

互联网技术对人口迁移的 跨时期空间效应研究^{*}

——基于省级面板数据的分析

吕昭河 翟 登

【摘 要】由于网络技术不同于以往的技术,基于其应用在数量边际递增上的技术外溢性具有空间穿透性的判断,因此研究互联网对人口迁移的时空重构的影响机制,具有现实意义。文章采用 1995~2015 人口普查和抽样调查数据,使用人口迁移的“推—拉”模型,借助空间杜宾模型进行了互联网技术对迁出人口的时空效应的计量分析。根据互联网技术发展的两时期划分,揭示出在 2006~2015 年空间外部性成为影响人口迁移的主要因素之一,并且发现互联网技术的新空间特性放松了产业中心与人口中心耦合关系的刚性约束,互联网在促进了近距离人口迁移的同时,抑制了远距离人口迁移;在加速整体城镇化进程中,有利于区域性大城市人口聚集。文章最后提出通过互联网技术促进区域间协调均衡发展,优化城市体系的政策建议。

【关键词】人口迁移 互联网 空间外溢性

【作 者】吕昭河 云南大学发展研究院,教授;翟 登 云南大学发展研究院,博士研究生。

一、引 言

十九大报告提出,要“构建更加有效的区域协调发展新机制”,形成“以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局,加快农业转移人口市民化”,在建设现代化经济体系中推动互联网、大数据、人工智能的发展,从而“培育新增长点、形成新动能”,互联网作为信息技术的代表,正在从就业、消费各方面深刻重塑以新时代为目标指向的新型生活方式。中国经济高速增长和社会急剧转型时期形成区域间的非均衡发展 and 城市吸引力的差异,成为人口迁移的主要驱动力,而在互联网时代,网络技术的应用是否会产生新型要素聚集动力以支持生产体系,是否会延展城镇交通、信息设施作用

^{*} 本文为云南大学一流大学建设发展经济学理论创新高地项目的阶段性成果。

的空间范围,并改善居民生活质量,由此引导出新型的人口空间聚集形态和提高人口空间配置的效率,是一个新的研究课题。

在当前的经济长波中,信息技术成为主导技术,其中,互联网是代表性技术。截至2017年6月,全球网民总数达38.9亿,普及率为51.7%;2008~2017年,全球专利申请量排名前30的企业中,互联网相关领域的企业占80%,创新动能强劲。2013~2017年,国际互联网带宽增长了196Tbps,达到295Tbps,年均增长率保持在30%左右,宽带普及率每提升10%,带动GDP增长1.38%以上^①。中国的互联网发展综合水平在世界范围内位居第二,2017年,中国网民数已达7.31亿,普及率为53.2%^②,绝对数量世界第一,占比略高于全球平均水平。特别是在数字经济的发展方面处于领先地位。例如,2015年年底,网络购物市场交易规模达3.8万亿元,同比增长36.2%,占社会消费零售总额的比例达12.6%,在中国快速增长的社会消费总额中,贡献率也随之提高,说明互联网技术的发展正积极促使经济、产业结构发生转型。然而,区域间的普及率差异仍然显著,东部经济发达省份的网民占比高于中、西部省份10个百分点以上。在普及趋势上,经济发达地区增长缓慢,相对趋于饱和,欠发达地区正在快速普及。互联网技术的发展对于人口迁移和城镇化率的影响趋势如图1所示。

本文以互联网技术对人口迁移的影响为切入点,以技术特征为线索,分析在

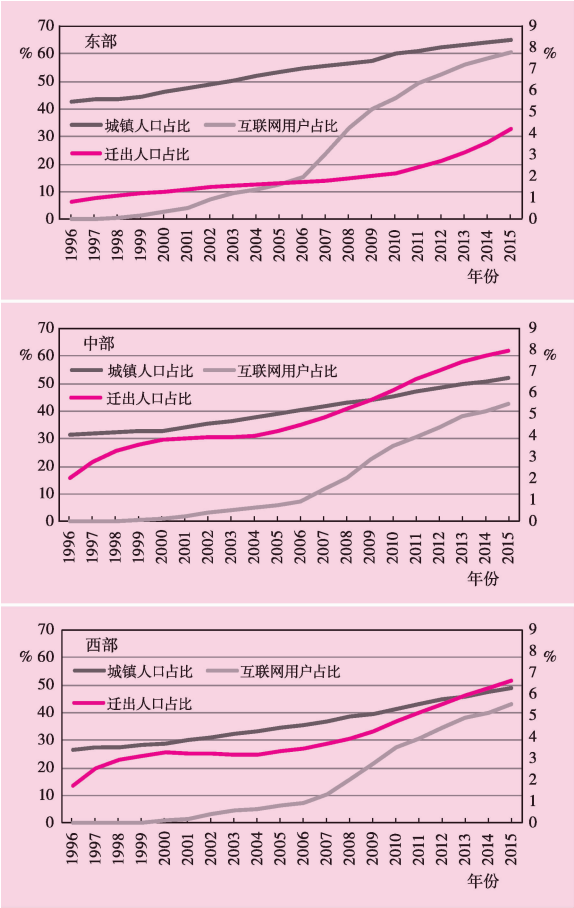


图1 各地区互联网用户、城镇人口、迁出人口占比

注:城镇人口占比数据来自《中国统计年鉴》和《以“五普”数据为基础对中国分省城市化水平数据修补》,互联网用户占比来自《中国互联网络发展状况统计报告》,迁出人口占比来自2000和2010年的第五、第六次人口普查,以及1995、2005、2015年1%人口抽样调查。

