

“先产后城”抑或“先城后产”?

——来自中国省级面板数据的协整分析

王亚飞 廖 薏 董景荣

(重庆师范大学 经济与管理学院,重庆 401331)

摘 要:构建制造业集聚 E-G 指数和新型城镇化水平评价指标体系,对 2003—2016 年中国制造业集聚水平和新型城镇化综合发展水平进行了测度。基于动态面板协整模型和面板误差修正模型,对制造业集聚与新型城镇化的长期协整关系与短期关系进行了分析。研究表明:①在长期,制造业集聚对新型城镇化具有显著的促进作用,而新型城镇化对制造业集聚影响甚微,但具有潜在的抑制效应,制造业发展与新型城镇化建设在整体上表现为“先产后城”的发展路径;②在短期,制造业集聚与新型城镇化具有相互促进的现象,二者实现了“产城融合”;③在长期和短期,制造业集聚和新型城镇化均具有显著的路径依赖特征,前期良好的发展对后期的发展具有促进作用。

关键词:制造业集聚;新型城镇化;协整分析;误差修正模型

中图分类号:D60

文献标识码:A

文章编号:1673-0429(2019)01-0072-10

doi:10.19742/j.cnki.50-1164/C.190109

一、引言

改革开放以来,得益于经济的快速发展,中国的城镇化建设也取得了巨大成就,以城镇人口比重为表征的城镇化率呈现出逐年递增的态势,据国家统计局公布的数据显示,中国城镇人口比重从 1978 年的 17.92% 跃升至 2017 年 58.52%,与发达国家的差距进一步缩小。与此同时,凭借着劳动力和资源禀赋的比较优势,中国制造业也取得了飞速发展,已成为世界第一制造大国,奠定了“世界工厂”的地位。制造业是国民经济的主体,“以人为本”、环境与经济协调发展的城镇化是可持续发展的基石。为此,中国政府分别提出了《中国制造 2025》和《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》。在此背景下,中共“十八大”又进一步提出了实现工业化、信息化、城镇化和农业现代化“四化”同步的发展方向。然而,以廉价劳动力和土地无限供给为表征的粗放型经济增长方式已经无法满足工业化与新型城镇协调发展的要求^[1]。具体而言,一方面,具有资源禀赋比较优势的大城市不断聚集优质资源,随着土地开发强度过大,集聚经济带来的规模效应逐渐转变为“拥挤效应”,生活、生产成本开始上升,公共服务无法流入;另一方面,大多数中、小城市却不得不面临着“产业空心化”的问题,只能通过不断扩张城镇边界来维持土地城镇化^[2]。对于大多数地区而言,产业发展与城镇化并没有实现良性循环,并不具备“产城并进”,这形成了两条截然不同的发展路径^[3]:①通过建设产业园区来推动产业集聚,并围绕着集聚区建设和完善相

收稿日期:2018-10-16

作者简介:王亚飞(1980—),男,经济学博士,重庆师范大学教授,硕士生导师,研究方向为城镇化与产业发展;

廖薏(1992—),男,重庆师范大学数量经济学硕士研究生,研究方向为数量经济;

董景荣(1966—),重庆师范大学教授,博士生导师,研究方向为产业经济。

基金项目:国家社科基金重点项目“西部地区装备制造业技术进步路径选择的环境和条件研究”(14AJL015)。

关配套设施和功能,使得工业园区、开发区、高新区逐渐成为城市新城,即“先产后城”模式;②先依托于高铁、地铁等城市功能服务站点建设中央商务区和城市住宅区,再进行招商引资发展产业,即“先城后产”模式。那么,在当前以实现制造业集聚与城镇化的良性互动为目标和以促进人的城镇化为核心、提高质量为导向的新型城镇化战略背景下,研究当前中国制造业集聚与新型城镇化的发展路径,对未来更好地实现“产出融合”与“产城互动”具有丰富的政策内涵和实践意义。

