

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2018.02.002

欢迎按以下格式引用:瞿华,刘荣荣.中国城镇化对服务业影响的区域差异——基于系统GMM模型的实证研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2018(2):15-23.

Citation Format: QU Hua, LIU Rongrong. Regional difference of the impact of urbanization on service industry in China: An empirical study based on system GMM model[J]. Journal of Chongqing University(Social Science Edition), 2018(2):15-23.

# 中国城镇化对服务业影响的区域差异

## ——基于系统GMM模型的实证研究

瞿 华,刘荣荣

(华南师范大学 旅游管理学院,广东 广州 510631)

**摘要:**目前中国服务业的发展离不开城镇化这一现实背景。文章选取2005—2015年省际面板数据,运用动态面板模型系统广义矩估计(SGMM)方法分别就城镇化对全国服务业发展的影响及其区域差异所做的实证研究结果表明:在全国层面上,城镇化水平对服务业发展有较显著的促进作用,但促进作用还比较小;在区域层面上,东部、中部、西部三大区域城镇化对服务业发展的影响也较小,且存在较明显的地区差异。基于研究结果,文章提出了从战略高度上重视加快新型城镇化进程以促进中国服务业更好发展,同时根据各区域的实际情况制定适宜的以城镇化促进服务业发展的政策措施等相关建议。

**关键词:**城镇化;服务业;影响;区域差异;系统GMM模型

中图分类号:F061.5;F290

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2018)02-0015-09

### 一、相关文献回顾

根据《中国统计年鉴-2016》的数据,改革开放以来,中国城镇人口占总人口的比重不断提高,2015年已达到56.1%。与此同时,中国服务业发展也取得巨大成就,服务业增加值在GDP的占比总体表现出不断上升的趋势,据中国经济网报道,2015年达到了50.5%,首次突破50%。但这与欧

修回日期:2017-10-20

**基金项目:**国家社会科学基金重大项目“扩大我国服务业对外开放的路径与战略研究”(14AZD084);国家社会科学基金一般项目“现代服务业与新型城镇化互动发展的演进机制、实现途径与政策保障研究”(14BJY141);国家自然科学基金面上项目“信息技术对知识密集型服务业创新影响的空间效应与动力机制研究”(41471106)

**作者简介:**瞿华(1975—),男,湖南邵阳人,华南师范大学旅游管理学院副教授,博士,硕士研究生导师,中国社会科学院应用经济学出站博士后,主要从事服务经济与旅游管理研究,Email:sdqhua@163.com。

**致谢:**感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见和建议。当然,文责自负。

美等发达国家服务业增加值占 GDP 的比重基本在 60% 以上还存在不小的差距,中国服务业无疑仍有较大的发展空间。而加快服务业发展离不开城镇化这一现实背景。

国外学者关于城镇化对服务业发展的影响的研究相对较早<sup>①</sup>。Singelmann<sup>[1]</sup>探讨了七个工业化国家的劳动力转移过程后认为城市化在传统农业型经济国家向服务型经济国家转变中起到关键作用。Daniels 等<sup>[2]</sup>讨论了城市发展水平对服务业增长的影响,研究发现城市形成的区域性市场为服务业的发展奠定了基础,城市化水平的提高有利于服务业的扩张。Keeble 和 Nachum<sup>[3]</sup>认为城镇化有利于服务业的知识外溢,从而推动服务业发展。Tiffen<sup>[4]</sup>的研究表明,农业人口向城镇聚集加快了制造业和服务业发展,而二者的发展又推动农业劳动力的转移。Herstad 和 Ebersberger<sup>[5]</sup>利用挪威企业的研究发现,城市区位及其能够提供的资源对知识密集型商务服务企业的发展有较大影响。

