

# 非对称网络关注、国内市场整合与城市间收入差距\*

邹 薇 黄仁豪

**内容提要:**互联网发展改变了获取注意力资源的方式与成本,而网络关注的非对称性影响着地区间的市场整合与收入差距。本文首次将中国城市间的地名搜索百度指数、投入产出表和城市统计年鉴等数据相结合,系统考察城市间非对称网络关注对收入差距的影响,以及包括人口流动、商品贸易与资本流动在内的国内市场整合所发挥的机制作用。研究发现,促进高收入城市对低收入城市的网络关注可以产生“帮扶效应”,有助于缩小城市间收入差距,反之则会产生“挤出效应”,导致收入差距扩大,并且在稳健性检验后结论依旧成立。对城乡收入的异质性检验还发现,非对称网络关注对于地区间农村收入差距的缩小作用更为明显,其效应是城镇的5.6倍。机制分析表明,短期与长期的人口流动、最终品与中间品的贸易成本、固定资本与非固定资本的流动成本均发挥了显著的机制作用,这解释了非对称网络关注缩小城市间收入差距的影响路径。本文的研究为探讨互联网如何推动地区间共同富裕提供了新的见解。

**关键词:**互联网关注 收入差距 人口流动 商品贸易 资本流动

**作者简介:**邹 薇(通讯作者),武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师,430072;

黄仁豪,武汉大学经济与管理学院博士研究生,430072。

**中图分类号:**F244 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2025)05-0024-16

## 一、引言

党的十八大以来,得益于互联网基础设施建设的全面覆盖,中国的信息化发展迅速推进,互联网普及率显著提升。截至2023年,中国互联网普及率达到77.5%的新高峰,网民规模达10.92亿人,较2012年几乎翻了一番。<sup>①</sup>随着互联网技术的广泛应用,人们逐渐习惯通过便捷高效的网络搜索引擎获取各类信息,这一趋势使得网络注意力成为一种重要的无形资源,对社会经济活动产生深远影响。互联网发

\* 基金项目:国家社会科学基金重大招标项目“解决相对贫困的扶志扶智长效机制研究”(20&ZD168);国家自然科学基金项目“代际传递、邻里效应与教育贫困:基于社会网络经济学视角”(71973102)。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。邹薇电子邮箱:zouwei@whu.edu.cn。

<sup>①</sup> 数据来源:《中国互联网络发展状况统计报告》。

展改变了获取注意力资源的方式和成本,而且注意力又是获取信息的必要前提,有效的信息获取能够显著降低经济活动中的不确定性。尽管互联网关注推动了地区间信息不对称的减少,但中国各地区的互联网使用情况并不均衡,互联网普及程度较高的地区,其居民更容易利用互联网平台获取信息服务,且该地区丰富的信息资源也更有可能会被外地居民检索。因此,不同地区间的网络关注呈现出非对称性。

为助力互联网普惠的深入推进,促进兼顾效率与公平的全面均衡发展,中国政府提出了“互联网+”“智慧城市”“数字中国”等一系列信息化发展战略(程名望、张家平,2019)。已有研究表明,数字经济的发展在缩小区域收入差距(柳毅等,2023)和城乡收入差距(黄永春等,2022)方面具有重要作用,并能够促进收入的包容性增长(张勋等,2019)。然而,现有研究大多侧重于互联网产业技术的发展,而忽视了互联网推动的注意力资源变化以及双边非对称性问题。随着中国社会主要矛盾的转化,即人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,一个值得深入探讨的问题是,网络关注的非对称性与地区收入差距之间是否有因果关联?若存在关联,机制渠道又是如何?本文的核心便是探讨有向网络关注在地区间的非对称特征对收入分配的影响及其作用路径。