二、文献回顾

(一)产业集聚对城镇化的影响

众多地区的发展实践表明,在产业发展的过程中,能否形成具有竞争力的产业集聚,是发挥良好的城镇化效应的关键^[4]。产业的快速发展吸纳了大量农村劳动力,引致农村人口向城镇的转移,由人口集聚所带来的规模效应使得企业和居民的生产、生活成本得到了有效的降低,这加快了企业向城镇的聚集以及人口向城镇转移,以此推动了城镇规模的扩大。同时,集聚经济所带来的技术溢出效应实现了技术进步,使得集聚经济逐渐成为地区经济的增长极,为城镇经济高质量的发展提供有力的支撑。因此,导致中国一些地区城镇化水平较低的一个重要原因在于其产业集聚水平较弱,只有当产业集聚能够嵌入全球价值链进行升级,才能推动城镇化向高质量的方向发展^[5]。当前,制造业集聚仍然是城镇化发展的主导力量,而服务业集聚对城镇化的推动作用还不明显^[6],因此在中国当前的形势下,实现产业集聚推动城镇化的关键在于通过发展良好的制造业集聚。谢治春认为,制造业集聚对城镇化的推动作用主要源于集聚过程中要素不断地向城镇集聚,这为城镇的发展提供了物质基础,同时制造业集聚吸纳了大量农村剩余劳动力向城镇涌入,这促进了人口城镇化^[7];张治栋、孟东涛的研究发现,制造业集聚仍然是长江经济带城镇化进程的主要推动力,制造业集聚通过优化城市空间布局、促进人口集聚以及提供城市竞争力的方式推动了城镇化^[8];胡伶俐、施祖麟揭示了产业集聚促进城镇化的内在机制,其认为产业集聚及其形成的广阔市场共同改善了区域环境,从而促进城镇人口流入、产业分工和市场形成,进而推动城镇化的历史进程^[9];李华基于空间集聚视角的城镇形成与发展的两阶段模型推演,认为多样化偏好形成的内生动力以及集聚外部性形成自我强化机制是产业集聚促进城镇化发展的内在机制^[10]。

(二)城镇化对产业集聚的影响

城镇化能够为产业集聚提供必要与合适发展环境。城镇各部门之间的专业分工和相互合作将各种要素集聚在一起,使得城镇成为各种生产要素和资源禀赋的集中地,并且在各种生产要素、资源禀赋之间形成复杂的关系网络,让各种要素、禀赋彼此具有关联。如此以来,城镇化便为制造业的集聚提供了人力资源、技术支持以及完善的服务体系等要素禀赋,并且随着城镇化进程的加快,城镇的经济在得到快速发展的同时城镇人口素质得以提高,并且在加强城镇技术创新能力的同时完善了城镇的一系列配套服务体系,这为制造业在更高层次的集聚提供了条件。吴福象等认为,新型城镇化为产业集聚提供了创新要素的来源,同时还促进了要素空间集聚的外部性,这带动了前后关联产业的发展并促进了产业结构调整,从而提高产业集聚水平^[11];陆根尧和盛龙的研究表明,城市化通过提高要素禀赋、完善基础设施建设、营造良好制度环境、以及扩大社会需求等途径促进了产业集聚水平的提高^[12];王琦等研究发现,区域经济空间是产业集聚发展必不可少的载体,而新型城镇化作为一个资源共享平台,恰好能够为产业集聚提高一个优良的载体,这有利于集聚区内企业之间相互合作,推动产业集聚发展^[13];孙叶飞等发现,节约集约、产业互动、生态宜居是新型城镇化的基本特征,这将引导原有产业发展模式产生变革,淘汰一批粗放型企业,为集约型、高附加值型的新型企业提供了发展空间,从而有效促进产业集聚进入更高层次^[14]。

通过回顾以往文献,本文认为还需从以下两个方面做边际改进:①从研究假设来看,以往研究多将

人口城镇化率作为城镇化水平的度量指标,但是单一指标衡量的方法涵盖的信息量较小,无法全面描述城镇化的真实水平,在此基础上开展的实证检验及其结论可靠性更是值得怀疑。鉴于此,本文将以“新型城镇化”内涵为基准,构建包括城镇经济、人口集聚、城乡统筹和城镇建设与公共服务等方面涵盖 24 个指标的新型城镇化水平评价指标体系,并对 2003 至 2016 年中国 31 个省市自治区新型城镇化水平进行测度分析,使得分析结果更为稳健;②在研究视角上,已有研究对产业发展或产业集聚促进城镇化发展的机理分析和实证检验较为丰富,而针对新型城镇化反作用于产业发展或产业集聚的研究相对较为缺乏。基于此,本文从“产城融合”的视角出发,实证检验 2003—2016 年中国新型城镇化与产业集聚的内生关系,以此为基础提出针对性的促进“产城融合”的对策建议。