国内学者就城镇化对服务业发展影响的研究虽然起步较晚,但也取得了一定的成果。程大中<sup>[6]</sup>对影响服务业发展因素的研究结果表明,城市化水平是最重要的因素之一。江小涓等<sup>[7]</sup>分别就收入、消费结构、城市化等因素对服务经济增长的影响进行研究,发现城市化是影响城市服务业增加值比重的重要因素。郭文杰<sup>[8]</sup>采用 1979—2005 年时间序列数据,使用向量自回归模型(VAR)等计量方法对 FDI、城市化与服务业增长的关系进行了实证检验。顾乃华<sup>[9]</sup>基于省市制度互动视角,利用中国 23 个省份、252 个城市的样本建立二层数据模型,探讨了城市化对服务业的作用,研究表明城市化水平是影响服务经济增长的重要因素,所属省市的制度在城市化对服务经济增长的影响中起到重要的调节作用。冉建宇等<sup>[10]</sup>利用 2001—2009 年中国的经验数据和建立耦合协调度模型分析了城镇化与服务业发展的耦合程度。曾淑婉等<sup>[11]</sup>研究认为,城市化能够推动服务经济增长,但这种影响存在边际作用递减现象。王春国等<sup>[12]</sup>对中国西部地区 2004—2010 年服务业发展与城镇化、工业化之间的关系进行研究,结果表明三者之间有着正向影响效应,但城镇化和工业化二者的交互作用却不能有效地推动服务经济增长。夏杰长<sup>[13]</sup>研究认为,城镇化与居民服务消费之间呈显著的正相关关系。刘德军等<sup>[14]</sup>以山东省为例,分析了城镇化和服务业发展的互动关系,研究表明城镇化与服务业发展之间存在长期均衡关系。

综上所述,目前已有的相关文献对本研究具有重要的参考价值,但也存在可以改进之处,如少有考虑诸如服务业对外开放度和工业化等重要影响因素,对经济模型的内生性问题考虑不周等。本文拟利用中国省域面板数据从全国和区域层面就城镇化对服务业发展的影响进行实证分析。为了消除内生性问题对模型估计结果的影响,本文采用 Arellano 等<sup>[15]</sup>提出的系统广义矩估计(System Generalized Method of Moments, SGMM)方法对模型进行估计。基于实证研究及其结论,本文提出城镇化背景下促进中国服务业发展的对策建议。

## 二、城镇化对服务业发展影响的理论分析

城镇化是一个较为复杂的过程,在这个过程中人们的生产方式、生活方式和就业结构及城市土地的利用方式和产业结构等均发生一定的变化,而这些变化对服务业发展有着较大的影响。本文将从产品需求和要素供给两个角度就城镇化对服务业发展的影响机理进行分析。

<sup>①</sup>“urbanization/urbanisation”一般译为“城镇化”“城市化”或“都市化”,本文根据《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十个五年计划的建议》正式采用“城镇化”和学者周一星的观点(很多情况下“城市化”和“城镇化”可通用)而采用“城镇化”。

从产品需求角度看,一方面,随着城镇化的推行,农村人口不断进入城镇,城镇人口逐渐增多,而城镇居民不可能像农村居民那样可以自给自足地生活,无论是他们的基本生活需求,还是高层次的服务需求,都需要通过购买相应的产品来满足,因此,城镇人口数量的增长必然会扩大对服务产品的需求。另一方面,农村剩余劳动力由较低效率的第一产业逐步向较高效率的第二、三产业转移,人们的收入水平不断得以提高。根据消费者行为理论可知,收入的增加将积极地影响人们的购买力和购买行为,刺激人们对服务产品的需求。此外,根据杜森贝利提出的消费函数理论可知,人们的消费行为会受到周围人的影响。在城镇化不断推进的过程中,城镇居民与农村居民的交往日益密切,农村居民的消费行为和消费观念不可避免会受到城镇居民的影响,使得农村居民对服务产品的需求增加。服务产品需求的增长会促使服务企业增加对服务产品的供给,从而促进服务业的发展。