① 第四届世界互联网大会组委会:《世界互联网发展报告2017》(<http://www.wicwuzhen.cn/web17/material/images/2017bg.pdf>)。
② 国家互联网络信息办公室:《中国互联网络发展状况统计报告》(<http://www.cnnic.net.cn/hlwfzjy/hlwzbg/hlwtjbg/>)。

人口迁移“推—拉”模型框架下,人口迁移成本与收益的空间效应。迁入地的信息不对称是抑制人口迁移的重要原因,迁入地的迁移存量与人口迁移正相关,传统社会依赖社会网络作为迁移信息交换渠道,以便获取工作就业与生活方面的信息(刘生龙,2014)。另外,迁移人口面临与迁出地存量社会关系的信息与时空隔离,缺少在适应环境过程中的情感支撑,形成迁移成本。Dekker(2014)发现迁移人口通过使用基于互联网的社交媒体,能够建立新的信息获取平台,降低迁移适应过程中的信息成本,提高信息搜寻效率,同时能够保持与迁出地社会关系的紧密联系,在迁移过程中仍然能够获得较为充足的情感支撑。Peng(2008)研究了互联网对珠江三角洲迁入工人的影响,发现工作机会随着信息更加充分而提高,互联网娱乐方面的应用帮助迁入人口应对压力,改善生活质量。总体上,互联网优化了迁移人口的信息环境,使迁移行为便利化。另外,迁出地商品消费的运输冰山成本促进了人口迁移,以期获得更大的消费效用,空间经济学的研究中(藤田昌久等,2013),由于存在制造业与农业生产的工资差,产业分布体现为制造业具有空间聚集效应,而农业生产则趋于空间均匀分布。受产品运输成本的影响(远距离地区的运输成本为冰山成本),将会形成“中心—边缘”的地理空间分布,并且随运输成本系数的变化,有不同的制造业中心均衡解。互联网对商品市场的结构性影响,摆脱了传统市场的层级关系,使任意市场参与者能够实现直接联系和交易,另外,突破了传统经济环境的时空差距,能够随时随地完成交易。这些都使冰山成本在互联网商业环境下大幅下降,并且降幅距离边际递增,改变了以改善消费效用而进行人口迁移的机会成本。

基于已有研究,本文将从以下两方面进行创新性拓展:(1)根据互联网技术的空间穿透性,拓宽以往的空间计量研究视野,不仅关注距离邻近区域,也关注远距离区域的空间效应,进而得出全局综合效应。(2)以动态的视角研究互联网技术对人口迁移的动力形成机制,剖析两个时期内互联网技术内涵的演进特征,找出与人口迁移推力和拉力的关联关系,结合社会经济的发展演变,完成系统性分析。

二、理论模型与数据描述

本研究的理论模型由3个主要部分组成:一是人口迁移的推拉模型,将各因素的影响效应分解后进行分析;二是互联网的技术特征剖析,以及该特征对人口迁移倾向的影响机制梳理;三是空间计量模型,以基于互联网技术特征的人口迁移“推—拉”模型完成空间计量分析,推导出互联网技术对于人口迁移的影响。

(一)人口迁移模型

一般情况下,人口迁移的收益主要取决于迁出地的“推力”与迁入地的“拉力”,而迁移成本主要与距离有关。本文借鉴李慧(1993)的研究思路,将人口迁移的收益、成本等关系表示为:

$$M=B/C\times R \tag{1}$$

其中 M 表示迁移倾向大小, C 、 B 分别表示成本和收益, R 表示个人资源。两地间的迁移量与迁移的收益成正比, 与迁移成本成反比。收益包括: 收入增加、职业选择、居住改善、子女教育提高等, 成本包括: 旅途运输费用、文化困难、居住困难、职业稳定性等, 个人资源包括: 受教育水平、信息掌握等。根据式(1), 在等号两侧同时取自然对数, 表示各因素对人口迁移的影响, 即:

$$\ln M = \beta_0 + \beta_1 \ln B_{it} + \beta_2 \ln C_{it} + \beta_3 \ln R_{it} \tag{2}$$

(二)互联网的技术特征

信息技术对经济发展影响的相关研究表明, 当前经济运行的主导技术是信息技术, 世界经济已进入第五次长期波动(张伯伟等, 2013)。互联网技术的发展, 存在正外部性(DiMaggio, 2003), 具有规模效应。互联网本质是信息流的通道, 由于信息的复制与传播具有近乎零成本的特征, 同时基础设施及终端设备的生产具有规模效应, 所以当网络规模扩大, 用户的使用成本将降低。另外, 当用户的数量增加, 信息产品丰富程度也随之提高, 信息的来源丰富, 在互联网技术的帮助下, 信息搜寻效率提升, 用户的收益改善。

以淘宝商铺作为借助互联网技术生产与销售商品的计算单位, 使用爬虫软件爬取的 2017 年 280 多万家商铺的信息显示, 80% 的商铺集中于东部地区, 互联网以完善市场的方式进一步使生产集中于原有的经济中心地区(见图 2)。