三、模型、变量及数据说明

(一) 计量模型

由上述分析可知,制造业集聚与新型城镇化之间在理论层面上存在着内生关系,而对于这种关联的分析需要进行进一步的实证检验。借鉴刘望辉、张奋勤、刘习平的研究方法^[15],建立模型为:

$$nu_{it} = \beta agg_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$agg_{it} = \beta nu_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, nu 和 agg 分别表示新型城镇化综合水平和制造业集聚度, u_i 代表不可观测的地区个体效应, ε_{it} 为误差项。式(1)和式(2)为静态面板模型,为了考察制造业集聚和新型城镇化的动态过程,本文参考张治栋、孟东涛的方法^[8],在式(1)和式(2)中分别引入新型城镇化和制造业集聚的滞后一期作为解释变量,构建模型为:

$$nu_{it} = \beta_0 nu_{i,t-1} + \beta_1 agg_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$agg_{it} = \beta_0 agg_{i,t-1} + \beta_1 nu_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

若 nu 和 agg 序列为平稳序列或者满足同阶单整,则 nu 和 agg 存在长期均衡关系,式(1)一式(4)为 nu 和 agg 的协整方程。如果存在长期均衡的协整关系,则需进一步检验制造业集聚与新型城镇化因果关系的方向,对此本文借鉴张肃的做法^[16],构建面板误差修正模型为:

$$\Delta nu_{it} = \beta_0 ECM_{i,t-1} + \beta_1 \Delta nu_{i,t-1} + \beta_2 \Delta agg_{it} + e_{it} \quad (5)$$

$$\Delta agg_{it} = \beta_0 ECM_{i,t-1} + \beta_1 \Delta agg_{i,t-1} + \beta_2 \Delta nu_{it} + e_{it} \quad (6)$$

其中 Δnu_{it} 和 Δagg_{it} 分别为 nu 和 agg 的一阶差分, $\Delta nu_{i,t-1}$ 和 $\Delta agg_{i,t-1}$ 分别为 Δnu_{it} 和 Δagg_{it} 的滞后一期项,反应了新型城镇化和制造业集聚的短期波动。式(5)和式(6)中的 $ECM_{i,t-1}$ 为式(3)和式(4)滞后一期的误差项, β_0 为修正系数,其反应了制造业集聚与新型城镇化的长期均衡对来自短期波动所带来的偏离而进行的修正。如果显著拒绝式(5)中 β_0 为零的原假设,则表明存在制造业集聚对新型城镇化的长期影响,如果显著的拒绝式(6)中 β_0 为零的原假设,则表明存在新型城镇对制造业集聚的长期影响。同理,可以通过对系数 β_1 和 β_2 的假设检验来判断制造业集聚与新型城镇化之间的短期因果关系的方向^[15]。

(二) 估计方法

式(3)一式(6)中,由于解释变量中引入了被解释变量的滞后项,解释变量与被解释变量的因果关系方向并不清晰以及存在遗漏变量的问题,这使得本文所构建的模型存在内生性问题,此时的 OLS 估计量是不一致的。工具变量法是解决模型内生性较为有效的方法,但是从模型外部获取理想的工具变量难度较大,通常将内生变量的滞后项作为其工具变量进行估计。对此,Arellano and Bond 提出了差分 GMM 方法(DIFF-GMM)^[17],该方法将原水平方程差分后,消除不随时间变化的个体效应,利用内生解释变量的滞后项作为其差分项的工具变量对内生性进行控制。但是,在差分 GMM 中,引入内生变量更

高阶的滞后项作为其工具变量的做法将使得其滞后项和差分滞后项的相关性不高从而产生弱工具变量的问题。为此,Arellano & Bove 以及 Blundell & Bond 在此基础上提出了系统 GMM 估计方法^{[18][19]}。系统 GMM 将差分后的滞后变量和内生变量作为水平方程的工具变量,将水平的滞后变量和内生自变量作为差分方程的工具变量。与差分 GMM 相比,系统 GMM 提高了估计效率。对此,系统 GMM 分为一步法和两步法,两步法的估计效率更高,对此本文采用两步系统 GMM 对模型进行估计,并采用 Windmeijer 方法对标准误进行修正^[20]。作为一致估计,系统 GMM 要求工具变量严格外生,并且要求扰动项不存在自相关以及差分后的扰动项不存在二阶自相关,对此需进行 Hansen 工具变量有效性检验以及 Arellano-Bond 序列相关检验^[21]。

(三) 变量及数据处理

1. 制造业集聚度

本文选择用 E-G 指数对制造业集聚进行测度,所采用的指标为制造业企业个数及制造业从业人员数,简用 *agg* 表示。借鉴詹宇波、张卉的方法,在不影响对制造业集聚评价的基础上对 E-G 指数进行了调整^[22],结果为:

(1) 首先将地理集中度指数 G_i 重新定义为 G_i' :

$$G_i' = \sum_{j=1}^M \left(\frac{n_{ij}}{n_i} - x_j \right)^2 \quad (7)$$

其中, i, j 分别代表产业 i 和区域 j , x_j 代表区域 j 内所有产业就业人数(产值)占全国所有产业就业人数(产值)的比重。 n_{ij} 为区域 j 内从事产业 ii 的企业数量, n_i 为全国从事产业 ii 的企业数量。

(2) 根据 Ellison 和 Glaeser 的 E-G 指数模型,可以推导出修正后的模型为:

$$\gamma' = \frac{G_j'}{1 - \sum_{j=1}^M x_j^2} \cdot \frac{1}{n_i} / 1 - \frac{1}{n_i} \quad (8)$$

与原 E-G 指数比较,修正后的 E-G 指数具有统计上的优势:该指数是无偏的,并且修正后的 E-G 指数的方差比原 E-G 指数更小^[22]。依据(7)——(8)式,本文采用了 2003—2016 年中国 31 个省市自治区制造业的企业个数和从业人员数进行制造业产业集聚水平的测度。部分测算结果如图 1 所示。2003 年,江苏、浙江、广东的制造业集聚水平最高,中部地区制造业集聚整体水平较高,新疆、西藏、内蒙古、宁夏、青海、甘肃、广西等西部地区的制造业集聚水平最低;在 2015 年,江苏、浙江和广东的制造业集聚水平依然是全国最高的,新疆、西藏、内蒙古、宁夏、青海、甘肃、广西等西部地区的制造业集聚水平依然最低。此外东、中、西部整体制造业集聚水平均有所下降。可以看出,中国制造业集聚在空间全局分布上具有比较稳定的态势,而局部集聚水平具有下降的趋势。

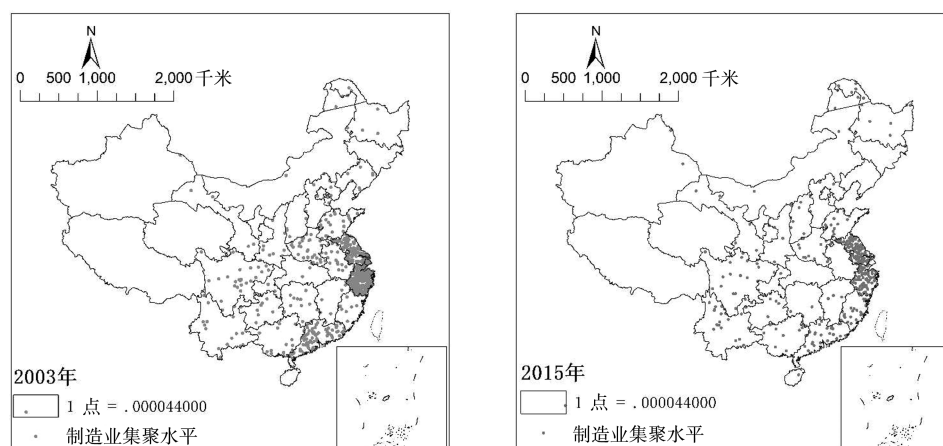


图 1 2003 年和 2015 年制造业集聚水平对比

2. 新型城镇化水平测度

与以城镇人口占比为表征的传统城镇化相比较,新型城镇化的“新”体现在推进城镇经济发展和产业结构优化的基础上,进一步完善公共服务体系和优化城镇居住环境,实现“以人为本”的城镇化,即“人的城镇化”。在深化对新型城镇化内涵认知的前提下,充分参考《国家新型城镇化规划(2014-2020年)》提出的新型城镇化水平评价指标体系并吸纳熊湘辉、徐璋勇观点^[23],本文构建了包括经济发展、人口集聚、城乡统筹和城市建设等四个维度,24个指标的新型城镇化发展水平评价指标体系(见表1)。本文在综合考虑了方法的适用性和可操作性后选择了因子分析法进行我国新型城镇化水平的测算。部分测算结果如图2所示。可以看出,东部地区新型城镇化水平最高,中部地区次之,西部地区水平最低,但是三大地区新型城镇化水平均具有持续上升的态势,值得注意的是在2013年,西部地区整体新型城镇化水平已经超过中部地区。