从要素供给的角度看,首先,随着城镇化水平的提高,资本要素由第一产业逐渐向第二、三产业聚集。发展经济学指出,资本在经济增长过程中扮演着重要角色,它是经济增长的必要条件。服务经济的增长当然也离不开资本,资本要素的聚集有利于服务业所需资本的积累,为服务业发展提供更多的资本保障。其次,劳动力也不断向服务业聚集。服务业发展需要大量的劳动力,劳动力的聚集使服务业拥有了丰富的劳动力要素,从而有利于推动服务经济增长。再次,城镇化水平的提高意味着公开公平的法律和制度保证、较发达的金融体系等,这为服务业 FDI 的流入营造了良好的环境。服务业 FDI 的流入不仅为第三产业带来了大量资本,而且也引进了国外先进的技术和管理经验,有利于生产效率的提高,进而推动服务业发展。最后,愈来愈多农村土地转变为城市建设用地,城市区域不断拓展。城市是工业和服务业发展的载体,城市面积的增多为第二产业和第三产业提供更多的发展空间,有利于这两大产业规模的扩张,而工业规模扩张引致的生产活动的增多将增加对生产性服务的需求。

### 三、中国城镇化对服务业影响的区域差异实证分析

#### (一)变量的选择和模型的设定

##### 1. 服务业发展水平 (SCZ)

本文采用各省级行政区(以下简称“省”)的服务业增加值占其 GDP 比重来表示服务业发展水平。

##### 2. 城镇化水平 (CZH)

本文采用常住(需住半年以上)城镇人口在总人口的占比反映各省的城镇化水平。

##### 3. 控制变量

(1)收入水平 (SR)。收入的提高一定程度上增强人们的购买能力,扩大人们对服务产品的消费需求,有利于服务经济增长。本文用各省的人均可支配收入(万元人民币)衡量居民收入水平。

(2)服务业对外开放度。在开放经济条件下,服务业 FDI 的流入带来的不仅是资金,更重要的是给一国服务业带来先进的理念和技术,这有利于提高本国的技术水平和劳动生产效率,从而推动本国服务业发展<sup>[16-17]</sup>。本文用服务业 FDI 的增长率来衡量服务业对外开放度。

(3)工业化水平 (ECZ)。工业化水平的提高意味着工业规模的扩大,工业规模扩张引致的生产活动的增多将增加对生产性服务的需求,从而有利于服务业发展。此外,工业化的区域发展不平衡,使其对服务业的影响也存在一定的差异性。本文采用各省工业增加值与全国工业增加值的比值来表示工业化水平。

(4)服务业要素投入。服务业要素投入是影响服务业发展的重要因素<sup>[18]</sup>。本文主要探讨资本和

劳动对服务业发展的作用。其中,服务业固定资本投入( $Z$ )系笔者用分行业全社会固定资产投资数据中第三产业的固定资本投入求得(万亿元人民币);服务业劳动投入( $L$ )用各省份服务业从业人数(亿人次)衡量。

在选定以上变量的基础上,考虑到服务业发展不仅受到当期其他因素的影响,还受到过去服务业发展水平的影响,因此,本文将服务业发展的一阶滞后项作为自变量,以充分反映服务业发展水平的历史信息对当期的影响。由此建立如下模型:

$$SCZ_{i,t} = c_{i,t} + \beta_1 SCZ_{i,t-1} + \beta_2 CZH_{i,t} + \beta_3 SR_{i,t} + \beta_4 FDI_{i,t} + \beta_5 ECZ_{i,t} + \beta_6 Z_{i,t} + \beta_7 L_{i,t} + \varepsilon_{i,t} + \mu_i \quad (1)$$

其中,下标  $i$  代表不同的省份,  $t$  代表不同的年份;  $SCZ_{i,t}$  表示服务业发展水平;  $SCZ_{i,t-1}$  表示滞后一期的服务业发展水平;  $CZH_{i,t}$  表示城镇化率;  $SR_{i,t}$  表示居民收入水平;  $FDI_{i,t}$  表示服务业对外开放度;  $ECZ_{i,t}$  表示工业化水平;  $Z_{i,t}$  表示服务业固定资产投资;  $L_{i,t}$  表示服务业从业人数;  $\mu_i$  表示不可观测的省级特征;  $\varepsilon_{i,t}$  表示随机误差项。

