

互联网发展对城市贸易产业和收入差距的影响

张家滋¹ 刘雅婕² 何文举³¹

(1. 浙大宁波理工学院 商学院, 中国浙江 宁波 315100;

2. 浙江大学公共管理学院, 中国浙江 杭州 310058;

3. 湖南工商大学 经济与贸易学院, 中国湖南 长沙 410205)

【摘要】: 基于 2007—2016 年 282 个城市面板数据, 通过探索性空间数据分析与空间计量模型探讨互联网发展对城市贸易产业与收入差距的影响。研究发现, 互联网人力资本差异是影响城市贸易水平与收入差距的重要原因。以互联网人力资本集聚为特征, 将形成新的“互联网中心”城市, 并通过改变贸易供求关系影响城市收入水平。空间杜宾模型的结果进一步表明, 互联网基础设施建设不仅提高所在市的贸易与收入水平, 对邻近城市也具有正的外部性。因此, 在地区互联网基础设施建设趋同的情况下, 培育互联网人力资本, 增强互联网应用能力, 将成为优化城市产业结构、缩小地区收入差距的重要手段。

【关键词】: 互联网发展 收入差距 人力资本 产业结构

【中图分类号】: F293.3 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1000-8462 (2021) 02-0047-08

缩小地区之间的收入差距, 是中国构建社会主义和谐社会和深化社会主义市场经济改革的一个重大挑战。新中国成立以来, 地区间收入差距经历了先下降后上扬的过程。尤其在改革开放以后, 受中央政府由东向西逐步推进的对外开放政策影响, 东西部地区间市场化水平和经济发展速度出现了巨大差距^[1]。当前, 中国经济发展还存在着结构性矛盾, 其中产业分工与收入分配问题尤为值得关注。

进入 21 世纪以来, 互联网的发展渗透到产业变革的各个角落。信息产业的平均工资常年占据各行业榜首, 随着互联网产业空间布局的转变, 对城市间产业分工也产生了深远的影响, 并体现在收入差距上。本文以互联网与贸易业的互动关系为视角, 分析互联网发展对城市贸易业与收入差距的影响, 探讨在“互联网+”的背景下, 如何通过互联网发展缩小地区间的收入差距。

地区收入差距是每个国家经济发展过程中必然要面对的一个问题, 造成收入差距的原因错综复杂, 总体上看, 地区收入差距源自不同的经济增长速度。对我国地区收入差距的研究由来已久, 学者们分别从人文地理^[2]、制度变迁^[3-5]、市场化水平^[6]、产业升级^[7-8]、技术进步^[9]、资源禀赋^[10-11]等多个角度进行了解释。

在互联网基础建设不断普及与研发应用水平地区差距扩大的情况下, 互联网对收入差距的影响逐渐引起了学界的关注。有

作者简介: 张家滋(1986-), 男, 浙江宁波人, 博士, 讲师, 研究方向为人力资本与互联网经济。E-mail:11322030@zju.edu.cn

刘雅婕(1990-), 女, 辽宁大连人, 博士, 研究方向为人力资本与资源错配。E-mail:11322005@zju.edu.cn

基金项目: 浙江省社会科学规划项目(16JDGH063); 教育部人文社会科学基金青年项目(14YJC790165); 国家自然科学基金面上项目(71873123、71671063); 国家社会科学基金一般项目(18BJY051)

研究指出，互联网提高了整体收入水平。在就业部门，互联网降低了劳动力市场信息不对称程度，增加了劳动者就业机会^[12]。同时也有学者认为，互联网是造成收入差距的重要原因，由于数字鸿沟（digital divide）的存在，个体、行业与地区的收入差距日益扩大^[13-16]。互联网的接入机会差异和接入后的使用差异是造成数字鸿沟的主要原因，Acemoglu 等认为信息不对称将导致个体间的收入差距，而互联网又是造成信息富有与信息贫穷的主要因素，加大了数字不平等程度^[17]。

在互联网普及率不断提高的情况下，关于互联网应用差异导致的收入差距研究并不多见。Forman 等人认为，互联网资源禀赋集中城市的收入水平确实高于其他城市，但互联网影响城市收入水平的路径并不明晰，也难以解释在互联网城市覆盖率缩小的情况下，城市互联网研发及相关领域的应用水平为何仍存在显著差距^[18]。本文认为，通过互联网对产业分工的影响与互联网在关联产业上的应用差距，可能建立互联网对城市收入差异化影响的解释路径。首先，已有文献表明产业分工是造成城市收入差距的重要原因^[19-20]。目前，城市产业分工向两极化发展，表现为：贸易、研发、设计环节向中心城市集聚，制造业企业和生产制造环节向一般城市集聚；中心城市更多地发挥贸易、研发设计等生产性服务功能，而一般城市更多地发挥生产制造功能^[21-23]。

