
城镇化如何影响市场潜能?——基于时空双固定的SPDM 与 PTR 模型的实证分析

徐永辉 吴柏钧

华东理工大学商学院

摘要: 城镇化从消费结构调整、产业结构优化配置、资本投入支持等方面对城市市场潜能的提升作用日益凸显,但在空间维度中,城镇化对市场潜能的影响仍存在多个问题需深入探讨。本文以长三角区域 2010—2020 年 31 个地级及以上城市的面板数据探讨城镇化和市场潜能的非线性影响机制。研究发现:三类城镇化对市场潜能存在明显的空间溢出效应,且表现出明显的空间衰减特征,在各自有效的公里范围内呈现出高正向空间外溢逐渐降低为低空间溢出;在城镇化、产业结构优化水平、消费水平与投资扩展水平四种机制调节下,城镇化以“梯度式”增强的特征影响城市的市场潜能,而在产业结构优化水平下的产业合理化机制介入过程中,城镇化对市场潜能的影响却是一个“先增后减”的作用过程;在分类检验下,发现特大城市和大城市获得了更多城镇化进程的市场规模和潜能的增进效益,而中等城市获益较小。需要关注的是小城市在城镇化高速发展下,出现了市场潜能被削弱的影响。

关键词: 城镇化; 市场潜能; 空间计量模型; 门槛模型

作者简介: 徐永辉,男,广东广州人,华东理工大学商学院博士研究生,研究方向:区域经济学、城乡融合;; 吴柏钧,男,上海人,华东理工大学商学院教授、博士生导师,研究方向:区域经济学、城乡融合。

基金: 国家社会科学基金重点课题“健全城乡融合发展机制研究”(21AZD036); 上海市教委重大课题“城市公共产品供给机制研究”(2021 科技科创 01-109),项目负责人:吴柏钧

一、引言

党的二十大报告提出,“深入实施区域协调发展战略、区域重大战略、主体功能区战略、新型城镇化战略,优化重大生产力布局,构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系”。这不仅关系生产力布局的优化,城乡优势互补的构建,更是与中国实现第二个百年奋斗目标密切相关。城镇化作为现代集聚经济以及协调城乡收入的驱动力,具有调动要素、激发投资与消费需求的优点。而基于学者[1, 25]对市场潜能概念的探讨,市场潜能是以空间距离为权重,涵盖了所有周边地区和本地对该本地区生产的产品需求总和,充当对本地市场所生产的产品与服务最大需求的加权平均数。概念主要强调了市场潜能是空间因素下市场对产品和服务的潜在需求的反映。结合市场潜能与城镇化的优点,城镇化对于地区市场潜能的提升起着至关重要的作用。因而,聚焦城镇化与城市市场潜能的空间影响效应及其空间衰减边界,探析城镇化对市场潜能的空间影响机制,对于深入理解城镇化的区域影响范围,以及与地区市场潜能的互动效应,具有重要现实与理论意义。

根据文献研究,城镇化是人口、土地、资本与地域条件协调、配置的动态变化,最终推动就业转移和人口集聚的统一,城市与乡村的协调发展,以及促进工业化和城镇化良性互动的过程。然而城镇化水平的推进并不会均衡地出现在各区域中,朱奕衡等[2]通过构建人口城镇化水平的评价指标体系,发现长三角地区人口城镇化的非均衡性不断提高,空间极化呈现出“上海-南京-杭州-合肥”的“多中心”空间极化格局。陈立泰和梁超[3]基于环境约束的背景条件,分析得出城镇化效率存在空间分布

差异并具有东高西低的特点。陆杰华和林嘉琪[4]根据第七次全国人口普查公报,发现中国人口发展从数量型压力向结构性压力转化,并且影响着区域经济市场的作用范围。而对导致差异分布的因素探讨,主要在于各城市间地理区位、国家政策、资源禀赋和历史发展基础等多要素,导致城镇化的高速增长先出现在一些增长点或增长极上[5]。从差异化的城镇化水平对区域的经济发展作用角度出发,部分学者[6]开始将城镇化聚焦到对区域市场潜能的差异化影响的问题上,并同样以城镇化的空间溢出规律以及集聚效应的角度分析了其通过消费推动效应、产业优化效应、投资扩展效应等传导方式调整市场潜能。作为对一个地区市场规模的大小的衡量,市场规模是市场潜能的表现,而具有较高的需求拉动效应的因素将有助于实现企业以扩大产品的销售规模来实现利润最大化以及提升市场潜能的目标[7]。在消费推动效应方面,Hering & Paillacar[8]说明了巴西国内城镇化带来的劳动力流动降低了地区的工资成本,有利于劳动密集型的产业集聚,进而在产业汇集下使得该地区具有一定生产成本优势以及消费需求,从而进一步扩大该地区市场中需求端的规模。根据相对收入理论中的“攀比效应”,为了融入城市生活,原农村居民的消费行为必然转变。同时,城市中各类商品的促销、折扣、赠品等营销手段,都会对希望彻底融入城镇的农村居民产生巨大的刺激作用[9]。在产业优化效应方面,董春等[10]研究发现,城镇化引起的产业结构的动态变化,将产生新一轮的产业集聚和结构升级,为挖掘市场潜能提供新的动力。这主要在于城镇化在推动农村人口的迁移的过程中,通过转变城市投资流向影响了产业的空间布局,而产业布局的改变将通过累积效应和溢出效应促进市场规模的扩大[10]。在投资扩展效应方面,Ahmed[11]经过研究得出,1个百分点的城镇化增进率,可带动国家新增投资需求6.6万亿元,显著地说明城镇化在增强地区市场规模投资上的极强作用。

此外,基于规模收益递增模型和运输成本假说,城镇化对区域市场潜能的差异化影响程度除了受到不均衡的城镇化进程以及中间影响机制作用外,还与城镇化的空间影响边界范围有关[12,13]。对此,部分学者[14,15]研究表明,市场潜能较高的城市显著受惠于邻近城市城镇化的外溢效应。汪发元等[16]还发现,城镇化在不同城市规模下对市场潜能表现出明显差异。这说明城镇化对市场潜能的非线性影响,很可能源于消费推动效应、产业优化效应、投资扩展效应及城市规模等中间机制。因而,许多学者尝试通过空间计量模型和面板门槛模型探析城镇化对市场潜能的空间溢出效应及其门槛特征。关兴良等[5]曾采用空间计量模型分析城镇化产生的集聚效应对市场潜能影响,但没有进行城镇化的空间衰减边界的探讨。另外有些学者[17]分析了城镇化与市场潜能的门槛特征,却缺乏分析城镇化的空间溢出效应。

因此,本文基于空间距离衰减规律与中间机制假说,采用经济发展最为活跃的区域之一的长三角区域2010—2020年31个地级及以上城市的面板数据,通过空间面板杜宾模型分析城镇化对市场潜能的空间溢出效应及其衰减边界,运用面板门槛模型分别检验消费推动水平、产业优化水平与投资扩展水平三种不同机制作用下,城镇化对市场潜能的影响。以图说明下列关键问题:城镇化是否存在对市场潜能的空间外溢效应?且其范围究竟有多大?以及是否具有最佳的空间外溢的区域边界?城镇化影响市场潜能的非线性关系的中间机制以及机制的阈值条件是什么?而在不同中间机制约束下,城镇化又如何影响市场潜能?与以往研究相比,本文可能的边际贡献在于:运用空间面板杜宾模型检验了城镇化对市场潜能的空间溢出效应,较为充分地探讨了其空间溢出范围的区域边界,验证了城镇化空间距离衰减假说的存在;利用面板门槛模型,检验了城镇化在不同约束机制下对市场潜能的影响,说明了如何在不同约束机制下,更好地通过推动城镇化提高区域的市场潜能。整体研究发掘了城镇化的溢出效应促进地区市场潜能的可行路径,为促进长江三角区域认识城镇化进程以及提高市场潜能提供决策参考。

二、理论分析与研究设计

(一)理论分析

一是根据“极化-涓滴效应学说”与“核心-外围理论”,空间区域中的所有地区并不会同时进行发展,发展先出现于区域内少数积累了有利的创新要素的“核心区”,随后由这些先发展的“核心区”将创新要素往周边潜力较小的区域“外围”扩张,最终形成了“外围区”依附于“核心区”而发展的空间格局[18]。城镇化的快速发展先存在于一些具有优越的资源条件和地理位置的城市,而随着政府政策条件的支持以及城市经济建设的快速发展,大量土地要素、人才要素、资本要素以及技术要素不断涌入城镇化的核心区。由于核心城市继续扩张的需求和城市内产业发展自身愿望,核心城市会不断向邻近城市或更远距离的区

域流出资源要素，最终向邻近地区产生空间溢出[19]。然而，根据上述文献关于城镇化进程的研究，由于长三角各地区自然发展条件存在巨大差异，导致城镇化水平在空间不均衡发展，从而形成了城镇化呈现出“哑铃型”的分布特征，而由于资源要素的大量外流和自身基础设施建设的滞后，安徽、江苏北部、浙江南部等区域则长期处于城镇化的低水平状态，不利于城镇化对相邻城市市场潜能进行空间溢出。二是根据“信息腹地理论”，城市第三产业的发展对完备的信息具有巨大的依赖性，而受限于发达城市与欠发达城市的信息不对称性，第三产业发展对本地仍然具有较强的偏好[20]，同时，城镇化发展快速的城市的要素溢出作用可能受限于到地方保护主义和行政边界分割，进而在区域空间范围上产生了城镇化对市场潜能影响的区域边界。因而提出：