## (二) 估计方法

模型如果存在内生性问题,直接利用传统的固定效应或随机效应模型进行分析,得到的结果会有一些的偏差。工具变量法和广义矩估计(GMM)是常见的两种克服内生性问题的有效方法。工具变量法并未利用所有矩条件,使所得结果可能是一致的却不一定有效。而广义矩估计的优点在于可以利用前期的解释变量和滞后的因变量作为工具变量来消除模型的内生性,且使用工具变量控制住未观察到的个体效应,使估计结果更加一致且有效<sup>[15,19]</sup>。因此,为克服模型的内生性,许多学者将广义矩估计(GMM)方法引入动态面板模型。其中,GMM方法包括差分广义矩估计和系统广义矩估计。Blundell和Bond的研究结果表明,在有限样本下,系统广义矩估计要比差分广义矩估计的估计结果更有效<sup>[20]</sup>。本文的分析主要建立在系统GMM的估计结果之上,因此,需采用自回归(AR)检验判断扰动序列的相关性,并以Hansen检验来判定工具变量的有效性。

## (三) 数据说明

鉴于吉林、甘肃、西藏历年的服务业FDI数据统计不全,海南、重庆的服务业FDI数据统计年限较短,本文选用中国其余26个省级行政区(不含港、澳、台地区)2005—2015年的数据(来自2006—2016年《中国统计年鉴》和各省统计年鉴)。各变量的描述性统计结果见表1。

表1 变量的描述性统计分析

变量	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
$SCZ_{i,t}$	服务业发展水平	0.415	0.090	0.283	0.797	286
$CZH_{i,t}$	城镇化水平	0.528	0.145	0.269	0.896	286
$SR_{i,t}$	收入水平	3.610	2.214	0.531	10.796	286
$FDI_{i,t}$	服务业对外开放度	0.154	0.200	-0.500	1.860	286
$ECZ_{i,t}$	工业化水平	0.042	0.035	0.003	0.137	286
$Z_{i,t}$	服务业固定资产投资	0.558	0.462	0.015	2.295	286
$L_{i,t}$	服务业从业人数	0.098	0.076	0.009	1.009	286

## (四) 系统GMM回归结果分析

### 1. 全国层面的估计结果分析

全国层面的城镇化对服务业发展影响的估计结果见表2。模型1—模型5中Wald检验的 $P$ 值均为0.000,表明模型是显著的;AR(1)的 $P$ 值小于0.05,而AR(2)和Hansen检验的 $P$ 值均大于

0.05,说明本文所采用的数据序列的相关性符合 GMM 估计的要求,所选择的工具变量<sup>②</sup>有效。

表 2 全国层面的估计结果

被解释变量: $SCZ_{i,t}$	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
$SCZ_{i,t-1}$	0.885*** (0.091)	0.840*** (0.078)	0.866*** (0.091)	0.846*** (0.094)	0.904*** (0.059)	0.878*** (0.072)	0.865*** (0.080)
$CZH_{i,t}$	0.153*** (0.053)	0.108* (0.060)	0.106* (0.061)	0.115* (0.064)	0.083** (0.038)	0.080** (0.035)	0.102 (0.070)
$SR_{i,t}$		0.003** (0.002)	0.003** (0.001)	0.003* (0.002)	0.0002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.0002 (0.002)
$FDI_{i,t}$			0.053** (0.021)	0.059** (0.024)	0.031** (0.014)	0.028* (0.017)	0.024** (0.011)
$ECZ_{i,t}$				0.131 (0.157)	0.087 (0.131)	0.086 (0.143)	0.104 (0.188)
$Z_{i,t}$					0.011*** (0.004)	0.013*** (0.005)	0.0193*** (0.006)
$L_{i,t}$					0.022** (0.010)	0.021** (0.009)	0.017* (0.010)
$C_{i,t}$	-0.028 (0.017)	0.002 (0.016)	-0.016 (0.016)	-0.017 (0.185)	-0.016 (0.017)	-0.007 (0.021)	-0.015 (0.020)
Wald - P	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(1) - P	0.006	0.006	0.002	0.002	0.001	0.002	0.003
AR(2) - P	0.343	0.353	0.423	0.405	0.394	0.393	0.378
Hansen - P	0.153	0.990	0.399	0.373	0.104	0.167	0.263

