

文章编号:1005-0523(2012)05-0121-06

城市化与服务业的协整及因果关系研究

曾桂珍, 曾润忠

(华东交通大学轨道交通学院, 江西 南昌 330013)

摘要:基于我国1978—2010年省际面板数据,利用面板数据单位根检验、协整检验及基于面板数据的误差修正模型,对城市化与服务业之间的关系进行了实证分析。研究表明,我国东、中、西部城市化与服务业之间均存在协整关系;长期而言,东、西部地区城市化与服务业存在双向因果关系,而中部地区仅存在城市化对服务业的单向因果关系;短期来说,东、中部地区城市化与服务业存在双向因果关系,西部地区存在城市化对服务业的单向因果关系。

关键词:城市化;服务业;面板数据;协整;误差修正模型

中图分类号:F291.1

文献标志码:A

改革开放以来,我国把加速城市化作为重要的战略目标,相应地,我国的城市化水平经历了一个快速增长,由1978年的17.92%增长到2010年的45.68%。同时,我国的服务业也得到了蓬勃发展,服务业增加值占GDP的比重已由1978年的23.9%增加到2010年的40.1%,服务业在国民经济中的重要性突显。

对于城市化与服务业的关系,国内外一些学者做出了大量有益的研究。根据钱纳里(1988)的结论,经济结构的变迁主要体现为非农人口不断提高的城市化过程和服务业产值及就业比重不断提高的经济服务化过程^[1]。城市化水平从两方面对服务业发展产生影响,一方面,城市数量增加及规模扩大带来的消费者和生产者需求的膨胀为服务业成长创造了巨大的需求;另一方面,城市化进程中农业人口的非农化又为服务业提供了宝贵的劳动力供给。反过来,服务业发展促进城市化软硬件设施的完善和人民生活水平的提高,随着服务业在国民经济的比重增大,服务业为城市化提供了强大的后续动力。同时,另一些学者对城市化与服务业之间的关系进行了实证研究。Singelmann(1978)首先对工业化国家1920—1970年的劳动力转移过程进行实证研究发现,城市化是促进农业型经济向服务型经济转型的重要原因^[2]。Tiffen(2004)也发现城市化水平与服务业就业之间存在显著的正相关关系^[3]。Chang等(2006)利用中国的数据也证实城市化推动了服务业发展^[4]。国内学者多以中国为研究对象,得出了一些有意义的结论。如高敏(2005)认为城市是影响服务业发展的重要因素,但长期以来我国较低的城市化水平制约了服务业的发展^[5]。郭文杰(2006)利用现代经济计量方法对改革开放以来服务业与城市化等经济因素的综合关系进行实证检验,证实城市化是推动服务业发展的重要动力^[6]。裴长洪,谢廉(2009)认为,城市化发展推动了工业和服务业的产业集聚,我国不仅可以利用城市化发展服务业,还应当积极通过城市改造和提升来加速服务业的集聚和发展^[7]。

总体来看,当前文献对城市化与服务业之间关系的研究较为深入,对我们了解城市化与服务业之间互动关系的机理,为我国制定促进城市化与服务业协调发展的政策有着重要的导向作用。但已有文献研究的数据基础多以时间序列数据为主,以面板数据为研究对象的较为少见;并且,我国各区域经济的发展极不平衡,但已有研究较少考虑到我国的区域差异。那么,以面板数据为研究对象,是否能得出相同的结论呢?城市化与服务业之间的关系在不同的区域是否存在差异呢?为解答上述问题,基于我国1978—2010

收稿日期:2011-11-29

基金项目:华东交通大学科研项目(11GD08)

作者简介:曾桂珍(1966—),女,副教授,研究方向为铁路经济运输。

年间的省际面板数据,利用面板数据模型进行实证分析,期望在已有结论的基础上更进一步阐释城市化与服务业之间的互动关系。

1 研究设计

1.1 指标选择和数据来源

在服务业发展指标的选择上,鉴于数据的来源和可获取性,本文选取服务业增加值(R)来度量服务业发展水平。为剔除物价变动水平的影响,实际计算中以1978为基期进行平减。而在城市化水平(U)指标的选择上,与现有文献一致,用非农业人口占总人口的比重来衡量。为清除可能存在的异方差,对两个指标分别取自然对数,相应记为 $\ln R$ 和 $\ln U$ 。