假说 1:城镇化对市场潜能存在空间溢出的影响，且这种空间溢出效应具有空间衰减特征的地理边界。

一是根据“生命周期理论”，城镇化的进程主要推动了人口、资本等要素从乡村往城市流动，而在向心力与离心力的共同作用下，城镇化明显在地区中呈现出阶段性差异，进而对要素形成集聚、扩散及均衡的作用影响城市经济发展[21]。因而，具有阶段性变动的城镇化可能会对市场潜能产生非均衡性冲击。二是根据城市规模假说，城镇化进程较快的区域通常分布于我国的特大城市或大城市，主要在于特大城市和大城市具有完善的公共基础设施和丰富的就业机会，更重要的是具有很强的投资扩展水平，说明城镇化与城市规模存在较强关系，但是各城市在不同的历史阶段也受到一定的局限，城镇化对市场潜能的影响可能表现出差异。三是根据产业结构演进理论，与农业产业结构的变动不同，工业部门演进过程一般是按照“轻工业的消费资料发展阶段——原料和燃料动力的重化工业阶段——简单加工和高精加工的组装工业发展阶段——集约化和高级化工业阶段”的路径进行，该演变过程会带来就业数量以及工资收入的变化，从而带来区域消费规模变动。此外，各类生产部门在城镇化的推进下不断在区域的比较优势变动下进行再布局，以及通过集聚效应形成新兴产业或产业集群，而落后产业也在该过程中进行升级改造。该过程必然带来各区域逐渐趋同的边际回报率，进而引起地区市场规模和潜能的变化。因此随着产业结构的优化与布局的变迁，城镇化对市场潜能的影响可能存在门槛特征，已有部分研究[22, 23]证实了上述探讨。四是根据循环因果理论，城镇化对市场潜能的影响或许受到消费水平的推动，因为当农村人口进入城市获得更高的收入后，将会改变原有的消费模式，从而创造消费需求，引发居民消费升级。而更大的消费空间以及更高的消费层次的积累会吸引更具规模的商业和产业的投入，从而不仅提升产业生产效益，而且提高了区域的市场规模和发展潜力。谷慎和马敬彪[24]提供的实证研究支持了消费中的“循环累积理论”。以上理论分析表明，城镇化、投资扩展水平、产业结构优化水平及消费水平四大中间机制很可能是城镇化对市场潜能产生非线性影响的缘由。因而提出：

假说 2:在城镇化、消费推动水平、产业优化水平与投资扩展水平四种机制导向下，城镇化对市场潜能产生非线性的冲击影响，且在不同规模的城市下，也表现出影响差异。

(二) 变量设计

1. 被解释变量

市场潜能(Maa), 主要衡量城市产生的市场需求的程度。市场潜能由内部与外部的市场规模共同组成，反映了城市与周围市场的需求以及对本地市场的影响。本文参考 Harris[25]的方法对各城市的市场潜能进行计算，公式如下：

$$Maa = \sum_b \frac{Y_b}{d_{ab}} = \sum_{a \neq b} \frac{Y_b}{d_{ab}} + \frac{Y_a}{d_{aa}}, d_{aa} = \frac{2}{3} \sqrt{\frac{area_a}{\pi}} \quad (1)$$

Maa 为 a 城市的市场潜能，表示 a 市内部对产品需求与 a 市以外的 b 市对 a 市产品需求的总和，Yb 为其余城市的国内生产总值，dab 为两地级市之间主要政府机关所在区(县)的公路距离，daa 为 a 市内部距离，areaa 为 a 城市的面积，数据来源于国

家基础地理信息中心数据库。

2. 核心解释变量

城镇化(Urba)。曹文莉等[26]认为城镇化是以发展乡村经济为主,推动乡村生产要素及非农产业向城镇转移和集聚,实现乡村生产技术转变以及生产效率提高的目标,同时实现城乡资源要素流动、产业联动的协调发展过程,不能仅从城市人口比重的单方面衡量。因此,本文基于曹文莉在研究中分解出的三类型城镇化以及指标定义,对城镇化的探讨将从人口城镇化(Urbap:以城镇人口占总人口的比重表示)、土地城镇化(Urbal:城市建成区面积占本地区总面积的比重表示)和经济城镇化(Urbae:二三产业产值占本地区 GDP 的比重表示)三个角度来进行分析。城镇人口的扩充,城镇土地的扩张以及城镇产业结构的优化,预期将对市场潜能产生正向的影响,但是需要通过实证分析得出各自的空间溢出效应情况。

3. 控制变量

为获得科学的估计结果,本文将控制其他影响因素,控制变量包括:(1)数字信息水平(Dig),数字技术的发展不仅方便了地区居民的交流,也降低农村居民加入数字经济活动的门槛,促进了农村居民与城市居民参与数字经济活动的步伐,进而加快了城市数字经济的发展,本文参考刘紫薇[27]的研究,以互联网用户数、固定宽带互联网用户数和移动电话用户数之和来衡量各地区的数字信息水平。(2)区域技术水平(Teh),技术水平是导致城市经济发展差异的一个重要因素,也是地区产业扩张产品市场规模的基础,本文以各城市专利授权数来表示。(3)经济开放水平(Open),区域为了构建自身的经济增长中心,区域内的产业结构不断拓展其服务等级和商品销售范围,积极参与更大市场的合作分工,在这种情况下,对外开放层次与水平的提高对市场潜能也可能存在影响。本文以进出口贸易总额占全市 GDP 比重表示,在于捕捉经济开放水平的变动是否对市场潜能带来积极作用。(4)政府支持程度(Gov),市场潜能和规模的扩大离不开政府的财政倾斜,如产业开发区建设等,而部分研究表明教育支出不能直接对市场潜能产生影响。因此本文以除去教育支出的政府支出水平来衡量各地政府支持程度。(5)外商直接投资水平(Fdi),由于外商投资是城市投资总量的重要组成部分,因此,以外商直接投资与 GDP 之比来表示外商投资对市场潜能的影响。

4. 门槛变量(中间机制)

以现有研究为基础,(1)消费水平(Cus),本文分别选取城镇居民平均消费支出与农村居民平均消费支出之和表征城镇化带来的城乡消费水平变动。

(2)产业结构优化水平(Stu),本文以产业结构合理化水平以及产业结构高级化水平分别反映产业结构优化水平。

产业结构合理化(Stua):国内一些学者通过泰尔指数,发现其是度量产业结构合理化的理想方法。为了避免不同产业对数正负相抵,本研究借鉴林春艳[28]等提出的测量方法,具体公式如下:

$$RIS = \sum_{i=1}^3 \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \left| \frac{Y_i/L_i}{Y/L} - 1 \right| \sum_{i=1}^3 \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \left| \frac{Y_i/Y}{L_i/L} - 1 \right| \quad (2)$$

式中, Y_i 和 Y 分别表示某一地区第 i 产业产值和总产值, L_i 和 L 分别表示某一地区第 i 产业从业人数和总从业人数, $\frac{Y_i}{L_i}$ 、 $\frac{Y_i}{Y}$ 、 $\frac{L_i}{L}$ 依次反映第 i 产业生产率水平、产出结构、就业结构。较小的 RIS,意味着当前的产业结构趋向于合理,现有产业产出结构与就业结构具有较高的耦合度,同时地区经济发展较为均衡;反之较大的 RIS,则表明当前的产业结构具有不合理的倾向,

经济发展出现不均衡的状态。

产业结构高级化 (Stub): 本研究从产业比例关系改变的角度出发, 同时考虑到工业在经济发展中的重要地位以及在横纵向的对比中突出高级化进程的提升, 因此以就业人数比例和劳动生产率两个角度合理表达产业结构高级化, 具体公式如下:

$$AIS = \sum_{i=1}^3 V_{i,t} * \frac{Y_i}{L_i} \quad (3)$$

式中 $V_{i,t}$ 表示 t 时期第 i 产业的就业人数占总就业人数的比重, 而 $\frac{Y_i}{L_i}$ 表示某地区第 i 产业产值占总产值比重, 显然 AIS 值越大, 意味着其产业结构趋向更高的层次, 反之亦然。这一方法的重要意义在于从整体上把握产业结构变动情况, 能对不同地区不同时间的产业结构高级化进行有效对比。

(3) 投资扩展水平 (Inv), 由于固定资产投资是城市投资总量的重要组成部分, 因此, 本文以选择固定资本投资占本地区 GDP 的比重衡量固定资产投资对市场潜能的冲击影响。

(三) 模型设定

1. 空间权重矩阵的构建

邻近空间权重矩阵是多数研究所采用的矩阵形式, 但该矩阵容易随着样本量的增加而减小, 从而降低空间模型的拟合度。因此, 基于城市间具有的相互依赖性, 本文经纬度计算两个城市质心之间的欧氏距离倒数来刻画城市之间的空间依赖性特征, 并采用反距离空间权重矩阵克服邻近空间权重矩阵的不足, 以增强模型的解释力。具体矩阵设置如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & d_{ij} \geq d \\ 0, & d_{ij} < d \end{cases} \quad (4)$$

