

# 新型城镇化影响劳动生产率的门槛效应研究

赵永平, 徐盈之

(兰州财经大学经济学院, 甘肃兰州, 730020; 东南大学经济管理学院, 江苏南京, 211189)

**摘要:** 基于新型城镇化与劳动生产率之间的内在作用机理, 实证分析了新型城镇化对劳动生产率影响的门槛效应。研究显示, 新型城镇化对劳动生产率具有显著的促进作用且在空间上存在明显的分异性, 这种区域分异实质上映射出新型城镇化对劳动生产率的影响效应可能存在基于某种发展能力的“门槛”特征; 进一步实证考察了新型城镇化对劳动生产率的门槛效应, 发现基于经济发展水平的门槛效应在波动中逐步上升, 基于产业结构和人力资本的门槛效应呈倒 U 型, 基于公共交通基础设施的门槛效应呈上升态势, 基于对外开放度的门槛效应呈小幅下降趋势。

**关键词:** 新型城镇化; 劳动生产率; 区域分异; 门槛效应

**中图分类号:** F293

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1672-3104(2019)05-0080-10

## 一、引言

劳动生产率是评价经济发展绩效的最重要指标, 也是国家或区域经济长期内生增长的重要驱动力。改革开放以来我国创造了经济增长的“中国奇迹”, 但“奇迹”的背后却是长期依赖要素资源消耗的投资驱动增长模式, 在一定程度上严重阻碍了劳动生产率的正向提升。因此, 在经济发展新常态阶段, 依靠创新驱动、人力资本提升、技术突破和体制机制创新等方式不断提高劳动生产率就成为我国经济增长再续“奇迹”的必然选择。伴随着国民经济的纵深化与集聚化发展, 我国的城镇化取得前所未有的发展与成就, 尤其具有里程碑意义的是, 2011年城镇化率首次突破50%, 达到51.27%, 但“半城镇化”问题导致与此相关的各种经济与社会问题交织出现, 城镇化质量不容乐观, 于是新型城镇化战略被适时提出。新型城镇化是对以往城镇化的全面校正与科学优化, 坚持以人为核心, 强调城镇化质量提升与内涵发展, 重在进行体制机制创新, 旨在打破传统城镇化人为割裂城乡协调

发展的各种制度藩篱, 促进各种要素在城乡之间自由流动, 进而激发经济增长活力。那么, 作为一个全新的中国式命题, 新型城镇化能否切实有效地促进劳动生产率的提升? 这种促进效应又遵循怎样的内在机理以及具有怎样的变化特征? 客观回答这些问题将是本文的主要任务。

城镇是经济社会活动的重要载体, 是国家或地区高质量资源的集聚区, 是技术创新的前沿阵地。城镇化进程中经济活动和人口的集聚有利于直接促进交易效率的提高和劳动分工的演进, 能有效促进劳动生产率的快速提升。国外学者关于城市化是否促进劳动生产率所持的观点基本是肯定的, 即城镇化推动了劳动生产率的提升。Moomaw<sup>[1]</sup>认为城市化水平与劳动生产率之间存在着同向变动关系, Nakamura<sup>[2]</sup>的实证研究也得出了相近的结论。Fogarty等<sup>[3]</sup>的研究显示, 若城市化人口增加1倍, 则劳动生产率将取得10个百分点的增进效果。城市集聚经济理论认为, 随着城镇人口和其他生产要素在空间不断集聚, 如果集聚效应大于过度集聚所导致的拥堵效应, 则城市集聚将促进劳动生产率的提高<sup>[4-5]</sup>。Brülhart等<sup>[6]</sup>基于1966—1996年的数据分析发现, 城市经济对经济增长具有门槛效

收稿日期: 2019-03-01; 修回日期: 2019-06-13

基金项目: 国家社会科学基金项目“以人为核心的新型城镇化动力机制与路径重构研究”(16BJL064); 国家社科基金重点项目“能源减贫实现我国包容性绿色发展的机理、路径与对策研究”(19AJY011); 陇原青年创新创业人才项目(2019); 兰州财经大学青年学术英才计划(2017); 甘肃省软科学项目“甘肃省农业现代化与新型城镇化协同发展综合评价与监测研究”(1604ZCRA017)

作者简介: 赵永平(1980—), 男, 甘肃会宁人, 经济学博士, 兰州财经大学经济学院副教授, 主要研究方向: 城市经济与区域经济, 联系邮箱: zhaoyongping22@sina.com; 徐盈之(1970—), 女, 浙江杭州人, 经济学博士, 东南大学经济管理学院教授, 博士生导师, 主要研究方向: 区域经济学、技术经济学及数量经济学

应。国内关于新型城镇化与劳动生产率相互关系的实证研究很少, 更多的文献主要集中在城镇化对经济增长的影响方面, 部分学者认为两者存在显著的正相关关系<sup>[7-10]</sup>, 但也有学者对此持怀疑的态度<sup>[11-12]</sup>。关于新型城镇化对经济增长的影响目前大多研究依然停留在观点阐述或规范研究层面, 认为新型城镇化是经济增长的新路径, 蕴藏着巨大的内需潜力, 能提供中长期的增长动能, 助力新常态阶段国民经济的中高速增长以及经济结构整体优化发展<sup>[13-16]</sup>。

基于上述文献梳理可以发现, 国内外研究城镇化对劳动生产率的影响效应的成果较少, 基于新型城镇化视角考察其对劳动生产率的区域差异与门槛效应的文献成果则更少, 这就催生了本文研究的新方向。一是突破传统城镇化的衡量范式, 利用改进熵值法测度新型城镇化发展水平, 在此基础上考察新型城镇化对劳动生产率的影响效应; 二是理论阐释新型城镇化与劳动生产率之间的内在机理并构建理论模型, 并对新型城镇化的劳动生产率提升效应及其区域分异特征进行分析; 三是考虑到新型城镇化对劳动生产率影响效应的区域差异性可能源于某种地区发展能力的“门槛”特征, 因此, 通过构建门槛回归模型, 系统分析新型城镇化对劳动生产率的门槛效应, 希冀在此基础上提出差异化的可行政策启示, 为解决长期以来的区域差异化发展问题提供经验借鉴和政策建议。

## 二、作用机制、模型设定与变量介绍

### (一) 作用机制

新型城镇化因何能够促进劳动生产率的提升? 其背后又存在着怎样的内在机理与运行机制? 这也是本文首先要从理论上予以澄清的问题。本文认为新型城镇化不同于传统城镇化, 是对传统城镇化的校正与优化, 强调城镇化质量提升和内涵发展, 其促进劳动生产率优化提升的作用机制主要体现在直接作用机制和间接作用机制两个方面, 具体作用机制如图 1 所示。