由于我国各区域城市化发展水平及服务业发展水平的差异性,本文将我国分为东、中、西部分别进行考察。由于重庆市于1997年从四川省划出成为直辖市,其人口数据连续性无法得到保证而在计算样本中予以剔除。因此,本文分析的基本单元为东部、西部、中部所包括的30个省区:东部地区包括北京、天津、河北等11个省市,中部地区包括吉林、黑龙江、山西、等8个省市,西部地区包括内蒙古、陕西、青海等11个省区。研究的时间跨度为1978—2010年,数据来源于《中国统计年鉴》相应各期。

1.2 计量方法

分3步对城市化与服务业的关系进行检验及分析。首先对城市化及服务业增加值的面板数据进行单位根检验,然后在此基础上进行协整检验,最后建立对应的面板数据误差修正模型进行因果关系检验。

1) 面板数据单位根检验。面板数据的单位根检验当前并未达成一致,因此常用多种方法综合进行检验,常用的有LLC检验、IPS检验、Breitung检验、Maddala和Wu检验、Hadri检验5种。这5类检验方法思路如下:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

式中: i 为截面序号; t 是时间变量; ρ_i 为自回归系数; ε_{it} 为独立且异质的扰动项。若 $|\rho_i| < 1$,则 y_i 为弱稳定过程,而 $|\rho_i| = 1$ 时, y_i 为非平稳的I(1)过程。

2) 面板数据的协整检验。面板数据协整检验中最常用的方法为Pedroni协整检验^[8],利用如下协整方程的残差:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + e_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (2)$$

式中: α_i 为常数项; δ_i 为时间变量系数; β_i 为自变量系数; e_i 为残变项; N 为样本单位个数; T 为样本的时间跨度; M 为回归变量数。定义 $x_{it} = (x_{1i,t}, x_{2i,t}, \dots, x_{Mi,t})$, $z_{it} = (y_{it}, x'_{it})$, $\xi'_{it} = (\xi^y_{it}, \xi^x_{it})$, $z_{it} = z_{i,t-1} + \xi_{it}$, ξ 为残差项;其中 ξ'_{it} 满足:对 $\forall i$, 当 $T \rightarrow \infty$, $\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^{[T]} \xi_{it} \xrightarrow{d} B_i(\Omega_i)$ 。 $B_i(\Omega_i)$ 为渐近方差为 Ω_i 的向量布朗运动,满足 $\Omega_{2i} > 0$ 。

3) 面板数据误差修正模型及因果关系检验。协整关系只反映变量之间的长期均衡关系,但不知道因果关系的方向,因此有必要对变量进行因果关系检验。面板数据的因果关系检验通常运用Engle和Granger(1987)提出的基于面板的误差修正模型来解决。其中包括两个步骤:

第1步,根据已有文献,建立并估计如下城市化与服务业的面板协整方程(3),并取得残差项 ε_{it} 。

$$\ln R_{it} = \alpha + \beta \ln U_{it} + \varepsilon_{it}, i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

第2步,根据Granger表述定理,面板协整模型(3)所对应的面板数据误差修正模型为

$$\Delta \ln R_{it} = \alpha_{1i} + \sum_k \theta_{1i,k} \Delta \ln R_{i,t-1} + \sum_k \theta_{2i,k} \Delta \ln U_{i,t-1} + \phi_{1i} E_{i,t-1} + v_{1it} \quad (4)$$

$$\Delta \ln U_{it} = \alpha_{2i} + \sum_k \theta_{2i,k} \Delta \ln R_{i,t-1} + \sum_k \theta_{1i,k} \Delta \ln U_{i,t-1} + \phi_{2i} E_{i,t-1} + v_{2it} \quad (5)$$

式中: α_i 为常数项; θ_i 为自变量系数; ϕ_i 为面板协整子式量与数; Δ 表示一阶差分运算; $E_{i,t-1}$ 为模型(3)的面板协整残差; 下标 i 和 t 分别表示第 i 个省份的第 t 年; v_{1it} 和 v_{2it} 为随机扰动项。

2 实证结果及分析

2.1 面板数据单位根检验

利用前述的5种方法对城市化、服务业增加值及其一阶差分进行单位根检验,且检验回归式中同时包含常数项和趋势项。检验结果表明,对于东部和中部,变量 $\Delta \ln U$ 和 $\Delta \ln R$ 均存在单位根,且其一阶差分序列 $\Delta \ln U$ 和 $\Delta \ln R$ 均显著地不存在单位根;因此,对于东部和中部地区而言,变量 $\Delta \ln U$ 和 $\Delta \ln R$ 均为非平稳序列,但其一阶差分均平稳。对于西部地区,变量 $\Delta \ln U$ 和 $\Delta \ln R$ 均存在单位根;但其一阶差分中, $\Delta \ln U$ 的 Hadri 检验结果仍在10%显著性水平上拒绝不存在单位根的原假设,与其他检验结果不一致,考虑到 $\Delta \ln U$ 的其他几种检验结果均在1%显著性水平上拒绝存在单位根的原假设,因此 $\Delta \ln U$ 不存在单位根,为平稳序列。综合可知,对于东、中、西部,变量 $\Delta \ln U$ 和 $\Delta \ln R$ 均为一阶单整 $I(1)$ 。