式中, d_{ij} 为城市 i 与城市 j 间的地理距离, 本文以城市间距离的倒数为空间权重矩阵, 测度城市之间的空间相互作用。

2. 空间回归模型的构建

从空间维度上, 空间经济单元与邻近经济单元存在各种联系的相互作用, 而非孤立存在, 且在地理空间上具有依赖和溢出特征。基于研究的问题, 由于空间中一个地区的市场潜能不仅受其自身影响变量的影响, 还可能受到相邻地区城镇化水平和影响变量的影响。本文重点考察的城镇化变量具有强烈的空间外部性, 因此, 应该将空间效应引入到城镇化与市场潜能关系的探讨中。

根据空间计量经济学理论, 空间杜宾模型 (SDM) 可对空间单元间因变量和自变量同时进行空间相关性的分析。因此, 在检验应用当中, SDM 模型具备了因变量和自变量在内的空间依赖性检验功能, 较为符合本文的研究需求。结合本文研究的长三角城镇化与市场潜能的关系问题, 将 SDM 模型设置如下:

$$\ln Mait = \rho W \ln Mait + \beta_1 \text{Urbait} + \beta_2 \ln \text{Digit} + \beta_3 \ln \text{Tehit} + \beta_4 \ln \text{Openit} + \beta_5 \ln \text{Govit} + \beta_6 \ln \text{Fdiit} + \theta_1 W \text{Urbait} + \theta_2 W \ln \text{Digit} + \theta_3 W \ln \text{Tehit} + \theta_4 W \ln \text{Openit} + \theta_5 W \ln \text{Govit} + \theta_6 W \ln \text{Fdiit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中， ρ 为空间滞后系数， W 为空间权重矩阵， β 为空间自回归系数和为 θ 空间自相关系数。 $Mait$ 表示市场潜能水平， $Urbait$ 可指人口城镇化 ($Urbap$)、土地城镇化 ($Urbal$) 和经济城镇化 ($Urbae$)，而 $Digit$ 、 $Tehit$ 、 $Govit$ 、 $Openit$ 、 $Fdiit$ 分别表示数字信息水平、区域技术水平、政府干预程度、经济开放水平与外商投资水平， μ_i 是个体固定效应， λ_t 为时间固定效应， ε 为随机误差项。

3. 面板门槛模型 (中间机制分析)

基于文献分析，城镇化对市场潜能的影响并不会是直线式，而是存在多重条件约束，为此，本文建立以消费水平、产业结构优化水平与投资扩展水平为门槛变量的面板门槛模型 (PTR)，进一步实证检验城镇化与市场潜能的影响关系，并深入探讨影响关系中的门槛特征。

$$Ma_{it} = \ln \chi_0 + \chi_1 Urb_{a_{it}} + \chi_2 \ln Dig_{it} + \chi_3 \ln Teh_{it} + \chi_4 \ln Open_{it} + \chi_5 \ln Gov_{it} + \chi_6 \ln Fdi_{it} + \chi_{71} Urb_{a_{it}} (k_{it} \leq \eta_1) + \chi_{72} Urb_{a_{it}} (\eta_1 \leq k_{it} \leq \eta_2) + \chi_{73} Urb_{a_{it}} (k_{it} \geq \eta_2) + \ln \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， $Urbait$ 可指人口城镇化 ($Urbap$)、土地城镇化 ($Urbal$) 和经济城镇化 ($Urbae$)， k_{it} 为门槛变量，门槛值为 η_1 、 η_2 ，而 $\eta_1 < \eta_2$ ，待估系数为 $\chi_1 \cdots \chi_n$ ，误差项为 $\ln \varepsilon_{it}$ 。

(四) 数据来源

本文以长江三角区域内 31 个地级市以上的城市为研究对象，其中被解释变量的评价指标数据、解释变量指标数据以及控制变量指标数据源于 2011—2021 年《中国城市统计年鉴》及部分城市的统计公报。另外，以平均值法得到部分城市的个别缺失数据。变量的具体情况如表 1。

表 1 变量定性描述

分类	定义	指标计算	单位
被解释变量	市场潜能 (Ma_{it})	参考 Harris 的方法对各城市的市场潜能进行计算	—
解释变量	人口城镇化 (Urb_{ap})	城镇人口/总人口	%
	土地城镇化 (Urb_{al})	城镇建成区面积/本地区总面积	%
	经济城镇化 (Urb_{ae})	二三产业产值/本地区 GDP	%
控制变量	数字信息水平 (Dig)	互联网用户数、固定宽带互联网用户数和移动电话用户数之和	
	区域技术水平 (Teh)	城市专利授权数	—
	经济开放水平 ($Open$)	进出口贸易总额/全市 GDP	%
	政府支持程度 (Gov)	除去教育支出的政府支出水平	万元
	外商直接投资水平 (Fdi)	外商直接投资/GDP	%
门槛变量 (中间机制)	消费水平 (Cus)	城镇居民平均消费支出+农村居民平均消费支出	元
	产业结构合理化 (Stu_r)	借鉴林春艳等提出的测量方法	—
	产业结构高级化 (Stu_h)	产业结构层次系数	—

	投资扩展水平 (<i>Inv</i>)	固定资产投资/本地区 GDP	%
--	-----------------------	----------------	---

三、实证研究

(一) 描述性分析

如表 2 所示, 长三角区域整体市场潜能平均值由 2010 年的 581.95 增长到 2020 年的 1365.14, 增幅达 2.34 倍, 人口城镇化平均值由 2010 年的 46.92 增长到 2020 年的 59.43, 增幅达 1.26 倍, 土地城镇化平均值由 2010 年的 5.37 增长到 2020 年的 9.95, 增幅达 1.85 倍, 而经济城镇化均值由 2010 年的 89.32 增长到 2020 年的 90.28, 增幅达 1.01 倍。此外, 各变量不存在异常值情况, 数据波动较小, 平稳性较好。

表 2 变量的描述性统计

变量	2010 年		2015 年		2020 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
市场潜能 (<i>Ma</i>)	581.95	523.16	1050.54	1276.74	1365.14	1173.3
人口城镇化 (<i>Urba_p</i>)	46.92	15.25	54.69	14.4	59.43	14.85
土地城镇化 (<i>Urba_l</i>)	5.37	6.35	8.08	8.73	9.95	11.04
经济城镇化 (<i>Urba_e</i>)	89.32	6.85	89.09	8.94	90.28	9.79
数字信息水平 (<i>Dig</i>)	3190.42	1392.36	9719.65	5631.04	1320.12	2591.71
区域技术水平 (<i>Teh</i>)	9622.16	234.35	15576.55	325.11	28460.97	685.97
经济开放水平 (<i>Open</i>)	10.51	15.09	9.96	15	13.6	18.95
外商直接投资水平 (<i>Fdi</i>)	3.4	11.85	2.33	7.53	2.17	6.68
政府支持程度 (<i>Gov</i>)	1219.654	18.779	1495.3798	23.3045	2471.2443	25.1456
产业结构合理化 (<i>Stu_r</i>)	0.45	0.42	0.67	1.09	0.39	0.56
产业结构高级化 (<i>Stu_a</i>)	12.91	9.81	15.82	8.94	23.54	11.81
投资扩展水平 (<i>Inv</i>)	19.53	19.83	22.17	22.07	19.21	20.21
消费水平 (<i>Cus</i>)	22149.18	592.76	35204.1	1844.94	47048.78	817.56

本文进一步运用 ArcGIS 软件形象展示 2010 年和 2020 年长三角区域城市市场潜能和城镇化的变化情况 (图 1 至图 2 所示)。由于篇幅限制, 城镇化水平为人口城镇化、土地城镇化及经济城镇化的平均值。

