

# 产业结构升级背景下新型城镇化建设 对区域经济发展质量的影响

——基于PSM-DID经验证据

郭晨 张卫东

(华中科技大学经济学院,湖北武汉 430074)

**摘要:**以新型城镇化建设对区域经济发展质量影响及机制作为研究内容,归纳三大中介机制,并基于中国2012—2016年288个市级面板数据采用PSM-DID方法进行实证检验。研究发现:(1)新型城镇化建设能够提升区域经济发展质量。(2)新型城镇化建设通过提高公共设施水平、促进就业结构转型和健全社会保障体系提升区域经济发展质量。(3)在经济规模大、人力资本高、政府作用强的前提下,新型城镇化建设能够进一步提升区域经济发展质量。

**关键词:**新型城镇化;区域经济发展质量;PSM-DID;准自然实验模型;中介机制

**中图分类号:**F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2018)05-0078-11

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2018.05.007

## 一、引言

过去五年中国城镇化率年均提高1.2%,截至2017年底,中国城镇化率已达58.52%。城镇化作为减少城乡差距、降低贫富差距的有效途径<sup>[1]</sup>,对于打破中国现有的城乡二元结构,提升中国内需潜力和增长动力具有重要作用。为进一步加强城镇化建设的效果,十八大首次明确提出新型城镇化概念,取代以往传统城镇化建设模式,这标志着城乡一体化协调发展成为城镇化发展的新方向<sup>[2]</sup>。2014年《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》(以下简称《规划》)正式发布,对于新型城镇化建设明确了工作进度。新型城镇化与传统城镇化概念的区别在于“新”,所谓“新”就是强调要由过去片面注重追求城市规模扩大、空间扩张、城镇人口比例提升,转变为以提升城市的文化、公共服务等内涵为核心,真正使城镇成为具有高品质的宜居之所。强调农村人口转移到城镇,完成农民到市民的转变,而不仅仅是城镇建设<sup>[3]</sup>,从增加收入、刺激内需以及加大公共设施投入等方面保持中国经济持续健康发展。目前,对于中国城镇化建设,国内外学者进行了大量的研究<sup>[4-12]</sup>,但是对新型城镇化的研究,特别是新型城镇化对经济发展质量影响的研究较少,而《规划》中明确强调新型城镇化建设的重大意义之一即促进经济高质量发展,十九大报告中更是明确指出“中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段!”。基于此,新型城镇化建设能否以及如何促进经济高质量发展的研究,对当下中国经济结构的转型具有极大现实意义。因此本文以新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响及

收稿日期:2018-04-28;修回日期:2018-07-30

作者简介:郭晨(1989—),男,山东青岛人,华中科技大学经济学院博士研究生,研究方向为微观经济学;张卫东(1962—),男,湖北随州人,华中科技大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为新制度经济学、微观经济学。

基金项目:国家社会科学基金项目(17BJL006);教育部人文社会科学基金青年项目(17YJC630207);教育部哲学社会科学重大课题攻关项目(17JZD022)

其作用机制作为研究内容,归纳出三大中介机制,构造准自然实验模型,并通过2012—2016 市级面板数据运用 PSM-DID 方法进行实证检验与机制识别。

关于新型城镇化的研究主要分为三类,第一类是研究新型城镇化评价指标的设计。有学者以京津冀协调发展为背景,通过基于群决策的层次分析法建立测评指标体系,对新型城镇化水平的时空异质性进行探究<sup>[13]</sup>。还有学者通过 pearson 相关系数模型分析 2006—2015 年安徽省域层面的统计数据,用 critic 法对得出的指标数据赋予权重,进而测度安徽省 16 个地级市城镇化的质量并进行空间相关性的分析与检验<sup>[14]</sup>。第二类是如何更好地实现新型城镇化。有学者认为在“人本导向”概念影响下,“人”是“产城融合”的连接点,所以新型城镇化建设应该围绕“人”的需求,重视服务业的匹配<sup>[15]</sup>。一些学者从民族地区的农业现代化与新型城镇化发展现状分析,通过数据包络分析法研究发现二者存在双向促进作用,因此应协调发展<sup>[16]</sup>。也有学者就 FDI 与科技创新的空间交互作用建议新型城镇化建设要制定差异化的区域引资战略,实现“创新驱动”,加强新型城镇化包容性发展<sup>[17]</sup>。第三类是研究新型城镇化建设中的问题与对策。有学者认为中国新型城镇化水平逐年提高的同时,省份间新型城镇化发展水平呈现明显的空间集聚性。实证表明金融规模的提高能够促进新型城镇化水平,所以应扩大投入、提高效率、完善结构,以配套与新型城镇化相适应的金融体系<sup>[18]</sup>。一些学者强调新型城镇化建设应该以“内涵增长”为主要的 ways 发展方式,以“政府引导、市场运作”为机制保障,走可持续发展的道路,依靠政府政策保障和长效机制来解决新型城镇化发展中的问题<sup>[19]</sup>。也有学者利用空间滞后模型和空间误差模型得出中国新型城镇化和产业结构升级存在显著的空间相关性,新型城镇化建设可以提升产业发展层次,其中金融支撑、科技发展、市场化程度都对区域产业结构升级有正向影响<sup>[20]</sup>。综上所述,以往文献对新型城镇化研究主要集中在量化评价指标以及定性分析如何加快实现新型城镇化建设等方面,对于新型城镇化对区域经济发展质量影响的理论研究及实证分析寥寥无几。其原因是无法有效度量新型城镇化建设情况,因此通过查阅相关政策文件以及国内外文献,本文基于国家新型城镇化试点政策,构造准自然实验,能够有效识别新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响。

