

文章编号:2095-7386(2016)03-0085-05

DOI:10.3969/j.issn.2095-7386.2016.03.017

武汉市城镇化与服务业发展关系的实证分析

王 静,杜为公

(武汉轻工大学 湖北县域发展研究中心,湖北 武汉 430023)

摘 要:通过采用动态计量方法对武汉市的城镇化和服务业进行了实证分析,表明武汉市的城镇化是服务业发展的格兰杰(Granger)原因,城镇化和服务业之间存在长期均衡关系,但是城镇化的短期变动对服务业的短期拉动影响并不显著。基于实证分析,提出应当继续提升武汉市的综合承载功能,统筹城乡发展,改善服务业发展基础,打造城市产业集群的建议,以促进武汉市城镇化和服务业良性发展。

关键词:武汉市;城镇化;服务业;协整检验

中图分类号:F 290

文献标识码:A

An empirical analysis of the relationship between the urbanization and the services in Wuhan

WANG Jing ,DU Wei-gong

(Hubei County Development Research Center, Wuhan Polytechnic University, Wuhan 430023, China)

Abstract: Employing dynamic measuring method, this paper makes empirical analyses of the relationship between the urbanization rate and the added value of the third industry based on the time-series data of Wuhan from 1978 to 2015. The analysis has found that urbanization Granger causes the development of the services. There is a long-term equilibrium relationship between the urbanization and the services, but their short-term relationship is not significant.

Key words: Wuhan; urbanization; services; co-integration

1 引言

随着武汉市城镇化的快速推进,以服务业为代表的第三产业产值由 1978 年的 9.98 亿元上升到 2015 年的 5 564.25 亿元,武汉市的服务业有了巨大发展。1978—2015 年间武汉市城镇化率和服务业占 GDP 比重(根据历年武汉市统计年鉴数据整理)

如图 1 所示。从图 1 中可以看出,武汉市城镇化率一直呈现上升态势,而服务业占 GDP 比重总体呈现曲折上升态势,服务业占 GDP 比重长期滞后城镇化率。尽管武汉市服务业在总量上有了大幅提升,但是相比其他经济发达地区,武汉市的服务业发展仍长期滞后城镇化的发展。城镇化是服务业发展的支撑,为服务业的发展提供土地、人力等必不可少的资

收稿日期:2016-04-26。 修回日期:2016-06-24。

作者简介:王静(1990-),男,硕士研究生,E-mail:799934889@qq.com。

通信作者:杜为公(1963-),男,教授,E-mail:18702711368@163.com。

源。武汉市城镇化如何影响服务业的发展?其长期和短期关系又是如何?对这些问题的深入分析有助于发挥服务业在助力武汉市产业结构调整方面的重要作用,促进城市经济持续健康发展。



图1 1978—2015年间武汉市城镇化率和服务业占GDP比重

国外学者率先研究了城镇化和服务业发展的关系。Singelmann^[1]利用1920—1970年间38个工业国家的普查数据研究发现城镇化是服务业发展的前提,服务业的发展得益于城镇化提供的各种便利设施;Kolko^[2]通过比较城镇化对工业和服务业的影响发现城镇化能促进服务业集聚,而服务业集聚又会加速服务业的发展。随着我国城镇化和服务业的发展,在国外学者研究的基础上,国内学者也开始关注城镇化对服务业发展的影响。张自然^[3]利用中国1978—2006年间城镇化水平和服务业增长的时序数据研究证明城镇化是人均服务值增加的格兰杰(Granger)原因,且二者之间存在长期的协整关系;王春国和冯丹^[4]以中国西部地区2004—2010年间服务业、工业化和城镇化的面板数据研究发现服务业发展水平与城镇化呈现显著的正相关;杜宇玮和刘东皇^[5]从投入产出角度使用DEA方法实证研究发现城镇化能显著促进服务业发展规模,但对服务业产业结构升级的推动作用不明显。