2.2 面板数据协整检验结果

由于东、中、西部变量 $\Delta \ln U$ 和 $\Delta \ln R$ 均为一阶单整 $I(1)$,因此存在协整关系的可能,利用 Pedroni 协整检验方法,分别对东、中、西部 $\Delta \ln U$ 和 $\Delta \ln R$ 进行协整检验,在检验时考虑了样本数据中各省间协整向量的差异及各省的固定效应,检验结果见表1。由表1可以看出, Pedroni 检验结果并不一致,根据 Pedroni (1999)的结论, Panel ADF、Group ADF 检验效果最好, Panel V、Group Rho 检验效果最差,其他处于中间,在结果不一致的情况下,我们以此为判断根据。对于东部,检验结果较一致,各统计量分别在1%,5%,10%的显著性水平下拒绝不存在协整关系的原假设,因此认为东部 $\Delta \ln U$ 和 $\Delta \ln R$ 存在面板协整关系。对于中部地区和西部地区,虽然检验结果不一致,但 Panel ADF 在10%显著性水平上、Group ADF 在1%显著性水平上拒绝原假设,因此可认为中部地区及西部地区 $\Delta \ln U$ 和 $\Delta \ln R$ 也存在面板协整关系。

表1 面板数据协整的 Pedroni 检验结果

Tab.1 Pedroni inspection results of panel data cointegration

统计量	东部		中部		西部	
	统计值	收尾概率	统计值	收尾概率	统计值	收尾概率
Panel V	-2.869 5**	0.023 1	-2.010 3***	0.052 9	-2.161 1**	0.038 6
Panel Rho	1.785 2***	0.081 1	1.185 5	0.197 6	1.339 8	0.161 3
Panel PP	2.582 1**	0.014 2	1.236 5	0.185 7	1.457 4	0.137 9
Panel ADF	2.931 7*	0.005 4	1.937 9***	0.061 0	1.883 2***	0.067 7
Group Rho	4.317 9*	0.000 0	3.379 6*	0.001 3	3.900 8*	0.000 2
Group PP	5.087 8*	0.000 0	3.004 4*	0.004 4	3.789 1*	0.000 3
Group ADF	5.733 2*	0.000 0	4.322 9*	0.000 0	4.642 5*	0.000 0

注: Pedroni 检验包括4个联合归纳尺度统计量(用 Panel 表示)和3个组间尺度统计量(用 Group 表示)。Panel V 统计量是右(单)边拒绝域,其余统计量均为左(单)边拒绝域;*, **, *** 分别表示在1%,5%,10%显著性水平上显著。

2.3 面板协整方程估计及分析

由于东、中、西部地区 $\Delta \ln U$ 和 $\Delta \ln R$ 均存在面板协整关系,故可分别对其数据进行估计,不会出现伪回归的现象。在具体的计量方法上,采取了在面板数据的计量分析过程中常用的 PLS (pooled least squares) 方法。在固定效应和随机效应的选择上,使用 Hausman 检验进行判定,结果表明3个区域选取固定效应模型比较合适, Hausman 检验结果见表2。

表2 Hausman检验结果
Tab.2 Hausman inspection results

统计量	东部		中部		西部	
	统计值	收尾概率	统计值	收尾概率	统计值	收尾概率
Chi-Sq统计量	5.635 5**	0.017 6	42.641 5*	0.000 0	7.951 1*	0.004 8

注:*,**分别表示在1%,5%显著性水平上显著。

2.4 面板数据误差修正模型及因果关系检验

面板数据协整检验结果证实东、中、西部地区城市化与服务业均存在长期均衡关系,且东、中、西部地区城市化对服务业均产生正向效应。变量之间有协整关系只能告诉我们变量之间在长期存在因果关系,但不知道因果关系的方向,因此有必要对变量之间进行因果关系检验,本文建立面板误差修正模型进行因果关系检验。由于误差修正模型中变量均为平稳变量,因此短期因果检验可采用标准的F检验进行分析;长期因果关系检验则可对误差修正项的系数进行显著性检验。根据AIC和SC信息准则,设定模型滞后阶数为2阶。估计结果见表3。

表3 东中西部面板误差修正模型检验结果

Tab.3 Inspection results of error correction model of the eastern, central and western panel

