市规模分布的影响为正,商务服务贸易比率每增加1%,首位城市人口比率将增加0.005%。如此不同的结果,可能与两类国家所处的经济发展阶段、在国际经济关系中的地位有关,非OECD国家还处在较低的经济发展阶段,城市体系还很不成熟,大城市拥有不成比例的、过多的经济资源,高知识密集的服务业更多集中在这些城市,而且,大城市更有能力开发旅游资源,从而商务服务贸易的发展进一步促进这些城市规模的扩大。相反,OECD国家则较少存在这个问题,反而是不同规模城市之间的功能完备、分工明确,服务贸易的发展方便了不能在大城市布局的企业的发展,进而一定程度上弱化了大城市在提供生产服务上的优势,这是与本文的假说相一致的。

表 5 OECD 国家和非 OECD 国家分别估计的结果

解释变量	(1) OECD	(2) 非 OECD	(3) OECD	(4) 非 OECD	(5) OECD	(6) 非 OECD
lnPrimacy: 最大城市人口占比						
L. lnPrimacy	—	—	—	—	0.948*** (23.57)	0.910*** (33.76)
lncommerce	0.003 (0.34)	0.013* (1.83)	0.003 (1.20)	0.013*** (3.38)	-0.001 (-1.03)	0.002* (1.75)
lnpergdp	-0.028 (-0.52)	0.046 (0.82)	-0.028* (-1.76)	0.046** (2.42)	-0.006 (-0.95)	0.005*** (3.24)
lnLand	-0.058 (-1.33)	-0.051 (-0.88)	-0.058*** (-5.41)	-0.051*** (-3.27)	-0.004 (-1.00)	0.042*** (39.47)
lnpdensity	-5.069*** (-4.17)	0.272 (0.32)	-5.069*** (-4.14)	0.272 (0.51)	0.034 (0.77)	0.013*** (10.14)
lnRoad	-0.085 (-1.60)	0.060* (1.70)	-0.085*** (-4.38)	0.060*** (4.18)	-0.002 (-1.15)	0.011*** (6.29)
lnGov	-0.064 (-1.37)	-0.026 (-1.39)	-0.064* (-1.83)	-0.026*** (-2.97)	0.012*** (4.99)	0.008*** (16.89)
lnInvest	-0.012 (-0.33)	0.013 (0.59)	-0.012 (-0.47)	0.013 (1.13)	0.001 (0.33)	-0.009*** (-18.16)
lnUrban	-0.467* (-1.78)	-0.376 (-1.26)	-0.467*** (-6.63)	-0.376*** (-5.00)	-0.058*** (-4.65)	-0.026*** (-7.06)
lnpop	5.181*** (4.45)	-0.350 (-0.45)	5.181*** (4.25)	-0.350 (-0.65)	-0.027** (-3.96)	-0.038*** (-23.03)
lntrade	0.022 (0.74)	0.011 (0.43)	0.022 (1.17)	0.011 (0.63)	0.004*** (3.51)	-0.004*** (-28.51)
截距项	-9.409** (-2.14)	6.042 (1.61)	-9.409** (-2.45)	6.042*** (2.97)	0.556 (1.25)	-0.489*** (-23.84)
样本数	371	733	371	733	371	733
R-squared	0.45	0.18				
异方差检验			0.00	0.00		
序列相关检验				0.00		
过度识别检验					0.96	0.99
二阶自相关检验					0.93	0.85

注: (1)***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著;

(2) 括号内为稳健性标准差;

(3) “异方差检验”和“序列相关检验”所在行对应的数字为组间异方差的 Wald 检验的 P 值和一阶序列相关的 Wooldridge 检验的 P 值;

(4) 最后两行是对动态面板模型回归合宜性的经验。

五、结论及政策含义

近年来,服务贸易和服务业国际投资快速发展,一些国际型大都市,如纽约、伦敦和东京,是现代服务业最密集的城市,相应的服务贸易也更发达,同时也存在一些大型企业总部从国际大都市迁出现象。针对服务贸易是否导致一国城市规模分布更加集中的问题,本文提出了如下假说:服务贸易尤其是现代商务贸易的发展使城市规模分布更加集中,但这种影响在发达国家和欠发达国家有不同表现。本文使用 1990—2009 年间 106 个国家的跨国面板数据对该假说进行了实证检验,得到的主要结论有:

(1)商务服务贸易(主要含旅游、金融保险、电脑通信等贸易)增长对城市规模分布有显著正向影响,商务服务贸易出口占商品和服务总出口的比率增加 1%,将使城市规模集中程度提高 0.03 个百分点。