从上述研究可以发现,国内外学者多认为城镇化能够促进服务业的发展,但多数学者从国家宏观层面研究城镇化与服务业发展的关系问题,对单个地区或城市的研究则稍显不足^[7-9]。随着新型城镇化战略的实施,各个城市呈现你追我赶的发展局面,服务业作为推动城市综合竞争力提升的重要力量越来越受到各级政府的重视,为此,研究单个城市的城镇化水平对服务业的影响就显得尤为重要。笔者选取新型城镇化试点城市武汉市作为研究的对象,利用动态计量分析方法研究城镇化对服务业发展的影响。

2 研究方法

采用动态计量方法研究武汉市城镇化对服务业发展的影响,具体方法包括:Granger因果检验,协整检验和误差修正模型。Granger因果检验变量间的Granger因果关系,协整检验用来衡量变量之间的长期均衡关系,但其使用前提是变量之间至少存在同阶单整,实际应用中常使用ADF单位根检验来检验序列变量是否平稳^[10]。ADF单位根检验具有三种检验模型,具体为:

纯随机游走: $Y_t = Y_{t-1} + u_t$;

带漂移的随机游走: $Y_t = \alpha + Y_{t-1} + u_t$;

带趋势的随机游走: $Y_t = \alpha + \beta T + Y_{t-1} + u_t$ 。

其中 Y_t 是所需检验平稳性的序列, Y_{t-1} 是 Y_t 的一阶滞后项, α 是常数项, T 是时间趋势项, β 是时间趋势项的系数, u_t 是白噪声序列。

判断时间序列变量属于同阶单整后可以对变量进行进行Granger因果检验判断变量之间的Granger因果关系,根据Granger因果关系进行协整检验,找出变量间的长期均衡关系,这种长期均衡关系往往是通过短期动态过程的不断调整得以维持,为此需要构建误差修正模型(ECM)来发现这种短期修正机制,从而更加深入的认识两个变量之间的影响。

3 实证分析

3.1 数据选取

衡量服务业发展的指标有多种,包括服务业增加值、服务业占GDP比重等,笔者则选取每年人均服务业增加值来衡量服务业发展,这主要是因为使用人均服务业增加值可以剔除人口规模的影响,衡量服务业的发展更加合理,记为 Y_t 。由于目前学术界普遍使用城镇人口在城市总人口的比重来衡量城镇化水平,故本文使用该定义来反映城镇化,并将城镇化率记为 $city_t$ 。

笔者所使用的人均服务业增加值和城镇化率均根据历年《武汉市统计年鉴》,选取1978—2015年间第三产业增加值、城镇人口数量、总人口数量计算得到,其中第三产业增加值使用第三产业平减指数平减到1978年水平。

3.2 单位根检验

用动态计量分析方法中的协整理论来检验时间序列变量间的长期均衡关系时应首先考虑变量是否存在相同的单整阶数,若不存在相同单整阶数,协整检验将不再成立,因此需要进行单位根检验判断时

间序列是否存在相同的单整阶数^[11]。使用 Eviews7.0 分别对武汉市人均服务业增加值 Y_t 和城镇化率 $city_t$ 进行 ADF 检验,检验结果如表 1 所示。

表 1 人均服务增加值和城镇化率的 ADF 检验结果

变量	检验模型	ADF 统计量	临界值			结论
			1%	5%	10%	
Y_t	(C,0,2)	-0.654	-3.633	-2.948	-2.613	不平稳
$D(Y_t)$	(0,0,1)	-1.484	-2.633	-1.951	-1.611	不平稳
$D(Y_t,2)$	(0,0,0)	-12.848	-2.633	-1.951	-1.611	平稳***
$city_t$	(C,T,1)	-3.111	-4.235	-3.540	-3.202	不平稳
$D(city_t)$	(0,0,2)	-1.355	-2.635	-1.951	-1.611	不平稳
$D(city_t,2)$	(0,0,1)	-6.874	-2.635	-1.951	-1.611	平稳***

注:(1)检验模型(C,T,L)中的 C、T、L 分别表示检验方程中的常数项、时间趋势项和滞后阶数,其中滞后阶数根据赤池信息准则(AIC)确定;(2)*, **, *** 分别表示在 10%,5%,1% 水平下显著; $D(Y_t)$ 、 $D(Y_t,2)$ 分别表示人均服务业 Y_t 的一阶差分和二阶差分, $D(city_t)$ 、 $D(city_t,2)$ 则分别表示 $city_t$ 的一阶和二阶差分。