本文基于新型城镇化试点政策采用 PSM-DID 方法实证评估新型城镇化建设对区域经济发展质量影响进行了研究,其边际贡献有以下三点:第一,是一篇开拓性地采用新型城镇化建设试点政策评估其对区域经济发展质量影响的文章,作为目前少有量化识别新型城镇化建设对区域作用的研究,对于中国经济“新常态”背景下的城镇化建设转型具有重要意义;第二,基于新型城镇化政策,归纳三大中介机制研究对区域经济发展质量的影响,有助于为政府推进新型城镇化建设提供合理且可行的政策建议;第三,采用 PSM-DID 方法评估新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响,丰富了 PSM-DID 方面的文献。

本文余下部分安排如下:第二节为理论分析,对新型城镇化建设对区域经济发展质量影响的作用机制进行论证;第三节为研究设计,对实证模型以及数据进行描述;第四节为实证回归分析,检验理论假说的正确性;第五节为异质性分析,研究新型城镇化在异质性样本下对区域经济发展质量的影响;第六节为结论与政策建议。

## 二、理论分析

基于以往文献研究分析,本文认为新型城镇化建设主要通过三大中介机制促进区域经济发展质量,分别为提高公共设施水平、促进就业结构转型以及健全社会保障体系,主要作用机理分别如下:

《规划》中指出“要稳步推进义务教育、就业服务、基本养老、基本医疗卫生、保障性住房等城镇基本公共服务覆盖全部常住人口。”2014 年 12 月发改委等多部委出台的《国家新型城镇化综合试点总体实施方案》(以下简称《方案》)中也明确强调“允许地方政府通过发债等多种方式拓宽城市建设融资渠道。依据城市规划编制城市基础设施建设规划和融资规划。”因此新型城镇化建设的发展任

务之一是着力提高公共设施水平。新型城镇化有别于城镇化建设,旨在由“量”的变化转到“质”的变化。而完善的公共设施水平作为城镇建设的基础前提,是新型城镇化建设的关键突破点和稳定剂<sup>[21]</sup>,通过加大公共投资实现的公共设施水平提升不仅可以扩大总投资和总需求<sup>[22]</sup>,以实现区域经济的发展,也能够通过公共设施水平的正外部性促进教育和科技等行业的发展,提高全要素生产力水平,进而提升区域经济发展质量<sup>[23-24]</sup>。因此提高公共设施水平从而优化城镇居民生活质量是推进新型城镇化建设的重要举措。新型城镇化建设主要通过加大公共基础设施投入、改善城镇居民生活公共环境等方式提高公共设施水平,能够起到增加劳动力就业岗位、拉大城镇消费需求、刺激区域经济活力等效果,以实现区域经济发展质量提升;并且完善的公共设施水平也将会降低城镇交易费用,如良好的科教水平能够提升区域劳动力的人力资本水平,而人力资本水平显著促进区域全要素生产力<sup>[25]</sup>,以实现降低交易费用,提高有效劳动力水平的效果。因此新型城镇化建设通过提高公共设施水平实现区域发展的帕累托改善,以达到提升区域经济发展质量的目标;同时试点城市通过发放地方债以及PPP模式拓宽区域融资渠道,增强了公共设施建设力度,进而扩大了公共投资规模,优化了投资结构,提高了区域经济发展质量。由此得到假说1。

理论假说1:新型城镇化建设通过提高公共设施水平提升区域经济发展质量。

《规划》中指出“推进农民工融入企业,企业要落实农民工与城镇职工同工同酬制度。”因此新型城镇建设有别以往城镇化建设之处,在于不仅仅聚焦于空间城镇化建设程度,更关注于人口城镇化程度,即实现农民到市民的转变。要实现这一目标,农民就业城镇化转型是必须解决的前提条件,如果城镇化建设仅仅停留在空间维度,“农转非”人口依旧从事务农、打零工等工作,就无法真正意义上打破城乡二元结构。以往研究表明就业结构能够从刺激消费活力、优化劳动配置等多个角度促进区域经济发展质量<sup>[26-27]</sup>。所以新型城镇化建设通过推进就业结构转型,对城镇劳动力资源进行合理重新配置,扩大二、三产业用工数量,实现区域就业结构的合理调整。特别是在新型城镇化建设中面向“农转非”人口释放大量就业机会,加大“农转非”人口再就业培训支持力度,提高“农转非”人口收入水平,让“农转非”人口迅速融入城镇生活,以实现从农民到居民的转变,从而起到提高区域全要素生产率水平、拉大区域消费需求的效果,进而提升区域经济发展质量。由此得到假说2。

理论假说2:新型城镇化建设通过促进就业结构转型提升区域经济发展质量。

《规划》中强调“进一步扩大社会保障覆盖面,鼓励农民工积极参保、连续参保。”《方案》中也要求“合理确定各级政府在教育、基本医疗、社会保障等公共服务方面的事权。”因此社会保障作为公共服务的重要组成部分,是新型城镇化建设中实现“质变”的重要举措<sup>[28]</sup>,以往研究表明“农转非”人口的社会保障程度对其市民化意愿具有显著正相关<sup>[29]</sup>,并且能够显著影响人力资本积累<sup>[30]</sup>与劳资比例<sup>[31]</sup>,以实现区域经济发展质量的促进<sup>[32]</sup>。因此要加速“农转非”人口变为城镇居民,加速新型城镇化建设,健全的社会保障体系尤为重要<sup>[33]</sup>。健全的社会保障体系能够有效分散“农转非”人口财务风险,提升自身安全感,加速“农转非”人口城镇生活适应程度,起到加速人力资本积累、释放预防性储蓄以及增强消费偏好的效果,从而刺激经济发展活力与消费需求,达到实现区域经济发展质量提升的目标。由此得到假说3。