表1 新型城镇化发展水平评价指标体系

目标层	准则层	要素层	指标层	单位	性质
新型城镇化发展水平	经济发展	经济发展水平	人均 GDP	元/人	+
		产业结构合理化	第二、三产业增加值占 GDP 的比重	%	+
		产业结构高度化	高技术产业总产值占 GDP 的比重	%	+
		城镇建设投资	人均城镇固定资产投资额	万元/人	+
	城镇人口	人口规模	城镇人口比重	%	+
		人口就业	第二、三产业从业人员比重	%	+
	城乡统筹	收入水平	城乡居民收入水平对比	农村居民=1	-
		消费水平	城乡居民消费水平对比	农村居民=1	-
	城市建设	服务设施	人均城市道路面积	平方米	+
			每万人拥有公共交通工具	标台	+
			城市用水普及率	%	+
			城市燃气普及率	%	+
		生态环境	人均城市生活垃圾清运量	吨/人	-
			建成区绿化覆盖率	%	+
		卫生医疗	每千人口医疗卫生机构床位数	张	+
			每千人口卫生技术人员数	人	+
		教育事业	教育经费占 GDP 比重	%	+
			每十万人口高等学校平均在校生数	人	+
		文化生活	人均文化事业经费	元/人	+
			每百万人拥有文化站机构个数	个	+
		社会保障	城乡养老保险覆盖率	%	+
			城乡失业保险覆盖率	%	+
		科技信息	R&D 支出占 GDP 的比重	%	+
			互联网上网人数占总人口的比重	%	+

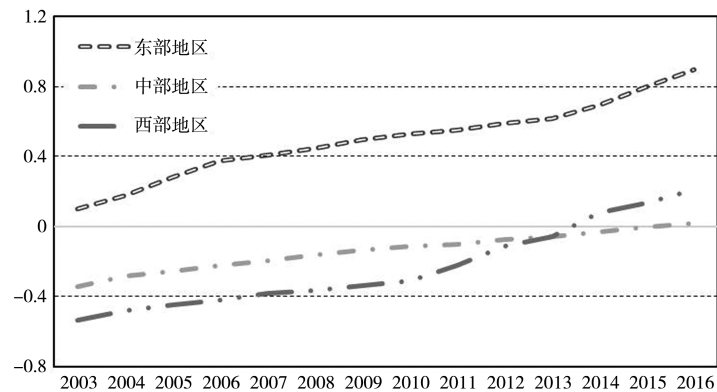


图2 2003—2016年东、中、西部地区新型城镇化水平对比

本文两个变量所涉及的各项计算指标数据来源于:《中国工业统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国教育统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国文化文物统计年鉴》《中国卫生和计划生育统计年鉴》《中国统计年鉴》以及各省(市)统计年鉴和统计公报。部分缺失数据通过插值法得到。

四、实证检验与结果分析

(一) 面板单位根检验及协整检验

与分析时序数据的方法步骤相同,在进行模型估计之前,需要对本文所使用的面板数据进行单位根检验来避免“伪回归”现象。面板单位根检验方法有多种,大体分为面板单位的自回归系数相同情形下的单位根检验以及面板单位的自回归系数不同情形下的单位根检验。对此,本文分别采用 LLC 和 Fisher 方法对数据进行单位根检验,检验结果如表 2 所示。

表 2 单位根检验结果

	agg	nu
LLC 检验	-5.3796 ***	-2.6967 **
Fisher 检验	160.4410 ***	98.8867 ***

注:*** 代表 $p < 0.01$, ** 代表 $p < 0.05$, * 代表 $p < 0.1$; LLC 检验报告的为 t 统计量, Fisher 检验报告的为 χ^2 统计量

从表 2 中可以看出, LLC 检验以及 Fisher 检验的结果表明, agg 与 nu 均能够显著地拒绝存在单位根的原假设,这表明本文所采用的数据为平稳序列。这也意味着序列间可能存在协整关系。对此,本文采用 Westerlund 的方法^[24]进行面板协整检验,协整检验结果如表 3 所示。

表 3 协整检验结果

统计量	统计值	Z 值	P 值
Gt	-1.737	-4.072	0.000
Ga	-1.205	3.179	0.999
Pt	-6.534	-3.163	0.001
Pa	-2.950	-3.699	0.000

说明:各统计量的原假设均为无协整关系。备择假设有两种:至少存在一组协整关系(Gt、Ga)与面板整体上存在协整关系(Pt、Pa)

如表 3 显示,其中组统计量 Gt 和 Ga 是在允许面板异质性的条件下检验是否存在协整关系;面板统

计量 P_t 和 P_a 是在考虑面板同质性的条件下检验是否存在协整关系。两组检验的原假设均为不存在协整关系。本文的检验结果显示,组统计量中仅有一个能够显著拒绝不存在协整关系的原假设,而两个面板统计量均一致显著地拒绝了不存在协整关系的原假设。两个组统计量的检验结果不一致,但两个面板统计量的结果是一致的,对此 Westerlund 认为这是可以接受的^[24]。这表明制造业集聚与新型城镇化之间存在长期均衡的协整关系。