以城镇化率表示人口聚集程度, 淘宝店铺在省会城市的占比表示产业集中程度, 发现二者存在明显的反向关系, 即东、中、西部地区的店铺集中度为 25.28%、46.26%、61.49%, 而城镇化率依次为 63.89%、54.23%、48.43%。更低的冰山成本使商品销售数量在全局范围内进一步集中于东部, 但当城镇化率高, 产品生产销售将进一步细化分工, 在空间上呈现区域内均匀化分布, 而当城镇化率低, 则将在区域内集中。人口迁移是否也遵循类似规律, 需要进一步研究。

(三)互联网对迁移成本的空间效应

1. 迁入地信息成本

信息成本由两部分组成, 一是迁移人口对迁入地的信息不对称, 假设迁出人口的人力资本与就业偏好是同质的, 该障碍对所有迁入人口是同等化的, 故以常数表示, 在互联网时代, 可以对此类信息进行充分搜寻; 二是迁移后对迁出地社会关系的疏离, 在传统经济中, 通过电话电报或书信沟通补偿, 具有费用高或时效性差的特点, 并且费用与时效性随距离增加而变化, 但符合边际成本递减

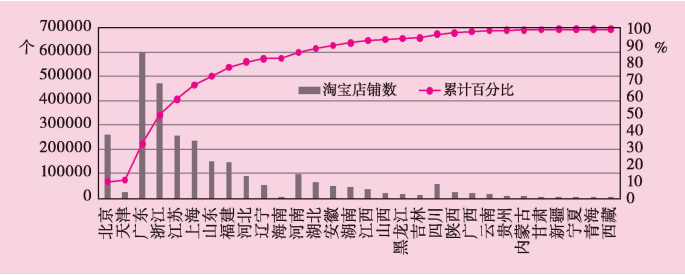


图 2 分省淘宝店铺分布

规律,使用幂函数表达,在互联网技术的介入下,信息沟通成本几乎降低为零,时效性改进为即时通信。综合表达式:

$$C_i = \theta + \alpha \times d^\rho \quad 0 < \rho < 1 \quad (3)$$

互联网以极低成本突破了距离的限制,同时提升了信息搜寻效率,信息成本表达为:

$$C'_i = \theta' \quad \theta' \ll \theta \quad (4)$$

成本变化量为:

$$\Delta C_i = \Delta \theta - \alpha \times d^\rho \quad (5)$$

其中, C_i 为传统经济的信息成本, θ 为第一部分成本, $\alpha \times d^\rho$ 为第二部分成本, d 为迁出地与迁入地之间的距离,因为边际递减,故 ρ 小于1; C'_i 为互联网时代的总成本, θ' 为低廉的信息技术使用成本。 ΔC_i 为总信息成本的变化量。

2. 迁出地消费成本

为了将互联网技术对传统经济的运输冰山成本的影响进行刻画,本文把这部分成本分为商品销售信息处理成本与单位商品物理位移成本两部分。前者包含传统市场的层级关系伴随的信息损耗,为了计算简便,同时将批发和零售的产品分装、仓储、销售成本计入该部分,随着层级的下沉,边际成本将递增,而层级的数量与距离成正比,使用幂函数表示。在互联网时代,由于买方与卖方直接交易,搜寻效率较高,基本上不存在第一部分成本;随着物流行业进一步发展,单位商品的物理位移成本总体上下降,表示为与距离相关的线性函数,互联网技术对第二部分成本影响有限。传统运输成本表达式为:

$$C_i = (\phi + \beta \times d) \times (\varphi \times d^\sigma) \quad \sigma > 1 \quad (6)$$

其中, C_i 为运输的冰山成本, ϕ 是第二部分成本的固定成本, β 是距离相关的可变系数, φ 是第一部分成本的系数, σ 是距离的幂,边际递增所以大于1。由于互联网商业基本消除了第一部分成本,运输成本表示为:

$$C'_i = \phi' + \beta' \times d \quad (7)$$

成本变化量为:

$$\Delta C_i = \phi' + \beta' \times d - [(\phi + \beta \times d) \times (\varphi \times d^\sigma)] \quad (8)$$

3. 总成本

综合上述两种成本的变化,若进行迁移,信息成本的下降将带给迁移人口额外的收益,但互联网商业对迁出地的消费成本降低形成了迁移的机会成本,由于对距离的边际效应差异,所以在互联网冲击下,信息成本下降的绝对值减去消费成本下降的绝对值才是迁移行为的净收益,通过式(8)-式(5)得到,并且对其求导观察极值与凹凸性:

$$\frac{dC}{dd} = \alpha \times \rho \times d^{\rho-1} + \beta' - \sigma \times \phi \times \varphi \times d^{\sigma-1} - (\sigma+1) \times \beta \times \varphi \times d^\sigma \quad (9)$$

(四) 空间计量模型

为了进行空间计量分析,首先需要建立空间权重矩阵 W ,假设数据来自 n 个地区, W

为 $n \times n$ 维矩阵,其中元素 w_{ij} 为地区 i 到地区 j 的空间度量,一般取距离或相邻关系,对角线元素为 0,矩阵以对角线对称。空间自相关性的检验采用 Moran's I (Moran, 1950):

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, I \xrightarrow{d} N(0, 1) \quad (10)$$