与此同时,国务院提出要畅通国内大循环,加快建设全国统一大市场,推进全国范围内的市场联通,推动商品和要素资源在地区间的自由流动,最终目标是实现全体人民共同富裕。商品要素的畅通流动与网络关注密切相关。有学者发现,网络关注能够降低地区间的贸易成本,互联网普及率较高的地区更容易通过加强网络关注破除贸易壁垒,而普及率较低的地区则难以有效传递信息到贸易目的地(余典范等,2022)。此外,许多文献也证实互联网使用对迁移意愿和投资行为存在影响,进而影响地区间的人口流动和资本流动(周广肃、梁琪,2018;Grubanov-Boskovic等,2021)。由于跨地区流动同样具有“矢量”属性,那么网络关注的非对称性是否也会影响商品和要素流动的非对称性?商品的贸易与生产要素的优化配置对于经济增长至关重要,不仅是经济发展的基础和前提,更是推动收入增长的关键因素。因此,本文在探讨非对称网络关注的机制渠道时,尤为关注地区间商品和要素流动的传导作用。

基于上述现实基础和逻辑分析,本文首次将中国城市间地名搜索百度指数、城市间投入产出表和城市统计年鉴等数据相结合,评估城市间非对称网络关注对收入差距的影响,以及包括人口流动、商品贸易与资本流动在内的国内市场整合的机制作用。首先,基准回归分析发现,高收入城市对低收入城市的网络关注可以产生“帮扶效应”,有助于缩小城市间的收入差距,反之低收入城市对高收入城市的网络关注则会导致“挤出效应”,进一步扩大收入差距。其次,本文将被解释变量分别替换为城镇人均收入、农村人均收入的相对值,结果显示回归系数均显著为负,并且非对称网络关注对于地区间农村收入差距的缩小作用更明显,其回归系数是城镇的5.6倍。最后,在传导机制方面,本文发现短期与长期的人口流动、最终品与中间品的贸易成本、固定资本与非固定资本的流动成本均发挥了显著的机制作用,这解释了非对称网络关注缩小城市间收入差距的影响路径。

与现有研究相比,本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,本文从微观层面补充了关于注意力资源配置对区域协调发展影响的研究,通过使用互联网搜索指数,本文能够刻画城市间的网络关注度,这与现有研究中更侧重探讨数字化转型、数字经济发展等互联网产业技术相关的概念有所不同;第二,本文创新性地聚焦于城市间网络关注的非对称性及其引致的收入分配效应,通过提取双边网络关注中的非对称性成分,重点分析了这种非对称网络关注对缓解高收入和低收入城市间收入差距的影响,从而丰富了相关领域的研究视角和内容;第三,本文从国内市场整合的多个视角对非对称网络关注的作用机制进行深入分析,通过测算人口流动规模、商品贸易与资本流动的非对称成本,构建了相对流动指标作为机制变量,并提供了非对称网络关注通过影响国内市场整合进而影响城市间收入差距的实证证据。

## 二、理论分析

互联网作为一种提高商品生产和服务供给效率、降低市场搜寻和匹配成本的现代信息技术,被看作世界经济第五次康德拉季耶夫周期的标志(Yushkova, 2014),并对社会各层次、各领域均产生了广泛影响(施炳展, 2016)。有效信息的获取可以降低经济的不确定性,而注意力则是获取信息的必要条件。尽管互联网的发展使得获取信息需要付出的成本降低,但互联网使用情况在中国各地区间并不均衡,这导致地区间双向网络关注存在非对称性。接下来,本文将从理论分析的角度提出研究假说。

本文首先从一个简单的理论模型出发,分析非对称网络关注对地区间收入差距的影响。陈永伟(2016)在 Helpman(1995)模型的基础上将消费者偏好引入效用函数,并考虑垄断竞争厂商对产量的影响。Yu等(2022)采用类似的建模思路,并推导出收入差距的相关公式。本文遵循文献思路在模型中加入关键指标“网络关注”,并结合相关文献进行深入分析。