#### 1. 直接作用机制

资本、劳动力是影响一国或地区经济产值的重要生产要素, 但随着我国经济逐步向纵深化发展以及环境承载力的刚性约束, 资本投资的高成本和低效率、劳动密集型出口产品竞争力日益衰减等问题日渐突出, 依靠传统的投资和劳动力红利驱动经济增长的模式已经难以为继。因此, 扩大内需和促进消费将成为推动经济可持续发展的必然方向, 而促进内需性经济持续增长的内生动力就是劳动生产效率的不断提升。

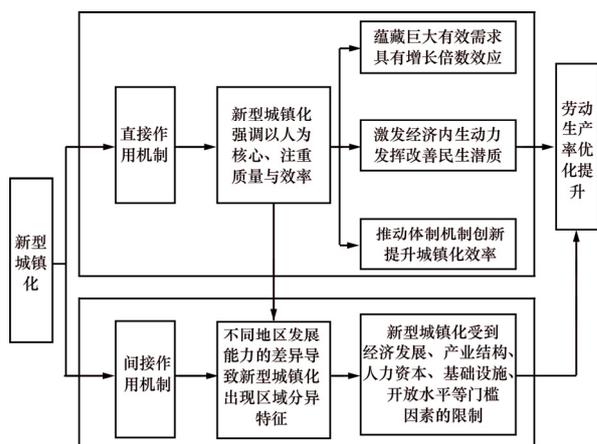


图 1 新型城镇化优化提升劳动生产率的作用机制

正如工业化能够创造供给一样, 城镇化能够创造有效需求, 新型城镇化也不例外, 蕴藏着巨大的内部需求, 具有刺激消费、拉动内需和改善民生的重要优势和巨大潜质。新型城镇化是以人为核心的城镇化, 注重质量、内涵与效率, 其要义在于体制机制创新进而释放制度红利, 提升新型城镇化运营效率, 进一步发挥增长与改善民生的双重效应。体制机制创新其实就是一种全要素生产率的优化提升过程, 即能够在生产要素投入不变的条件下对经济增长产生直接的倍数效应, 同时随着城镇化发展质量提升与路径重构, 内部交易效率不断提升和劳动分工快速演进直接促进了劳动生产率的优化提升。

#### 2. 间接作用机制

由于不同地区的经济结构和发展能力不同, 导致其新型城镇化发展水平呈现出明显的区域差异性。东部地区在经济效率、产业结构、人口发展、基础设施、开放水平、创新能力等方面都具有引领性, 处于全国发展的前沿面, 已经进入综合能力发展的优化调整阶段。相对而言, 中西部地区属于经济增长的辐射或边缘区域, 正处于快速追赶式发展阶段, 尽管要素的边际收益呈递增态势, 但由于尚未跨越某一特定的发展门槛, 依然处于综合发展能力较低的水平, 差异性的综合发展能力必然引致新型城镇化对其劳动生产率差异性的影响作用。具体而言, 不同地区综合发展能力受经济增长水平、产业结构高级化程度、人力资本累积水平、公共交通基础设施水平、对外开放程度等多元因素限制, 可见在不同的发展门槛水平, 新型城镇化的作用效果会呈现不同的分布特征。因此新型城镇化基于门槛因素对劳动生产率的优化提升可能产生程度不同的间接传导作用, 即新型城镇化对劳动生产率的优化提升作用存在着差异化的门槛效应, 该门槛效

应的显著程度以及分布特征有待进一步的实证检验。

## (二) 模型设定

遵循新型城镇化对劳动生产率的作用机制,构建如(1)式所示的生产函数:

$$Y_i = A(U_i)f(K_i, L_i, X_i) \quad (1)$$

其中,  $Y_i$  为地区  $i$  的总产出;  $U_i$  为新型城镇化发展水平;  $K_i$ 、 $L_i$ 、 $X_i$  分别为资本、劳动力和其他投入。

为分析新型城镇化对劳动生产率的影响效应,则需要构造劳动生产率指标,即对(1)式两边同时除以劳动力  $L$ , 得到形如(2)式所示的生产函数:

$$(Y/L)_i = A(U_i)f((K/L)_i, (X/L)_i) \quad (2)$$

根据(2)式的生产函数模型,构建如(3)式所示的面板回归模型:

$$produ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1nurb_{i,t} + \beta_1X_{i,t} + \rho_i + v_t + \mu_{i,t} \quad (3)$$

其中,  $i$  和  $t$  分别代表个体和年份;  $produ$  代表劳动生产率,使用非农劳动生产率来衡量;  $nurb$  代表新型城镇化发展水平;  $X$  代表其他控制变量;  $\rho_i$  表示个体效应;  $v_t$  表示为时间效应;  $\mu_{i,t}$  代表残差项。

## (三) 变量介绍

### 1. 被解释变量

劳动生产率( $produ$ )为被解释变量,以非农产业国内生产总值与非农产业总就业量之比表示。

### 2. 解释变量

新型城镇化发展水平( $nurb$ )为核心解释变量,国内外研究一般以人口城镇化率指标表征城市化水平,但由于统计口径问题,我国该统计指标在某种程度上

属于一种名义城镇化率,如2012年真实城镇化率与名义城镇化率之间存在约17个百分点的缺口<sup>[17]</sup>,“半城镇化”现象突出,主要是由于名义城镇化率将数亿农民工统计在内所致,说明现行的城镇化率在某种程度上统计意义大于实际意义。新型城镇化是一个涉及经济基础、人口发展、社会功能和环境质量等诸多方面的系统工程。因此,为避免单一城镇化率指标的片面性,本文构建如表1所示的综合评价指标体系测度新型城镇化发展水平。

考虑到综合评价指标体系各子指标赋权的客观性,本文运用熵值法对新型城镇化水平进行测度,得到的新型城镇化发展水平如表2所示。从测算结果总体来看,我国新型城镇化发展水平基本呈现逐年改善与上升的态势,但各省份的新型城镇化发展水平也表现出明显的个体异质性,同时在空间上形成了较为清晰的梯度分异特征。

根据熵值法的测度原理,假设有  $m$  个对象,  $n$  个评价指标,则  $a_{i,j}$  表示第  $i$  个对象的第  $j$  项指标值,在本文研究过程中,  $m=30$ ,  $n=32$ , 具体测算步骤如下:

第一,数据标准化,正向指标(指标值越大对新型城镇化发展水平越有利)和逆向指标(指标值越小对新型城镇化发展水平越有利)分别见式(4)、(5)。

$$x_{i,j} = \frac{a_{i,j} - \min\{a_{i,j}\}}{\max\{a_{i,j}\} - \min\{a_{i,j}\}} \quad (i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n) \quad (4)$$

$$x_{i,j} = \frac{\max\{a_{i,j}\} - a_{i,j}}{\max\{a_{i,j}\} - \min\{a_{i,j}\}} \quad (i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n) \quad (5)$$

表1 新型城镇化发展水平综合评价指标体系

系统层	目标层	指标层
经济基础	经济高效	人均GDP、地区人均GDP增长率、城镇人均可支配收入、财政收入、万元GDP能耗;
	结构优化	第一产业占GDP比重、第二产业占GDP比重、第三产业占GDP比重
人口发展	水平提升	城镇人口比重、城市人口密度、每十万人高等学校在校学生数、人均教育经费支出、城镇居民人均文教娱乐消费支出、每万人拥有医生数;
	就业充分	城镇登记失业率、第二产业从业人员比重、第三产业从业人员比重
新型城镇化发展水平	功能完善	公共财政支出比例、每万人拥有公共交通工具、人均城市道路面积、城市每千人医疗机构床位数、人均公共图书馆藏书;
	城乡协调	二元结构系数、城乡消费比、财政支农资金
	环境友好	废水排放量、废气排放量、固体废弃物综合利用率;
环境质量	生态宜居	城镇绿地面积、人均公园绿地面积、建成区绿化覆盖率、自然保护区占辖区面积比重

表2 中国新型城镇化发展水平

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
北京	0.399 2	0.406 4	0.407 3	0.441 0	0.469 5	0.487 1	0.488 6	0.489 8	0.489 1	0.541 6	0.539 4	0.570 8	0.614 8
天津	0.261 7	0.271 8	0.279 4	0.290 4	0.309 9	0.322 1	0.338 0	0.340 3	0.341 1	0.373 3	0.381 7	0.409 8	0.433 3
河北	0.172 9	0.179 2	0.179 8	0.193 2	0.202 9	0.212 6	0.214 8	0.228 8	0.236 6	0.266 5	0.278 0	0.294 3	0.294 4
辽宁	0.211 9	0.234 4	0.235 7	0.248 2	0.266 8	0.272 7	0.271 0	0.286 5	0.294 1	0.326 7	0.340 0	0.359 1	0.370 6
上海	0.390 2	0.411 7	0.431 8	0.468 0	0.498 6	0.510 2	0.499 6	0.512 1	0.512 6	0.539 2	0.547 0	0.573 9	0.625 5
江苏	0.198 1	0.206 5	0.208 6	0.232 1	0.253 9	0.277 3	0.283 5	0.319 5	0.336 3	0.376 5	0.389 1	0.426 1	0.438 7
浙江	0.206 1	0.209 2	0.213 5	0.239 2	0.256 4	0.278 1	0.281 0	0.305 7	0.310 0	0.344 0	0.357 0	0.389 1	0.406 6
福建	0.192 1	0.194 2	0.198 6	0.207 8	0.219 5	0.226 9	0.239 4	0.240 9	0.243 8	0.273 5	0.290 1	0.314 8	0.318 7
山东	0.184 7	0.192 7	0.193 5	0.201 4	0.218 9	0.234 1	0.254 5	0.277 7	0.293 2	0.326 2	0.333 2	0.358 1	0.358 8
广东	0.213 9	0.239 4	0.246 4	0.266 7	0.281 9	0.306 9	0.294 8	0.320 0	0.354 8	0.396 2	0.415 9	0.450 7	0.468 7
海南	0.215 9	0.213 7	0.215 1	0.197 9	0.219 3	0.227 2	0.232 7	0.246 4	0.236 5	0.264 9	0.283 6	0.311 2	0.325 1
东部	0.240 6	0.250 8	0.255 4	0.271 4	0.290 7	0.305 0	0.308 9	0.324 3	0.331 6	0.366 2	0.377 7	0.405 3	0.423 2
山西	0.188 9	0.193 4	0.199 6	0.203 5	0.214 3	0.228 6	0.237 2	0.258 7	0.362 0	0.289 2	0.290 5	0.295 2	0.327 1
吉林	0.195 1	0.209 5	0.211 9	0.216 9	0.227 3	0.237 5	0.245 1	0.251 4	0.248 2	0.275 8	0.293 8	0.313 3	0.324 3
黑龙江	0.185 5	0.192 1	0.245 5	0.207 1	0.221 3	0.226 1	0.242 7	0.281 1	0.259 5	0.295 5	0.317 0	0.330 4	0.342 9
安徽	0.169 6	0.163 7	0.165 3	0.174 1	0.187 4	0.188 6	0.204 0	0.221 3	0.221 7	0.253 8	0.270 6	0.291 3	0.309 0
江西	0.148 8	0.165 4	0.167 4	0.188 7	0.196 3	0.206 8	0.211 0	0.229 7	0.243 7	0.265 1	0.274 2	0.296 1	0.307 4
河南	0.154 4	0.160 2	0.163 9	0.179 8	0.200 4	0.207 7	0.203 2	0.226 1	0.230 6	0.259 9	0.260 8	0.281 0	0.318 9
湖北	0.192 0	0.208 1	0.209 1	0.198 0	0.213 4	0.217 2	0.227 8	0.246 3	0.256 1	0.273 9	0.280 7	0.304 5	0.319 9
湖南	0.166 0	0.175 5	0.177 4	0.178 5	0.198 3	0.209 9	0.215 1	0.242 2	0.239 1	0.268 9	0.274 1	0.293 2	0.304 7
中部	0.175 0	0.183 5	0.192 5	0.193 3	0.207 3	0.215 3	0.223 3	0.244 6	0.257 6	0.272 8	0.282 7	0.300 6	0.319 3
内蒙古	0.174 8	0.178 2	0.186 9	0.194 1	0.219 1	0.235 5	0.235 1	0.248 2	0.256 4	0.283 0	0.294 1	0.317 0	0.312 8
广西	0.150 5	0.169 5	0.169 7	0.149 0	0.170 5	0.186 1	0.193 0	0.204 8	0.201 7	0.238 0	0.245 5	0.273 5	0.270 3
重庆	0.159 1	0.161 1	0.163 2	0.159 6	0.176 5	0.209 3	0.213 8	0.224 6	0.237 5	0.253 9	0.268 9	0.303 2	0.336 5
四川	0.151 0	0.169 0	0.169 9	0.186 4	0.204 2	0.209 9	0.216 1	0.235 8	0.241 1	0.280 1	0.299 9	0.317 5	0.318 7
贵州	0.171 7	0.170 8	0.172 9	0.172 2	0.177 6	0.180 6	0.184 5	0.197 5	0.207 0	0.223 5	0.233 8	0.255 0	0.259 0
云南	0.175 5	0.177 2	0.178 3	0.171 2	0.175 3	0.184 9	0.200 7	0.218 3	0.211 5	0.245 4	0.259 0	0.283 9	0.284 8
陕西	0.161 9	0.169 7	0.169 9	0.183 9	0.198 5	0.207 2	0.226 8	0.246 5	0.249 9	0.279 3	0.292 8	0.322 2	0.330 0
甘肃	0.164 1	0.164 1	0.165 3	0.200 3	0.218 9	0.237 9	0.222 9	0.229 9	0.220 6	0.253 7	0.262 6	0.277 9	0.290 8
青海	0.219 0	0.244 4	0.245 6	0.249 1	0.256 1	0.267 8	0.270 1	0.281 0	0.263 8	0.270 4	0.317 1	0.337 5	0.338 8
宁夏	0.203 0	0.206 3	0.207 5	0.208 5	0.236 1	0.241 3	0.277 9	0.265 8	0.265 5	0.289 4	0.303 4	0.309 0	0.310 5
新疆	0.203 0	0.209 1	0.209 8	0.223 1	0.232 6	0.230 4	0.260 6	0.275 5	0.267 8	0.295 7	0.309 4	0.347 5	0.349 5
西部	0.175 8	0.183 6	0.185 4	0.190 7	0.205 9	0.217 4	0.227 4	0.238 9	0.238 4	0.264 8	0.280 6	0.304 0	0.309 2
全国	0.197 1	0.206 0	0.211 1	0.218 5	0.234 7	0.245 9	0.253 2	0.269 3	0.275 9	0.301 3	0.313 7	0.336 6	0.350 6