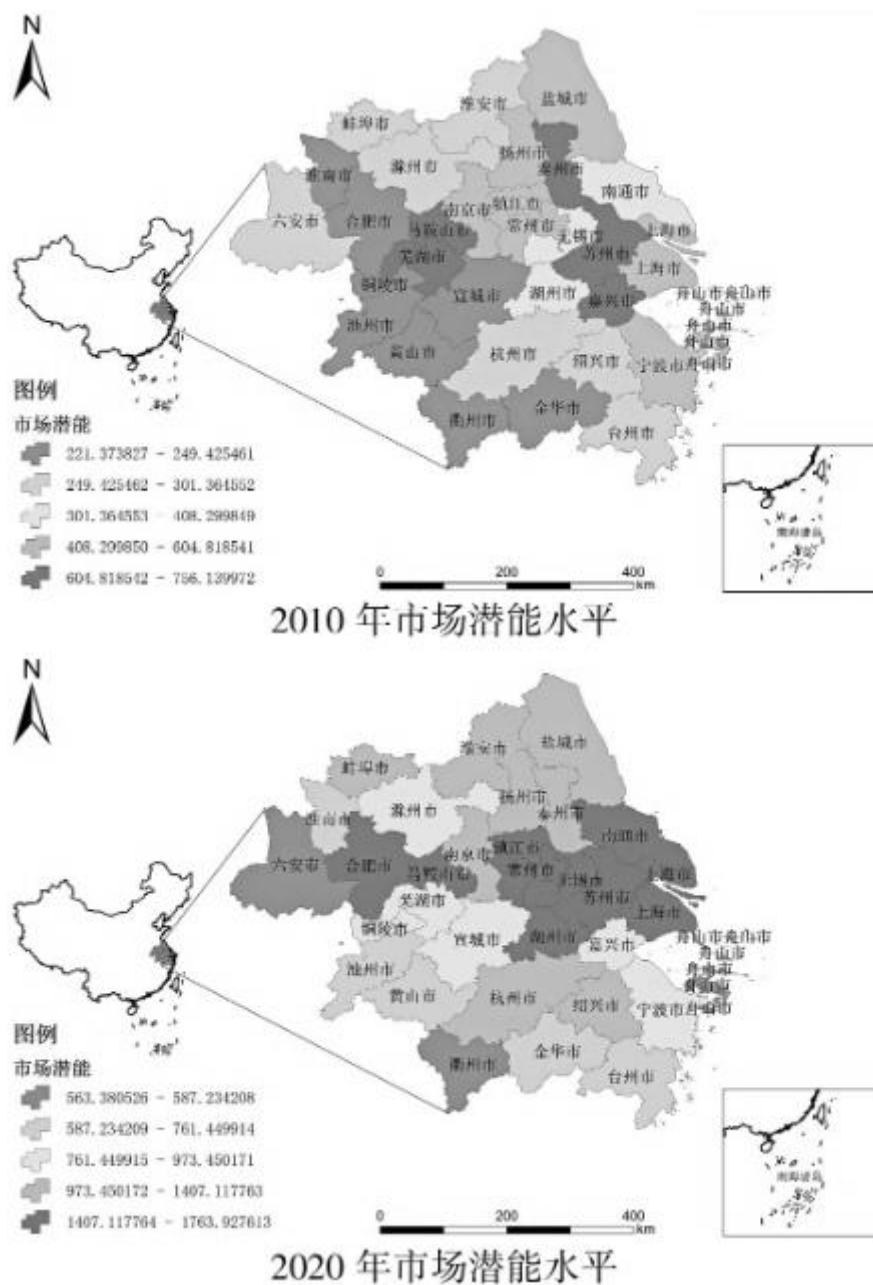


图 1 各城市市场潜能的空间演变

注:该图基于自然资源部标准地图服务网站下载的审图号为 GS(2020)4619 号标准地图制作,底图无修改。

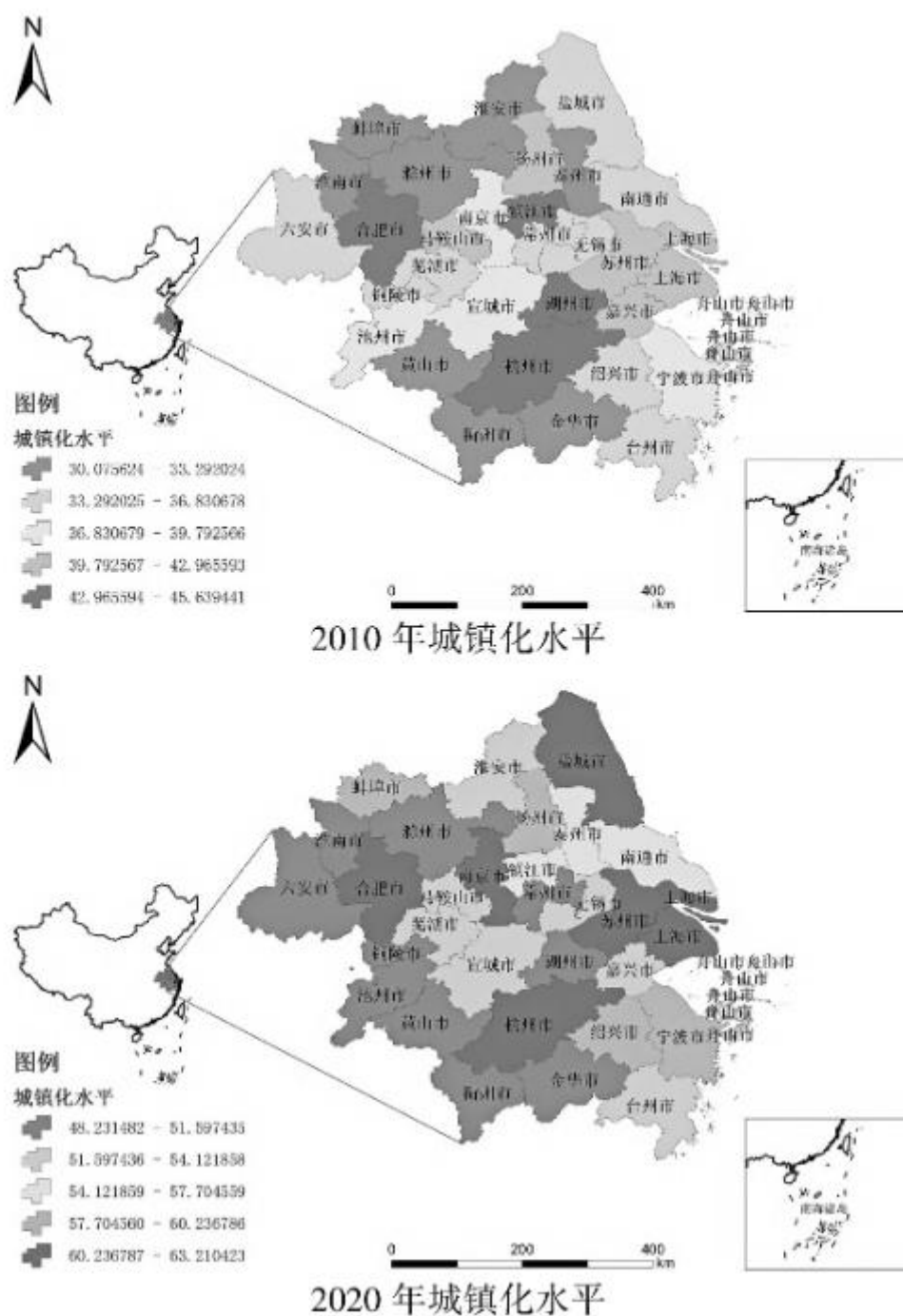


图 2 各城市城镇化水平的空间演变

注:该图基于自然资源部标准地图服务网站下载的审图号为 GS(2020)4619 号标准地图制作,底图无修改。

在市场潜能方面(图 1 所示),从图中自然断裂法划分的高低层次角度分析,2020 年,合肥、上海、苏州、马鞍山、镇江、无锡、常州、湖州及南通的市场潜能水平较高。从 2010—2020 年变动状态可见,合肥、杭州、宣城、绍兴、淮安及无锡提升幅度最大,均实现了两个层级的跃升,而六安、舟山、台州及宁波提升幅度较低,甚至出现了层级下降的情况,进而在 2020 年的市场潜能水平被其他一些城市超越。

在城镇化方面(图 2 所示),2010—2020 年长三角区域各城市的城镇化水平均有所提高。与图 1 对应分析,在 2020 年所处市场潜能水平较高的城市如镇江、无锡、湖州、杭州、南通、合肥、南京及上海等,在 2020 年的城镇化水平与 2010 年相比大部分城市均实现了层级的提升,部分城市保持相同的较高层级,其中合肥市尤为突出,在保持较高城镇化水平进程下,实现了市场潜能水平从 2010 年的第一层级提高至 2020 年的第五层级,说明 2010—2020 年,城市在快速推进城镇化进程的同时,市场潜能也随之提高。

在市场潜能与城镇化区域布局方面,2010 年市场潜能和城镇化普遍较高的城市在空间上多分布于长三角的东南区域,而两者较低的城市多分布于区域的中西部。2020 年较快进程的城镇化水平城市主要分布在江浙以及上海一带,高水平城镇化城市集聚的特点更加突出,同年 31 个长三角区域城市市场潜能也有显著提升,即使是处于长三角中西部的城市在 2020 年的市场潜能水平也实现了与 2010 年相比更高水平的跨越提升。这说明在空间中,城镇化与市场潜能可能存在空间互动联系,且或许为非均衡扰动。

(二)阶段性差异描述

从上述动态分析现状以及结合集群生命周期理论,2010—2020 年城镇化的集聚存在一定的差异。由此,本文以 2010—2020 年长三角区域 31 个地级以上城市的市场潜能为纵轴,城镇化水平为横轴绘制城镇化与市场潜能的关系散点图(图 3),探讨城镇化与市场潜能的阶段性差异。整体上,城镇化与市场潜能之间呈现正相关关系,而在城镇化水平 50-60 之间,市场潜能产生了上下分层的情况,说明城镇化对市场潜能的增长存在促进作用,而且在城镇化进程达到一定程度上还具有对市场潜能产生跳跃性增强的迹象,展示出明显的门槛特征。