假设国家内部一共有  $N$  个地区,起始地区  $o$  和目标地区  $d$  均在集合中( $o, d \in N$ )。在地区  $o$  与地区  $d$  之间存在商品和要素资源的流动。地区  $d$  的代表性消费者的效用函数可以写为 CES 形式:

$$U_d = \left[ \sum_o^N \int_{n_o} [a_{do} x_{od}(z)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dz \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} = \left[ \sum_o^N n_o (a_{do} x_{od})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中,效用函数中的  $a_{do}$  为消费者偏好,即地区  $d$  的消费者地区  $o$  所生产商品的偏好程度(Combes等, 2005),  $n_o$  为地区  $o$  生产的商品种类数量,  $x_{od}$  表示地区  $o$  流动至地区  $d$  的商品数量,参数  $\sigma$  是替代弹性( $\sigma > 1$ )。由于互联网快速普及极大地改变了人们的信息获取方式和社会交往态度,同时也对社会公众的公共意识和社会信任产生了重要影响(王伟同、周佳音, 2019),消费者偏好可以写为网络关注的函数,即  $a_{do}(I_{do})$ ,其中  $I_{do}$  为地区  $d$  的代表性消费者对地区  $o$  的网络关注程度。

假设地区  $d$  的代表性消费者的名义总收入为  $Y_d$ ,地区  $o$  流动至地区  $d$  的商品价格为  $p_{od}$ ,由于预算约束要求总消费不能超过总收入,即:

$$\sum_o^N n_o p_{od} x_{od} \leq Y_d \quad (2)$$

因此,式(1)和式(2)组成了消费者面临的最优化问题,通过一阶条件易得:<sup>①</sup>

$$x_{od} = a_{do}^{\sigma-1} p_{od}^{-\sigma} P_d^{\sigma-1} Y_d \quad (3)$$

其中,  $P_d$  可以理解为地区  $d$  的价格指数,即:

$$P_d = \left[ \sum_o^N n_o a_{do}^{\sigma-1} p_{od}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (4)$$

由于地区间贸易存在冰山成本,跨地区的商品贸易价格可以表示为起始地区的生产价格和两地区间贸易成本的乘积,即  $p_{od} = \tau_{od} p_o$ 。因此,地区  $d$  从地区  $o$  购买商品的名义支出可以表示为:

$$X_{od} = n_o p_{od} x_{od} = n_o a_{do}^{\sigma-1} \tau_{od}^{1-\sigma} p_o^{1-\sigma} P_d^{\sigma-1} Y_d \quad (5)$$

从生产方的视角看,假设代表性厂商的生产函数规模报酬递增,并且劳动是唯一投入要素,厂商需要支付固定成本  $F$  和边际成本  $C$ ,因此地区  $o$  生产  $x_o$  单位的商品需要的劳动人数为  $L_o = F + Cx_o$ 。

① 推导过程可见线上附录。

仿照 Krugman(1979)的设定,在市场结构为垄断竞争的条件下,生产均衡要求:企业边际收益等于边际产出;每个利润最大化的企业最终都获得零利润。设定  $w_o$  为地区  $o$  的平均收入,根据以上两个条件,可以得到均衡价格为  $p_o = \sigma C w_o / (\sigma - 1)$ ,均衡产出为  $x_o = (\sigma - 1) F / C$ 。<sup>①</sup>另外,均衡时任意地区的总收入等于总产出,即  $Y_d = n_d p_d x_d$ ,因此式(5)可以表示为:

$$X_{od} = \xi n_o n_d a_{do}^{\sigma-1} \tau_{od}^{1-\sigma} w_o^{1-\sigma} P_d^{\sigma-1} w_d \quad (6)$$