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示模型在1%、5%和10%水平上显著。括号内为各统计量的标准误差

从表 2 所显示的估计结果可以看出,服务业发展的滞后一期对当期服务业发展有着较大的正向影响效应,这种影响效应在 1% 的显著性水平上显著,表明在全国范围内,服务业发展在一定时期内具有动态持续性,当期的服务业发展受到前期的服务业发展的影响较大,因此,在讨论服务业发展的影响因素时,务必要考虑到服务业发展水平的累积性。

城镇化对服务业发展的影响系数在 10% 显著性水平上显著为正,这表明城镇化对服务业发展具有明显的正向影响。虽然城镇化对服务业发展的这种正向影响效应较小,却也说明了城镇化对服务业发展有着积极的促进作用,这与前文的机理分析部分相符。不可否认的是,现阶段中国城镇化仍然以土地城镇化为重,它的溢出效应和产城融合能力并没有得到充分体现,使得城镇化对服务业发展的影响机制并不完善。然而这也从另一方面说明城镇化对服务业发展的促进作用还存在较大潜力和空间。

与服务业滞后一期对服务业的影响系数相比,收入水平对服务业发展的影响系数较小且显著性不高,说明收入水平对服务业发展的促进作用还不够大;服务业对外开放度对服务业发展有着较为显著的积极影响,但影响系数较小,表明服务业对外开放度对服务业增长的推动作用也不够大;工业化水平对服务业发展有正向影响,但这一影响不够显著,这说明中国工业与服务业之间的协调性有待提升;服务业固定资产投资和从业人数均对服务经济的增长有显著的正向作用,可见资本和

②GMM 差分方程的工具变量选取的是服务业发展水平的滞后 5~7 阶,城镇化的滞后 2~8 阶,工业化的滞后 2,3 阶,以及服务业就业人数的滞后 2~8 阶,水平方程的工具变量选取对应变量的前一阶差分滞后。

劳动力要素的投入对服务业的发展十分重要。

## 2. 稳健性检验

稳健性检验对系统 GMM 动态面板模型较为重要。为了确定模型的稳健性,大多数学者采用 Bond 提出的检验方法,即只要 SGMM 估计中因变量滞后一阶系数大于固定效应估计值小于混合效应估计值,则系统 GMM 估计是稳健的。限于篇幅,本文只对模型 5(见表 2)的稳健性进行解释,模型 5 中系统 GMM 估计的因变量的滞后一阶的系数为 0.904,介于固定效应的 0.597 和混合效应的 0.965 之间,因此模型是稳健的。

此外,本文还通过改变样本时期和剔除某些特殊省份的样本数据后,再进行实证分析。如果删除数据后的子样本的实证分析结果与全国省际样本的实证分析结果差别不大,则说明该模型具有稳健性。首先,本文将服务业增加值占 GDP 比重最小和最大的省市(分别为河南和北京)的样本数据删除后进行实证分析。回归结果为模型 6(见表 2)。相较于模型 5,模型 6 中各变量的系数的符号和显著性均变化不大,且其一、二阶自相关检验的  $P$  值分别为 0.002 和 0.393, Hansen 检验的  $P$  值为 0.167,与模型 5 的回归结果相差不大。随后,本文又剔除 2005 年的样本数据并再次进行实证分析,实证结果为模型 7(见表 2),与模型 5 对照发现,回归结果也较为相似。这说明模型的回归结果并未因为研究样本发生变化而发生较大的变化,即模型具有稳健性,研究结论较可靠。