其中, x 为地区的数值, w_{ij} 为标准化后的空间权重矩阵中的对应元素, Moran's I 服从渐进标准正态分布。若对 I 的检验拒绝原假设,则说明变量存在空间自相关性,适用于空间计量模型进行回归。空间计量的一般模型 (Elhorst, 2014) 为:

$$Y = \delta WY + \alpha_N + X\beta + WX\theta + u, u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (11)$$

其中, Y 为因变量, X 为自变量, u 是误差项, WY 、 WX 、 Wu 分别为上述变量的空间滞后项。若 $\theta=0$, 为空间滞后模型, 若 $\theta + \delta\beta = 0$, 为空间误差模型, 空间杜宾模型的表达式为:

$$Y = \delta WY + \alpha_N + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (12)$$

空间滞后模型与空间误差模型均是空间杜宾模型的特殊形式。为了选择合适的模型, 可以先对因变量与自变量进行 OLS 估计, 再进行拉格朗日乘数 (LM) 检验及相应的稳健拉格朗日乘数 (Robust LM) 检验。若同时拒绝 $H_0: \theta=0$, 以及 $H_0: \theta + \delta\beta = 0$ 的原假设, 则空间杜宾模型是最适合的 (Elhorst, 2010)。

根据地理学第一定律, 自变量的变化不仅会影响自身区域内因变量, 同时由于地理相关性而具有溢出效应, 进而影响其他区域的因变量。前者称为直接效应, 后者称为间接效应 (LeSage 等, 2009), 为了能够定量计算二者对自变量变化的贡献, 对式 (12) 进行变形, 即:

$$Y = (I - \delta W)^{-1} (\alpha_N + X\beta + WX\theta + \varepsilon) \quad (13)$$

$$Y = (I - \delta W)^{-1} \alpha_N + (I - \delta W)^{-1} (\beta + W\theta) X + (I - \delta W)^{-1} \varepsilon \quad (14)$$

其中, $\frac{\partial y_i}{\partial x_{ik}}$ 表示自变量 k 在 i 地区的直接效应, 数值等于 $(I_n - \delta W)^{-1} (I_n \beta - W\theta)$ 矩阵的对角

线上位于 ii 的元素。 $\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \frac{\partial y_i}{\partial x_{jk}}$ 表示自变量 k 在 i 地区的间接效应, 数值等于 $(I_n - \delta W)^{-1} (I_n \beta - W\theta)$

矩阵上非对角线元素的对应行元素之和。总效应为直接效应与间接效应之和。

(五) 数据描述

本文采用 1996~2015 年的省级对称面板数据, 其中各省迁出人口数据取自 2000、2010 年的第五、第六次人口普查和 1995、2005、2015 年 1% 人口抽样调查。其中 1995 年重庆数据从四川省中扣除。原始数据是以 5 年为间隔的面板数据, 为了与自变量的数据

匹配,并且在 1996~2015 年人口政策相对稳定,假设人口迁移的影响因素主要为经济原因,且人口迁移曲线是渐进、平滑的,故使用 Matlab 对其进行插值运算,使用 Spline 三次样条插值算法,插值函数及其一阶、二阶导数都是连续的。取 1996~2015 年的数据取自然对数作为因变量。互联网用户占比数据取自《中国互联网络发展状况统计报告》。受教育年限、人均 GDP、人口密度、城镇化率均来自《中国统计年鉴》。

三、实证分析

(一) 空间权重矩阵

一般在空间计量分析中,空间权重矩阵表示变量间的地理分布关系,大多采用相邻矩阵,或是反距离矩阵,即为地理分布紧密的地区赋予更高的权重,本文也采用类似的思路,选用反距离矩阵 W 作为一种研究视角,其中省际距离用省会城市之间的距离表示,对其取倒数后形成一个 $N \times N$ 的方阵,其中对角线元素为零,元素 w_{ij} 表示 i 省到 j 省距离的倒数,为对角线对称矩阵。距离越近的省份权重越高。另外,根据上文分析互联网技术对人口迁移净收益的影响,当距离超过临界点时,净收益会由正变负,所以在空间计量分析时需要考虑距离较远区域间的相互效应。故选择距离矩阵 WD 作为另一种空间权重矩阵,矩阵形态与 W 一致,但与 W 相反,对空间上相隔较远的区域间赋予更高的权重。

(二) 空间效应的跨时期选择

互联网技术在中国先后经历的积累期与全面深入发展期两个阶段。一方面,互联网用户占比由缓慢增长到快速增长再到平稳增长(见图 3),全国及东中西部均有相同的趋势。1996~2005 年,用户占比增长缓慢,以 2006 年为分界,2006~2015 年快速提高。另一方面,互联网应用的内涵也发生了转变,由初期以提高学习工作效率的应用,逐渐渗透到休闲娱乐、消费或交易等更加生活化的应用(见图 4)。2006 年后休闲娱乐应用出现脉冲式增长,随后保持在高水平,消费或交易应用开始快速增长,互联网技术已跨过关键质量点(托马斯,2013),进入自我强化周期。因此,互联网技术无论是用户规模还是