理论假说3:新型城镇化建设通过健全社会保障体系提升区域经济发展质量。

### 三、研究设计

#### 1. 模型设计

党的十八大以来首次提出新型城镇化建设,得到了相关单位高度重视,出台一系列政策、推进新型城镇化建设。2014年发改委等多部委共同公布了首批新型城镇化试点城市及实施方案,首批新型城镇化试点涉及62个城市(镇),这构成了本文构造准自然实验的条件,为采用双重差分法评估新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响提供了支持。双重差分法的最大优势在于能够去消除

新型城镇化试点影响和不受试点影响城市的共同趋势,进而有效避免回归过程中存在内生性的问题。

基于此,本文的两个虚拟变量分别设置如下:一是实验组和控制组。将新型城镇化试点城市作为实验组,定义为1,非试点城市作为控制组,定义为0。二是政策时间虚拟变量。由于新型城镇化试点及实施方案公布于2014年底,所以本文将2015年及以后作为政策发生期,定义为1,将2015年以前定义为0。由于首批新型城镇试点政策发生期较短,所以本文新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响仅为短期影响,长期影响需要基于后续年份的数据支持。同时考虑到城市整体一致性和满足双重差分法共同趋势方法的假设,本文删除了镇级试点与数据缺失较为严重的城市样本,其中新型城镇化试点省份选择省内地级市作为实验组。本文用于评估新型城镇化建设效果的实验组与控制组样本选择范围见表1。同时考虑到全国各城市间有较大的异质性,所以本文采用PSM-DID方法进行共同支撑假设,通过PSM-DID方法能够基于城市特征变量让实验组匹配较为同质的控制组,进而对相似特征变量的城市进行双重差分法回归分析,从而消除异质性问题,有效评估新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响。

表1 新型城镇化实验组和控制组地域分布(2015)

实验组	控制组
河北(1)、辽宁(1)、吉林(2)、黑龙江(2)、江苏(13)、浙江(2)、安徽(16)、福建(1)、江西(1)、山东(3)、河南(1)、湖北(1)、湖南(2)、广东(3)、重庆(1)、贵州(1)、云南(1)、甘肃(1)、宁夏(1)	北京(1)、天津(1)、河北(10)、山西(11)、内蒙古(9)、辽宁(13)、吉林(6)、黑龙江(10)、上海(1)、浙江(9)、福建(8)、江西(10)、山东(14)、河南(16)、湖北(11)、江西(11)、广东(18)、广西(14)、海南(2)、四川(16)、贵州(5)、云南(7)、西藏(1)、陕西(10)、甘肃(11)、青海(1)、宁夏(4)、新疆(2)

注:括号内为该省城市数量

根据上文分析,本文基于DID回归方法的基准模型设置如下:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_3 du \times dt + \sum_{j=4}^N \beta_j X_{jit} + f_{cj} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)即为新型城镇化对经济发展效用的回归模型,用于分析新型城镇化对经济发展质量的影响。其中因变量区域经济发展质量,借鉴以往学者<sup>[34]</sup>的研究,本文采用区域全要素生产率表示,计算方法采用柯布-道格拉斯函数,其中资本弹性 $\alpha$ 参考相关文献<sup>[35-36]</sup>设为0.5。 $du \times dt$ 为双重差分变量。 $X_{jit}$ 代表城市特征的控制变量,控制变量包括:产业结构、就业结构、政府规模、固定投资、对外开放程度、人力资本水平、科技水平。 $f_{cj}$ 为固定效应虚拟变量, $\varepsilon_{it}$ 为回归扰动项。

## 2. 数据说明

本文因变量用区域全要素生产率表示。自变量除双重差分外,借鉴以往学者的研究<sup>[37]</sup>,还加入了与城市经济发展质量相关的若干控制变量:产业结构,用第二产业占比和第三产业占比度量;就业结构,用就业第二产业占比和就业第三产业占比表示;政府规模,用政府财政支出占区域生产总值比重表示;固定投资,用城市固定资产投资金额的对数度量;对外开放程度,用外商投资金额的对数表示;人力资本水平,用城市高等教育人数的对数表示;科技水平,用科技投入金额的对数度量。

样本数据全部来源于2012—2016年《中国城市统计年鉴》,考虑部分城市数据缺失问题,对缺失数据较多城市(如三沙市等)直接剔除;对缺失数据较少城市采用移动平均法进行补齐。样本数据整理后得到共计288个城市5年的面板数据。表2为样本的基本统计信息,在描述性统计部分,统计结果显示实验组区域经济发展质量平均值为0.16,显著高于控制组的平均值0.09。在差异性检验部分,均值和中值的检验结果表明,在政策后实验组经济发展质量有显著增长,控制组经济发展质量无显著增长,且实验组政策前后增长幅度都高于控制组政策前后增长幅度。这说明新型城镇化建设对经济发展质量具有正向作用,也证明了本文采用双重差分法和PSM-DID方法评估的正确性。