## 3. 分区域的回归结果分析

相关数据显示,中国城镇化水平存在区域差异,因而它对服务业的影响可能会因为所处区域的不同而存在一定的差异。为了验证这一观点,本文根据王小鲁、樊纲<sup>[21]</sup>对东、中、西部省份的划分,采用系统广义矩估计法(SGMM)来实证分析东、中、西三大区域城镇化对服务业发展影响的差异。回归结果见表 3。

表 3 区域层面的估计结果

被解释变量: $SCZ_{i,t}$	东部	中部	西部
$SCZ_{i,t-1}$	0.975 *** (0.018)	1.111 *** (0.0701)	0.517 ** (0.197)
$CZH_{i,t}$	0.049 * (0.017)	0.186 ** (0.091)	0.046 (0.295)
$SR_{i,t}$	0.0002 (0.001)	0.0001 (0.007)	0.007 (0.009)
$FDI_{i,t}$	0.020 ** (0.008)	0.014 (0.019)	0.002 (0.012)
$ECZ_{i,t}$	0.012 (0.061)	0.101 (0.503)	-2.362 (1.378)
$Z_{i,t}$	0.005 *** (0.007)	0.013 (0.009)	0.019 * (0.010)
$L_{i,t}$	0.042 ** (0.007)	0.032 (0.145)	0.245 * (0.115)
$C_{i,t}$	-0.025 ** (0.010)	-0.138 * (0.074)	0.169 ** (0.053)
Wald - $P$	0.000	0.000	0.000
AR(1) - $P$	0.022	0.094	0.030
AR(2) - $P$	0.891	0.251	0.199
Hansen - $P$	1.000	1.000	0.999

注:同上表

由表 3 可知,工具变量的选取<sup>③</sup>依旧较为合理,东、中、西部地区的回归模型也较为显著。东、中和西部地区的服务业发展的滞后一期对当期的服务业发展有较大的正向影响作用,回归系数均在 0.5 以上,且都通过了 5% 的显著性水平的检验,再一次说明服务业发展存在明显的惯性趋势。此外,从东、中和西部的回归系数可以看出,这种惯性发展趋势存在一定的区域差异。

城镇化对服务业发展水平的影响,无论是在东部、中部还是西部均呈现正相关的关系,但西部地区未通过显著性检验。城镇化使生产要素不断涌向城镇,城镇规模的扩大、城镇人口的增多及居民收入水平的提高等都大大刺激对服务业的需求,从而促进服务业发展。受城镇化水平偏低的影响,西部地区城镇化对服务业发展的促进作用不显著。东、中、西部地区的城镇化对服务业的影响系数各不相同,表明不同区域的城镇化对服务业发展的影响存在较明显差异。

收入水平、服务业对外开放度和工业化水平对服务业发展的影响也存在明显的区域差异。收入水平对服务业发展有着正向影响,且均未通过显著性检验,再一次说明收入水平对服务业的影响不明显。服务业对外开放度对东、中、西部地区服务业均有促进作用,但仅有东部地区通过了显著性检验,分析认为这主要是由于服务业 FDI 在中国区位分布不平衡,东部沿海城市凭借其区位优势吸引了大量的服务业 FDI。工业化对中国三大地区服务业的影响也不显著。这主要是因为中国基础设施还未完善、生产要素相对短缺、经济结构不甚合理等导致工业化过程中出现较多社会、环境、经济问题,使其对服务业的促进作用还不是很明显。服务业固定资产投资和从业人数仅对东部和西部地区的服务业有明显的积极效应,而对中部的积极效应不显著,这很可能是由于中部地区投资和劳动力的吸引力还不够强,现有投资和劳动力的作用还未得到充分发挥。

## 四、结论与建议

### (一) 主要结论

本文利用全国 2005—2015 年省际面板数据,建立系统 GMM 模型,分别从全国层面和区域层面就城镇化对服务业发展的影响进行实证研究,得到以下结论。

从全国层面看,模型 1—模型 7,系统 GMM 模型估计的城镇化的系数虽均为正,但其影响系数较小(影响系数均在 0.1 左右,最大为 0.153),说明在全国范围内,城镇化对服务业发展的促进作用尚有较大的提升空间,需采取更有效的措施以增强城镇化对服务业发展的促进作用。