(二) 制造业集聚与新型城镇化长期均衡——协整分析

前文的分析表明了制造业集聚与新型城镇化之间存在长期均衡的协整关系,因此可以对式(3)和式(4)所表示的协整方程进行估计。估计结果如表 4 所示。

表 4 协整方程估计结果

解释变量	被解释变量	
	nu	agg
L. nu	1.092 * * * (0.05)	
nu		-0.0000453 (0.00)
L. agg		0.682 * * * (0.17)
agg	3.159 * (1.78)	
AR(2)	0.355	0.333
Hansen	0.349	0.313

说明: * * * 代表 $p < 0.01$, * * 代表 $p < 0.05$, * 代表 $p < 0.1$, 括号中为稳健标准误; AR(2) 检验和 Hansen 检验报告的为统计量对应的 P 值;下同。

首先关注两个方程的 AR(2) 检验和 Hansen 检验。AR(2) 序列相关检验不能拒绝误差项不存在二阶序列相关的原假设, Hansen 检验也不能拒绝工具变量有效的原假设, 这表明系统 GMM 的估计结果是一致的。对两个方程的系数解释如下。

以 nu 作为被解释变量的方程。Nu 的一阶滞后项系数显著为正, 这表明新型城镇化存在明显的路径依赖特征, 当期的新型城镇化建设建立在前期的新型城镇化进程基础之上, 前期所积累的良好基础为未来新型城镇化的发展提供了有力的支撑, 并随着时间的推移具有良性发展的趋势。Agg 的系数显著为正, 这说明了在长期, 制造业集聚是推动新型城镇化发展的重要因素。这主要是因为: 制造业集聚, 尤其是劳动密集型产业的集聚引致大量的劳动力需求, 这吸纳了大量农村剩余劳动力流入城镇, 进而推动了人口城镇化的发展。此外, 在成本驱动下制造业集聚的规模效应降低了企业的生产成本和居民的生活成本, 这促进了相关服务业的进入, 从而推动产业结构升级。在产业结构升级的优化下, 生产要素在三次产业之间的流动更有效率、更合理, 促进要素向城镇聚集, 从而对城镇配套公共服务进行完善, 提高了居民的生活水平。此外, 制造业集聚对地区生产能力具有促进作用, 带动了地区经济增长, 这为新型城镇化进程提供物质基础。

以 agg 为被解释变量的方程。Agg 的一阶滞后项系数显著为正, 这说明了中国制造业集聚也存在明显的路径依赖特征, 在前期集聚效应的基础之上, 规模经济使得集聚的影响不断扩大。而 nu 的系数为负, 并且没有通过 10% 的显著性检验, 这表明新型城镇化没能成为长期促进制造业集聚的动力, 甚至具有抑制制造业集聚的可能, 这与前文中国制造业集聚的空间分布所显示的制造业集聚在局部地区具有下降的趋势一致。究其原因, 这主要是因为: ①随着城镇化进程的不断推进, 房价、劳动工资价格以及其他生产要素和生活成本快速上涨, 这不但对于企业的集聚不利, 反而迫使利润水平较低的企业具有潜在向外迁移寻找新的发展机遇的趋势; ②中国过去城镇化进程的快速推进得益于长期粗放式的经济发展

方式,这造成了严重的环境污染,特别是以制造业为主的污染密集型行业严重恶化了生态环境。随着新型城镇化水平的提高,可持续发展的方式逐步代替了粗放型的增长方式,政府实施更加严格的环境规制政策也不利于污染密集型的制造业向城镇集聚;③“以人为核心”的新型城镇化建设初显成效,为了满足居民在精神层面上对于美好生活的不断需求,以文化产业为代表的第三产业的迅速发展,在一定程度上降低了制造业的集聚水平^[25]。

以上分析表明,当前中国整体上采取的是“先产后城”的发展路径,首先通过圈定工业园区发展制造业从而带动人口和要素的聚集,再依靠制造业的集聚效应带动城镇的建设。但是,随着新型城镇化水平的提高,新型城镇化建设并没有成为制造业集聚的助推器,反而具有潜在抑制制造业集聚的趋势。

(三) 制造业集聚与新型城镇化的因果关系——误差修正分析

究竟是制造业集聚对新型城镇化产生影响?还是新型城镇化对制造业集聚产生影响?为了分析制造业集聚和新型城镇化之间的因果关系以及短期影响,结合前文分析得到的2003–2016年中国全国范围内长期效应的数据,对式(5)和式(6)所表示面板误差修正模型进行估计,估计结果如表5所示。