变量	东部		中部		西部	
	模型(4)	模型(5)	模型(4)	模型(5)	模型(4)	模型(5)
C	0.048 5* (0.000 0)	0.064 7* (0.000 0)	0.065 8* (0.000 0)	0.038 5* (0.000 0)	0.059 2* (0.000 0)	0.034 4* (0.000 1)
$\Delta \ln R(-1)$	0.271 9* (0.000 0)	-0.035 9 (0.663 9)	0.146 9** (0.027 8)	-0.047 3 (0.12 35)	0.013 2 (0.801 0)	0.061 1 (0.306 0)
$\Delta \ln R(-2)$	0.097 1*** (0.092 2)	-0.349 7* (0.000 0)	0.182 7* (0.006 7)	-0.05 19*** (0.092 8)	-0.072 2 (0.164 9)	0.062 2 (0.294 9)
$\Delta \ln U(-1)$	-0.041 4 (0.317 3)	-0.004 9 (0.934 4)	-0.230 5 (0.131 8)	0.034 8 (0.621 5)	0.174 4* (0.002 0)	0.031 3 (0.624 9)
$\Delta \ln U(-2)$	0.007 9 (0.847 9)	0.024 4 (0.678 3)	-0.320 5** (0.033 6)	-0.079 0 (0.254 5)	0.054 8 (0.328 8)	-0.131 6** (0.040 6)
$E(-1)$	-0.039 3* (0.000 0)	0.025 3*** (0.059 1)	-0.055 2* (0.000 5)	0.005 6 (0.434 9)	-0.042 6* (0.000 2)	0.038 7* (0.002 5)
$\text{Adj } R^2$	0.181 8	0.113 9	0.130 8	0.119 8	0.197 8	0.155 2
F	4.162 7* (0.000 1)	2.407 8* (0.002 7)	2.545 6* (0.003 7)	2.303 3* (0.008 9)	2.031 1** (0.013 5)	1.095 2 (0.360 4)
AIC	-2.473 7	-1.761 6	-2.416 9	-3.962 7	-2.307 4	-2.040 2
SC	-2.274 8	-1.562 6	-2.213 7	-3.759 5	-2.227 8	-1.841 2
DW	1.983 2	2.082 3	2.098 5	2.050 8	2.048 8	2.033 6

注:括号中的数为对应统计检验的收尾概率,即 p 值; Δ 表示一阶差分运算;*,**,***分别表示在1%,5%,10%显著性水平上显著。 AIC 为东地伟进推测; SC 为产瓦兹检验; DW 为杜宾-沃特森检验。

从表3可以看出,对于东部地区,模型(4)与模型(5)的检验结果中 F 值在1%显著性水平上显著,这说明短期而言,东部地区城市化与服务业之间存在双向因果关系。考察误差修正项 $E(-1)$ 的回归系数,模型(4)与模型(5)分别在1%显著性水平及10%显著性水平上通过检验,这表明长期来说,东部地区城市化与服务业之间也存在双向因果关系。对于中部地区,模型(4)的检验结果中 F 值及误差修正项的系数均在

1%显著性水平上通过检验,这说明长短期城市化都是服务业增加值的原因。模型(5)的检验结果中,误差修正项不能通过显著性检验,服务业增加值不是城市化的长期原因; F 值在1%显著性水平上通过检验,这说明中部地区服务业增加值是城市化的短期原因。

对于西部地区,模型(4)的检验结果中 F 值及误差修正项的系数分别在1%及5%显著性水平上通过检验,这说明长短期城市化都是服务业增加值的原因。模型(5)的检验结果中,误差修正项在1%显著性水平上通过检验,说明西部地区服务业增加值是城市化的长期原因;但 F 值不能通过显著性检验,表明西部地区服务业增加值不是城市化的短期原因。

由上述检验可以发现,不管是东部,还是中西部地区,城市化是服务业增加值的格兰杰原因,这更进一步从面板数据的角度证实了文献[5],[6],[7]的结论,表明城市化促进了资本、人才和市场的集聚,为服务业的发展提供了良好的基础环境,因而能促进服务业的发展。而服务业对城市化的作用在东、中、西部并不一致,其原因在于东部地区服务业发展水平较高,更好地成为吸纳非农就业的渠道,从而促进了城市化水平的提高,而中西部地区服务业发展水平相对较低,因此对城市化的作用相对较小。

3 结论

基于我国1978—2010年省际面板数据,利用面板数据模型,对城市化与服务业增加值之间的关系进行了实证研究。结论如下:

1) 面板单位根检验结果表明,东、中、西部地区城市化($\Delta \ln U$)及服务业增加值($\Delta \ln R$)均为一阶单整 $I(1)$ 。进一步的协整分析结果说明,东、中、西部地区城市化及服务业增加值之间均存在协整关系,且城市化对服务业增加值均产生正向效应,但东、中、西部地区城市化对服务业增加值的效应是不一致的,东部地区城市化对服务业的弹性效应为1.444 4;中部地区城市化对服务业的弹性效应为2.343 4;西部地区城市化对服务业的弹性效应为1.794 9。

2) 通过建立面板误差修正模型进行因果检验表明,东、中、西部地区城市化及服务业增加值之间的因果关系也存在差异。长期而言,各区域城市化均是服务业增加值的格兰杰原因,该结论与已有文献的结论是一致的;反过来,东部和西部地区服务业增加值是城市化的长期原因,但中部地区服务业增加值是城市化的长期原因得不到证实。短期而言,东、中部地区城市化与服务业增加值之间互为因果关系;西部地区城市化是服务业增加值的短期原因,但服务业增加值不是城市化的短期原因。

各区域城市化都是服务业的长期原因且具有正向效应证实了理论的正确性,城市化水平的提高对于服务业的发展和产业结构的升级有正向促进作用,其内在机理是城市化有效地促进了劳动要素的集聚,而这种集聚效应将导致市场容量的扩大,从而增加对服务业的需求,促进服务业的发展;另外,集聚效应引起的外部经济效应能有效地提升服务业发展的质量,从而实现服务业产业结构的升级。这对我们的启示是,长期内我国可以健康有序地推进城市化水平,促进服务业发展,推进产业结构优化升级。东、西部服务业增加值是城市化的长期原因则说明,长期内东、西部地区可以通过大力推进服务业发展,利用服务业行业劳动密集型居多的特点,广泛提供各种就业机会,特别是吸纳从一、二产业转移出来的大批富余劳动力,从而提升这些地区的城市化水平。中部地区服务业不是城市化的长期原因说明,中部地区的服务业对城市化没有产生应用的拉动力,其主要原因是中部地区服务业内部结构不尽合理,且投资主体较为单一;因此可以制定长期政策,鼓励多种投资主体以资金、房产、设备、技术和劳务等多种形式投入技术密集和知识密集型服务业,优化服务业结构及实现投资主体的多元化,提升服务业对城市化的拉动作用。短期因果关系检验结果则说明短期内东、中部地区均可以制定促进服务业与城市化水平提升的短期政策,以实现服务业与城市化的协调发展;而西部地区服务业增加值不是城市化的短期原因则说明短期内西部地区的政策应该以服务业的结构化调整为主,而不应该急于提升服务业的发展水平。

参考文献

- [1] 钱纳里. 工业化和经济增长的比较研究[M]. 上海:上海三联书店,1995:49-51.
- [2] SINGLMANN J. The sectoral transformation of the labor force in seven industrialized countries, 1920-1970[J]. The American Journal of Sociology, 1978, 83 (5): 1224-1234.
- [3] TIFFEN M. Transition in sub-saharan africa: agriculture, urbanization and income growth[J]. World Development, 2003, 31, (8): 1343-1366.
- [4] CHANG G H, BRADA J C. The paradox of china's growing under urbanization[J]. Economic Systems, 2006, 30(1): 24-40.
- [5] 高敏. 中国城市化对服务业发展的制约作用分析[J]. 经济经纬, 2005(4): 51-53.
- [6] 郭文杰. 服务业增长、城市化与经济发展——改革开放后中国数据的经验研究[J]. 当代经济科学, 2006, 28(5): 91-97.
- [7] 裴长洪, 谢廉. 集聚、组织创新与外包模式——我国现代服务业发展的理论视角[J]. 财贸经济, 2009(7): 5-15.
- [8] PEDRONI P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, 61(S1): 653-678.

On Co-integration and Causality between Urbanization and Services Industry

Zeng Guizhen, Zeng Runzhong

(School of Railway Tracks and Transportation, East China Jiaotong University, Nanchang 330013, China)

Abstract: Based on the provincial panel data from 1978 to 2010, this paper utilizes the panel unit test, co-integration inspection and panel-based error correction models to conduct an empirical analysis of the relationship between urbanization and services industry. The results show that there exists a co-integration relationship between the urbanization and services industry. In the long term, there is a bilateral causality between urbanization and services industry in eastern and western region. However, there is just an unidirectional causality running from urbanization to services industry in the central area. In the short term, there is a bilateral causality between urbanization and services industry in the eastern and central region, but there is an unidirectional causality in the western region.

Key words: urbanization; services industry; panel data; co-integration; error correction model