本文认为，互联网对产业分工的影响是基于互联网的功能属性。Harris 的研究认为，互联网作为一种通信技术（GPT），显著降低了经济活动中的交易成本以及消除特定类型服务的流动障碍，促进了信息、知识和观念的广泛传播^[24]。以需求为视角，互联网改变了包括满足最终产品需求的横向分工和生产最终产品的纵向分工^[25]，催化生产性服务业的集聚与分工深化^[26]。因此，从互联网的功能属性出发，互联网对需求匹配效率的影响更为直接，表现在贸易业上，互联网将通过降低搜寻成本和交流成本提升贸易规模^[27-28]，如迅速发展的电子商务产业，通过互联网技术突破了传统贸易的地理距离、文化距离与制度距离，使贸易环节高度扁平化，促进了贸易总量的增长^[29-31]。

同样，地区贸易发展与收入水平差距是学界研究的重点问题^[32-33]。研究发现，贸易业发展不仅提高了贸易业从业人员的收入^[34-35]，对城市居民整体收入也具有促进作用^[36]。其原因在于，贸易业通过提升地区资本积累，增加了居民的收入与储蓄水平^[37]。并且贸易成本的降低，对全行业的收入水平提升具有普遍性^[38]。这也从交易规模与交易成本两方面解释了互联网通过贸易业影响收入的可能路径。

本文认为，随着互联网地区发展差距加大，贸易业对城市收入差距的影响也将进一步扩大。城市互联网发展差异不仅是互联网基础建设差距，更是由研发与应用人才集聚所导致的应用能力差距。以空间经济为视角，在我国产业转型的过程中，人力资本的跨区域流动存在一定限制^[39]。对城市贸易业分工产生影响的人力资本，不仅包括互联网从业人员，也包括和互联网应用密切相关的贸易业从业人员。专业性人力资本的空间集聚，将通过改变需求匹配效率影响产业纵向分工，重塑产业分工的空间结构。人力资本差异所导致的应用能力差距，将影响不同地区贸易业的发展水平，并最终影响城市收入水平。

1 实证策略

1.1 模型构建

本文的研究对象是互联网发展对城市贸易业与收入差距的影响。研究关注城市间互联网发展差异，探讨互联网与贸易业的空间演化与互动关系，由此探讨互联网影响下的城市收入差距。本文参考 Forman 等人^[18]的研究，建立互联网发展对贸易业影响的面板回归模型：

$$Trade_{it} = \alpha Internet_{it} + \beta Z_{it} + \mu_i + \xi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中： i 表示地区； j 表示产业分工； t 表示年份； $Trade_{it}$ 代表地区 i 在 t 年的贸易水平。关于产业分工测度，Duranton 等最早使用人力资本的视角衡量城市产业专业化水平^[21]，定义 S_{ij} 是产业 j 在城市 i 中所占的就业比例，即城市产业分工中贸易业

专业化程度用 $Trade_{ij}=L_{ij}/L_i$ 表示，其中 L_{ij} 表示城市 i 产业 j 的就业人数， L_i 表示城市 i 的就业总人数。其中互联网基础建设用互联网接入率（Accessrate），即互联网用户占总人口的比率表示；同样，城市互联网产业专业化程度（ITindustry）反映了城市互联网研发应用能力，用互联网从业人数占总就业人数的比率表示。 Z_i 为一组控制变量，包括人均 GDP、人口密度、教育水平、创新水平、就业率等，反映了区域经济的活跃程度与教育水平，也是影响贸易业发展的重要因素。 μ_i 表示地区效应， ξ_t 为时间效应， ε_{it} 为随机扰动项。

进一步，研究考察互联网与贸易发展对城市收入水平的影响，建立回归模型：

$$\ln wage_{it} = \alpha Internet_{it} + \beta Trade_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \xi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中： $\ln wage_{it}$ 为城市收入水平的对数。考虑到创新产出、贸易水平、收入水平、互联网发展等变量等观测值受到空间相互作用和空间扩散的影响，在同一分布区域内并不相互独立，表现出空间溢出效应。本文使用全局空间相关指数 Moran' sI 探讨地区各经济变量的空间依赖程度，计算公式如下：