表5 误差修正模型估计

解释变量	被解释变量	
	D. nu	D. agg
ECM	-0.590 * * * (0.17)	-2.996 * * * (0.18)
LD. nu	0.918 * * * (0.19)	
D. agg	1.875 * * * (0.54)	
LD. agg		2.020 * * * (0.15)
D. nu		0.0119 * * (0.00)
AR(2)	0.503	0.500
Hansen	0.957	0.920

两个方程的AR(2)序列相关检验均不能拒绝误差项不存在二阶序列相关的原假设,Hansen检验也均不能拒绝工具变量有效的原假设,这表明系统GMM的估计结果是一致的。

首先关注被解释变量为D. nu的方程。ECM系数显著为负,这表明可以显著拒绝制造业集聚不是新型城镇化的原因,并且这也符合反向误差修正机制。前文的分析已经证明制造业集聚与新型城镇化之间存在长期的均衡关系,而制造业集聚在短期内的波动很可能会使其二者的关系偏离均衡点,但是误差修正项的系数显著为负,这使得对制造业集聚在短期波动所产生的对均衡点偏离具有部分调整,使其向均衡状态调整。同时,D. agg的系数显著为正,这表明制造业集聚在短期对新型城镇化依然具有推动作用。

其次关注D. agg作为被解释变量的方程。ECM系数显著为负,这不仅可以显著拒绝新型城镇化不是制造业集聚的原因,同时也表明了这符合反向误差修正机制。D. nu的系数显著为正,这表明在短期新型城镇化对制造业集聚有助推作用。这可能是因为,首先新型城镇化建设是一个长期过程,短期并不能发挥其全部效应;其次制造业在短期内具有进一步提升集聚程度的空间,还处于发挥其规模经济的阶段,负的外部性并未显现。因此,在短期新型城镇化进程能够促进制造业集聚。

五、结论

通过构建制造业产业集聚E-G指数和新型城镇化水平评价指标体系,对2003–2016年中国制造业

集聚水平和新型城镇化综合发展水平进行测度;通过构建动态面板协整模型以及面板误差修正模型,对制造业集聚与新型城镇化的长期协整关系与短期关系进行分析。研究表明:①在长期,制造业集聚对新型城镇化具有显著的促进作用,而新型城镇化对制造业集聚影响甚微,但具有潜在的抑制效应;制造业发展与新型城镇化建设在整体上表现为“先产后城”的发展路径。②在短期,制造业集聚与新型城镇化具有相互促进的现象,二者实现了“产城融合”。③在长期和短期,制造业集聚和新型城镇化均具有显著的路径依赖特征,前期良好的发展对后期的发展具有促进作用。由此,得到启示如下:

一是以产业集聚区为载体,走集约化的产城融合发展道路。一方面围绕产业集聚区的城市功能服务和产业配套,将产业集聚区作为城市功能外溢和土地供应的优先开发区域,通过建立域内和域外的基础设施和公共服务体系,实现企业集聚、项目集中、土地集约和资本、人口等要素聚集,促进产城融合发展;另一方面在产业和要素聚集的过程中,也要充分考虑城市环境、资源的综合承载能力,在承载力允许的条件下合理配置产业项目。二是优化城市功能布局,逐步降低产业集聚的拥挤成本和缓解大城市病问题。一些大城市存在的规模不经济现象,狭小空间下的产业过度集聚必然会引致城市的资源短缺、成本上升和环境污染,如用地紧张、地价上涨、住房困难、劳动力成本攀升、空气污染等,从而严重制约产业集聚经济效率提升和城镇化的健康良性发展。应加强城市功能要素的存量调整和增量培育,优化城市布局和功能分区,逐步推动城市功能和产业向周边卫星城镇和中小城镇外溢,不断降低大城市产业集聚的拥挤成本和土地、劳动力等要素成本,从而实现产业集聚与城镇综合承载力的耦合协调。三是促进城镇化进程中人口、土地和产业的互动协调发展。一些三、四线的中小城市普遍存在人口城镇化滞后于土地城镇化,产业服务功能不足、产业集聚效率不高等典型问题。应着力解决已转移到城镇就业的农业转移人口落户问题和有能力在城镇就业、居住的常住人口市民化问题,提升常住人口城镇规模。还应通过完善城镇公共服务设施,围绕特色主导产业发展配套的生产性和生活性服务业,为承接外来产业转移营造良好的外部环境。四是强化区域互动,不断推进城市群市场和产业协同发展,产业集聚效率的提高和产城融合程度的提升离不开城市群内大、中、小城镇之间的产业互补和市场一体化的建设,只有通过建立大城市群或大都市区,通过市场一体化建设带动产业合理分布和优化布局,推动要素资源在大都市区内合理流动,进而带动实现城市空间布局和产业资源协调发展的格局。