表2 基本统计

A. 描述性统计									
变量	全样本			实验组			控制组		
	样本量	平均值	标准差	样本量	平均值	标准差	样本量	平均值	标准差
经济发展质量	1 440	0.105 9	0.090 0	270	0.164 4	0.132 2	1 170	0.088 1	0.062 5
二产业比重	1 440	49.473 4	10.129 8	270	49.966 7	8.505 7	1 170	49.359 5	10.469 6
三产业比重	1 440	37.937 4	9.246 8	270	40.434 6	8.171 5	1 170	37.361 1	9.387 6
就业二产业比重	1 440	46.639 5	14.224 3	270	51.867 3	15.71 75	1 170	45.433 1	13.582 9
就业三产业比重	1 440	51.021 3	13.131 0	270	46.812 6	14.885 3	1 170	51.992 5	12.500 7
固定资产投资	1 439	16.191 4	0.829 1	270	16.660 3	0.901 1	1 169	16.083 1	0.772 5
对外开放	1 381	18.238 2	1.676 7	262	19.572 6	1.275 1	1 119	17.924 5	1.604 5
人力资本水平	1 430	10.477 2	1.355 0	270	11.153 1	1.345 5	1 160	10.319 5	1.308 6
政府规模	1 440	0.197 6	0.135 5	270	0.174 5	0.111 5	1 170	0.203 0	0.140 0
科技水平	1 440	18.267 3	1.239 2	270	19.233 2	1.252 7	1 170	18.044 3	1.1244

  

B. 差异性检验					
变量	检验类型	组别	政策前	政策后	差异性检验
经济发展质量	均值检验	实验组	0.15	0.18	0.02 **
		控制组	0.09	0.09	0.00
经济发展质量	中值检验	实验组	0.102	0.124	1.600 **
		控制组	0.071	0.072	0.031 **

注: 为消除自相关, 本文对固定资产投资、对外开放、人力资源水平、科技水平原始值做取对数处理。

#### 四、实证回归分析

##### 1. 新型城镇化建设对经济发展质量的影响

新型城镇化政策作为中国城镇化建设的最新成果, 通过统筹兼顾的发展方式, 对推进城镇化进程和社会发展具有重要作用。首批新型城镇化试点政策提供了一个准自然实验, 因此本文采用双重差分法进行估计。基于豪斯曼检验结果选取固定效应回归, 评估新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响。回归结果见表3。

模型(1)至模型(5)为依次加入城市特征控制变量的回归结果。估计结果显示, 在加入不同控制变量下, 新型城镇化建设对区域经

表3 新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响

变量	Fe (1)	Fe (2)	Fe (3)	Fe (4)	Fe (5)
$du \times dt$	0.164 *** (0.013 8)	0.081 3 *** (0.011 5)	0.076 4 *** (0.011 4)	0.045 6 *** (0.008 41)	0.041 0 *** (0.008 28)
二产比重		0.0542 *** (0.002 69)	0.052 6 *** (0.002 73)	0.022 3 *** (0.002 38)	0.021 1 *** (0.002 38)
三产比重		0.065 9 *** (0.002 85)	0.064 4 *** (0.002 86)	0.028 6 *** (0.002 64)	0.027 3 *** (0.002 65)
就业二产比重			0.009 50 *** (0.002 04)	0.003 99 ** (0.001 56)	0.003 66 ** (0.001 53)
就业三产比重			0.008 45 *** (0.002 13)	0.003 57 ** (0.001 62)	0.003 21 ** (0.001 59)
固定资产投资				0.274 *** (0.011 1)	0.255 *** (0.011 3)
对外开放				-0.003 66 (0.003 75)	-0.003 23 (0.003 67)
人力资本					0.020 6 * (0.011 0)
政府规模					-0.105 (0.091 5)
科技水平					-0.041 4 *** (0.006 67)
常数项	20.46 *** (0.003 26)	15.29 *** (0.238)	14.56 *** (0.310)	13.60 *** (0.241)	14.61 *** (0.320)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 440	1 440	1 440	1 381	1 381
拟合优度	0.140	0.481	0.495	0.739	0.752
横截面量	288	288	288	280	280

注: 括号内为标准差, \*\*\*为  $p < 0.01$ , \*\*为  $p < 0.05$ , \*为  $p < 0.1$ 。

展质量都显著为正,说明新型城镇化建设能够显著提升区域经济发展质量。这说明新型城镇化建设,将提高公共设施水平,优化区域教育、医疗、居住等生活配套设施,提高居民生活质量,促进城市经济活力;将促进就业结构转型,实现农村劳动力向城市的转移,优化人力资源的合理分配,进一步激发有效劳动力的劳动效率;将健全社会保障体系,推进区域交通建设,健全物流运输系统,完善社会性保险、公益基金等,切实保障区域居民生活,加速人力资本积累并拉动内需,提升区域经济发展质量。

## 2. PSM—DID 稳健性检验

为解决新型城镇化建设中实验组和控制组在趋势变动中存在的系统性差异,降低 DID 方法估计偏误,本节将采用 PSM-DID 方法进行稳健性检验。在估计前,需要进行 PSM-DID 适用性检验,即要判断匹配后实验组和控制组是否存在显著差异,共同支撑假设结果(见表 4),结果显示协变量不存在显著差异,说明匹配效果较好,从而证明采用 PSM-DID 方法能够有效降低趋势差异造成的 DID 评估偏差。

在具体匹配方法中,本文采用核匹配方法,PSM-DID 匹配结果见表 5。结果表明,新型城镇化建设能够显著提升区域经济发展质量。PSM-DID 估计结果与 DID 回归结果一致,从而进一步支撑了本文理论假设,新型城镇化建设对区域经济发展质量具有显著促进作用。