第二, 测度第  $i$  个指标值在第  $j$  项指标下所占的比重, 见式(6):

$$p_{i,j} : p_{i,j} = x_{i,j} / \sum_{i=1}^m x_{i,j} \quad (6)$$

第三, 测度第  $j$  项指标的熵值, 见式(7):

$$e_j : e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m (p_{i,j} \ln p_{i,j}), e_j \in [0,1] \quad (7)$$

第四, 测度第  $j$  项指标的差异性系数, 见式(8):

$$g_j : g_j = 1 - e_j \quad (8)$$

第五, 测度第  $j$  项指标的权重, 见式(9):

$$w_j : w_j = g_j / \sum_{i=1}^n g_j \quad (9)$$

第六, 测度各评价对象的综合得分, 见式(10):

$$H_i : H_i = \sum_{j=1}^m w_j a_{i,j} \quad (10)$$

其中, 式(10)中  $w_j$  为确定的指标权重,  $a_{i,j}$  为各指标的标准化值。

### 3. 控制变量

控制变量中, 劳均固定资产投资(*ainves*)以城镇固定资产投资与非农劳动力之比表示。人力资本(*hcapi*)是最具潜力的生产要素, 是经济发展的重要源泉, 根据既有研究成果的测度方法, 本文采用(11)式测算各省份的人力资本水平。

$$hcapi = e^{\phi(E)} \times L \quad (11)$$

根据彭国华<sup>[18]</sup>的研究将劳动力平均受教育程度分为文盲半文盲、小学、初中、高中和大专及以上学历, 对应的平均受教育年数分别为 1.5 年、6 年、3 年、3 年、3.5 年, 据此可计算出劳动力平均接受教育总年数。Psacharopoulos<sup>[19]</sup>等的研究结果显示, 中国教育回报率在小学阶段为 0.180, 中学阶段为 0.134, 高等教育阶段为 0.151。 $\phi(E)$  是单位劳动力接受 E 年教育而使生产效率提高的比率, 因受教育年数不同, 教育回报率也不同, 因此可以将其看为分段函数, 受教育年数的教育回报率在 0~6 年之间为 0.180、6~12 年之间为 0.134、12 年及以上为 0.151, L 为各省份的总就业人数。由此可得出各省份单位劳动力接受 E 年教育而使生产效率提高的比率, 进而测算出各省份的人力资本。

外商直接投资(*fdi*)以各省份实际利用 FDI 与地区 GDP 的比值表示。财政配置能力(*gfina*)以财政支出占地区 GDP 比重来衡量。

本文选取我国 30 个省份(因西藏和港澳台地区数据缺失较多, 不在样本之列)作为研究样本, 新型城镇化由中共十八大于 2012 年 11 月正式提出, 但其实早在 2000 年中央政府已从国家战略层面提出“城镇化”这一概念, 之后 2002 年党的十六大报告首次提出中国特色城镇化道路, 可见 21 世纪以来, 中国城镇化的发展无论是国家的重视程度, 还是城镇化发展的结构、路径、效率、质量等要求上都在迅速转变, 这一过程本质上也是新型城镇化从孕育到落地生根的动态演变过程。本文就是基于这一演变过程, 利用“新型城镇化”这一全新理念或视角重新审视与评价我国 21 世纪以来的真实的新型城镇化发展状况。因此, 本文根据研究需要选取 2000—2012 年为研究跨度进行实证研

究。所用数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和《新中国 60 年统计资料汇编》。

## 三、直接效应及其区域差异分析

考虑到样本异质性的基本特征, 本文采用固定效应模型(FE)或随机效应模型(RE)来进行估计, 具体估计结果如表 3 所示。从全国层面来看, 新型城镇化对劳动生产率在 1%显著性水平下的影响系数为 1.2275, 表明在控制其他相关变量的条件下, 新型城镇化对我国劳动生产率的提升具有积极意义, 这主要归结于新型城镇化的体制机制创新, 进一步提高劳动者素质, 激发劳动者的主观能动性, 促进劳动生产率稳步提高。劳均固定资产投资对劳动生产率的影响效应显著为正, 可见城镇固定资产投资水平的提升使城市硬件环境得到改善和优化, 有利于吸引各种优质要素尤其是高质量人力资源不断进入, 内生性地推动劳动生产率进步。人力资本的影响效应明显, 这从某种程度上表明规模报酬递增型的人力资本要素是劳动生产率进步