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}} \quad (3)$$

式中： S^2 为样本方差； \bar{x} 为样本平均数； x_i 为第 i 空间单元的观测值； n 为空间单元数； ω_{ij} 为二进制的空间权重矩阵元素，本文采用地理单元邻接矩阵，即邻近城市为 1，不相邻为 0。Moran' sI 指数的取值为 $[-1, 1]$ ，大于 0 表示经济行为的空间正相关，区域间存在相似属性；小于 0 表示为空间负相关，等于 0 表示不相关。Moran' sI 指数的绝对值反映了空间相关程度的大小，绝对值越大，相关程度越高，并用统计量 Z 检验空间自相关的显著性水平。

由于贸易发展、收入水平等经济变量存在前向关联和后向关联，以及互联网发展、创新产出、教育水平等经济活动的外部性不仅存在于区域内部，还存在空间溢出效应，为了检验互联网发展对周边地区的外部空间效应，本文引入邻近城市贸易水平、收入水平与空间滞后解释变量的影响，建立空间杜宾模型（SDM）：

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N \omega_{ij} y_{jt} + X_{it} \beta + \sum_{j=1}^N \omega_{ij} X_{jt} \theta + \mu_i + \xi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中： y_{it} 为被解释变量，包括贸易水平与收入水平； X_{it} 为解释变量合集，包括式（1）中的互联网发展水平与其他控制变量； ρ 为空间滞后回归系数，反映样本观测值中固有的空间依赖性。当 θ 值为零时，SDM 模型可简化为 SLM 模型。当 $\theta + \rho \beta$ 为零时，SDM 模型可简化为 SEM 模型。

1.2 工具变量回归

使用 OLS 估计互联网发展与工资水平的关系，可能存在内生性与遗漏变量等问题，如收入的提高同样会影响地区的互联网

接入率，导致估计结果产生偏误。为获得互联网发展对收入差距的一致性回归结果，本文使用工具变量的进行回归。

城市地形与移动通信基站、互联网光缆建设密切相关，将影响城市互联网接入率。根据数据的可获得性，本文选取中国城市平原比例数据作为工具变量。平原比例高的城市，互联网基础建设的难度较低，有利于提高互联网接入率。本文使用城市平原比例数据与上一年全国长途光缆数（与时间变化有关）的乘积作为互联网接入率的工具变量。

1.3 稳健性检验

本文使用滞后项回归和更换因变量进行稳健性检验。首先，考虑到互联网接入率与工资水平的反向因果问题，本文参考宋马林等^[40]的做法，将互联网接入率滞后期作为自变量进行再回归。其次，本文考察互联网对地区劳动边际产出的影响，在不考虑转移支付与要素市场扭曲的情况下，劳动边际产出将接近于劳动收入^[41]。关于劳动边际产出的构建，本研究选取 2007—2013 年“中国工业企业数据库”所有行业代码 13~43 的制造业企业数据，按照聂辉华等提出的“交叉匹配法”进行样本匹配工作^[42]。“中国工业企业数据库”涵盖全部国有和规模以上非国有工业企业，全部企业产值占工业总产值的 95%左右，是目前样本量最大、信息量最全面、时间跨度最长、最能反映企业生产经营状况的企业数据库。对于数据的清理，本文综合盖庆恩等^[41]和聂辉华等^[42]的做法，剔除重要指标如增加值、人数、总产值、固定资产年均余额等缺失项或非正项，剔除资产总计小于 0、固定资产原值小于 0 等不合理项以及人数小于 8、累计折旧小于本年折旧等不符合会计准则的数据项。为消除极端异常值的影响，剔除每年要素边际产出价值上下 2.5%的数据。具体构建方法如下：

$$MRPL_{si} = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{\beta_s P_{si} Y_{si}}{L_{si}} \quad (5)$$

式中：s 为企业； β_s 是劳动的产出弹性，使用 OP 方法进行估计； Y_{si} 和 P_{si} 是企业的总产出和产品价格； L_{si} 是企业的劳动力投入； σ 表示产品的替代弹性，本文按一般的研究结论设为 2。

2 数据来源与说明

本文选取的样本是 2007—2016 年 282 个城市的面板数据，数据的主要来源为《中国城市统计年鉴》、“中国工业企业数据库”与“中国专利数据库”。根据本文的研究目标与实证过程，本文的被解释变量分为两部分内容，一是城市贸易水平，二是城市收入水平。因此，本文的被解释变量有：(1) 城市贸易水平。贸易水平反映了一个地区的经济结构和发展模式，制造业等低附加值产业向贸易业等高附加值产业转变是产业结构高度化的体现。本文通过贸易业从业人员在总从业人员的占比反映城市贸易水平。(2) 收入水平。本文采用城市职工收入水平的对数反映一个城市的收入水平。(3) 劳动边际产出。劳动边际产出的计算方法见公式 (5)，经数据清理，最终研究对象为我国 277 个城市 2007—2013 年的数据。