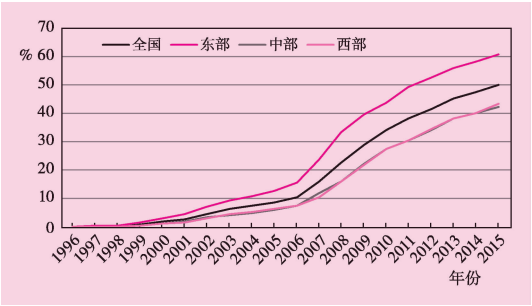


图 3 互联网用户占比

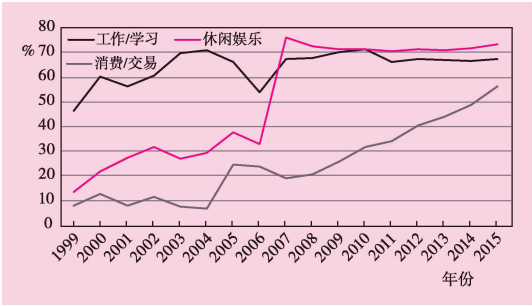


图 4 互联网应用用户分布

技术内涵在两个时期均发生了改变,需要对两个时期分别进行分析。

(三) 面板数据回归

本文选用的面板数据为 T=20, N=31, 为了分别检验互联网对人口迁移的空间外部性, 使用标准化后的反距离矩阵(W)和距离矩阵(WD)作为空间权重矩阵, 分别赋予相近地区与相远地区更高的权重。同时为了观察互联网技术发展的两个阶段是否具有不同的影响, 以 2006 年为界, 分别分析 1996~2005 年, 2006~2015 年的情况, T=10。在使用 STATA 进行 OLS 回归后, 通过 F 统计量检验及 Hausman 检验, 选择空间、时间双向固定效应模型。回归结果如表 1 所示。

从表 1 看, 影响本省迁出人口最主要的原因是人口密度, 其次为城镇化率和人均 GDP。而互联网用户占比仅在 1996~2005 年显著为正, 说明以直接因果关系考察不足以说明各因素的影响, 需要将外部性纳入评测范畴。

表 1 面板数据回归结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3
lnintusr	-0.0009(0.0115)	0.0369*(0.0195)	0.0471(0.0493)
lnedu	-0.0328(0.289)	-0.283(0.376)	0.656*(0.350)
lngdppc	0.288*** (0.0591)	0.109(0.183)	0.324*** (0.102)
lnppd	2.736*** (0.236)	4.128*** (0.738)	2.541*** (0.219)
lnubr	0.515** (0.226)	-0.251(0.521)	0.733** (0.300)
Constant	-14.62*** (1.430)	-16.96*** (4.024)	-16.48*** (1.412)
Observations	620	310	310
R-squared	0.637	0.257	0.836

注: 括号内数字为标准误; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

(四) 空间计量分析

1. 空间自相关性检验

在空间自相关性检验时, 采用 Moran 检验, 对莫兰指数(Moran's I)进行统计推断。分别按两个时期及全时期以 W 和 WD 作为空间权重矩阵进行分析, 结果如表 2 所示。

在 W 作为空间权重矩阵时, 1996~2015 年和 2006~2015 年, 在 1%的水平拒绝无空间自相关性的原假设, 1996~2005 年, 仅在 10%的水平上拒绝。而在 WD 作为空间权重矩阵时, 1996~2015 年和 2006~2015 年拒绝无空间自相关性的原假设, 1996~2005

表 2 空间权重矩阵莫兰检验结果

	Spatial matrix=W			Spatial matrix=WD		
	1996~2015 年	1996~2005 年	2006~2015 年	1996~2015 年	1996~2005 年	2006~2015 年
Moran I	0.1010	0.0251	0.1722	0.0313	-0.0262	0.1076
I-statistic	8.5239	1.9296	10.5582	3.3035	-1.4291	7.9183
Probability	0.000***	0.054*	0.000***	0.001***	0.153	0.000***
mean	-0.0046	-0.0077	-0.0075	-0.0037	-0.0057	-0.0057
Standard-D	0.0124	0.0170	0.0170	0.0106	0.0143	0.0143

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

年不拒绝原假设。因此可以看出,在本文考察的周期内,前10年各因素对于人口迁移的影响中,空间外部性较弱,而后10年较显著。由于1996~2005年的WD矩阵空间相关性不显著,故不再进一步进行该时期的空间计量分析。

2. 空间计量模型选择

从表3可以看出,在稳健的LM检验下,两类空间权重矩阵在各个时期均显著存在空间滞后效应和空间误差效应,因此本文使用空间杜宾模型进行后续空间计量分析。

表3 空间权重矩阵LM检验结果

	Spatial matrix=W			Spatial matrix=WD	
	1996~2015年	1996~2005年	2006~2015年	1996~2015年	2006~2015年
无空间滞后检验	0.000***	0.001***	0.000***	0.000***	0.000***
无空间滞后稳健检验	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
无空间误差检验	0.000***	0.028**	0.000***	0.962	0.100
无空间误差稳健检验	0.000***	0.001***	0.000***	0.000***	0.000***