其中,  $\xi = \sigma^{2-\sigma} / (\sigma - 1)^{1-\sigma} C^{1-\sigma} F$ 。因此,在式(6)的基础上,地区  $o$  与地区  $d$  之间的相对收入可以写为:

$$\frac{w_o}{w_d} = \left( \frac{a_{od}}{a_{do}} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \left( \frac{\tau_{od}}{\tau_{do}} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \left( \frac{P_o}{P_d} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \left( \frac{X_{od}}{X_{do}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (7)$$

将式(7)对数线性化,并代入  $\ln \frac{a_{od}(I_{od})}{a_{do}(I_{do})} = \gamma_1 \ln \frac{I_{od}}{I_{do}} + \xi_1$ ,便可得到本文的简约式模型:

$$\ln \frac{w_o}{w_d} = \lambda_1 \ln \frac{I_{od}}{I_{do}} + Control_{od} + \varepsilon_{od} \quad (8)$$

其中,系数  $\lambda_1 = \gamma_1(1 - \sigma) / \sigma$ ,  $Control_{od}$  表示控制变量,  $\varepsilon_{od}$  表示误差项。

接下来需要厘清地区间网络关注与消费者偏好之间的关系。现代行为经济学将注意力视为一种稀缺资源,以往研究通常将决策者的本地偏好归结为异地决策者之间的信息不对称,但有限注意力为本地偏好提供了另一种解释(黄纯纯等,2024)。尽管互联网的发展允许决策者对千里之外的市场进行全方位的了解,但注意力资源的有限约束仍然限制了决策者广泛地搜集信息。网络关注的增强意味着更多的注意力资源被分配,因而决策者对可见度更高的地区表现出更强的偏好。这表明,消费者偏好  $a_{od}$  会伴随着网络关注  $I_{od}$  的提高而增加,即  $a_{od} \propto I_{od}$ ,可以写为  $(a_{od}/a_{do}) \propto (I_{od}/I_{do})$ ,因此有  $\gamma_1 > 0$ ,以及式(8)的系数  $\lambda_1 < 0$ 。基于以上分析,本文提出研究假说1。

假说1:非对称网络关注的提高会显著降低地区间相对收入水平,即促进高收入地区对低收入地区的网络关注会缩小地区间收入差距,反之则会扩大。

随着互联网基础建设的持续推进,中国经济经历了巨大变革,生产要素的配置方式也在潜移默化中受到影响(白俊红等,2022)。互联网通过提供开放、便捷的网络搜索平台,帮助决策者搜集、整理和分析非本地的市场信息,拓宽了不同地区市场间的供需双方良性互动的可能性集合,从而逐步弱化各部门在不同地区间的经济活动边界,促使更多地区积极融入互联网传播网络和国内市场体系。本文主要从人口流动、商品贸易与资本流动等角度探讨国内市场整合的机制作用。

人口流动在地区间收入分配中扮演着重要角色。自21世纪以来,由于中国地区经济呈现非均衡发展态势,非农劳动力不断向沿海等较发达地区集聚,沿海与内陆之间的收入差距逐渐加大(赵伟、李芬,2007)。在探究人口跨区流动的决定因素时,早期研究多使用引力模型来检验地理距离与人口规模之间的相互作用(Zipf, 1946),而最近的研究开始关注社会网络对人口流动地选择的直接影响(Zhao和Qu, 2022; Guo等, 2024)。互联网搜索能够降低人口流动的决策成本,从而促进居民的迁移意愿与迁移动机(Weng等, 2024),网络搜索引致的注意力配置也在一定程度上影响选址决策(Vilhelmson和Thulin, 2013)。因此,高收入地区对低收入地区的网络关注  $I_{od}$  更有助于被关注地区  $d$  的人口流入  $migra_d$ ,当网络关注的非对称性  $I_{od}/I_{do}$  越大时,两地的人口流入相对比值