根据前文的分析，人力资本是互联网应用差异的主要成因，也反映了城市产业专业化程度。关于城市人力资源的度量主要有互联网从业人员与高等院校人员。因此，本文的解释变量主要有：(1) 互联网专业化水平。采用信息技术从业人员占总从业人数的比例表示。(2) 教育水平。采用高等学校师生占总人口的比例作为城市教育水平的代理变量。(3) 互联网基础设施。采用国际互联网接入人数占总人口的比例来度量。(4) 研发与创新水平。采用每百人专利授权量反映一个城市的研发与创新水平。(5) 经济发展水平。采用 GDP 对数反映城市的经济发展水平。(6) 人口密度。人口密度是反映一个地区经济活跃程度的重要指标。本文采用每平方公里土地上年末总人口的对数作为人口密度的度量指标。(7) 失业率。采用年末失业人口在总人口的占比表示。回归模型中变量的基本统计信息见表 1。

3 实证检验与结果分析

3.1 中国城市互联网与贸易业发展的时空演化

本文以地级市为最小研究单元。绘制了 2007、2012 与 2016 年我国城市互联网与贸易业发展的空间分布图。

通过图 1 可见，2007 年互联网接入率存在显著的沿海与内陆差距，京津冀、长三角、珠三角的接入率高于周边地区，内陆地区的互联网接入率普遍较低。至 2012 年，内陆中心城市的互联网接入率得到了快速提升，与沿海地区的接入率差距缩小。至 2016 年，内陆地区中小城市的互联网覆盖率得到普遍提升，地区间差距持续缩小。

表 1 变量基本统计信息

类别	变量名称	变量标签	样本数	均值	标准差
因变量	贸易业专业化水平	Trade	2820	0.039	0.029
	在岗职工工资（对数）	lnwage	2820	10.372	0.425
	边际劳动产出（对数）	lnMRPL	2770	9.853	0.571
关键变量	互联网接入率	Accessrate	2820	0.129	0.164
	互联网专业化水平	ITindustry	2820	0.011	0.007
控制变量	高校师生人数占比	Education	2820	0.016	0.022
	人均专利授权量	Patent	2820	0.066	0.162
	国民生产总值（对数）	lnGDP	2820	16.089	0.985
	人口密度	Popdensity	2820	5.723	0.923
	失业率	Unemploy	2820	0.042	0.047