(2)服务贸易发展对城市规模分布的影响在 OECD 国家和非 OECD 国家中确实存在差异。在 OECD 国家,服务贸易增长导致城市规模分布更分散化,实证分析结论与本文假说相一致。该结论成立可能是因为随着现代服务的可贸易性增强,使企业在中小城市也能较快捷地获得主要的中间服务投入,从而弱化了在大都市落户的动力。

(3)在非 OECD 国家,服务贸易与城市规模分布呈正相关,商务服务贸易占比每增加 1%,首位城市人口占比将提高 0.005%,与假设一致。这与非 OECD 国家所处的经济发展阶段有关,这些国家一方面经济发展水平较低,经济资源都集中在少数较发达的城市,这些城市不仅拥有国家最有实力的企业,而且科技和人力资本最密集;另一方面,在当前全球产业链竞争背景下,欠发达国家的生产多处在产业链的低端,高附加值环节多被发达国家占据,相对较少的商务服务也更多集中于非 OECD 国家最发达的城市,从而造成城市规模更加集中。

(4)对于非 OECD 国家,道路建设降低了人

们迁往大城市的交通成本,大城市的集聚优势得以充分发挥,但总体的基础设施推进弱化了大城市的吸引力,与城市规模分布的集中度负相关。同时,欠发达国家的城市化为中小城市发展提供了机遇。

尽管服务贸易增长对城市规模分布有一定影响,但这种影响对 OECD 国家的经济负面影响较小,因为这些国家城市间分工成熟、城市体系比较稳定,而且发达国家本身占据着产业链的制高点。然而,服务贸易可能通过城市体系变化对非 OECD 国家的经济产生重要影响,这些国家工业体系不完整、特大城市与中小城市畸形发展,服务贸易过快增长且集中于特大城市,将阻碍至少短期内不利于合理的城市体系的形成,进而降低了经济效率。

因此,本文的分析结论对于仍是发展中大国的中国具有明确的政策指向。目前,中国城市体系的典型特征是“中等规模”城市较少,同时存在大城市病问题(陆旻,2015)。要在 2020 年之前完善城市规模结构、加快城市群发展,中国政府须合理引导服务贸易在国内的空间分布,有针对性地推动标准化的跨国服务(呼叫中心、网站维护、数据处理等外包业务)在核心城市附近的中小城市落户。加快中等城市除道路外其他基础设施建设,加快这些城市聚集优势的形成,同时,通过放开户籍限制、城乡公共服务一体化,加快城镇化进程,促进中心城镇发展。

参考文献

- [1] Henderson J V. The Effects of Urban Concentration on Economic Growth[R]. New York: NEBR Working Paper 7530, 2005.
- [2] Duranton, Gilles, Diego P. From Sectoral to Functional Urban Specialization [J]. Journal of Urban Economics, 2005, 57(2): 343—370.
- [3] Atsumi T. Trade Liberalization and the Modern Metropolis [R]. University of Nottingham: Research Paper, 2010.
- [4] Krugman P, Livas R. Trade Policy and the Third World Metropolis [J]. Journal of Development Eco-