<sup>①</sup> 推导过程可见线上附录。

$migra_o/migra_d$  越小,由于劳动力集聚效应的存在,高低收入地区间的收入差距  $w_o/w_d$  也随之减小。

互联网开放的网络平台推动着更多地区融入贸易网络。传统理论指出,地理距离是双边贸易的重要组成部分,但有研究发现信息成本同样对双边贸易变化有着重要的解释力(Wilson,2016)。互联网提供了获取注意力资源的新渠道,能够降低决策者需要支付的信息成本,同时也能减弱地方保护对本地市场的扭曲(李秦等,2014)。两地间因互联网产生的联系越紧密,双边信任程度得以提升,国内地区间贸易成本则越低(余典范等,2022)。从国际贸易的角度看,互联网关注同样可以通过降低不确定性来推动对被关注国家的贸易(施炳展、金祥义,2019)。因此,互联网搜索平台能够减少信息不对称和提高市场透明度,利用互联网进行有向关注能够显著降低跨地区贸易的成本,进而推动地区间贸易的增长。

互联网关注影响着投资决策,助力资本要素对外流动。新古典经济学通过理性经济人假说推演出一整套关于个体行为与市场行为的理论体系,但随着有限理性假说的兴起,越来越多的经济学家开始接受偏好的内生性以及理性的局限性(黄纯纯等,2024)。由于地理距离、文化习俗等客观因素的影响,投资者常面临巨大的信息不对称(Akerlof,1970),因此通常更倾向于熟悉的事物。然而,互联网平台可以拓宽投资者的视野,帮助他们收集、整合被关注地区的信息,降低信息摩擦和信息成本(Mondria等,2010),这在一定程度上降低了投资者在进行跨地区投资时因信息资源劣势而导致的额外交易成本,同时也意味着地区层面的资本流动成本将会随之减小。

因此,非对称网络关注  $I_{od}/I_{do}$  越大,起始地区  $o$  相对于目标地区  $d$  在商品贸易、资本流动的双边成本上越具优势,即:

$$\frac{\tau_{od}}{\tau_{do}} \propto \left( \frac{I_{od}}{I_{do}} \right)^{-\gamma_2}, \gamma_2 > 0 \quad (9)$$

代入式(8)可得拟合值  $\ln \widehat{\tau_{od}/\tau_{do}}$  的系数为  $-\lambda_1/\gamma_2 > 0$ 。这意味着非对称成本中能够被非对称网络关注所解释的部分,其值与相对收入之间存在正相关关系。这一结果表明,高收入地区对低收入地区的双边成本占优,有助于高收入地区的商品和资本要素等向低收入地区流动,从而激发后者的市场活力,促进产业的合作与发展,进而缩小两地间的收入差距。基于以上分析,本文继续提出关于机制分析的研究假说2。

假说2:国内商品和要素流动是非对称网络关注缩小地区间收入差距的机制渠道。

### 三、实证策略、变量测度与数据来源

#### (一) 计量模型构建

为检验非对称网络关注对城市间收入差距的影响,本文构建如下计量回归模型:

$$\ln \frac{Income_{ot}}{Income_{dt}} = \lambda_1 \ln \frac{BSI_{odt}}{BSI_{dot}} + \lambda_2 \ln \frac{Control_{ot}}{Control_{dt}} + \delta_{od} + \phi_t + \varepsilon_{odt} \quad (10)$$

其中, $o$ 和 $d$ 分别表示起始与目标城市, $t$ 表示年份, $Income_{ot}$ 表示城市 $o$ 的居民人均收入, $BSI_{odt}$ 表示人均网络关注,即城市 $o$ 的互联网用户对以城市 $d$ 为关键词搜索的百度整体指数年均值与城市 $o$ 的互联网用户数之比, $Control_{ot}$ 表示城市 $o$ 的控制变量, $\delta_{od}$ 表示城市对层面的固定效应, $\phi_t$ 表示时间层面的固定效应, $\varepsilon_{odt}$ 表示随机误差项。在已有研究非对称性解释变量的文献中,有学者在实证模型中加入具有“矢量属性”的单向非对称性变量(余典范等,2022)或者双向非对称性变量(杨继彬等,2021),但