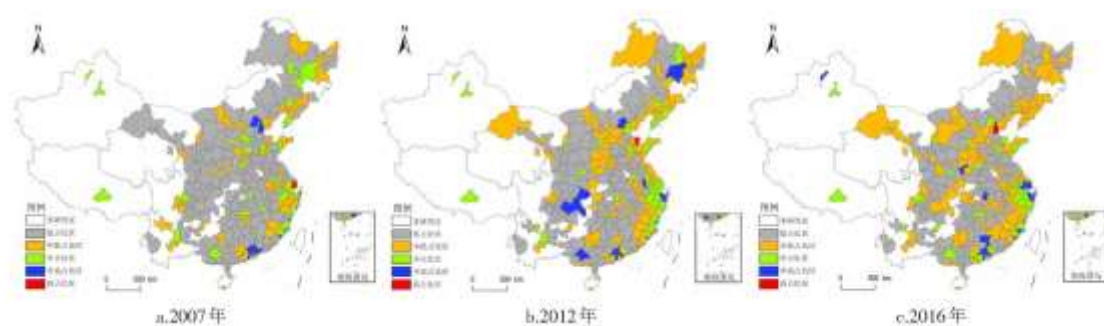


图 1 2007、2012、2016 年各城市互联网接入率空间分异



图 2 2007、2012、2016 年各城市互联网产业专业化水平

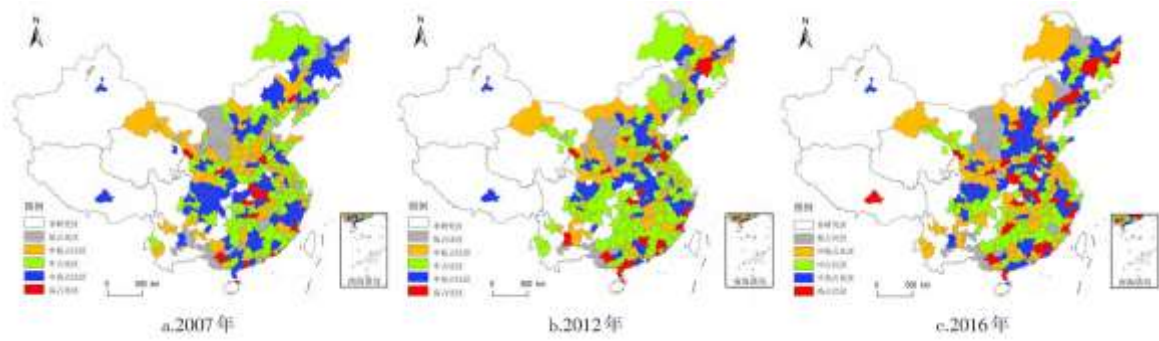


图 3 2007、2012、2016 年各城市贸易业专业化水平

与图 2 相比，城市互联网产业发展与互联网接入率的呈现不同的趋势。2007 年互联网人力资本主要表现为空间匀质，地区间人才差距较小；至 2012 年互联网人力资本向北京、上海、深圳、杭州、南京、大连、成都等部分大城市集聚，至 2016 年，互联网人力资本地区集聚水平进一步上升，地区差异日益明显。通过图 1、图 2 的对比可知，互联网基础设施的地区差距逐渐缩小而人力资本差距逐步扩大，当前地区间互联网竞争主要为互联网人才与应用能力的竞争。

图 3 反映了贸易业发展的空间演化过程。首先，沿海地区凭借区位与政策优势，贸易业发展水平相对较高。其次，贸易业与互联网产业的空间演化过程较为一致，互联网发展水平高的城市也有不错的贸易表现。另一方面，贸易业在空间集聚程度并不明显，而是以中心城市为基础，不断向周边城市发展，形成中心—外围结构。2007—2016 年，表现为贸易业从中心城市向周边城市扩散的趋势。

3.2 空间相关性检验

本文对 2007—2016 年贸易业与互联网发展水平、收入水平等指标进行了空间自相关检验。结果显示，2007—2011 年贸易业发展的空间自相关性不显著，2012—2016 年贸易业发展呈现空间自相关。2007—2016 年，对数收入水平的 Moran' sI 指数均为正，数值在 0.095~0.213 间波动，且均通过 1% 的显著性水平。关于互联网发展的 Moran' sI 指标，互联网从业人员在大部分年份中存在空间自相关，而互联网接入率的空间自相关程度相对较弱，仅在 2013—2015 年表现为空间正相关，具体结果见表 2。

3.3 空间计量回归结果

Moran' sI 检验反映出邻近城市的经济绩效存在显著的空间依赖性。进一步用 LR 检验与 Wald 检验判断空间杜宾模型能否简化为空间滞后模型 (SLM) 与空间误差模型 (SEM)。检验结果显示，LR_spatial_lag 和 Wald_spatial_lag 值分别为 90.32 和 91.82，在 1% 的水平上拒绝了 θ 为 0 的原假设，LR_spatial_error 和 Wald_spatial_error 值分别为 85.94 和 84.48，也拒绝了 $\theta + \rho\beta$ 为 0 的原假设，这说明空间杜宾模型更适合本文的研究。经 Hausman 检验，本文选择固定效应模型，关于互联网发展对产业分工的影响见表 3。

表 2 各经济变量的 Moran' sI 检验

年份	Trade	lnwage	Accessrate	ITindustry
2007	0.040	0.131***	0.014	0.088**

	(0.037)	(0.040)	(0.036)	(0.040)
2008	0.047	0.180***	0.043	0.088**
	(0.034)	(0.041)	(0.038)	(0.040)
2009	0.033	0.191***	0.056	0.115***
	(0.035)	(0.041)	(0.039)	(0.040)
2010	-0.009	0.213***	0.068	0.065**
	(0.028)	(0.041)	(0.039)	(0.039)
2011	0.000	0.187***	0.040	0.017
	(0.030)	(0.041)	(0.032)	(0.038)
2012	0.107***	0.111***	0.030	0.041
	(0.041)	(0.039)	(0.040)	(0.038)
2013	0.106***	0.168***	0.095**	0.023
	(0.041)	(0.041)	(0.040)	(0.039)
2014	0.130***	0.160***	0.068*	0.053
	(0.039)	(0.041)	(0.039)	(0.040)
2015	0.066*	0.153***	0.060*	0.062*
	(0.040)	(0.041)	(0.040)	(0.039)
2016	0.080**	0.095***	0.047	0.079**
	(0.039)	(0.038)	(0.038)	(0.039)