表 3 新型城镇化的直接效应及其区域差异回归结果

	全国	东部	中部	西部
<i>nurb</i>	1.2275*** (22.47)	1.3117*** (13.53)	0.8947*** (6.69)	1.0275*** (16.92)
<i>ainves</i>	0.7114*** (11.48)	0.1539*** (1.50)	0.5947*** (5.45)	0.8359*** (9.55)
<i>hcapi</i>	0.2287*** (6.28)	0.3220*** (5.37)	0.1701*** (2.92)	0.1400*** (6.06)
<i>fdi</i>	0.0148 (1.21)	0.1137*** (3.91)	-0.0503* (-1.70)	0.0132 (0.82)
<i>gfina</i>	0.1202** (2.92)	0.3096*** (4.49)	0.4911*** (4.17)	-0.0256 (-0.49)
<i>c</i>	-4.4569*** (-3.95)	5.1268** (2.60)	-1.5956 (-0.84)	-7.6601*** (-4.87)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.9060	0.9173	0.9209	0.9249
F-stat	65.11	63.35	23.51	71.51
Hausman	45.97	11.19	6.99	5.21
P 值	0.0000	0.0826	0.3217	0.5172
采取模型	FE	FE	RE	RE
观察值	390	143	104	143

注: \*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著, 括号内的数值表示回归系数的 t 检验值

的重要源泉。外商直接投资的影响作用为正但并不显著,该结果与我国多年利用外资的现实效果基本相符,即虽然凭借我国巨大的本土市场规模引进了大量外资,但“以市场换技术”的预期目标并未实现<sup>[20]</sup>。财政配置能力的作用明显下降,表明经济运行可能更多受制于“看得见的手”,市场配置资源作用发挥不足。

为考察新型城镇化对劳动生产率影响效应的区域分异特征,本文分别对东部、中部和西部三大区域的影响效应进行估计,如表3所示。估计结果显示,在三大区域,新型城镇化对劳动生产率的影响效应系数都在1%水平下显著,但从影响效应系数的绝对值来看,东部地区最强,西部地区次之,中部地区最弱。显然,与经济发展总体的梯度格局有所相似,新型城镇化对劳动生产率的影响效应具有明显的区域分异性。东部地区作为我国改革开放的最前沿,经过多年的率先发展,已经成为我国经济增长的排头兵,处于经济社会发展的高梯度区位,经济发展的区位优势明显,对外贸易和交流频繁,公共设施条件较为完善,也就具有更高的新型城镇化水平。与中西部相比,东部地区具有绝对性的发展优势,同时作为重要经济增长区,对地区外要素特别是高质量的劳动力要素具有极大的吸引力,这都有利于劳动生产率的进步。

此外还可以发现,劳均固定资产投资的影响效应均在1%水平下显著,但呈现出西部最强、中部较强、东部最弱的态势,意味着相比东部地区而言,中西部地区固定资产投资的规模报酬依然处于递增阶段,有效刺激了劳动生产率进步。人力资本的影响效应表现为东中西依次递减的趋势;外商直接投资在东部地区效果明显,但在中西部地区并未促进劳动生产率的提升。财政支配能力的作用按照中部、东部、西部依次减弱的趋势变化,表明中部地方政府对区域经济参与效率较高,东部地区财政配置能力的作用为正但并不显著,要求东部地区继续提升财政资源的配置效率,优化地方财政支出结构,西部地区财政配置能力对劳动生产率提升具有阻碍作用但并不显著,这可能是由于地方政府对经济的直接干预力度过大和频率过高造成资源低效错配以及制度观念滞后和服务型政府建设缓慢等多种原因所致。

#### 四、门槛效应分析

直接影响效应估计结果表明,新型城镇化对劳动生产率的提升作用在1%水平下具有显著性,但也发现作用效应存在着明显的区域分异性特征,影响效应

最强的区域主要集中在东部地区,这种区域分异性与我国经济发展的空间梯度格局基本耦合,表明新型城镇化在经济发展能力较强和较为成熟的区域释放的优化提升效应更为充分。这实质上意味着新型城镇化对劳动生产率的影响效应会随着经济社会综合发展能力的提升而不断增强,即这种作用效应在某种程度上可能存在着一定的“门槛”特征,当区域经济综合能力跨过某一特定“门槛”时,作用效应也会以此“门槛”值或间断点作为分水岭发生突变。因此,本文基于新型城镇化对劳动生产率间接影响作用的“门槛”特征,重点选取影响区域经济综合发展能力的若干指标作为门槛变量,在各种“门槛”值条件下系统分析新型城镇化对劳动生产率的门槛效应。

##### (一) 门槛回归模型设定

Hansen<sup>[21]</sup>给出面板门槛回归基本模型为:

$$y_{i,t} = \mu_i + \lambda_1 x_{i,t} \cdot I(q_{i,t} \leq \gamma) + \lambda_2 x_{i,t} \cdot I(q_{i,t} > \gamma) + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中,  $i$  表示省份,  $t$  表示年份,  $q_{i,t}$  表示门槛变量,具体包括人均GDP( $pgdp$ )、产业结构升级系数( $stru$ )、人力资本( $hcapi$ )、公路密度( $road$ )、对外开放度( $open$ ),  $\gamma$  为估计门槛值,  $\varepsilon_{i,t} \sim iid(0, \delta^2)$  为随机扰动项,  $I(\cdot)$  为示性函数。该模型等同于一个分段函数,当  $q_{i,t} \leq \gamma$  时,解释变量估计系数为  $\lambda_1$ ,当  $q_{i,t} > \gamma$  时,解释变量的系数为  $\lambda_2$ ,因此,(12)式等价于:

$$y_{i,t} = \begin{cases} \mu_i + \lambda_1 x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, & (q_{i,t} \leq \gamma) \\ \mu_i + \lambda_2 x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, & (q_{i,t} > \gamma) \end{cases} \quad (13)$$

根据本文研究需要将面板回归模型设定为:

$$produ_{i,t} = c_i + \lambda_1 nurb_{i,t} \cdot I(q_{i,t} \leq \gamma) + \lambda_2 nurb_{i,t} \cdot I(q_{i,t} > \gamma) + \sum_n \beta_n X_{ni,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