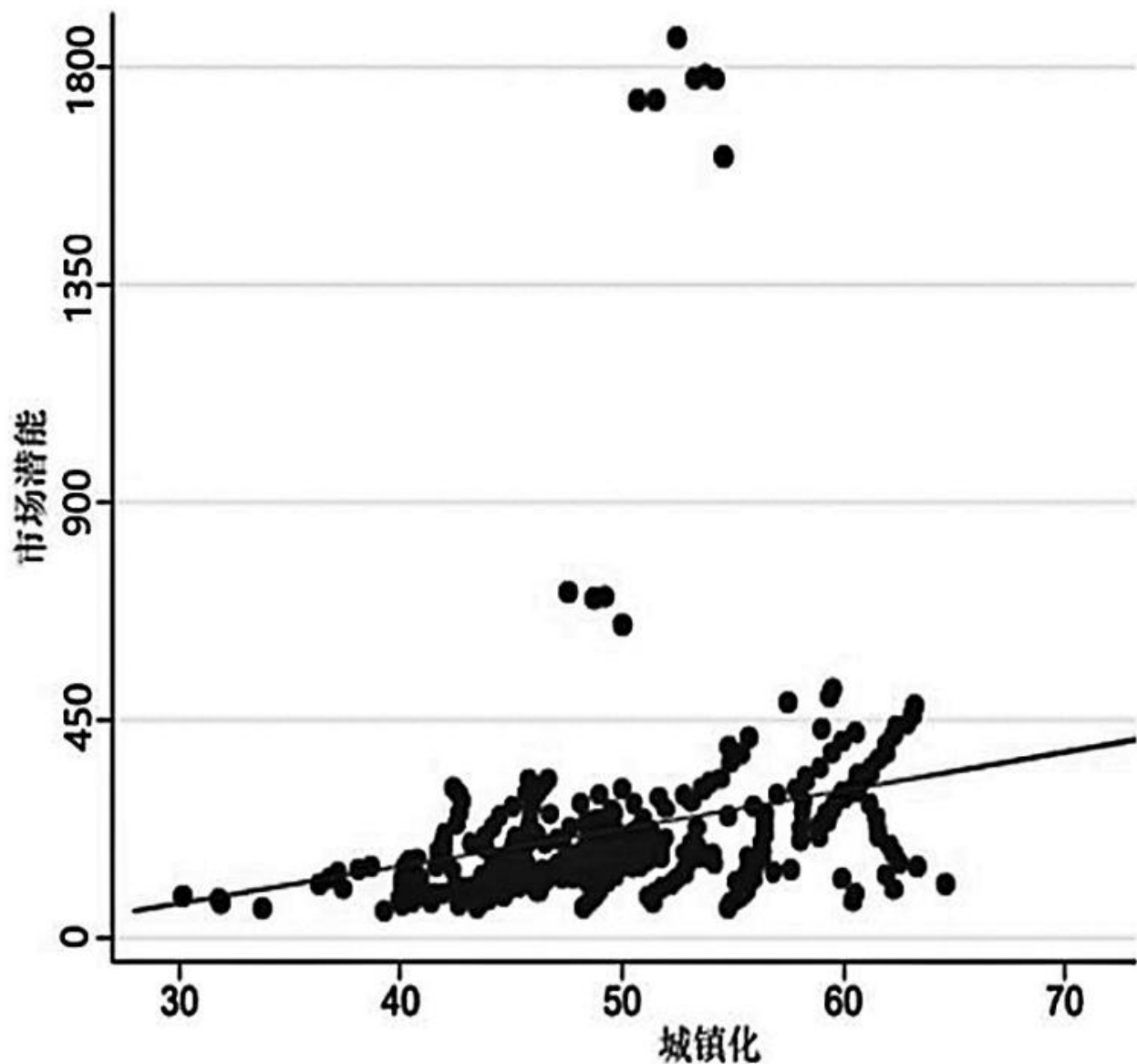


图 3 2010—2020 年长三角 31 个城市城镇化与市场潜能的关系散点图

(三) 城镇化对市场潜能的空间回归检验及其空间衰减分析

综上理论分析与现状动态可知，三类城镇化与市场潜能之间不仅具空间依赖性，而且在距离变动条件下这种空间依赖性也将变动。由此，本文采用空间面板模型进行假说检验。

在进行空间计量分析之前，本文进行 F 检验、BP-LM 检验及 Hausman 检验进行模型筛选的检验工作，得出三类城镇化与市场潜能之间的关系适用于固定效应模型。进一步而言，通过 LM 检验、Wald 检验、LR 检验及 Hausman 检验发现城镇化对市场潜能的空间溢出效应在滞后模型和空间误差模型均可能存在偏误(Wald 与 LR 的检验均显著拒绝原假设，表 3 所示)。因此，本文选择反距离空间权重矩阵的空间杜宾面板模型 (SPDM) 分析三类城镇化对市场潜能的空间外溢效应及其衰减边界。基于三类城镇化对市场潜能的直接影响外，还包括本地对邻近地区的影响通过空间传导机制再反过来影响本身的反馈效应，因而本文参考 LeSage 和 Pace[29]的偏微分方法分解出空间杜宾模型的总效应结果的直接效应和间接效应，以更准确地衡量人口城镇化、土地城镇化

及经济城镇化对市场潜能的影响(结果如表 4 所示)。

表 3 面板模型的检验

检验	统计量	检验	统计量
LM(lag) 检验	37.278**	Wald_spatial_lag	121.547**
Robust LM(lag) 检验	22.581***	LR_spatial_lag	117.455***
LM(error) 检验	13.506**	Wald_spatial_error	132.670**
Robust LM(error) 检验	15.227**	LR_spatial_error	141.266**
Hausman 检验	156.71**		

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%水平上显著。

表 4 空间杜宾模型的效应分解

	直接效应			
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
人口城镇化 ($Urba_p$)	0.176** -6.33			0.114** -8.17
土地城镇化 ($Urba_l$)		0.132*** -5.65		0.078* -3.24
经济城镇化 ($Urba_e$)			0.358** -5.1	0.107** -6.03
数字信息水平 (Dig)	0.306* -6.8	0.701* -0.76	0.206*** -1.16	0.186** -9.3
区域技术水平 (Teh)	0.229* -4.01	0.228** (-0.59)	0.456* (-0.73)	0.174* -4.76
经济开放水平 ($Open$)	0.270** -2	0.309** -5.02	0.438** -4.22	0.204* -5.08
外商直接投资水平 (Fdi)	-0.614 -8.06	0.506 -3.45	0.272 -0.18	0.243 -6.34
政府支持程度 (Gov)	0.117*** -5.76	0.496*** -4.64	0.105*** -5.46	0.0108*** -5.13
	间接效应(空间溢出效应)			
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
人口城镇化 ($\#*Urba_p$)	0.329** -4.21			0.223*** -9.01
土地城镇化 ($\#*Urba_l$)		0.221* -3.62		0.101* -8.02
经济城镇化 ($\#*Urba_e$)			0.212*** -3.69	0.147* -1.06
数字信息水平 ($\#*Dig$)	0.591*** -4.02	0.906* -3.72	0.339* -5.81	0.319** -3.06

区域技术水平 (Teh)	0.905** -3	0.065** -6.83	0.279** -0.36	0.215*** -0.26
经济开放水平 ($Open$)	0.261 -1.2	0.583 -5.35	0.186 -5.04	0.161 -3.23
外商直接投资水平 (Fdi)	0.337 -0.78	0.533 -1.37	0.421 -1.2	0.264 -1.15
政府支持程度 (Gov)	-0.0270** (-0.18)	-0.418* (-1.45)	0.013* -6.55	-0.015* (-5.17)
	总效应			
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
人口城镇化 ($Urba_p$)	0.505*** -6.3			0.337** -6.64
土地城镇化 ($Urba_l$)		0.353* -4.53		0.179** -6.21
经济城镇化 ($Urba_e$)			1.271*** -3.75	0.454** -8.98

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%水平上显著，括号为 Z 值，下同。

续表

	总效应			
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
数字信息水平 (Dig)	0.897* -7.15	1.601* -8.18	0.541** -4.08	0.502** -6.08
区域技术水平 (Teh)	1.134*** -4.25	0.2933* (-1.01)	0.733*** -0.16	0.384 -0.05
经济开放水平 ($Open$)	0.535 -1.12	0.894 -4.12	0.624* -4.31	0.366 -7.42
外商直接投资水平 (Fdi)	-0.273 -6.79	1.039** -4.48	0.697 -5.27	0.507 -4.23
政府支持程度 (Gov)	0.092* -1.02	0.0785 -0.49	0.114** -3.29	-0.004 -0.47
R-square	0.1537	0.0317	0.1198	0.204
log-likelihood	284.9184	282.5626	278.0243	277.1156

模型 (1) 和模型 (4) 表示人口城镇化对市场潜能的影响。在直接影响方面，显著性的模型系数表明本地城市在人口劳动力流动特征下的人口城镇化有助于提高本地区的市场潜能。说明了城市的人口城镇化水平的提高将会通过人口集聚效应引起本地区的消费水平上升，进而在增强消费需求的条件下推动本地市场规模和潜能的扩展。空间溢出效应方面，模型 (1) 和模型 (4) 的影响系数表明城市的人口城镇化进程的提高有助于促进相邻城市市场潜能的提高。而从人口城镇化的间接效应影响系数大于直接效应可见，城市人口城镇化对市场潜能的影响在城市间作用强于城市内的作用，原因可能在人口的跨城市流动也伴随着劳动力和消费的跨区流动，进而对流入城市的产业结构和布局的优化以及消费需求的提高起到了积极作用，从而影响相邻城市的市场

潜能。

模型(2)和模型(4)表示土地城镇化对市场潜能的影响。在直接影响效应方面,模型系数表明自身城市在乡村土地流转特征下的土地城镇化进程有助于提高本地区的市场潜能。一定程度上说明乡村土地流转至本地区的城市土地,极大地扩展了城市产业发展空间,进而增强城市经济和市场规模。在空间溢出效应方面,两模型影响系数表明相邻城市市场潜能的提高也会受到本地城市的土地城镇化进程的影响。与人口城镇化相似,土地城镇化的间接效应影响系数大于直接效应,可见土地城镇化对市场潜能的城市间溢出要强于城市内溢出,说明随着农村土地的开发和使用的加快,城市市场规模和潜能将不断发展,而局限于城市有限性的土地,会使得地区市场潜能对周围城市产生溢出效应,推动周围城市进行乡村土地的流转和开发,进而促进周围城市的市场规模和潜能,如上海浦东开发区进行经济与市场高速发展期间,也促进了周边地市的发展。