## 3. 新型城镇化建设对区域经济发展质量影响的机制检验

基于前文 DID 回归和 PSM-DID 稳健检验,新型城镇化建设能够显著提升区域经济发展质量。在理论分析中,新型城镇化建设通过提高公共设施水平、促进就业结构转型和健全社会保障体系三大中介机制提升区域经济发展质量。所以本节将实证评估新型城镇化对区域经济发展质量的作用机制,分别检验三大机制对区域经济发展质量的影响。本文机制识别采用交叉项回归法,即将模型中倍差项和机制变量交乘。其中公共设施水平分解为教育水平(区域中学数量)、医疗水平(区域医院数量)、居住水平(区域房地产投资)三部分,预期系数为正,表明提高公共设施水平能够提高区域居民生活品质,刺激合理性消费,加快科教行业

发展,改善经济结构,提升区域经济发展质量;就业结构转型分为劳动力第二产业占比和劳动力第三产业占比,预期系数为正,表明就业结构转型能够优化人力资源配置,提高生产效率,提升区域经济发展质量;社会保障体系分为区域公共交通建设(人均公共道路长度)和公共保障(养老保险),预期系数为正,表明社会保障体系有助于分散居民生活风险,优化支出偏好,拉大内需比重,加速人力资本积累,进而提升经济发展质量。公共设施水平机制检验结果见表 6,就业结构转型和社会保障机制检验结果见表 7。

表 4 PSM-DID 适用性检验(共同支撑假设)

权重变量	控制组	处理组	差异性	t 检验	Pr(T > t)
经济发展质量	0.124	0.133	0.009	0.77	0.439 3
二产业比重	52.78	52.018	-0.762	0.89	0.373 2
三产业比重	36.229	36.911	0.681	0.83	0.409 3
就业二产业比重	51.354	50.662	-0.692	0.41	0.680 4
就业三产业比重	46.379	47.636	1.256	0.81	0.418 2
固定资产投资	16.285	16.332	0.047	0.64	0.524 1
对外开放	19.085	19.209	0.125	1.11	0.268 5
人力资本水平	10.847	10.841	-0.006	0.05	0.962 9
政府规模	0.172	0.165	-0.007	1.02	0.310 3
科技水平	19.113	19.122	0.01	0.1	0.922

表 5 稳健性检验

	经济发展质量	标准差	t 检验	P > t
政策前				
控制组	0.121			
实验组	0.129			
差异性	0.008	0.011	0.69	0.489
政策后				
控制组	0.111			
实验组	0.154			
差异性	0.043	0.011	3.9	0.000***
双重差分法	0.035	0.016	2.27	0.024**

表6中,教育水平、医疗水平和居住水平机制系数都显著大于零,且倍差项系数显著降低并仅在1%置信区间上显著,符合预期。表明新型城镇化建设中促进公共设施水平建设,将提高区域生活品质,刺激经济活力,提升生产效率,进而提升区域经济发展质量。所以假设1中新型城镇化提高公共基础设施水平将提升区域经济发展质量得以验证。表7中,就业结构转型机制系数和社会保障体系系数都显著为正,符合预期。说明新型城镇化建设能够通过将劳动力从低级产业转向高级产业,进行人力资本重新配置提升区域经济发展质量,假说2中新型城镇化促进劳动结构转型将提升区域经济发展质量得以验证。同时健全社会保障体系能够解决区域居民生活的后顾之忧,释放预防风险性储蓄,优化消费偏好,提高人力资本,进而促进区域经济发展质量,假说3得以验证。综上,公共设施水平、就业结构转型和社会保障体系三大中介机制对区域发展质量的影响都得以验证识别,结果表明均能够显著提升区域经济发展质量,且公共设施水平对区域经济发展质量的贡献最大。

#### 4. 进一步稳健性检验

为进一步研究回归结果的稳健性,本文采用改变政策时间带宽方法进行处理,文中2015年为政策发生年,所以用2014—2015年新型城镇化试点政策面板数据进行新型城镇化建设促进区域经济发展的稳健性检验。同上文,分别加入城市特征控制变量进行回归,回归结果见表8。评估结果显示,2014—2015年面板数据回归报告与前文评估结果一致,无显著性差异,验证了新型城镇化建设能够提升区域经济发展质量,说明本文评估结果是稳健的。

本文还借鉴张杰等<sup>[38]</sup>研究,选择人均GDP作为区域经济发展质量工具变量进行稳健性检验,同样依次添加不同控制变量进行回归,回归结果见表9。结果表明,倍差项系数均与回归结果无显著差异,再次证明新型城镇化建设对区域经济发展质量的促进效用,从而表明本文结果的稳健性。

表6 中介机制检验—公共设施水平

变量	Re(1)	Fe(2)	Fe(3)
$du \times dt$	0.016 2 *** (0.000 831)	0.016 9 *** (0.000 722)	0.006 15 *** (0.001 70)
$du \times dt \times$ 教育水平	0.000 806 *** (0.000 157)		
$du \times dt \times$ 医疗水平		0.000 705 *** (0.000 141)	
$du \times dt \times$ 居住水平			0.000 768 *** (9.11e-05)
区域特征变量	控制	控制	控制
常数项	0.073 6 *** (0.003 30)	0.073 7 *** (0.003 31)	0.071 1 *** (0.003 16)
固定效应	控制	控制	控制
样本量	1 381	1 381	1 381
拟合优度	0.994	0.994	0.995
横截面量	280	280	280