Hansen 的门槛理论可通过连续给出模型的候选门槛值  $\gamma$  来观察模型残差的变化,在残差平方和  $S_1(\gamma)$  最小处对应的候选门槛值  $\hat{\gamma}$  就是待求的真实门槛值  $\hat{\gamma} = \arg \min S_1(\gamma)$ 。在门槛回归模型中得到参数估计值后,需要对门槛效果显著性和门槛估计值的真实性进行检验。门槛效果显著性检验的原假设为  $H_0: \lambda_1 = \lambda_2$ ,备择假设为  $H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2$ ,检验的统计量为相应的极大似然比统计量:  $F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\delta}^2}$ ,其中,  $S_0$  为在原假设  $H_0$  下得到的残差平方和。在原假设  $H_0$  条件下,门槛值  $\gamma$  无法识别,因此  $F_1$  统计量为非标准分布。Hansen 通过采用“自抽样法”来获得其渐近分布,继而构造其  $P$  值。本文通过对回归模型(14)进行门槛效应的显著性检验,得到的  $F$  统计量和采用“自抽样法”得出

的P值,如表4所示,估计得到的门槛值是否等于真实值仍需进一步的统计性检验。

门槛真实性检验的原假设为  $H_0: \hat{\gamma} = \gamma_0$ , 相应的似然比检验统计量为  $LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\delta^2}$ , 该统计

量也为非标准分布,但 Hansen 提供了能够计算出其非拒绝域的基本公式,即当  $LR_1(\gamma_0) \leq c(\alpha)$  时,不能拒绝

原假设,其中  $c(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{\alpha})$ ,  $\alpha$  表示显著性水平,

各门槛估计值的95%置信区间是所有LR值小于5%显著水平下的临界值7.35的  $\gamma$  构成的区间,得出的各门槛估计值和对应的95%置信区间如表5所示。

表4 门槛效果显著性检验结果

门槛变量	门槛类别	F 值	P 值	BS 次数
pgdp	单一门槛	28.983**	0.013	300
	双重门槛	32.232***	0.000	300
	三重门槛	33.112***	0.000	200
stru	单一门槛	21.133*	0.060	300
	双重门槛	10.235*	0.053	300
	三重门槛	8.476*	0.100	200
hcapi	单一门槛	37.474**	0.020	300
	双重门槛	17.885**	0.023	300
	三重门槛	14.824**	0.035	200
road	单一门槛	54.753***	0.010	300
	双重门槛	49.185***	0.007	300
	三重门槛	25.716**	0.025	200
open	单一门槛	16.008***	0.007	300
	双重门槛	7.140	0.180	300
	三重门槛	7.561*	0.055	200

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著;P值为采用“自抽样法”反复抽样得到的结果

表5 门槛值估计真实性检验结果

门槛变量	门槛	估计值	95%置信区间
pgdp	$\gamma_1$	10640	(7887, 14000)
	$\gamma_2$	25062	(23000, 26000)
	$\gamma_3$	60537	(51000, 61000)
stru	$\gamma_1$	2.126	(2.077, 2.142)
	$\gamma_2$	2.295	(2.267, 2.437)
hcapi	$\gamma_1$	6237	(5899, 6508)
	$\gamma_2$	21000	(1240, 2300)
road	$\gamma_1$	0.109	(0.109, 0.109)
	$\gamma_2$	0.372	(0.355, 0.391)
open	$\gamma_1$	0.055	(0.047, 0.761)

可进一步通过绘制似然比函数图更清晰地理解门槛值的估计和置信区间的构造过程,如图2-4所示,新型城镇化对劳动生产率的三个人均GDP门槛值点即为LR图形中最低点,分别为10640元、25062元和60537元,其他门槛值的估计与此相似,限于篇幅不再赘列。

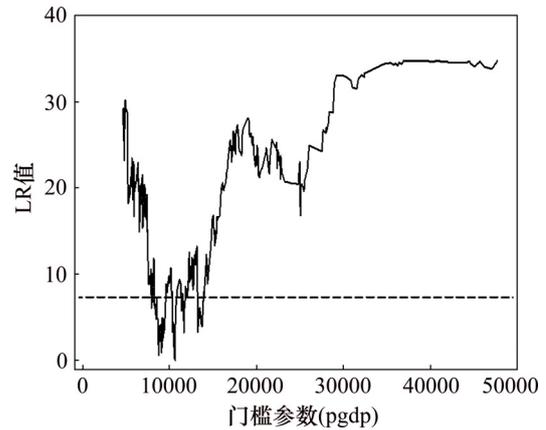


图2 第一个pgdp门槛值和置信区间

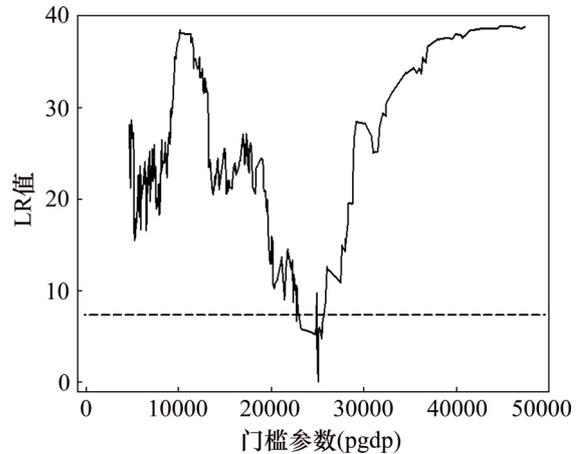


图3 第二个pgdp门槛值和置信区间

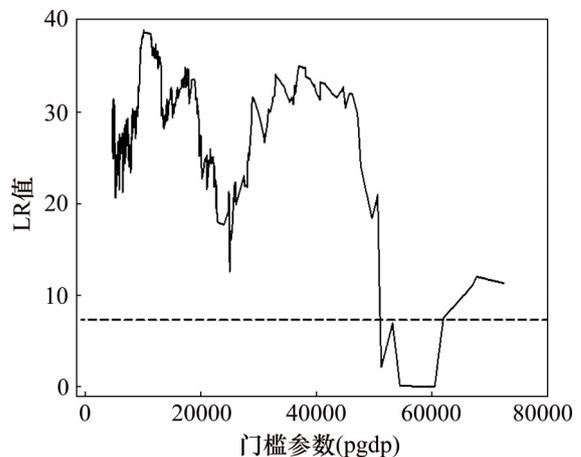


图4 第三个pgdp门槛值和置信区间

(二) 面板门槛模型的回归结果分析

模型(14)的面板门槛回归结果如表 6 所示, 可以发现, 新型城镇化对劳动生产率具有明显的门槛效应, 且不同门槛变量条件下的作用效应也存在着差异化的变化趋势, 以下将分析新型城镇化在不同门槛条件下对劳动生产率的间接影响效应与作用机理。