注:同表2。

3. 双向固定效应的空间杜宾模型分析

经过检验,分别以W和WD作为空间权重矩阵进行双向固定效应的空间杜宾模型(SPDM)计量分析,W为反距离矩阵,赋予邻近地区更高的权重,以1996~2015年、1996~2005年、2006~2015年3个时间段进行分析;WD为距离矩阵,由于互联网技术跨越空间距离的属性,赋予较远区域更高的权重,虽然也与W分析一致分为3个时期,但在进行莫兰检验时,1996~2005年空间相关性不显著,故不对这一时期进行计量分析,分别对1996~2015年和2006~2015年分析。根据人口的“推一拉”模型,将影响人口迁移的因素分为迁移效益和迁移成本,在式(2)的基础上,结合空间杜宾模型式(12),空间计量方程为:

$$Y = \delta WY + \beta_0 \ln usr + \beta_1 \ln edu + \beta_2 \ln gdppc + \beta_3 \ln ppd + \beta_4 \ln ubr + \theta_0 W \ln usr + \theta_1 W \ln edu + \theta_2 W \ln gdppc + \theta_3 W \ln ppd + \theta_4 W \ln ubr + \varepsilon \tag{15}$$

$$Y = \delta WDY + \beta_0 \ln usr + \beta_1 \ln edu + \beta_2 \ln gdppc + \beta_3 \ln ppd + \beta_4 \ln ubr + \theta_0 W D \ln usr + \theta_1 W D \ln edu + \theta_2 W D \ln gdppc + \theta_3 W D \ln ppd + \theta_4 W D \ln ubr + \varepsilon \tag{16}$$

式(15)为空间权重矩阵使用W,式(16)为空间权重矩阵使用WD。使用Matlab软件完成数据分析,回归结果如表4所示。

从表4可以看出,除了教育水平因素外,互联网普及率及其他因素均在不同时期内显著,以20年为周期,拟合优度在0.84到0.86之间,W在1996~2005年拟合优度为0.8275,但在2006~2015年两种距离矩阵的拟合优度均在0.97以上,这一结果与段成荣等(2008)一致,在影响人口迁移的因素中,经济因素的影响的解释能力在增强。

为了进一步体现自变量对因变量的影响,本文根据式(14)对空间杜宾模型的回归

系数处理,得到各自变量的间接效应、直接效应及总效应(见表5)。

根据表5的结果,互联网技术对人口迁移的影响表现出以下特点:(1)互联网普及率与迁出人口同向增加,而且互联网对人口迁移影响程度有所提高,1996~2005年处于互联网技术的培

表 4 空间杜宾模型回归结果

变 量	W			WD	
	1996~2015 年	1996~2005 年	2006~2015 年	1996~2015 年	2006~2015 年
lnusr	-0.1187*** (-5.4490)	-0.1543*** (-5.7727)	0.2607*** (3.9822)	-0.0680*** (-2.6949)	-0.0400 (-0.5330)
lnedu	-0.3452 (-1.2281)	-0.4424 (-1.3508)	0.0195 (-0.0629)	-0.5657* (-1.7542)	0.1913 (0.5990)
lngdppc	-0.0544 (-0.4422)	-0.1271 (-0.3658)	-0.2948*** (-2.7961)	0.1751 (1.2451)	-0.2809** (-2.5168)
lnppd	1.0186*** (3.8305)	2.8403*** (4.7263)	0.2070 (0.7547)	1.0797*** (3.6028)	0.0132 (0.0482)
lnubr	0.1918 (0.8741)	-0.4760 (-1.0914)	-0.1385 (-0.4782)	-0.5200** (-1.9785)	0.8116** (2.4989)
Wlnusr	-0.2251 (-1.2370)	-0.8288** (-3.6332)	3.1881** (7.0937)	0.38718* (1.9226)	-4.0390*** (-5.4965)
Wlnedu	-0.1234 (-0.0683)	1.3084 (0.6328)	-2.2543 (-0.7621)	-1.9297 (-0.9692)	2.3186 (0.6376)
Wlngdppc	-2.1607*** (-3.0620)	-11.2879*** (-5.5397)	-2.5759*** (-3.3207)	2.7874** (2.1119)	-1.2064 (-0.7699)
Wlnppd	-4.7758** (-2.5603)	-4.5413 (-0.8249)	4.4475** (2.4513)	2.6359 (0.4326)	-5.8879 (-1.5792)
Wlnubr	4.4016*** (3.6368)	13.5883*** (5.2067)	-0.9210 (-0.5653)	-8.8681*** (-3.4159)	11.2792*** (3.4577)
W*Indep.var.	-0.2130 (-1.5297)	-0.7880*** (-3.3945)	0.2420* (1.7044)	-0.9990*** (-4.7699)	-0.9960*** (-3.4245)
R-squared	0.8408	0.8275	0.9714	0.8557	0.9737

注:括号内数字为t值;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

育期,总效应系数值小,邻近地区间的数值为-0.5537,但在 2006~2015 年,互联网技术成为影响人口迁移的主要因素之一,无论对于近距离还是远距离地区间,总效应在显著因素中的系数绝对值均排第二位。中国 2006 年以后互联网技术经历了快速发展,以娱乐应用的阶梯式增长及互联网商品、服务交易体系的全面形成成为标志,技术因素越来越深刻地影响着人口迁移。(2)在深入发展期,互联网技术以空间外部性为主,间接效应均在 1%水平上显著,并且系数的值比直接效应高 1~2 个数量级。传统社会的“中心—外围”结构强化了中心地区向外围地区的辐射,但抑制外围地区间的交流及外围向中心的反馈,互联网的扁平化结构,以技术手段实现了区域间的信息平权,通过提升本地的互联网发展水平,提供充分的本地人口迁移与消费商品方面信息,影响了其他地区的人口迁移决策。(3)在深入发展期,互联网技术对人口迁移的影响,随着距离增加,先促进(4.3696)后抑制(-2.1288)。由于信息成本与商品运输的冰山成本均被互联网技术降低,