[参 考 文 献]

- [1] 丛海彬,段巍,吴福象. 新型城镇化中的产城融合及其福利效应[J]. 中国工业经济,2017(11).
- [2] 王国刚. 城镇化:中国经济发展方式转变的重心所在[J]. 经济研究,2010(12).
- [3] 李扬,张晓晶. “新常态”:经济发展的逻辑与前景[J]. 经济研究,2015(5).
- [4] Friedman M. The Adam Smith Address: The Suicidal Impulse of the Business Community[J]. Business Economics, 1990, 25(1).
- [5] 曾煜,陈方亮. 论产业聚集与我国城镇化建设[J]. 江西社会科学,2004(7).
- [6] 杨仁发,李娜娜. 产业集聚能否促进城镇化[J]. 财经科学,2016(6).
- [7] 谢治春. 制造业集聚与城镇化推进:基于省际面板数据的空间计量分析[J]. 当代经济科学,2014(4).
- [8] 张治栋,孟东涛. 长江经济带产业集聚推动城镇化了吗? ——基于108个地级市2005-2015年数据的实证分析[J]. 华东经济管理,2018(6).
- [9] 胡伶俐,施祖麟. 产业集聚推动城镇化发展机制研究——以桐乡市为例[J]. 特区经济,2006(8).
- [10] 李华. 基于产业空间集聚视角的中国城镇化发展研究[D]. 武汉大学,2012.
- [11] 吴福象,沈浩平. 新型城镇化、创新要素空间集聚与城市群产业发展[J]. 中南财经政法大学学报,2013(4).
- [12] 陆根尧,盛龙. 产业集聚与城市化互动发展机制研究:理论与实证[J]. 发展研究,2012(10).
- [13] 王琦,陈才. 产业集群与区域经济空间的耦合度分析[J]. 地理科学,2008(2).

- [14] 孙叶飞,夏青,周敏. 新型城镇化发展与产业结构变迁的经济增长效应[J]. 数量经济技术经济研究,2016(11).
- [15] 刘望辉,张奋勤,刘习平. 产业集聚与新型城镇化的关系的实证研究[J]. 统计与决策,2015(24).
- [16] 张肃. 中国城乡居民信息消费差异性的面板协整分析[J]. 统计与决策,2017(1).
- [17] Arellano M, Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations[J]. Review of Economic Studies, 1991(38).
- [18] Arellano M, Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. Journal of Econometrics, 2004(1).
- [19] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Economics Papers, 1998(1).
- [20] Windmeijer F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators[J]. Journal of Econometrics, 2000(1).
- [21] Roodman D. How to do xtabond2: An introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata[J]. Stata Journal, 2009(1).
- [22] 詹宇波,张卉. 修正的 E-G 指数与中国制造业区域集聚度量[J]. 东岳论丛,2010(2).
- [23] 熊湘辉,徐璋勇. 中国新型城镇化水平及动力因素测度研究[J]. 数量经济技术经济研究,2018(2).
- [24] Westerlund, J. 2007. Testing for Error Correction in Panel Data. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69.
- [25] 纪玉俊,李志婷. 中国制造业集聚与城镇化的交互影响——基于 30 个省份面板数据的分析[J]. 城市问题,2018(2).

"First Industry, Post City" or "First City, Post Industry" ? — a Cointegration Analysis from the Provincial Panel Data of China

Wang Yafei Liao Meng Dong Jingrong

(School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing401331, China)

Abstract: Establish a manufacturing agglomeration E-G index and a new-type urbanization level evaluation index system. Measure the level of China's manufacturing agglomeration and the comprehensive development level of new-type urbanization in 2003–2016. Based on the dynamic panel cointegration model and the panel error correction model, this paper studies the long-term cointegration relationship and short-term relationship between manufacturing agglomeration and new-type urbanization. The results show that: ①In the long-term, manufacturing agglomeration has a significant role in promoting new-type urbanization, while new-type urbanization has little impact on manufacturing agglomeration, but has potential inhibitory effects. The development of manufacturing industry and new-type urbanization have a path of "First industry, post city". ②In the short-term, manufacturing agglomeration and new urbanization have mutually promoted phenomena, and the two have realized "industry-city integration". ③ In the long-term and short-term, both manufacturing agglomeration and new-type urbanization have significant path dependence characteristics, and good development in the early stage has a positive effect on later development.

Keywords: manufacturing agglomeration; new-type urbanization; cointegration analysis; error correction model

[责任编辑:左福生]