如表 6 所示, 新型城镇化的人均 GDP 门槛效应在波动中呈现明显上升趋势, 且估计的作用系数均在 1% 显著性水平下通过检验, 表明在四个门槛区间新型城镇化对劳动生产率的正向增进作用明显。具体而言, 在第一门槛区间的作用系数为 1.028 8, 在第二门槛区间上升为 1.070 1, 在第三门槛区间影响系数相比第二区间有所下降但依然显著, 表明随着经济发展水平的不断提高, 经济增长促进劳动生产率的边际效应将会逐渐趋缓, 同时经济增长长期依赖资源和要素驱动模式的后遗症逐渐显现, 增长造成的环境污染和城市化长期压缩式发展导致城市经济社会问题也交织出现, 阻碍了劳动生产率提升, 这一阶段经济发展也处于全面转型的关键时期。在第四门槛区间影响系数为 1.104 4 又高于第三门槛区间, 说明随着经济从资源要素投入型向创新驱动型转变, 经济增长质量不断改善, 为新型城镇化建设提供了更为优越的发展基础, 使城镇化发展从物的城镇化向人的城镇化稳健转变, 城镇化质量得到进一步提升, 有利于各种要素高效集聚, 从而有益于劳动生产率的正向提升。

新型城镇化的产业结构门槛效应和人力资本门槛效应均呈倒 U 型变化趋势。在第一门槛区间, 新型城

镇化的产业结构升级门槛效应系数为 1.189 2 并在 1% 显著性水平下通过检验。在第二门槛区间, 作用系数上升为 1.205 4, 在第三门槛区间, 作用系数为 1.196 6 并通过显著性检验。从中可以发现新型城镇化的产业结构升级门槛效应具有倒 U 型的变化趋势, 即随着产业结构升级系数的不断提高, 门槛效应近来还有下降的趋势, 表明我国产业结构优化与劳动生产率的提升并不协调, 只有增加创新在驱动产业发展中的分量, 加大产业结构调整力度, 加快产业结构转型升级步伐, 才能改变倒 U 型的变化趋势, 实现产业结构优化和劳动生产率双提升。对于人力资本门槛, 在第一和第二门槛区间, 新型城镇化的人力资本门槛影响系数分别为 1.258 8、1.282 1 并通过显著性检验。在第三门槛区间, 影响系数又下降为 1.265 1 并通过显著性检验, 即随着人力资本水平的提高, 新型城镇化对劳动生产率的作用呈倒 U 型, 说明我国人力资源虽然比较丰富, 但随着经济社会的纵深发展, 人力资本已经不能有效满足新型城镇化以及新时代经济发展的新要求, 亟须提升人力资本水平, 进一步挖掘人才红利以适应新型城镇化与新时代经济的转型发展。

新型城镇化的公共交通基础设施门槛效应呈现递增的发展趋势。在第一门槛区间, 新型城镇化的门槛效应系数为 1.006 9 并通过显著性检验, 在第二、第三门槛区间, 门槛效应系数分别上升为 1.066 9 和 1.088 6 并在 1% 水平下具有显著性, 即随着公共交通基础设施便捷程度的增加其对劳动生产率的影响也在不断增强, 这主要缘于其对经济活动在空间上的相互接近提

表 6 新型城镇化对劳动生产率的门槛回归结果

<i>pgdp</i>		<i>stru</i>		<i>hcapi</i>		<i>road</i>		<i>open</i>	
门槛区间	估计系数	门槛区间	估计系数	门槛区间	估计系数	门槛区间	估计系数	门槛区间	估计系数
$q \leq 10640$	1.0288*** (17.96)	$q \leq 2.126$	1.1892*** (22.01)	$q \leq 6237$	1.2588*** (24.28)	$q \leq 0.109$	1.0069*** (18.88)	$q \leq 0.055$	1.2570*** (23.28)
$10640 < q \leq 25062$	1.0701*** (18.76)	$2.126 < q \leq 2.295$	1.2054*** (22.52)	$6237 < q \leq 21000$	1.2821*** (24.71)	$0.109 < q \leq 0.372$	1.0669*** (20.66)	$q > 0.055$	1.2397*** (22.95)
$25062 < q \leq 60537$	1.0508*** (19.53)	$q > 2.295$	1.1966*** (22.43)	$q > 21000$	1.2651*** (24.58)	$q > 0.372$	1.0886*** (21.49)		
$q > 60537$	1.1044*** (19.98)								
F-stat	58.77		65.74		75.13		86.35		60.88
$R^2$	0.9256		0.9132		0.9181		0.9269		0.9114
观察值	390		390		390		390		390

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著, 括号内的数值表示回归系数的 t 检验值

供了便利,促进了劳动生产率的增长。此外,新型城镇化的对外开放阈值为0.055,当对外开放度低于0.055时,新型城镇化的影响系数为1.257 0,当对外开放度大于0.055时,影响系数为1.239 7,并都在1%显著性水平下通过检验,表明对外开放对我国劳动生产率进步的正向提升作用毋庸置疑,但从第一门槛区间到第二门槛区间的影响系数出现下滑趋势,表明我国对外开放仍需进一步深化,在经济发展内外交困的新形势下,应借力以人为核心的新型城镇化发展战略,寻求促进新型城镇化发展的动力机制,重构新型城镇化发展的路径,释放内部消费潜能来弥补出口下滑带来的经济下行态势,为出口的优化调整提供了空间和时间,从而增强产品出口质量和竞争力。

## 五、结论与政策启示

本文基于新型城镇化对劳动生产率的内在作用机制,实证检验了新型城镇化对劳动生产率影响的区域差异与门槛效应,得到以下基本结论:①在控制其他相关变量的条件下,新型城镇化对劳动生产率具有显著的增进作用且存在着明显的区域差异;②新型城镇化对劳动生产率的增进作用按照东部、西部和中部依次递减,更强的促进作用主要集中在东部地区,这实质上映射出新型城镇化的劳动生产率提升效应也可能存在着基于某种发展能力的门槛特征;③新型城镇化的经济发展门槛效应在波动中逐步上升,产业结构和人力资本的门槛效应出现倒U型变化趋势,公共交通基础设施的门槛效应呈上升态势,对外开放度的门槛效应呈小幅下降趋势。因此,综合上述结论,提出以下差异化的政策启示。