注：***、**、*分别表示 99%、95%、90%下的显著性水平。

根据表 3 的回归结果，空间滞后回归系数 ρ 与空间误差回归系数 λ 都在 1%水平上显著为正，这表明地区间外部性对城市贸易专业化具有重要影响。首先，关于互联网发展对贸易业发展的影响，根据 OLS、SEM、SLM 与 SDM 模型的回归结果，互联网接入率与互联网专业化程度的上升都将提高本地区贸易业的发展，体现了互联网加快需求对接速度，与贸易业协同发展的作用。教育水平、创新产出、经济发展水平也是加速本地贸易业发展的重要原因。

通过 SDM 模型分析经济变量的外部性，实证结果显示互联网接入率提高了邻近地区的贸易业占比，互联网专业化程度对邻近城市的贸易发展也有促进作用。通过上述分析可知，互联网的发展推动了区域贸易业的整体水平，而互联网人才集聚也有利于邻近城市的贸易业水平，推动一个地区的整体发展。

表 4 反映了互联网发展对城市收入水平的影响。OLS 回归的结果显示互联网接入率与互联网专业化的提升都将促进城市贸易业的发展。考虑互联网接入率与收入之间的内生性，使用工具变量进行回归，第一阶段回归结果显示，工具变量与互联网接入率在 1%水平上正相关，符合理论预期。第二阶段回归结果较 OLS 回归系数大幅增加，说明 OLS 估计低估了互联网接入率对工资的影响。工具变量检验结果显示不存在弱工具和识别不足问题 1。

表 3 互联网发展对城市贸易业的影响

	OLS	SEM	SLM	SDM
Accessrate	0.036*** (0.008)	0.021*** (0.007)	0.027*** (0.007)	0.013** (0.007)
ITindustry	0.364**	0.421***	0.394***	0.407***

		(0.162)	(0.141)	(0.141)	(0.129)
Education		0.014*** (0.003)	0.011*** (0.002)	0.012*** (0.003)	0.006** (0.002)
Patent		0.061** (0.012)	0.038*** (0.011)	0.047*** (0.011)	0.010 (0.010)
InGDP		0.017*** (0.002)	-0.004 (0.004)	0.001 (0.002)	0.119*** (0.005)
Popdensity		-0.040* (0.024)	-0.056*** (0.021)	-0.047** (0.019)	-0.049** (0.019)
Unemploy		0.036* (0.022)	0.012 (0.021)	0.020 (0.019)	0.022 (0.017)
WAccessrate					0.060*** (0.016)
WITindustry					-0.102 (0.248)
WEducation					0.006 (0.005)
WPatent					0.035** (0.017)
WlnGDP					0.126*** (0.006)
WPopdensity					0.049 (0.035)
WUnemploy					0.068* (0.041)
ρ 或 λ	-		0.477*** (0.029)	0.435*** (0.021)	0.412*** (0.020)
城市固定	控制		控制	控制	控制
年份固定	控制		控制	控制	控制
观测值	2820		2820	2820	2820
Adjust-R ²	0.110		0.056	0.116	0.050

注：***、**、*分别表示 99%、95%、90%下的显著性水平，括号内为标准差。表 4~表 5 同。

本文将工具变量第一阶段的回归结果放入空间模型中。空间模型的回归结果同样显示，互联网与贸易业的发展都将提高当地的收入水平，同时，创新产出、经济发展与人口密度等因素对城市收入水平的提升具有促进作用。SDM 模型经济变量外部性分析进一步显示，互联网覆盖率与互联网人力资本将带动周边地区的收入水平，而创新产出、经济发展与人口密度等因素对邻近城市收入增长具有负面影响。由此可知，互联网发展对周边城市收入水平具有正向的溢出效应，将推动区域整体收入水平的提高。