模型(3)和模型(4)表示经济城镇化对市场潜能的影响。在直接影响效应方面,模型系数表明城市在产业结构变迁特征下的经济城镇化发展下有助于提高本地区的市场潜能。原因可能基于劳动力及土地的流动,城乡的比较优势变动使得城市内各类生产部门不断进行区域再布局,推动产业结构的调整和优化,进而通过产品改造焕发市场新的需求规模与活力。在空间溢出效应方面,两模型影响系数表明本地城市的经济城镇化进程将影响相邻城市市场潜能的提高。与人口和土地城镇化不同,经济城镇化的直接效应影响系数大于间接效应,可见城镇化可以通过推动农村人口的迁移,转变城市投资流向改善区域的比较优势,影响了产业的空间布局并推进城市内产业跨区转移,进而影响相邻城市的产业布局,从而通过累积效应和溢出效应促进相邻城市市场规模的扩大。然而,可能基于产业跨区布局的成本高于区内,因而经济城镇化的城市内直接效应大于跨区的空间溢出效应。结合上述三个部分,验证了假说1的前半部分。

控制变量方面,在直接效应上,数字信息水平、区域技术水平、经济开放水平及政府支持估计系数为正且均通过显著性检验。这与经济学理论的预期一致,很大程度上说明城市的信息及高新技术、开放政策及政府政策支持投入越大,对本地区市场规模与潜能的提升就越有促进作用。而外商投资水平正向效应并未通过显著性检验,可能源于外商直接投资的产业及项目多为劳动力密集型与资本密集型行业,虽然有助于带动本地产业收益及居民需求规模的增长。但低端产业的加工制造环节的资本投入并不会提升城市的创新思想与生产技术,使产业产品创新及进一步的市场需求扩展受到一定的抑制,因而市场潜能并未显著提升。在空间溢出效应上,数字信息水平、区域技术水平对市场潜能产生了积极效应,表明数字信息及创新技术较强的城市通过对相邻地区数字信息及技术的传播,改善了相邻地区的数字技术运用能力,形成了对其市场潜能的辐射带动作用。而政府支持产生了显著的负向影响,这说明地方政府之间存在竞争关系,为完成发展目标而实施的对于周围城市的资源要素的汲取政策,削弱了周围城市扩大市场规模的资源基础。其余变量均未通过显著性检验,说明对区域市场潜能的空间溢出效应尚未形成。

(四)城镇化对市场潜能的空间衰减边界

基于空间相关性具有随城市间距离的增加而降低的特点,本文在实证检验得出三类城镇化对市场潜能存在空间溢出效应后,进一步利用空间计量模型探析三类城镇化对市场潜能的空间衰减边界。由此,参考现有文献,设定不同距离阈值,假设距离城市*i*的城市*j*在距离阈值外,则为 $\frac{1}{d_{ij}}$,否则为0,公式如下:

$$Thre_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & \frac{1}{d_{ij}} \text{在距离阈值之外} \\ 0, & \frac{1}{d_{ij}} \text{在距离阈值之内} \end{cases} \quad (7)$$

本文基于该引力模型空间权重矩阵以及长三角区域城市间最短最长距离,以最短距离50千米为起点,每隔50千米对三类城镇化进行一次SPDM回归,直到500千米,进而获得不同空间距离范围内三类城镇化对市场潜能的外溢效应(图4所示)。

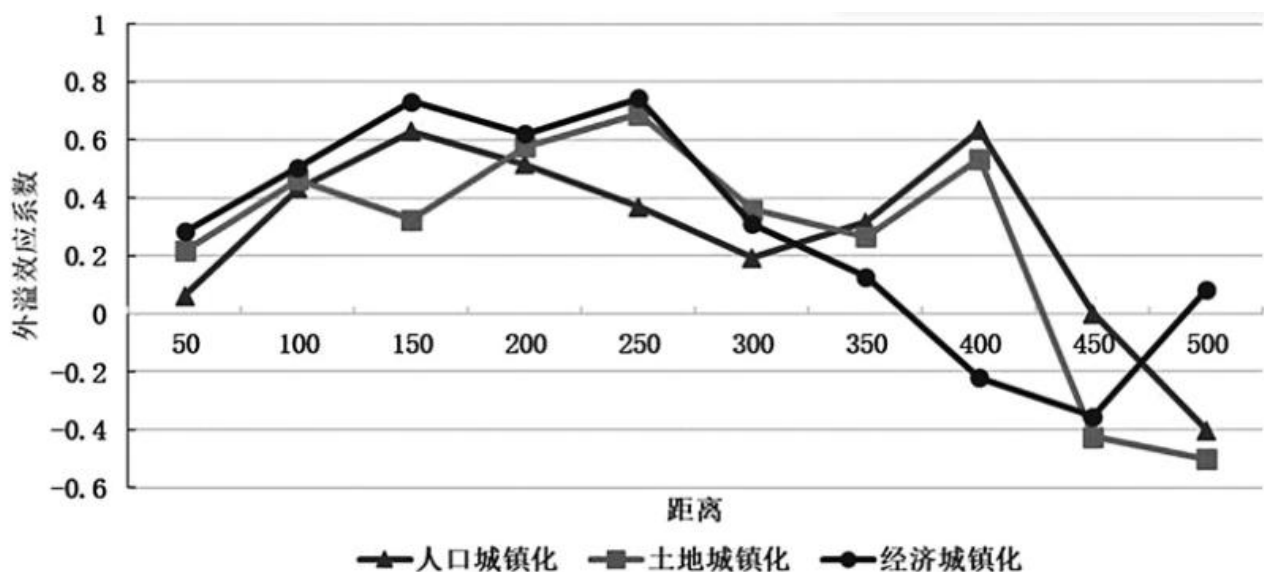


图 4 不同空间距离范围内城镇化的外溢系数变化

回归结果显示,人口城镇化的空间外溢效应的系数在 50-300 千米范围内均在 10%以上的显著性水平且为正向影响,而当距离阈值在 300 千米后,外溢效应的系数估计均不再显著,说明了人口城镇化进程对市场潜能的正向空间溢出效应的作用边界为 300 千米。此外,0-50 千米、50-100 千米、100-150 千米内人口城镇化的空间溢出效应系数分别为 0.0619、0.4325 及 0.6284,均处于攀升阶段且水平较高,而 150 千米后至 300 千米内其系数开始下降,分别为 0.5155、0.3682 及 0.1929,可见人口劳动力迁移特征的人口城镇化对市场潜能的外溢效应具有明显的空间衰减特征。在 0-350 千米范围内,土地城镇化对相邻或周边城市市场潜能的影响均呈现正向溢出效应,且均具有至少 10%的显著性水平,而当距离 350 千米后,其空间溢出效应系数估计未能通过显著性检验,说明土地城镇化空间外溢效应的有效边界为 350 千米。此外,土地城镇化在 0-250 千米范围内的空间外溢效应系数较高,且在 5%的显著性水平以上;而当距离 250 千米后,其系数值在 250-350 千米范围内由 0.6871 降低到 0.2651,可见城镇建成区面积扩大为特点的土地城镇化进程对相邻城市市场潜能的空间溢出效应也具有显著的空间衰减特征。在 0-200 千米范围内,经济城镇化对周边城市市场潜能的空间溢出影响均为正向,且通过显著性检验,而当距离 200 千米后,其溢出系数估计未能通过显著性检验,说明经济城镇化的空间外溢效应的有效边界为 200 千米。经济城镇化在 0-150 千米范围内的空间外溢效应系数一直处于上升态势,且在 5%的显著性水平以上;而当距离 150 千米后,其系数值在 150-200 千米范围内由 0.7317 降低到 0.6202,可见产业结构变迁为特点的经济城镇化进程对相邻城市市场潜能的空间溢出效应同样具有空间衰减特征。此外,与其余两类城镇化相比,经济城镇化的外溢效应的有效边界是最短的,再次说明了跨区转移成本对经济城镇化间接效应的范围限制。结合上述,假说 1 的后半部分的空间衰减边界得到了验证。

(五) 门槛检验(中间机制)分析

基于上述理论与计量分析,城镇化与市场潜能之间存在的非线性关系与两者的中间机制相关。为此,本文以面板门槛回归模型分别检验三类城镇化、消费水平、产业结构优化水平(由产业结构合理化、产业结构高级化表示)、投资扩展水平约束下,城镇化对市场潜能的异质性冲击,结果如表 5 所示。

根据检验结果,经济城镇化与产业结构优化水平达到双门槛显著水平,人口城镇化、土地城镇化、消费水平及投资扩展水平达到单一门槛显著水平。经济城镇化门槛值分别为 88.0210 与 89.9530,产业结构合理化水平门槛值分别为 0.2300 与 0.2936,产业结构高级化水平门槛值分别为 11.2358 与 15.6014,而人口城镇化门槛值为 61.1907,土地城镇化门槛值为 2.1439,消费水平门槛值为 32096,投资扩展水平门槛值为 10.3996。