表5 空间杜宾模型直接效应、间接效应和总效应

	W						WD			
	1996~2015 年		1996~2005 年		2006~2015 年		1996~2015 年		2006~2015 年	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
直接效应										
ln(usr)	-0.1165***	-5.1938	-0.1345***	-4.9063	0.3161***	4.6340	-0.0781***	-3.3153	0.0479	0.6931
ln(edu)	-0.3292	-1.1275	-0.4866	-1.3497	-0.0195	-0.0565	-0.5414*	-1.7507	0.1372	0.4497
ln(gdppc)	-0.0363	-0.2858	0.1945	0.5249	-0.3395***	-3.1055	0.1132	0.8537	-0.2582**	-2.3354
ln(ppd)	1.0608***	3.8357	3.0414***	4.6815	0.2805	1.0701	1.0485***	4.1736	0.1504	0.5799
ln(ubr)	0.1517	0.6663	-0.8462*	-1.8482	-0.1577	-0.5530	-0.3258	-1.3688	0.5934**	2.0133
间接效应										
ln(usr)	-0.1698	-1.0579	-0.4192***	-2.9349	4.3696***	4.5345	0.2467**	2.3722	-2.1767***	-3.6015
ln(edu)	-0.1170	-0.0787	0.9991	0.7773	-3.2446	-0.7274	-0.7367	-0.7750	1.0883	0.5657
ln(gdppc)	-1.8322***	-2.9879	-6.6559***	-4.8257	-3.527***	-2.9167	1.4084**	2.0348	-0.5428	-0.6390
ln(ppd)	-4.1896**	-2.4939	-4.1502	-1.2512	6.0689**	2.1475	1.0362	0.3313	-3.1009	-1.5196
ln(ubr)	3.6727***	3.2654	8.2532***	4.5978	-1.3583	-0.6266	-4.3942***	-2.9870	5.8822***	2.7323
总效应										
ln(usr)	-0.2863*	-1.7836	-0.5537***	-3.9313	4.6858***	4.7341	0.1685	1.4763	-2.1288***	-3.3633
ln(edu)	-0.4462	-0.3144	0.5125	0.4521	-3.2641	-0.7026	-1.2781	-1.1561	1.2254	0.6141
ln(gdppc)	-1.8685***	-3.0911	-6.4614***	-5.077	-3.8664***	-3.1066	1.5216**	2.0415	-0.8010	-0.9301
ln(ppd)	-3.1288**	-1.9721	-1.1087	-0.3387	6.3494**	2.2586	2.0847	0.6580	-2.9505	-1.4037
ln(ubr)	3.8244***	3.6216	7.4070	4.2578	-1.5160	-0.7197	-4.7200***	-2.9974	6.4756***	2.8140

注：同表2。

但随距离增加的边际效应存在差异,导致了人口迁移净收益先提高后降低,直至为负,进而影响人口迁移倾向。总体而言,互联网对人口迁移的空间重构效应随时间逐渐增强,通过提高空间外部性,克服距离因素的限制,增强了地区间的影响力。

城镇化趋势也发生了演进。首先,就人口密度对人口迁移的影响而言,1996~2005年以邻近地区的就近城镇化为主,本地的人口密度是人口迁出的推力,直接效应为3.0414,是人口迁出推力,这是由于这一阶段农业人口大量涌入城镇成为城市建设劳动力,迁出地的人口密度的影响主要体现为农业人口密度压力上,反映了农业人口生存压力,密度越高压力越大,人口有更高的迁出倾向。另外,受信息不充分的限制,人口更倾向迁往邻近地区。然而,2006~2015年,由于互联网技术的发展,经过前一时期(1996~2006)的就近城镇化,人口密度间接效应显著(6.0689),此时人口密度的影响主要体现为城镇人口密度引力,即人口迁移倾向于迁往人口密度高的附近大城市,通过人口聚集效应获得更高的迁移收益。总体而言,在1996~2015年的长周期内,人口密度间接效应为-4.1896,即仍以就近城镇化为主要特征,这与1996~2005年相似,说明20年长周期人口迁移的总体特征是以“乡—城”转移为显性标志。虽然在互联网深入发展期,城镇化

率快速提高(2017年为58.52%),人口迁移表现出向大城市聚集的趋势,但“农村转移人口市民化”仍然是一个长期历史过程。其次,就城镇化率对人口迁移的影响而言,1996~2005年,邻近地区城镇化率的间接效应为8.2532,与之相似,1996~2015年的长周期内,城镇化率间接效应为3.6727,皆为人口迁移拉力,并就近城镇化;2006~2015年,距离较远的地区则转而以跨地区城镇化为主,城镇化率的间接效应影响较大(5.8822),由于地区间经济水平发展差距扩大,城镇化水平差异形成了人口迁移拉力,同时由于互联网技术有助于克服远距离导致的信息不充分,为以城镇化为目的的跨地区人口迁移提供便利。因此,第一个时期人口迁移以粗放的就近城镇化为主,由人口密度高的农业地区向城镇迁移,第二个时期人口迁移以邻近区域的城镇人口聚集与远距离地区间的进一步城镇化为特点,区域间的城镇化水平协同提高。