表 4 互联网发展对城市收入水平的影响

		工具变量回归			
		OLS	2SLS	SEM	SLM
Accessrate	0.049*** (0.016)	2.275*** (0.325)	2.006*** (0.334)	1.447*** (0.308)	1.652*** (0.401)
ITindustry	1.396*** (0.298)	2.309*** (0.325)	2.153*** (0.311)	1.929*** (0.301)	1.251*** (0.322)
Trade	0.063 (0.086)	0.476*** (0.116)	0.463*** (0.113)	0.314*** (0.108)	0.357*** (0.121)
Education	0.001 (0.006)	0.010 (0.006)	0.008 (0.006)	0.004 (0.006)	-0.002 (0.006)
Patent	0.188*** (0.023)	0.606*** (0.118)	0.519*** (0.119)	0.334*** (0.111)	0.154*** (0.050)
lnGDP	0.245*** (0.005)	0.045 (0.029)	0.066** (0.030)	0.061** (0.027)	0.136*** (0.036)
Popdensity	0.079* (0.045)	0.100** (0.045)	0.117*** (0.042)	0.111*** (0.041)	0.120*** (0.041)
Unemploy	0.003 (0.040)	-0.050 (0.041)	-0.047 (0.038)	-0.033 (0.037)	0.006 (0.038)
WAccessrate					0.893** (0.042)
WITindustry					1.223*** (0.570)
WTrade					-0.165 (0.195)
WEducation					0.020 (0.115)
WPatent					-0.797*** (0.196)
WlnGDP					-0.132* (0.049)
WPopdensity					-0.204*** (0.074)
WUnemploy					0.007 (0.088)
ρ 或 λ			0.169*** (0.024)	0.235*** (0.020)	0.169*** (0.023)
城市固定	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2820	2820	2820	2820	2820
Adjust-R ²	0.254	0.173	0.171	0.160	0.092

3.4 稳健性检验结果

表5中, 回归1、回归2分别汇报了使用滞后项回归与劳动边际产出作为因变量的回归结果。回归1显示, 滞后一期的互联网接入率依然在1%水平上与工资水平正向显著, 即互联网接入率的增加有助于提高地区工资水平。回归2显示, 以劳动边际产出为因变量, 得到了一致的结果, 互联网接入率与人力资本都将提高地区的劳动边际产出, 从回归系数来看, 互联网发展对劳动边际产出的影响更大。

4 结论与建议

本文研究发现, 互联网的发展提升了信息传播速度与信息匹配效率, 促进了城市贸易业发展与收入水平的提高。通过互联网与贸易业对城市收入水平的影响研究发现, 尽管互联网接入率提高了区域整体的收入水平, 但互联网人力资本集聚地区, 贸易业发展与收入增长速度将高于周边地区, 城市间收入差距可能进一步扩大。

表5 稳健性检验

	回归1	回归2
Accessrate		2.823*** (0.325)
LAccessrate	1.772*** (0.252)	

ITindustry	2.185*** (0.706)	2.811*** (0.406)
控制变量	是	是
城市固定	控制	控制
年份固定	控制	控制
观测值	2538	1939
Adjust-R ²	0.207	0.251

总体上看, 互联网加强了区域联动发展, 对贸易业与收入水平具有正向的空间溢出效应。但互联网发展并非空间匀质的, 随着人力资本集聚, 互联网应用能力将成为城市发展的核心竞争力。通过互联网空间演化发现, 中心城市的地位进一步加强, 其在贸易业发展与收入水平上优于邻近城市。可见, 互联网受人力资本等资源禀赋空间集聚的影响, 将形成新一轮的城市发展差异。在互联网基础设施建设地区趋同的情况下, 培育互联网人力资本, 将成为优化城市产业结构, 提升城市收入水平与竞争力的重要手段。

参考文献:

- [1]赵亚明. 地区收入差距: 一个超边际的分析视角[J]. 经济研究, 2012, 47 (S2): 31-68.
- [2]黄仁宇. 中国大历史[M]上海: 生活·读书·新知三联书店, 2007.
- [3]白重恩, 钱震杰, 武康平. 中国工业部门要素分配份额决定因素研究[J]. 经济研究, 2008 (8): 16-28.
- [4]钱晓烨, 迟巍. 国民收入初次分配中劳动收入份额的地区差异[J]. 经济学动态, 2011 (5): 40-46.
- [5]伍山林. 劳动收入份额决定机制: 一个微观模型[J]. 经济研究, 2011 (9): 55-68.
- [6]樊纲, 王小鲁, 张立文, 等. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究, 2003 (1): 9-18.
- [7]黄先海, 徐圣. 中国劳动收入比重下降的成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角[J]. 经济研究, 2009 (7): 34-44.
- [8]周茂, 陆毅, 李雨浓. 地区产业升级与劳动收入份额: 基于合成工具变量的估计[J]. 经济研究, 2018 (11): 132-147.
- [9]姚树洁, 冯根福, 韦开蕾. 外商直接投资和经济增长的关系研究[J]. 经济研究, 2006 (12): 35-46.
- [10]林毅夫, 蔡昉, 李周. 中国经济转轨时期的地区差距分析[J]. 经济研究, 1998 (6): 3-10.
- [11]蔡昉, 都阳. 中国地区经济增长的趋同与差异——对以西部开发战略的启示[J]. 经济研究, 2000 (10): 30-37.
- [12]Kuhn P, Skuterud M. Internet job search and unemployment durations[J]. American Economic Review, 2004, 94 (1): 218-232.
- [13]胡鞍钢, 周绍杰. 新的全球贫富差距: 日益扩大的“数字鸿沟”[J]. 中国社会科学, 2002 (3): 34-48.