表 5 门槛效应检验结果

门槛变量	模型(门槛值)	F 值	临界值		
			1%	5%	10%
人口城镇化 ($Urba_p$)	单一门槛 (61.1907*)	65.23***	24.9163	70.8694	58.0246
	双门槛 (71.9000)	63.85**	46.8111	62.9927	47.4921
	三门槛 (63.0000)	64.66***	46.6768	53.0385	48.8415
土地城镇化 ($Urba_l$)	单一门槛 (2.1439*)	57.55***	30.3137	25.8456	21.8794
	双门槛 (1.9864)	57.06**	46.8111	62.9927	47.4921
	三门槛 (1.5229)	58.48***	46.6768	73.0385	48.8415
经济城镇化 ($Urba_e$)	单一门槛 (88.0210*)	55.39***	69.209	96.4585	78.4804
	双门槛 (89.9530**)	53.61**	34.4416	46.2801	77.4221
	三门槛 (89.4391)	51.18	90.7967	61.6481	50.005
消费水平 (Cus)	单一门槛 (32096**)	58.11***	75.7984	43.953	33.5955
	双门槛 (31735)	50.2	64.1877	28.8764	21.7778
	三门槛 (25176)	51.18	86.2122	71.6626	53.2514
产业结构合理化 (Stu_r)	单一门槛 (0.2300***)	56.89***	69.2241	46.5722	37.0495
	双门槛 (0.2936**)	60.51**	59.8605	38.605	28.4433
	三门槛 (0.2547)	61.41	66.025	48.8434	35.7497
产业结构高级化 (Stu_h)	单一门槛 (11.2358*)	58.34**	85.1542	49.849	38.7007
	双门槛 (15.6014*)	53.61**	55.44	40.6747	31.9091
	三门槛 (13.5110)	60.54	90.7967	54.0005	42.5726
投资扩展水平 (Inv)	单一门槛 (10.3996*)	66.31***	93.4462	78.5964	68.8355
	双门槛 (10.4750)	47.15**	43.8958	57.3847	50.9721
	三门槛 (12.1051)	52.25	47.0855	75.5104	57.0516

注: Bootstrap 次数为 3500 次。

由此, 城镇化对市场潜能的影响的确受到三类城镇化、消费水平、产业结构优化水平、投资扩展水平的调节, 为假说 2 提供了初步证据。因而依据门槛检验结果, 进一步检验以上中间机制调节下, 城镇化对市场潜能的影响 (表 6)。

表 6 门槛回归检验结果

	系数	标准误
$Urba_p \leq 61.1907$	0.2694***	4.2163
$61.1907 < Urba_p$	0.5981***	3.8803
$Urba_l \leq 2.1439$	0.2313**	7.6358
$2.1439 < Urba_l$	0.2879*	4.3618
$Urba_e \leq 88.0210$	0.1399**	3.6863
$88.0210 < Urba_e \leq 89.9530$	0.1804***	4.2759
$89.9530 < Urba_e$	0.4346*	5.1568
$Cus \leq 32096$	0.1613***	4.6948
$32096 < Cus$	0.1964***	4.202

$Stu_a \leq 0.2300$	0.0893*	4.0126
$0.2300 < Stu_a \leq 0.2936$	-0.1040*	4.1408
$0.2936 < Stu_a$	-0.1359**	4.1074
$Stu_b \leq 11.2358$	0.2241**	4.3773
$11.2358 < Stu_b \leq 20.6014$	0.2512**	4.0208
$20.6014 < Stu_b$	0.3258**	4.5196
$Inv \leq 10.3996$	0.2539**	6.6484
$10.3996 < Inv$	0.3356*	3.4989
控制变量	是	

(1)人口城镇化的门槛效应。

当人口城镇化水平小于门槛值 61.1907 时，人口城镇化对市场潜能的影响为 1%的显著水平下的 0.2694, 而当人口城镇化水平大于门槛值时，其对市场潜能产生了更高的正向促进作用，达到 0.5981。这表明逐渐提升的人口城镇化水平下，城市的市场潜能也会随之呈现“梯度式”增强，可能是人口劳动力流动产生的城市先进劳动力储备量以及人口集聚水平的增加，为城市产业扩展市场规模提供了坚实基础。

(2)土地城镇化的门槛效应。

当土地城镇化水平小于门槛值 2.1439 时，土地城镇化在 5%的显著性水平下对市场潜能产生提升作用，而当大于该门槛值后，土地城镇化将再次提高对市场潜能提升的促进作用，作用系数为 10%显著水平下的 0.2879。说明基于城市建设土地面积约束下，城市建成区面积的扩大对市场潜能的提升是一个逐步增强的过程。土地城镇化引起的农村土地往城市建设用地的转入丰富了城市的发展资源要素，为市场规模和潜能的提升提供了更加厚实的资源支持。

(3)经济城镇化的门槛效应。

经济城镇化具有双门槛，当其小于第一道门槛值 88.0210 时，在 5%的显著性水平下对市场潜能产生 0.1399 的提升作用。当其介于第一道与第二道门槛值 89.9530 时，经济城镇化增强了对市场潜能的正向促进作用。而当其大于第二道门槛值时，经济城镇化对市场潜能的影响达到了最大的 0.4346 作用，整体呈现梯度的提高效应。主要可能基于“马太效应”的作用，随着农村第一产业逐步往城市二三产业转型，具有高收益的产业在城市的集聚水平提高，各类产业中心加强了对资源的汇聚作用，为经济结构非农化的经济城镇化的市场潜能释放提供了坚实动力。

(4)消费水平的门槛效应。

当其小于门槛值 32096 时，城镇化在 1%的显著水平下对市场潜能产生提升 0.1613 作用，而当其大于该门槛值后，城镇化再次提升对市场潜能的促进作用，且在 1%置信水平下达到了 0.1964。这说明了在消费水平约束下，长三角城市城镇化对市场潜能的影响是一个不断增强的促进过程。可能是市场经济下，消费需求依然是拉动和约束市场的主导力量，随着城镇化水平的提高，城市不仅可以扩大产业经营服务的范围与规模，还汇聚了大量迁入城市的消费群体，从而在消费水平不断扩大的条件下，促进城镇化对市场潜能和规模的提升。

(5)产业结构优化水平的门槛效应。

在产业结构合理化上,当低于第一道门槛值 0.2300 时,城镇化(三类城镇化的均值)对市场潜能的提升作用为 10%的显著性下的 0.0893;当其介于第一道门槛值与第二道门槛值 0.2936 时,城镇化对市场潜能却产生了负向影响作用-0.1040;当其大于第二道门槛时,城镇化对市场潜能的负向作用达到-0.1359。主要可能源于合理化的产业结构,促使城市资源的配置愈加合理,同时提升了城镇化的进程所具有的对劳动力、资本等资源要素的配置作用,因而在资源的利用率得以有效发挥下,实现市场生产规模的扩大和产品需求量的提升,进而不断激发市场活力。而出现在第二门槛及其大于第二门槛的负向影响主要源于,长三角区域城市正大力提高第三产业服务业的占比,同时在城镇化进程下农业大多转型为报酬更高的第三产业。这种过度推动“去工业化”会导致地区产业结构失衡和阻碍地区制造产业的进步,进而抑制产业拓展市场规模。在产业结构高级化上,当其低于第一道门槛值 11.2358 时,城镇化对市场潜能的提升作用为 5%的显著性下的 0.2241;当其介于第一道门槛值与第二道门槛值 20.6014 时,城镇化对市场潜能的增进作用提升至 0.2512;当其大于第二道门槛时,城镇化对市场潜能的提升作用达到 0.3258,原因在于城市的产业结构高级化进程逐步跨越拐点,有效革新了产业内部的新旧技术,不仅实现产业高技术化和高附加值化,而且释放了城市传统产业更高的效率和新活力,同时在城镇化推进下,各类先进的劳动力和思想进入城市,再次强化了城市产业生产的效率基础,从而极大地满足了市场规模扩大对产业效率提升的需求。

(6) 投资扩展水平的门槛效应。

当其小于门槛值 10.3996 时,城镇化在 5%的显著水平下对市场潜能产生提升 0.2539 作用,而当其大于该门槛值后,城镇化再次提升对市场潜能的促进作用,达到了 0.3356。这说明了在投资扩展水平约束下,长三角城市城镇化对市场潜能的影响是一个不断增强的促进过程。从生产的角度来看,投资对区域市场扩张的作用是巨大的,不仅可以形成新的生产力,而且扩大再生产的规模,从而增加市场总供给。而在城镇化进程下,城市集聚了部分源于农村的转型产业以及金融投资的资本,从而在更强的投资下,给市场规模的发展带来更多的正面影响。

(六) 异质性分析

由于地理位置、人口数量以及制度安排等因素差异与城镇化进程息息相关,本文按照国务院颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知的要求》,分类比较长三角区域的特大城市、大城市、中等城市以及小城市的城镇化与市场潜能的影响关系。结果如表 7 所示。

表 7 分样本检验结果

	特大城市	大城市	中等城市	小城市	全样本 (经济地理矩阵)
人口城镇化 ($Urba_p$)	0.1093** -3.66	0.0782* -5.53	0.0976 -2.82	-0.4311** (-4.04)	0.9931** -4.04
土地城镇化 ($Urba_l$)	0.246.6** -4.94	0.1985* -5.49	0.1671** -5.71	-0.1075* -2.63	0.1228** -6.27
经济城镇化 ($Urba_e$)	0.2252*** -3.75	0.1636** -5.93	0.2108** -4.93	-0.166 (-5.35)	0.2144* -5.37
人口城镇化 ($\#*Urba_p$)	0.2133*** -3.58	0.122.6** -3.04	0.0276* -3.31	-0.0374** (-5.39)	0.2687** -5.2
土地城镇化 ($\#*Urba_l$)	0.2561* -4.5	0.1766* -4.15	0.0314** -6.78	-0.0214* (-4.61)	0.6797* -3.37
经济城镇化 ($\#*Urba_e$)	0.3971** -4.11	0.2345* -3.05	0.1062* -4.13	-0.0596* (-3.87)	0.3359* -2.24