从表 1 中可以看出,武汉市人均服务业增加值和城镇化率的 ADF 统计量的绝对值均小于 10% 的临界值的绝对值,故而这两个时间序列均为非平稳序列。经过一阶差分后,仍然在 10% 的水平上接受该序列存在单位根的原假设,所以其一阶差分仍然不平稳。但经过二阶差分后, $D(Y_t,2)$ 的 ADF 统计量为 -12.848, $D(city_t,2)$ 的 ADF 统计量为 -6.874,均在 1% 水平上拒绝序列存在单位根的原假设,因此,人均服务业增加值和城镇化率的二阶差分是平稳序列,符合时间序列同阶单整的假设。然后再进行 Granger 因果检验判断城镇化率和人均服务业增加值之间的 Granger 因果关系,再采用“EG 两部分分析法”来进行协整检验,利用普通最小二乘(OLS)方法得到残差序列,再根据残差序列的平稳性判断两序列间是否存在协整关系,即是否存在长期均衡关系,最后给出误差修正模型判断两个变量之间的短期影响。

3.3 Granger 因果检验

Granger 因果检验则可以揭示变量之间的 Granger 因果关系,为了深入分析武汉市人均服务业增加值和城镇化率之间的关系,使用 Eviews7.0 对人均服务业增加值和城镇化率进行 Granger 因果检验,检验结果如表 2 所示。

表 2 Granger 因果检验结果

因果关系	滞后阶数	F 统计值	P 值
Y does not Granger Cause city	1	0.098	0.756
city does not Granger Cause Y	1	4.898	0.034
Y does not Granger Cause city	2	1.120	0.339
city does not Granger Cause Y	2	2.544	0.095

从表 2 中可以看出,滞后 1-2 期时人均服务业

增加值不是引起城镇化率变化的 Granger 原因,而城镇化率是引起人均服务业增加值变化的 Granger 原因。由此可以说明目前服务业对城镇化推动不明显,但是城镇化推动了服务业的发展。这与当前中国的事实是相符合的,改革开放以来,我国城镇化的发展更多的得益于工业化的推进,服务业产值长期低于工业产值,对城镇化的促进作用并不明显,但随着城镇化的发展,越来越便利的交通,越来越丰富的人力资源等支撑了服务业的快速发展。因而使得城镇化对服务业的推动作用明显,而服务业对城镇化的方向作用还未体现。

3.4 协整检验

由于城镇化率是人均服务业增加值变化的 Granger 原因,而人均服务业增加值不是城镇化率变化的 Granger 原因,基于此,构建回归模型如式(1):

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 city_t + u_t \tag{1}$$

其中 Y_t 表示是人均服务业增加值, $city_t$ 表示城镇化率, β_0 是常数项, u_t 是残差项。利用 Eviews7.0 对人均服务业和城镇化率进行 OLS 回归,得到回归模型结果如式(2):

$$Y_t = -1113.20^{***} + 3174.85^{***} city_t + u_t, \bar{R}^2 = 0.877 \tag{2}$$

(t) (-9.77) (16.04)

从模型中可以看出,武汉市的城镇化率对人均服务业增加值的有显著的正向影响,即城镇化率增加 0.01,则人均服务业增加值增加 31.748 5 元,且该结果在 1% 水平上显著。而该模型的残差 $u_t = Y_t + 1113.20 - 3174.85city_t$,根据该计算方程计算所得模型的残差序列,然后对残差序列进行单位根检验,判断残差的平稳性,所得结果如表 3 所示。

表 3 残差 ADF 检验结果

变量	检验模型	ADF 统计量	临界值			结论
			1%	5%	10%	
u_t	(C,0,2)	-2.698	-2.633	-1.951	-1.611	平稳***

注:(1)检验模型(C,T,L)中的 C、T、L 分别表示检验方程中的常数项、时间趋势项和滞后阶数;(2) *, **, *** 分别表示在 10%,5%,1% 水平下显著。