第一,以创新为引领推动新型城镇化与产业融合互动发展。新型城镇化进程中应充分发挥技术创新对产业结构转型升级发展的推动作用。首先,坚持以科技创新为引领,不仅要改造和提升传统产业,更要大力发展先进制造业,推动生产性制造向服务型制造转变,促进制造业数字化、网络化和智能化发展;其次,继续强化企业在技术创新中的主体地位,大力支持企业提升创新能力和水平,鼓励和资助高科技企业进行大胆和有益的自主研发创新;再次,高度重视知识与技术、人力资本、激励机制等高级生产要素在产业结构升级以及全面提高劳动生产率中的关键作用,创新激励机制,营造知识溢出和技术交流的良好氛围,吸引和留住创新型人才,利用好最具潜力的生产要素,激发产业内在创新活力,推动产城融合互动发展。

第二,努力提升新型城镇化进程中的区域人力资本水平。我国的人口红利窗口基本关闭,因此各地区应努力提高人力资本水平,实现新型城镇化进程中人口红利向人才红利的转变,进一步提高劳动生产率。首先,各级政府应继续加大对教育领域的经费投入,合理优化配置教育资源,同时应充分调动社会办学的积极性,拓宽资金筹措渠道,加强职业技术教育,提高学历教育质量;其次,打破科技、教育和产业之间的壁垒,促进三者之间的深度合作,改革与创新人才培养模式,注重科学研究能力、应用转化能力和人才培养质量的同步提升;再次,加快培养社会急需的各类专业技术人才、企业经营管理人才以及技能型人才,加大人才引进和引智力度,建立健全人才评价和激励机制,激发各类人才能动性和积极性的全面释放。

第三,借力新型城镇化创新发展优势提升中西部地区的内生能力,使其综合发展能力尽快达到“门槛”之上。中西部地区依然是区域经济协调发展中的重要“短板”。因此,地方政府应立足中西部地区的发展现状,借力新型城镇化培育本地地区的内生发展能力。首先,通过全面体制机制创新,打破传统滞后制度的藩篱,找准促进新型城镇化发展的内生动力,重构其创新发展路径;其次,新型城镇化进程中更要重视和解决农村问题,积极实施城乡一体化发展战略,尽快补齐新一轮城镇化进程中的农村短板;再次,因地制宜打造和培育本土化特色优势产业,培育本土市场主体,营造良好的市场秩序与运行环境,打破行政壁垒,加强对外对内开放与交流,并且继续增加惠及民生的公共产品和公共服务供给,全面提高劳动生产率,助力我国新时代高质量发展。

## 参考文献:

- [1] MOOMAW R L. Productivity and city size: A critique of the evidence[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1981, 96(4): 675-688.
- [2] NAKAMURA R. Agglomeration economies in urban manufacturing industries: A case of Japanese cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 1985, 17(1): 108-124.
- [3] FOGARTY M S, GAROFALO G A. Urban spatial structure and productivity growth in the manufacturing sector of cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 1988, 23(1): 60-70.
- [4] FUJITA M, THISSE J F. Does geographical agglomeration foster economic growth? And who gains and loses from it?[J]. *Japanese Economic Review*, 2003, 54(2): 121-145.
- [5] SCOTT A J. Creative cities: Conceptual issues and policy questions[J]. *Journal of urban affairs*, 2006, 28(1): 1-17.

- [6] BRULHART M, SBERGAMI F. Agglomeration and growth: Cross-country evidence[J]. *Journal of Urban Economics*, 2009, 65(1): 48-63.
- [7] 李金昌, 程开明. 中国城市化与经济增长的动态计量分析[J]. *财经研究*, 2006(9): 19-30.
- [8] 贾云赞. 城镇化、工业化、农业现代化与经济增长关系研究[J]. *城市发展研究*, 2012(12): 27-32.
- [9] 李敬, 王朋朋. 人口城镇化与工业结构升级[J]. *产业经济研究*, 2016(4): 29-38.
- [10] 吴煜. 转型时期的城市化建设: 中国的实践——从城市化作用于经济增长的角度出发[J]. *南京财经大学学报*, 2018(1): 28-35.
- [11] 王婷. 中国城镇化对经济增长的影响及其时空分化[J]. *人口研究*, 2013(5): 53-67.
- [12] 黄婷. 论城镇化是否一定能够促进经济增长: 基于 19 国面板 VAR 模型的实证分析[J]. *上海经济研究*, 2014(2): 32-40.
- [13] 张占斌. 经济中高速增长阶段的新型城镇化建设[J]. *国家行政学院学报*, 2014(1): 39-45.
- [14] 魏后凯. 坚持以人为核心推进新型城镇化[J]. *中国农村经济*, 2016(10): 11-14.
- [15] 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, 33(11): 23-40.
- [16] 彭宇文, 谭凤连, 谌岚, 等. 城镇化对区域经济增长质量的影响[J]. *经济地理*, 2017, 37(8): 86-92.
- [17] 孙红玲, 唐末兵, 沈裕谋. 论人的城镇化与人均公共服务均等化[J]. *中国工业经济*, 2014(5): 18-30.
- [18] 彭国华. 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J]. *经济研究*, 2005(9): 19-29.
- [19] PSAEHAROPOULOS G, PATRINOS A. Returns to investment in education: A further update[J]. *Education Economics*, 2004, 12(2): 111-134.
- [20] 徐康宁, 冯伟. 基于本土市场规模的内生化产业升级: 技术创新的第三条道路[J]. *中国工业经济*, 2010(11): 58-67.
- [21] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.

## Threshold effect of new urbanization on labor productivity

ZHAO Yongping, XU Yingzhi

(School of Economics, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China;  
School of Economics and Management, Southeast University, Nanjing 211189, China)

**Abstract:** Based on the internal mechanism between new urbanization and labor productivity, the present study analyzed empirically the threshold effect of new urbanization on labor productivity. The result shows that new urbanization has significant effect on labor productivity and that there are obvious regional differences, which virtually means there may be a “threshold” feature in the effect of new urbanization on labor productivity based on certain development capacities. Then, further empirical exploration were conducted into the threshold effect of new urbanization on labor productivity. Findings show that the threshold effect based on economic development level rises gradually in fluctuation, that threshold effects based on industrial structure and human capital show an inverted U-shaped trend, that the threshold effect based on public transport infrastructure is an upward trend, and that the threshold effect based on opening-up level shows a slight downward trend.

**Key Words:** new urbanization; labor productivity; regional differences; threshold effect

[编辑: 谭晓萍]