- nomics, 1996, 49(1): 137—150.
- [5] Krugman P. Urban Concentration: The Role of Increasing Returns and Transport Costs [J]. International Regional Science Review, 1996, 19(1 & 2): 5—30.
- [6] Henderson J V. Urbanization and Growth [J]. In Handbook of Economic Growth, Eds by P. Aghion and S. Durlauf, 2005: 1543—1591.
- [7] Alperovich G. Economic Development and Population Concentration [J]. Economic Development and Cultural Change, 1993, 41(1): 63—74.
- [8] Henderson V. Urban Primacy, External Costs, and Quality of Life [J]. Resource and Energy Economics, 2002, 24 (1—2): 95—106.
- [9] Williamson J. Regional Inequality and the Process of National Development [J]. Economic Development and Cultural Change, 1965(6): 3—54.
- [10] Gabaix X. Zipf's Law and the Growth of Cities [J]. American Economic Review, 1999, 89(2), 129—132.
- [11] Alperovich G. An Explanatory Model of City—Size Distribution: Evidence from Cross—Country Data [J]. Urban Studies, 1993, 30 (9): 1591—1601.
- [12] Jiang T, Ryo O, Danyang X. City Size Distribution and Economic Growth: The Case of China [R]. Hong Kong University : Science and Technology, 2008.
- [13] Farahmand S, Sameti M, Salahedin S. Does the Development Level Influence the Relationship Between Economic Growth and Urban Concentration? [R]. New York: Working Paper Accessed ,2010.
- [14] Rosen K T, Resnick M. The Size Distribution of Cities: an Examination of the Pareto Law and Primacy [J]. Journal of Urban Economics, 1980, 8 (2): 165—186.
- [15] 谢小平、王贤彬. 城市规模分布演进与经济增长 [J]. 南方经济, 2012(6): 58—73.
- [16] Ades R F, Glaeser E L. Trade and Circuses: Explaining Urban Giant [J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(1), :195—227.
- [17] Moomaw R L, Alwosabi M A. An Empirical Analysis of Competing Explanations of Urban Primacy Evidence from Asia and the Americas [J]. the Annals of Region Science, 2004(38): 148—171.
- [18] Farahmand S. Relationship Between Economic Growth, Urban Concentration and Trade: Evidence from the Asia—Pacific [J]. International Economic Studies, 2010, 36(1): 51—60.
- [19] Nitsch, Volker. Trade Openness and Urban Concentration: New Evidence [J]. Journal of Economic Integration, 2006, 21(2): 340—362.
- [20] 江小涓. 服务全球化的发展趋势和理论分析 [J]. 经济研究, 2008(2): 4—18.
- [21] 裴长洪、杨致远. 2000 年以来服务贸易与服务业增长速度的比较分析 [J]. 财贸经济, 2012(11): 5—13.
- [22] Jensen J, Kletzer L. Tradable Services: Understanding the Scope and Impact of Service Offshoring [J]. Brookings Trade Forum, 2005, 75—233.
- [23] Driscoll J A, Kraay A C. Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data [J]. Review of Economics and Statistics, 1998 (80): 549—560.
- [24] Hoeckle D. Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross—sectional Dependence [J]. The Stata Journal, 2007(3): 281—312.
- [25] Wheaton W C, Shishido H. Urban Concentration, Agglomeration Economies and the Level of Economic Development [J]. Economic Development and Cultural Change, 1981, 30(1): 17—30.
- [26] Wooldridge J M. Introductory Econometrics: A Modern Approach Cincinnati [J]. OH: South-Western, 2006: 289—291.
- [27] 王小鲁. 中国城市化路径与城市规模的经济学分析 [J]. 经济研究, 2010(10): 20—32.
- [28] Brakman S H, Garretsen C. The Return of Zipf: A Further Understanding of the Rank—Size Distribution [J]. Journal of Regional Science, 1999(39): 183—213.
- [29] 陆旸. 从世界城市规模分布模式看中国未来的城市发展 [J]. 新金融评论, 2014(1): 174—186.

Does Trade in Services Affect the Distribution of City Size: An Empirical Analysis Based on Cross-country Data

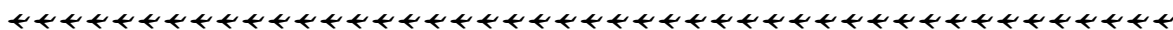
WANG Xiang¹, LIU Hong-yin²

(1. State Grid Energy Research Institute, Beijing 102209, China; 2. Department of Humanities and Social Sciences, Tianjin Agricultural University, Tianjin 300384, China)

Abstract: Effective city size distribution is the most component of urbanization, and too concentrated or too dispersed city size distributions are detrimental to economic development. Firstly, the author estimated the relationship of trade in services and city size distribution using cross-country data, finding that the development of trade in services makes city size distribution more concentrated under the full sample. However, the regression of Non-OECD countries is different from OECD countries, and trade in services promotes more dispersed city size distribution in OECD countries, which is related with the stage of the two country groups and their positions in the global value chain. Finally, the conclusion proposes some warnings for Chinese urban system and trade in services development.

Key words: trade in services; city size distribution; cross-country data; OECD

责任编辑 应育松



(上接第 50 页)

Income Inequality and Current Account Imbalance

ZHAO Jin-Chun¹, XIE Jian-Guo²

(1. Institution of Rural Development, Jiangsu Provincial Academy of Social Sciences, Nanjing 210013; 2. Institution of International Trade, Nanjing University, Nanjing 210093)

Abstract: Under the assumption of heterogeneity consumers, we had established an open economy Dynamic Stochastic General Equilibrium model and analyzed the effects of the changing income inequality on current account. The numerical results had shown that: there were three main influential channels among income inequality and current account, which are domestic consumer demand, low-income consumers' loans and foreign debts hold by high-income consumers. In the long-term, the improved income inequality would increase the total domestic demand and reduce low-income consumers' loans and high-income consumers' bonds abroad. In the short-term, the improved income inequality would reduce Chinese low-income consumers' consumption and increase consumption of low-income consumers of USA. Meanwhile, the improved income inequality would reduce China's current account surplus and improve current account surplus of US deficits. The results also show that financial freedom would enlarge the effects' magnitude during this course.

Key words: income inequality; financial freedom; current account; imbalance

责任编辑 廖筠