从区域层面看,比较东、中、西部的系统 GMM 模型,东部地区城镇化的影响系数为 0.049,中部地区的影响系数为 0.186,西部地区的影响系数为 0.046,仅东部和中部地区通过了 10% 显著性水平的检验。这说明中国城镇化对服务业发展的影响存在较明显的区域差异性,需因地制宜、统筹兼顾、协同并进。

### (二) 相关建议

#### 1. 在战略高度上重视新型城镇化建设,作好统筹安排以推动服务业更大发展

在当前经济下行压力下,城镇化是中国经济增长的新动能<sup>[22]</sup>,但目前城镇化对服务经济增长的促进作用还较小,还没有得到应有的或完全的发挥。因此,要坚决贯彻“创新、协调、绿色、开放、共

<sup>③</sup>GMM 差分方程的工具变量选取的是服务业发展水平、城镇化、服务业 FDI 和服务业就业人数的滞后 2~5 阶,水平方程的工具变量选取对应变量的一阶差分滞后。

享”理念和“以人的城镇化为核心”的原则,推动新型城镇化发展。首先,加快农民融入城市的进程。要逐步推进户籍制度改革,加强住房保障建设,为农民提供更多就业和增收机会,使更多的农民可以在城市落户。其次,避免走粗放式的城镇化道路。遵循城市发展的规律,加大对城市和自然环境的保护力度,实现自然、人与城市环境的和谐共处,实现城镇化的健康快速发展。最后,着力提升城市的综合承载力。要注重城市公共配套设施和基础设施设备建设,努力提高城市运转效率,增强相关资源供给能力,不断改善城市生活条件。

## 2. 根据各区域的实际情况,制定适宜的以城镇化促进服务业发展的政策措施

除上述对策建议外,考虑到中国城镇化区域发展不平衡使城镇化对服务业发展的影响存在明显的区域差异,在制定城镇化和服务业的相关政策措施时必须立足于各区域的实际情况。对于东部地区而言,可利用区位、资金、人才、政策及其他方面的优势,在国家相关政策指导下,努力提高服务业 FDI 的水平,以增强服务贸易竞争力;特别需要发挥区位和资源等优势,加快发展(入境)旅游和其他相关服务业,扩大入境游客的服务产品消费;同时,努力增加居民可自由支配收入尤其是增加中低收入群体的收入,刺激他们对服务产品的消费需求,从而增强服务业 FDI 和收入水平对服务业发展的影响力,提升城镇化及服务业发展的质量。中部和西部地区在发挥新型城镇化对服务业发展的促进作用的过程中尤其需要因地制宜,协调有序发展。中西部地区的省级政府部门在国家大政方针指导下出台适当倾斜性的城镇化政策措施,加快培育中小城市和特色小城镇,推动新型城镇化综合试点改革,加快基础设施建设和公共服务均等化,完善和创新城镇住房、土地利用、投融资等制度与机制,坚持“以人为本”原则稳步推进各项城镇化工作,增强城镇化对服务业发展的促进作用。