-
- [14]邱泽奇, 张樹沁, 刘世定. 从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角[J]. 中国社会科学, 2016(10):93-115.
- [15]金春枝, 李伦. 我国互联网数字鸿沟空间分异格局研究[J]. 经济地理, 2016, 36(8):106-112.
- [16]彭继增, 陶旭辉, 徐丽. 我国数字化贫困地理集聚特征及时空演化机制[J]. 经济地理, 2019, 39(2):169-179.
- [17]Acemoglu D. Directed Technical Change[J]. Review of Economic Studies, 2002, 69(4):781-809.
- [18]Forman C, Goldfarb A, Greenstein G. The internet and local wages:a puzzle[J]. The American Economic Review, 2012, 12(1):556-575.
- [19]Kaz L. Some recent developments in labor economics and their implications for macroeconomics[J]. Journal of Money, Credit&Banking, 1988(3):526-530.
- [20]Sassen S. Cities:a window into larger and smaller worlds[J]. European Educational Research Journal, 2012(1):1-10.
- [21]Duranton G, Puga D. From sectoral to functional urban specialization[J]. Journal of Urban Economics, 2005(57):343-370.
- [22]张若雪. 从产品分工走向功能分工:经济圈分工形式演变与长期增长[J]. 南方经济, 2009(9):37-48.
- [23]马燕坤. 城市群功能空间分工形成的演化模型与实证分析[J]. 经济管理, 2016(12):31-46.
- [24]Harris R. The Internet as a GPT:factor market implications[C]//Helpman E. General Purpose Technologies and Economic Growth. Cambridge:MIT Press, 1998.
- [25]胡秋阳. 产业分工与劳动报酬份额[J]. 经济研究, 2016(2):82-96.
- [26]吴义爽, 徐梦周. 制造企业“服务平台”战略、跨层面协同与产业间互动发展[J]. 中国工业经济, 2011(11):48-58.
- [27]Meijers H. Does the Internet generate economic growth, international trade, or both[J]. International Economics & Economic Policy, 2014, 11(1-2):137-163.
- [28]Yushkova E. Impact of ICT on trade in different technology groups:analysis and implications[J]. International Economics and Economic Policy, 2014, 11(1):165-177.
- [29]王慧敏. 跨境电子商务与国际贸易转型升级[J]. 国际经济合作, 2014(10):60-62.
- [30]余益民, 陈韬伟, 赵昆. 中国与东盟跨境电子商务发展及对策——基于贸易便利化与国际贸易单一窗口的研究[J]. 经济问题探索, 2018(4):128-136.
- [31]马述忠, 房超, 张洪胜. 跨境电商能否突破地理距离的限制[J]. 财贸经济, 2019(8):116-131.

[32]Goldberg P,Pavcnik N.Distributional effects of globalization in developing countries[J]. Journal of Economic Literature, 2007, 45(1):39-82.

[33]Harrison A, Mc Laren J, Mc Millan M. Recent perspectives on trade and inequality[J]. Annual Reviews of Economics, 2011, 3(1):261-289.

[34]Foellmi R, Oechslin M. Market imperfections, wealth inequality, and the distribution of trade gains[J]. Journal of International Economics, 2010 81(1):15-25.

[35]Haskel J, Lawrence R, Leamer E, et al. Globalization and U. S. wages:modifying classic theory to explain recent facts[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2012, 26(2):119-140.

[36]Tang L X. Entrepreneur income inequality, aggregate saving and the gains from trade[J]. Review of Economic Dynamics, 2020(5):1-23.

[37]Wacziarg R, Welch K. Trade liberalization and growth:new evidence[J]. World Bank Economic Review, 2008, 22(2):187-231.

[38]Aiyagari R. Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(3):659-684.

[39]靳卫东. 人力资本与产业结构转化的动态匹配效应——就业、增长和收入分配问题的评述[J]. 经济评论, 2010(6):137-142.

[40]宋马林, 金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效[J]. 经济研究, 2016(12):47-61.

[41]盖庆恩, 朱喜, 程名望, 等. 要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J]. 经济研究, 2015(5):61-75.

[42]聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012(5):142-158.

注释:

1 工具变量回归结果显示, Anderson canon. corr. LM 的 P 值为 0, 不存在识别不足问题; Cragg-Donald Wald F 值大于临界值 10, 不存在弱工具问题。