注:括号为标准差,\*\*\*为 $p < 0.01$ ,\*\*为 $p < 0.05$ ,\*为 $p < 0.1$ 。

表7 中介机制检验—就业结构转型、社会保障体系

变量	Fe(1)	Fe(2)	Fe(3)	Fe(4)
$du \times dt$	0.019 7 *** (0.000 291)	0.021 1 *** (0.000 262)	0.018 8 *** (0.000 410)	0.010 4 *** (0.001 33)
$du \times dt \times$ 就业二产业	1.37e-05 *** (5.16e-06)			
$du \times dt \times$ 就业三产业		1.40e-05 ** (5.47e-06)		
$du \times dt \times$ 交通水平			0.000 623 *** (0.000 151)	
$du \times dt \times$ 养老保险				0.000 571 *** (7.57e-05)
区域特征变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.071 7 *** (0.003 40)	0.071 9 *** (0.003 40)	0.069 2 *** (0.003 42)	0.070 1 *** (0.003 24)
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1 381	1 381	1 381	1 381
拟合优度	0.994	0.994	0.994	0.994
横截面量	279	280	280	280

注:括号为标准差,\*\*\*为 $p < 0.01$ ,\*\*为 $p < 0.05$ ,\*为 $p < 0.1$ 。

表 8 改变带宽—2014—2015 年间新型城镇化试点政策检验

变量	Fe (1)	Fe (2)	Fe (3)	Fe (4)	Fe (5)
$du \times dt$	0.020 9*** (0.000 117)	0.020 5*** (9.20e-05)	0.020 5*** (9.13e-05)	0.020 4*** (7.49e-05)	0.020 4*** (7.41e-05)
区域特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.103*** (3.14e-05)	0.082 4*** (0.003 15)	0.081 9*** (0.004 83)	0.068 2*** (0.004 27)	0.067 3*** (0.0051 3)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	576	576	576	560	560
拟合优度	0.132	0.135	0.135	0.137	0.139
横截面量	288	288	288	280	280

注: 括号内为标准差,\*\*\*为  $p < 0.01$ , \*\*为  $p < 0.05$ , \*为  $p < 0.1$ 。

表 9 新型城镇化对人均 GDP 的影响

变量	Fe (1)	Fe (2)	Fe (3)	Fe (4)	Fe (5)
$du \times dt$	0.205*** (0.019 5)	0.112*** (0.017 9)	0.105*** (0.017 8)	0.07 52*** (0.017 4)	0.068 6*** (0.017 3)
区域特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	10.57*** (0.004 60)	4.613*** (0.372)	3.755*** (0.485)	2.881*** (0.498)	4.650*** (0.669)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 440	1 440	1 440	1 381	1 381
拟合优度	0.114	0.343	0.356	0.436	0.452
横截面量	288	288	288	280	280

注: 括号内为标准差,\*\*\*为  $p < 0.01$ , \*\*为  $p < 0.05$ , \*为  $p < 0.1$ 。

### 五、新型城镇化建设对区域经济发展质量影响的异质性分析

上文通过实证回归分析表明了新型城镇化建设能够显著提升区域经济发展质量,但对于异质性城市特征样本下,新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响是否仍存在?如存在,提升经济发展质量的效果如何?新型城镇化建设中,充足的固定资产投入与充沛的经济活力能够迅速提升区域公共设施水平,进而推进区域经济发展质量;区域人力资本水平能够提升经济生产全要素生产率,有效降低劳动力就业结构转型过程中的交易费用,以实现提高区域经济发展质量的效果;政府规模大小决定区域公共事业水平,能够显著影响社会保障支出和建设水平,实现区域经济发展质量的提升。因此本文做出如下假设:新型城镇化建设对区域经济发展质量的显著影响,是基于经济、人才、政府多个角度共同作用的结果。所以本文将从经济规模、人力资本水平和政府规模等城市特征指标进行异质性评估。如果经济规模、人力资本水平和政府规模指标高的城市,新型城镇化建设对区域经济发展质量具有更大的显著影响,则经济规模、人力资本和政府参与对新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响具有溢出效应,进而证明了经济、人才、政府对新型城镇化建设经济效果的支持作用。

经济规模异质性估计结果见表 10;人力资本水平异质性估计结果见表 11;政府规模异质性估计结果见表 12。

#### 1. 经济规模异质性

城市经济规模用 GDP 表示,高经济规模城市拥有更高的资源集聚能力,具有更充足的经济资源推进新型城镇化建设中公共设施水平。表 10 中,随着经济规模上升,新型城镇化建设对区域经济发展质量的

表 10 GDP 异质性下新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响

变量	低经济规模	中等经济规模	高经济规模
$du \times dt$	0.020 0*** (0.000 121)	0.020 1*** (0.000 138)	0.020 6*** (0.000 127)
区域特征变量	控制	控制	控制
常数项	0.019 0*** (0.003 23)	0.029 6*** (0.005 12)	0.154*** (0.014 4)
固定效应	控制	控制	控制
样本量	422	478	481
拟合优度	0.997	0.994	0.997
横截面量	98	110	100

注: 括号内为标准差,\*\*\*为  $p < 0.01$ , \*\*为  $p < 0.05$ , \*为  $p < 0.1$ 。



影响逐步上升,结果与前文假设相吻合。随着经济规模的上升,区域资本体量逐步提升且城市逐渐产生强大的资源虹吸效用,因此不仅能够提供充足资本投入支持新型城镇化建设,也能够集聚更多资源进行合理配置,从而优化经济结构,促进产业转型,实现提升区域经济发展质量的效果。因此,应继续保持区域经济增长与新型城镇化建设的同步推进,从而更好地促进区域经济发展质量的提升。