从表 3 可以看到,残差的 ADF 统计量为 -2.698,在 1% 水平上拒绝序列存在单位根的原假设,则可以认为该残差序列是平稳的。上述结果表明武汉市人均服务业和城镇化率之间存在长期均衡关系,从长期来看,城镇化率增加 0.01,人均服务业增加值增加约 31.75 元。

3.5 误差修正模型

从上述分析中可以看出,武汉市人均服务业和城镇化率存在协整关系,即存在长期均衡关系,但这种长期均衡关系是通过短期波动不断调整的,即通过误差修正机制防止长期均衡关系出现较大偏差。为此,需要建立误差修正模型,综合考虑长期均衡和短期调节关系,误差修正模型的基本形式如式(3):

$$D(Y_t) = \beta_0 + \beta_1 D(city_t) + \beta_2 u_{t-1} + \varepsilon \quad (3)$$

其中 $D(Y_t)$ 表示人均服务业增加值的一阶差分, $D(city_t)$ 表示城镇化率的一阶差分, u_{t-1} 是协整检验中得到的残差的一阶滞后, β_0 是常数项, ε 是模型的误差项。实际使用时可以根据需要去掉常数项,增加被解释变量的滞后阶数等。使用 Eviews7.0 建立武汉市人均服务业和城镇化率的误差修正模型如式(4):

$$D(Y_t) = -1141.35 D(city_t) - 0.51^{***} u_{t-1} + 0.79^{***} D(Y_{t-1}) + \varepsilon \quad (4)$$

(t) (-0.89) (-2.62) (5.68)

通过该误差修正模型可以看出,武汉市城镇化的短期变动对服务业的短期拉动为负但影响不显著,人均服务业增加值取决于上一期人均服务业增加值对均衡水平的偏离和其滞后期值,误差项 u_{t-1} 的系数为 -0.51 反应了误差的反向修正机制,表明误差修正项以 51% 的比例调整下一年的人均服务业增加值,调整力度较大。

4 结论及政策建议

综上分析,武汉市城镇化是服务业发展的 Granger 原因,服务业对城镇化的反向促进作用并不明显,城镇化和服务业之间存在长期均衡关系,但城镇化的短期变动对服务业的短期拉动影响不显著。这主要是因为改革开放以来,随着经济社会的发展,

大量农村剩余劳动力涌入城市,使得城市的交易规模扩大,交易成本降低,城市经济获得快速发展,城镇化水平也获得显著提升。城市城镇化水平的提升,会促进城市提供更便利的基础设施,吸引更多的人才聚居,而这又是服务业发展的前提和基础,但是这些基础设施的建设和人才的吸引本身就是一个比较长期的过程,短期内农村剩余劳动力仍然存在劳动技能低下等原因,因而城镇化对服务业的短期影响并不明显。但长期来看,城镇化能积极促进服务业的发展,城镇化构成了服务业发展的 Granger 原因,两者之间存在着长期均衡关系。由于我国分割的城乡二元户籍制度,农村剩余劳动者劳动技能低下等原因,劳动者向服务业转移存在比较大的障碍^[6],且在长期的经济发展中,产业结构的调整更多的受到政府和体制的约束,市场发挥的作用有限,服务业占 GDP 比重长期落后于第二产业占 GDP 比重。受上述综合因素的影响,武汉市的服务业对城镇化的反向促进作用还未充分体现,城市人均服务业增加值对城镇化率的影响并不显著。

为促进武汉市城镇化和服务业良性发展,笔者提出如下政策建议:一是继续提升武汉市的综合承载功能,增强其就业吸纳能力。城镇作为服务业发展的基础和前提,应加快城镇的综合承载功能建设,为服务业的继续发展创造有利的条件。为此,首先需要做好城市规划,有效融合物流、商贸、科教等服务行业,实现城镇空间的内涵式扩张,提升服务业集聚的规模效益;其次需要完善基础设施建设,构建多元化城市服务环境,为服务业的发展提供硬件支撑。二是统筹城乡发展,走新型城镇化发展道路。新型城镇化注重产业结构调整,注重以服务业为代表的第三产业的发展,走新型城镇化道路应首先注重制度创新,改革现有户籍制度,保障进城的农村居民享有与城镇居民同等的公共服务,为服务业的发展提供人力资源基础;其次要发挥市场机制的作用,促进资金、人员在三大产业之间的自由流动,培育有较强竞争力的服务型企业。三是提高劳动者的职业技能水平,改善服务业发展基础。城镇化发展过程中的农村转移劳动力普遍存在劳动技能低下的问题,这会严重影响城市服务业的发展,为此需要采取灵活多样的方式提升农民工的劳动技能。通过依托城市教育资源,政府或者企业可以对农民工展开基本职业技能培训,提高其劳动技能,改善服务业发展基础。四是注重与周边城市的合作,打造城市集群,增强服务业辐射能力。通过打造城市集群,可以实现各个城市之间的优势互补,促进各个城市服务业的