人均GDP和受教育水平两个自变量在对人口迁移的空间解释上与经典人口迁移的“推—拉”模型的结论有较大出入。首先人均GDP对于邻近地区的直接效应与间接效应均显著为负,且间接效应高于直接效应。而受教育水平的各个效应均不显著,说明人均GDP与教育水平未能充分形成应有的推力和拉力。

四、结 语

本研究发现:(1)互联网技术的新空间特性放松了产业中心与人口中心耦合关系的刚性约束,在产业中心进一步向东部集中的情况下,互联网则抑制远距离的低效率跨省人口迁移,活跃了“外围”地区内部的人口迁移活动,促进了地区间人口的均衡布局,有利于实施区域协调发展战略,特别是为西部大开发、东北老工业基地振兴及中部崛起提供更为有效的空间人口效率的支持。(2)互联网技术的支持和作用下,城镇的要素聚集效率得到进一步提高,特别是人口密度高规模大的大城市,显示出人口迁移的优先指向,提示出互联网技术强化人口聚集作用的新型功能;基于人口迁移净收益仍在持续提高的现实,区域内形成中心城市聚集,以大城市为核心的城市群,以及大中小城市体系得以协同发展的人口聚集趋势,加速渐进式城镇化过程中的非农转移。(3)互联网技术的发展有助于提高人口迁移收益,2006~2015年形成了对人口迁移的强刺激,人口迁移的活跃度提高,迁移人口总量得以快速增长。互联网技术支持下的迁移行为,得到了更为便捷、更为充分的信息支持。

互联网技术在国民经济和产业布局中作用的强力推进,一方面使人口迁移既强化了城镇化人口聚集的功能,提高了全国各区域内部的人口迁移的活跃度,引致地区人口内部的均衡,于此,人口迁移具有了网络技术支持的新时代特征。另一方面由于降低人口迁移成本,使迁移人口在城市间的空间转移理性得以增强,微观经济主体自由迁移流动的空间范围扩大,由此充分发挥出更高的人力资本价值。因此,为进一步挖掘“互联网+”

技术红利,首先要具体落实十九大提出的“推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”国家发展战略。在地域广袤、区域发展不平衡的国情下,经济要素的空间配置效率要突破传统地理空间的隔断,才能形成一体化竞争格局,实现区域间的协同共进。其次,传统的“中心—外围”空间经济结构阻碍了区域经济的协调发展,而打破这一非均衡的空间格局需要新技术的政策支持。“一带一路”倡议引导下,国家空间发展战略的对外开放方位从单一的“海向”转变为“海陆双向”并举,借助于“互联网+”的强劲推手,有助于产生更具空间功能的“人口—经济”要素聚集效应,使西部地区的发展能在互联网技术的支持下建构起新的空间发展的区位优势,支持更有区域内空间效率的“人口—人力资源—人才”要素的优化配置,助推西部经济的发展。

总之,互联网技术的应用,提高了城市人口聚集的效率,延展了城市基础建设和公共设施应用效率的空间范围,降低了产业聚集对人口集中的匹配要求,放松了城市对人口聚集的要素条件,有助于提高中国实施大中小城市协同发展政策的实践效用和推进力度。互联网技术应用对城市人口的扩容效用,信息共享和均质化服务效用,对中国城镇化发展战略的技术支持政策具有积极的参考价值。

参考文献:

1. 段成荣等(2008):《改革开放以来我国流动人口变动的九大趋势》,《人口研究》,第6期。
2. 李慧(1993):《人口迁移的成本、效益模型及其应用》,《中国人口科学》,第5期。
3. 刘生龙(2014):《中国跨省人口迁移的影响因素分析》,《数量经济技术经济研究》,第4期。
4. 藤田昌久等(2013):《空间经济学——城市、区域与国际贸易》,中国人民大学出版社。
5. 托马斯·C.谢林(2013):《微观动机与宏观行为》,中国人民大学出版社。
6. 张伯伟等(2013):《信息技术是当前世界经济长期运行的基础创新技术吗?》,《南开经济研究》,第3期。
7. Dekker, R., Engbersen, G. (2014), How Social Media Transform Migrant Networks and Facilitate Migration. *Global Networks*. 14(4):401-418.
8. DiMaggio, P., Cohen, J. (2005), Information Inequality and Network Externalities: A Comparative Study of the Diffusion of Television and the Internet. in Nee, V., Swedberg, R.. *The Economic Sociology of Capitalism*. Princeton University Press.
9. Elhorst, J.P. (2010), Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar. *Spatial Economic Analysis*. 5(1):9-28.
10. Elhorst, J.P. (2014), *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer Heidelberg New York Dordrecht London.
11. LeSage, J., Pace, R.K. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press.
12. Moran, P. (1950), Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*. 37(1/2):17-23.
13. Peng, Y. (2008), Internet Use of Migrant Workers in the Pearl River Delta. *Knowledge Technology & Policy*. 21:47-54.

(责任编辑:朱 犁)