## 2. 人力资本异质性

人力资本水平能够显著提升城市要素生产率,降低就业产业结构转型过程中的交易费用,加快劳动力的有效配置,提高区域生产效率,提升区域经济发展质量。表 11 中,随着人力资本水平的提高,新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响也逐步上升,与前文理论相符,表明新型城镇化建设与人力资本水平的耦合效果能够提升对区域经济发展质量的促进作用。

## 3. 政府规模异质性

政府规模决定能否有效推进区域各项公共事业的开展,以达到强化居民生活质量,优化社会保障体系的目标。表 12 中,随着政府规模的扩大,新型城镇化的经济发展质量效用也在逐渐增强,与预期相符。结果表明“有为政府”能够有效推进民生建设,健全区域交通设施、社会保险、公益基金等社会保障体系,加速人力资本积累,进而提升新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响。

## 六、结论与政策建议

本文以新型城镇化建设对区域经济发展质量影响及机制为研究内容,归纳出三大中介机制,并设计准自然实验模型,最后基于 2012—2016 年中国 288 个地级市面板数据,利用双重差分和 PSM-DID 方法实证检验新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响。研究表明,新型城镇化建设能够显著提升区域经济发展质量。PSM-DID 稳健性检验结果与 DID 估计一致。机制检验表明,新型城镇化建设通过提高公共设施水平、促进就业结构转型和健全社会保障体系三大中介机制提升区域经济发展质量,同时提高公共设施水平对区域经济发展质量的正效用最大,说明以改善基本民生问题为目标的公共设施升级,对区域经济发展质量具有重要作用。异质性研究表明,新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响,是基于经济、人才、政府多个角度共同作用的结果。只有在经济规模大、人力资本高、政府作用强的前提下,才能进一步提升新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响。

研究结论认为,支持国家新型城镇化建设,对加快区域经济高质量发展具有重要贡献。本文结论的政策含义在于:(1) 新型城镇化建设应区别于城镇化建设,在推进“农转非”工作的同时,需要统筹兼顾,扩大公共基础设施投资力度,着力推进教育、医疗、居住等公共民生建设工作;健全区域职业

表 11 人力资本异质性下新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响

变量	低人力资本水平	中等人力资本水平	高人力资本水平
$du \times dt$	0.020 0*** (0.000 135)	0.020 3*** (0.000 168)	0.020 8*** (0.000 140)
区域特征变量	控制	控制	控制
常数项	0.041 2*** (0.006 33)	0.024 7*** (0.003 99)	0.091 2*** (0.018 2)
固定效应	控制	控制	控制
样本量	422	478	481
拟合优度	0.994	0.994	0.996
横截面量	98	110	100

注:括号内为标准差,\*\*\*为 $p < 0.01$ ,\*\*为 $p < 0.05$ ,\*为 $p < 0.1$ 。

表 12 政府规模异质性下新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响

变量	小政府规模	中等政府规模	大政府规模
$du \times dt$	0.020 0*** (0.000 154)	0.020 2*** (0.000 149)	0.020 7*** (0.000 124)
区域特征变量	控制	控制	控制
常数项	0.028 0*** (0.004 53)	0.035 3*** (0.006 36)	0.121 *** (0.007 21)
固定效应	控制	控制	控制
样本量	475	472	435
拟合优度	0.996	0.995	0.996
横截面量	114	125	106

注:括号内为标准差,\*\*\*为 $p < 0.01$ ,\*\*为 $p < 0.05$ ,\*为 $p < 0.1$ 。

教育培训体系,重视“农转非”人员再就业培养机制,加快转移人口就业非农化进程,完善劳动力市场运作体系,促进区域产业结构升级,着力推进劳动力就业结构的合理性配置;健全养老保险、医疗保险、失业保险、住房公积金等社会保障制度,缩小收入差距,完善救助帮扶体系,全面优化区域社会保障体系。(2)应基于国家“三去一降一补”政策,着力推进城市制度改革和政策创新,积极推进人才引进与人才激励,降低新型城镇化建设中的交易费用,实现加快区域城镇化建设和经济良性增长的目标。(3)新型城镇化建设政府应肩负主导责任,需要“有为政府”的介入。在维持以市场经济为主导的新型城镇化建设中统筹兼顾,进行顶层设计,优化产业政策,解决民生问题,推进社会总福利与经济水平的提高,保障“效率”与“公平”,以实现经济的高质量增长。