续表 7

	特大城市	大城市	中等城市	小城市	全样本 (经济地理矩阵)
控制变量	是	是	是	是	是
R-square	0.3872	0.3262	0.2821	0.257	0.3325
log-likelihood	235.418	255.06	238.136	236.77	288.965

结合直接和空间溢出效应的检验结果,人口城镇化、土地城镇化及经济城镇化对特大城市市场潜能的影响作用最大,对大城市次之,而其中人口城镇化的直接效应对中等城市的影响未能通过显著性检验,其余两类城镇化均能对其市场潜能产生显著正向作用。然而人口及土地城镇化均对小城市产生了显著的直接和间接的负向影响,经济城镇化也形成了负向的直接效应和间接效应,但直接效应并不显著。这说明具有地理位置、人口数量以及制度优势的特大城市和大城市在城镇化进程中,获得了更多增进市场规模和潜能的效益,尤其的具有庞大人口及先进基础设施的特大城市,与之相比,中等城市市场规模和潜在在城镇化进程下获益较小。值得注意的是,小城市在当前城镇化高速发展下,各类资源要素在优势城市的集聚作用下不断流失,导致出现市场规模和潜能提升的基础被削弱,进而难以获取城镇化进展的市场潜能提升成果。结合城市规模检验以及门槛分析,为假说 2 提供了检验证据。

此外,本文运用除反距离空间权重矩阵外的经济-地理权重矩阵的空间杜宾模型再次分析全样本下,三类城镇化与市场潜能的影响关系,以说明实证结果的稳健性。从表 8 全样本结果可见,三类城镇化的估计参数与显著性水平与上文中回归检验结果不存在较大的变化,表明本文相关结论的稳健性。而各 R-square 与 log-likelihood 值较大,说明各模型检验结果可信度较高。

四、结论与启示

通过空间杜宾模型和面板门槛模型的实证探讨,本文得出的研究结论有:(1)人口、土地及经济城镇化对城市市场潜能存在显著的空间溢出效应,且这种空间溢出表现出明显的空间衰减特征。人口城镇化、土地城镇化及经济城镇化的空间外溢效应有效边界分别为 300 千米、350 千米和 200 千米。该范围内,城镇化对市场潜能的空间溢出具有“梯度式”的增强作用。(2)在城镇化、产业结构优化水平、消费水平与投资扩展水平四种机制调节下,城镇化对市场潜能的影响呈现逐步增强的特征,而在产业结构优化水平下的产业合理化机制介入过程中,城镇化对市场潜能的影响却是一个“先增后减”的作用过程。(3)在以城市规模的分类检验下,发现特大城市和大城市在城镇化进程中,获得了更多增进市场规模和潜能的效益,而中等城市获益较小。需要关注的是小城市在城镇化高速发展下,由于各类资源要素不断流失,难以获取城镇化进展的市场潜能提升的成果,反而出现了被削弱的影响。

基于检验分析与结论,本文得出如下启示:首先,由空间计量结果可见,三类城镇化对城市市场潜能的提升均有正向影响,但其中经济城镇化的外溢效应小于直接效应,因此各城市不仅要提高城镇化发展水平,而且要扩大城镇化外溢效应。基于经济城镇化外溢效应不足,城镇化水平较高的城市要加强与相邻城市的市场联系,通过尽可能消除区域间市场壁垒以及降低本地资源要素的转移成本,让周围发展水平较低的城市分享到城镇化溢出效应下的市场规模和潜能提升的成果,从而既发挥和扩大城镇化的积极影响,也实现区域经济市场的协调发展。

其次,人口城镇化、土地城镇化及经济城镇化的空间外溢效应的有效边界分别为 300 千米、350 千米和 200 千米,这与高铁时速规划以及部分城市提出的一小时经济城市圈的空间范围基本一致。因此有效发挥城镇化的市场潜能提升效应需以城市圈为载体,根据圈内各等级城市城镇化发展阶段、产业集聚方式,除继续建设城市间联通的交通设施外,科学规划人口、土地及产业在城市间的流动与分布,促进人口集聚、产业结构升级以及转移在城市圈空间的良性互动,以期城镇化效应在空间上的有效

发挥，促使城市间市场规模与潜能协同推进。

再者，基于城市规模分类检验的结果差异以及控制变量中政府支持产生的显著的负向影响，城市间应该加强合作，不应固守竞争关系及进行发展的“零和博弈”。市场潜能的提升是一个需要多方协助的系统性工程。因而各城市尤其是特大城市及大城市在进行城镇化规划和实施时应该以区域一体化为视角，减小对周边城市资源要素的汲取，积极进行相邻城市间的市场一体化、人才流动、产业合作以及交通基础设施跨区贯通的合作，加速优势城市城镇化下人才、产业、资本的溢出，让中等城市及小城市获得城镇化的良好成果，最终扭转政府支持在溢出效应上对市场潜能的消极影响。

参考文献

- [1] 杜能.孤立国同农业和国民经济的关系[M].北京：商务印书馆，1986.
- [2] 朱奕衡，杨山，尹上岗，蔡安宁.长三角地区人口城镇化的空间极化过程及其演变格局研究[J].地理科学进展，2022, 41(12):2218-2230.
- [3] 陈立泰，梁超.环境约束下的中国城镇化效率及其影响因素研究[J].科研管理，2014, 35(11):178-186.
- [4] 陆杰华，林嘉琪.中国人口新国情的特征、影响及应对方略——基于“七普”数据分析[J].中国特色社会主义研究，2021, 12(03):57-67, 2.
- [5] 关兴良，魏后凯，鲁莎莎，邓羽.中国城镇化进程中的空间集聚、机理及其科学问题[J].地理研究，2016, 35(02):227-241.
- [6] 董春，梁银鹤.市场潜能、城镇化与集聚效应——基于空间计量分析[J].科研管理，2016, 37(06):28-36.
- [7] Krugman P.Increasing returns and economic geography[J].Journal of Political Economy,1991, 99(03):483-499.
- [8] Hering.L.& Paillacar.R.On the relation between market access,migration and wage:An empirical analysis[J].European University Institute,Florence,2008.
- [9] 孙军.地区市场潜能、出口开放与我国工业集聚效应研究[J].数量经济技术经济研究，2009, 26(07):47-60.
- [10] 周海波.交通基础设施、产业集聚与区域经济发展：关联性与效率分析[D].南京：东南大学，2017.
- [11] Ahmed A, Stewart D. An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations[M].Homewood, Ill:Irwin, 2017.
- [12] Fujita M,Krugman P.The new economic geography:Past,present and the future[J].Papers in regional science, 2004(1):139-164.
- [13] Krugman P.The new economic geography,now middle-aged[J].Regional Studies, 2011(1):1-7.
- [14] 韩峰，冯萍，阳立高.中国城市的空间集聚效应与工业能源效率[J].中国人口.资源与环境，2014, 24(05):72-79.
- [15] 胡鞍钢.城市化是今后中国经济发展的主要推动力[J].中国人口科学，2003(06):5-12.

-
- [16] 汪发元, 郑军, 裴潇, 叶云. 长江经济带市场潜能、城镇化与经济发展关系的实证分析[J]. 统计与决策, 2019, 35(10):142-145.
- [17] 赵增耀, 夏斌. 市场潜能、地理溢出与工业集聚——基于非线性空间门槛效应的经验分析[J]. 中国工业经济, 2012(11):71-83.
- [18] 赫希曼, 艾伯特. 经济发展战略[M]. 北京: 经济科学出版社, 1992.
- [19] Elhorst J P. Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels[M]. Springer, 2014.
- [20] 赵磊, 方成, 丁烨. 浙江省县域经济发展差异与空间极化研究[J]. 经济地理, 2014, 34(07):36-43.
- [21] 陆杰华, 林嘉琪. 中国人口新国情的特征、影响及应对方略——基于“七普”数据分析[J]. 中国特色社会主义研究, 2021, 12(03):57-67, 2.
- [22] 杨水根, 王露. 脱贫地区市场潜能与经济增长溢出效应释放研究——以湖南省武陵山片区为例[J]. 财经理论与实践, 2021, 42(05):108-115.
- [23] 边恕, 张铭志, 王玥. 市场潜能对流动人口居留意愿的影响研究[J]. 人口学刊, 2021, 43(05):53-66.
- [24] 谷慎, 马敬彪, 马翰墨. 中国城乡二元结构的转换途径——基于分工动态循环演进的视角[J]. 审计与经济研究, 2015, 30(01):83-92.
- [25] Harris C D. The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States[J]. Annals of the Association of American Geographers, 1954, 44(04):315-348.
- [26] 曹文莉, 张小林, 潘义勇, 张春梅. 发达地区人口、土地与经济城镇化协调发展度研究[J]. 中国人口. 资源与环境, 2012, 22(02):141-146.
- [27] 丁一兵, 刘紫薇. 中国人力资本的全球流动与企业“走出去”微观绩效[J]. 中国工业经济, 2020(03):119-136.
- [28] 林春艳, 孔凡超. 技术创新、模仿创新及技术引进与产业结构转型升级——基于动态空间 Durbin 模型的研究[J]. 宏观经济研究, 2016(05):106-118.
- [29] Lesage J P, Pace R K. Introduction to spatial econometric[M]. New York: CRC Press (Taylor and Francis Group), 2009.