分工合作,拓宽服务业的发展范围,增强城市服务业的辐射能力。

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] Kolko J. Urbanization, Agglomeration, and Co-agglomeration of Service Industries [M]//Agglomeration economics. The University of Chicago Press, 2010: 151-180.
- [3] 张自然. 中国服务业增长与城市化的实证分析[J]. 经济研究导刊,2008,20(1):180-182.
- [4] 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),2013,29(1):41-45.
- [5] 杜宇玮,刘东皇. 中国城镇化与服务业发展耦合协调度测度[J]. 城市问题,2015(12):52-61.
- [6] 郭进,徐盈之. 城镇化扭曲与服务业滞后:机理与实证研究[J]. 财经研究,2015,41(12):118-128.
- [7] 陈立泰,张洪玮,熊海波. 服务业集聚能否促进城镇化进程——基于中国省际面板数据的分析[J]. 西北人口,2013,34(2):55-59.
- [8] 郭冲冲,马少晔. 我国服务业发展对城镇化的影响-基于西部地区的实证研究[J]. 商业经济研究,2016(4):147-149.
- [9] 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.
- [10] 郭更臣,彭代彦. 湖北农村居民持久收入与消费的协整分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学),2011,95(5):39-42.
- [11] 陈倬,简小凤. 城镇化背景下的粮食安全问题研究——基于城镇化率与粮食产量之间协整关系的分析[J]. 粮食科技与经济,2013,38(4):5-8.
- [4] 汪向东,王希林,马弘,等. 心理卫生评定量表手册(增订版)[M]. 北京:中国心理卫生杂志社,1999,33-131.
- [5] 李恒芬,姚丰菊,薛殿凯,等. 新乡市大学生心理健康与紧张性生活事件及应对方式的关系[J]. 中国学校卫生,2003,24(2):116-117.
- [6] 胡佩诚,宋燕华. 心理卫生和精神疾病护理[M]. 北京:北京医科大学出版社,1999:37-38.
- [7] 吴均林,林大熙. 医学心理学教程[M]. 北京:高等教育出版社,2005:78-124.
- [8] 钟文娟,方娇荣,明新贵. 武汉市社区居民心理健康状况调查[J]. 中国公共卫生,2009,25(3):279-280.
- [9] 宋爽,田玲玲,李世平,等. 434 名医学新生心理健康与生活事件的关系[J]. 中国校医,2015,29(4):241-245.
- [10] 李俊芝. 医学院大学生生活事件、心理韧性及危机脆弱性的关系[J]. 中国健康心理学杂志,2015,23(12):1847-1849.
- [11] 廖全明. 中国人心理健康现状研究进展[J]. 中国公共卫生,2007,23(5):556-557.
- [12] Sarason I G, Johnson J H, Siegel J M. Assessing the impact of Life change: development of life experiences survey[J]. Journal of consulting and clinical Psychology, 1978,46(5):932-46.
- [13] Seematter-Bagnoud L, Karmaniola A, Santos-Eggimann B. Adverse life events among community-dwelling persons aged 65-70 years: gender differences in occurrence and perceived psychological consequences[J]. Soc Psychiatry Psychiat Epidemiol 2010,45(1):9-16.
- [14] Lueboonthavatchai P. Role of stress areas, stress severity, and stressful life events on the onset of depressive disorder: a case-control study[J]. J Med Assoc Thai, 2009,92(9):1240-1249.
- [15] 钟文娟. 基于社区精神卫生服务的社区居民心理预警模型研究[D]. 武汉:华中科技大学,2008.