#### 参考文献:

- [1]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):44-63.
- [2]田丽. 论新型城镇化与农村经济发展的关系——基于2006—2015年面板数据[J]. 贵州财经大学学报,2018(2):86-97.
- [3]蔡洪滨. 新型城镇化应是改革战略[J]. 中国产经,2013(5):26-27.
- [4]周加来. 城市化·城镇化·农村城市化·城乡一体化——城市化概念辨析[J]. 中国农村经济,2001(5):40-44.
- [5]DAVIS J C, HENDERSON J V. Evidence on the political economy of the urbanization process [J]. Journal of urban economics, 2003, 53(1): 98-125.
- [6]BERTINELLI L, BLACK D. Urbanization and growth [J]. Journal of urban economics, 2004, 56(1): 80-96.
- [7]朱莉芬,黄季焜. 城镇化对耕地影响的研究[J]. 经济研究,2007(2):36-43.
- [8]简新华,黄崧. 中国城镇化水平和速度的实证分析与前景预测[J]. 经济研究,2010(3):28-39.
- [9]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):70-81.
- [10]马晓河,胡拥军. 中国城镇化进程、面临的问题及其总体布局[J]. 改革,2010(10):30-45.
- [11]CHEN J H, GUO F, WU Y. One decade of urban housing reform in China: urban housing price dynamics and the role of migration and urbanization, 1995—2005 [J]. Habitat international, 2011, 35(1): 1-8.
- [12]刘彦随. 中国县域城镇化的空间特征与形成机理[J]. 地理学报,2012(8):1011-1020.
- [13]王金营,李佳黛. 京津冀各市新型城镇化发展评价——基于京津冀协同发展的考察[J]. 人口与经济,2017(6):58-70.
- [14]陈晓华,李咏. 安徽省新型城镇化质量时空特征及其驱动因子[J]. 华东经济管理,2017(11):28-35.
- [15]谢呈阳,胡汉辉,周海波. 新型城镇化背景下“产城融合”的内在机理与作用路径[J]. 财经研究,2016(1):72-82.
- [16]张勇民,梁世夫,郭超然. 民族地区农业现代化与新型城镇化协调发展研究[J]. 农业经济问题,2014(10):87-94+111-112.
- [17]宛群超,邓峰. FDI、科技创新与中国新型城镇化——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 华东经济管理,2017(10):103-111.
- [18]熊湘辉,徐璋勇. 中国新型城镇化进程中的金融支持影响研究[J]. 数量经济技术经济研究,2015(6):73-89.
- [19]倪鹏飞. 新型城镇化的基本模式、具体路径与推进对策[J]. 江海学刊,2013(1):87-94.
- [20]蓝庆新,陈超凡. 新型城镇化推动产业结构升级了吗?——基于中国省级面板数据的空间计量研究[J]. 财经研究,2013(12):57-71.
- [21]李小建,罗庆. 新型城镇化中的协调思想分析[J]. 中国人口·资源与环境,2014(2):47-53.
- [22]SHIOJI E. Public capital and economic growth: a convergence approach [J]. Journal of economic growth, 2001, 6(3): 205-227.
- [23]ASCHAUER D A. Does public capital crowd out private capital [J]. Journal of monetary economics, 1989, 24(2): 171-188.
- [24]FISHER W H, TURNOVSKY S J. Public investment, congestion, and private capital accumulation [J]. Economic journal, 1998, 108(447): 399-413.

- [25]李晶莹,齐中英. 人力资本不平等对全要素生产力增长的影响研究[J]. 中国管理科学, 2008( s1): 532-536.
- [26]CHEN F. An empirical analysis of economic growth and evolution of industrial structure and employment structure: the empirical research based on Shaanxi case [J]. Statistics and information forum, 2008( 8): 79-85.
- [27]DE BRUYNE K. Explaining the location of economic activity. Is there a spatial employment structure in Belgium? [R]. HUB research paper, 2009, No. 28.
- [28]周诚君. 加快推进新型城镇化: 对若干重大体制改革问题的认识与政策建议[J]. 中国社会科学 2013( 7): 59-76 + 205-206.
- [29]王桂新 胡健. 城市农民工社会保障与市民化意愿[J]. 人口学刊 2015( 6): 45-55.
- [30]EHRlich I, LUI F T. Intergenerational trade, longevity, and economic growth [J]. Journal of political economy, 1991, 99( 5): 1029-1059.
- [31]LAPAN H E, ENDERS W. Endogenous fertility, Ricardian equivalence, and debt management policy [J]. Journal of public economics, 1990, 41( 2): 227-248.
- [32]ZHANG J S, ZHANG J X. Social security, intergenerational transfers, and endogenous growth [J]. Canadian journal of economics, 1998, 31( 5): 1225-1241.
- [33]李长亮. 中国西部新型城镇化发展思路探索[J]. 西北民族大学学报( 哲学社会科学版), 2015( 3): 107-112.
- [34]陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018( 2): 20-34.
- [35]李金凯 张同斌. 中国城市生产率增长中 FDI 的分层影响和非对称效应研究[J]. 产业经济研究 2018( 4): 14-25.
- [36]张军. 资本形成、工业化与经济增长: 中国的转轨特征[J]. 经济研究 2002( 6): 3-13 + 93.
- [37]张志强. 环境规制提高了中国城市环境质量吗? ——基于“拟自然实验”的证据[J]. 产业经济研究 2017( 3): 69-80.
- [38]张杰, 高德步, 夏胤磊. 专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释[J]. 中国工业经济, 2016( 1): 83-98.

(责任编辑: 禾 日)

## The impact of new-type urbanization construction on the quality of regional economic development under the background of industrial structure upgrading: empirical evidence based on PSM-DID

GUO Chen, ZHANG Weidong

( School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

**Abstract:** This paper analyzes the impact of new urbanization construction on the quality of regional economic development, summarizes the three intermediary mechanisms, and employs the PSM-DID model to empirical test it, based on 288 city-level panel data from 2012 to 2016 in China. The results are as follows. First, new urbanization construction can promote the quality of regional economic development. Second, new urbanization construction promotes the quality of regional economic development through improvement of public facilities, transformation of employment structure and social security system. Third, the role of new urbanization in the quality of regional economic development can be greater under the premise of large economic scale, high human capital and strong government.

**Key words:** new urbanization; quality of regional economic development; PSM-DID; quasi-natural experimental model; intermediary mechanism