## 参考文献:

- [1] SINGELMANN J. The sectoral transformation of the labor force in seven industrialized countries, 1920—1970[J]. *American Journal of Sociology*, 1978, 83(5): 1224 - 1234.
- [2] DANIELS P W, O'CONNOR K, HUTTON T A. The planning response to urban service sector growth: An international comparison[J]. *Growth and Change*, 1991, 22(4): 3 - 26.
- [3] KEEBLE D, NACHUM L. Why do business service firms cluster? Small consultancies, clustering and decentralization in London and southern England[J]. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 2002, 27(1): 67 - 90.
- [4] TIFFEN M. Transition in sub-Saharan Africa: Agriculture, urbanization and income growth[J]. *World Development*, 2003, 31(8): 1343 - 1366.
- [5] HERSTAD S J, EBERSBERGER B. On the Link between urban location and the involvement of knowledge - intensive business services firms in collaboration networks[J]. *Regional Studies*, 2015, 49(7): 1160 - 1175.
- [6] 程大中. 中国服务业增长的地区与部门特征[J]. *财贸经济*, 2003(8): 68 - 75, 97.
- [7] 江小涓, 李辉. 服务业与中国经济: 相关性和加快增长的潜力[J]. *经济研究*, 2004(1): 4 - 15.
- [8] 郭文杰. 改革开放以来 FDI、城市化对服务业的影响研究[J]. *财贸经济*, 2007(4): 91 - 95.
- [9] 顾乃华. 城市化与服务业发展: 基于省市制度互动视角的研究[J]. *世界经济*, 2011(1): 126 - 142.
- [10] 冉建宇, 张建升. 中国城市化与服务业的协调发展研究[J]. *经济与管理*, 2011(7): 5 - 9.
- [11] 曾淑婉, 赵晶晶. 城市化对服务业发展的影响机理及其实证研究——基于中国省际数据的动态面板分析[J]. *中央财经大学学报*, 2012(6): 60 - 66.
- [12] 王春国, 冯丹. 基于面板数据的中国西部地区城镇化、工业化与服务业发展的实证研究[J]. *甘肃联合大学学报(社会科学版)*, 2013(1): 41 - 45.
- [13] 夏杰长. 城镇化对中国城乡服务消费影响的实证分析——基于 2000 - 2011 年省际面板数据[J]. *学习与探索*, 2014(1): 101 - 105.



- [14] 刘德军,尚蔚. 城镇化与服务业互动发展的动态计量分析及对策建议——以山东省为例[J]. 湖南社会科学,2015(4):128-131.
- [15] ARELLANO M, BOVER O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. Journal of Econometrics,1995(1):29-51.
- [16] 赵玉娟. 服务业 FDI、技术进步效应和经济增长[J]. 经济问题,2011(3):41-44.
- [17] 郭治方. 服务业 FDI 对河南省服务业发展效应的实证分析[J]. 河南社会科学,2014(7):117-119.
- [18] 程大中. 中国服务业的增长与技术进步[J]. 世界经济,2003(7):35-42.
- [19] ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations[J]. The Review of Economic Studies,1991(2):277-297.
- [20] BLUNDELL R, BOND S. GMM estimation with persistent panel data: An application to production functions[J]. Econometric Reviews,2000(3):321-340.
- [21] 王小鲁,樊纲. 中国地区差距的变动趋势和影响因素[J]. 经济研究,2004(1):33-44.
- [22] 蔡昉. 城镇化是中国经济增长新动能[EB/OL]. (2016-08-04)[2016-10-02]. [http://www.cs.com.cn/sylm/zjyl\\_1/201608/t20160804\\_5027197.html](http://www.cs.com.cn/sylm/zjyl_1/201608/t20160804_5027197.html).

## Regional difference of the impact of urbanization on service industry in China: An empirical study based on system GMM model

QU Hua, LIU Rongrong

(School of Tourism Management, South China Normal University, Guangzhou 51006, P. R. China)

**Abstract:** The development of China's service industry is inseparable from the realistic background of urbanization currently. Choosing the panel data of twenty-six provinces, autonomous regions and municipalities of China from 2005 to 2015, this paper makes an empirical study on the impact of urbanization on the development of service industry and its regional difference separately by using dynamic panel model of system GMM estimation method. The result of study shows that urbanization has a significantly positive impact on the service industry at the national level, while the promoting impact is still small; the impact of urbanization of the east, middle and west of China on the service industry are also small and significantly different at the regional level. Based on the results of empirical study, this paper puts forward relevant suggestions that accelerating the process of a new type of urbanization should be attached importance to at a strategic level for the better development of China's service industry and appropriate policies and measures to promote the development of service industry with urbanization should be formulated according to the actual situation of each region.

**Key words:** urbanization; service industry; impact; regional difference; the system of GMM model

(责任编辑 傅旭东)