是这种方法关注的是解释变量本身的作用,而本文更聚焦于网络关注的非对称成分与城市间收入差距的关系,因此在简约式模型的基础上保留了比值对数的形式,类似做法的文献有赵子乐和林建浩(2017)、Yu等(2022)。同时出于异质性的考虑,本文仍构建了加入单边解释变量的回归模型,如下:

$$\ln \frac{Income_{ot}}{Income_{dt}} = \begin{cases} \mu_1 \ln BSI_{odt} \\ \mu_2 \ln BSI_{dot} \end{cases} + \lambda_2 \ln \frac{Control_{ot}}{Control_{dt}} + \delta_{od} + \phi_t + \varepsilon_{odt} \quad (11)$$

后文在采用模型(11)分析异质性时,仅按照城市收入保留高收入起始城市与低收入目标城市分组。在回归分析中, $\lambda_1$ 、 $\mu_1$ 和 $\mu_2$ 是本文最关注的参数,如果模型(10)中的系数 $\lambda_1$ 在统计上显著为负,则表明高收入城市 $o$ 对低收入城市 $d$ 的网络关注非对称性的增加有助于缩小城市间收入差距,同时也表明低收入城市 $o$ 对高收入城市 $d$ 的网络关注非对称性的增加会扩大城市间收入差距,模型(11)中的系数 $\mu_1$ 和 $\mu_2$ 的符号可以在统计上佐证这一结论,同时也能反映非对称变量在不同方向上表现出的异质性影响。

## (二)变量测度方法

### 1. 被解释变量

如前文所述,本文以各城市间的居民人均收入的比值作为城市间相对收入的衡量指标。由于绝大多数城市仅公布了城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入,<sup>①</sup>因此本文使用城镇化率<sup>②</sup>作为权重得到加权后的各城市居民人均收入。鉴于农村居民收入统计口径的变动,本文还更换了人均收入指标的数据来源作为稳健性检验,即使用投入产出表的“增加值”栏目中各城市的“劳动者报酬”与常住人口之比计算得到人均劳动报酬。

### 2. 核心解释变量

作为全球最大的中文搜索引擎,百度搜索拥有广泛的用户,自2011年起百度开始发布百度搜索指数(Baidu Search Index, BSI),该指数是以网民在百度的搜索量为数据基础,以关键词为统计对象,科学分析并计算出各个关键词在百度网页搜索中搜索频次的加权和,反映网民对于某一事物的信息获取量。当百度搜索来源为某一城市、关键词为另一城市时,可以在一定程度上用来度量城市之间网络层面的关注程度(虞洋等,2019)。因此,本文可以通过设置关键词和来源城市的方式,来获得从一个城市到另一个城市的搜索指数。例如,可以设置时间为年初至年末(年份 $t$ ),来源城市为武汉(起始城市 $o$ ),关键词设置为“北京”(目标城市 $d$ ),便可得到武汉对北京的百度搜索指数,之后再与武汉(起始城市 $o$ )的互联网用户数相除便是本文的人均网络关注 $BSI_{odt}$ ,即:

$$BSI_{odt} = \frac{\text{在}t\text{年起始城市}o\text{对目标城市}d\text{的百度搜索指数}}{\text{在}t\text{年起始城市}o\text{的互联网用户数}} \quad (12)$$

因此,城市间地名搜索的用户均值构成了一个具有非对称属性的有向交互网络,通过比值的形式( $BSI_{odt}/BSI_{dot}$ )可以得到两地间人均网络关注的非对称性。

### 3. 机制变量

人口流动可以细分为短期人口流动与长期人口流动。短期人口流动指标采用国内游客到该城市旅游的总人次与该城市常住人口之比来衡量,长期人口流动指标则使用该城市常住人口相对于户籍人口的净增长率来衡量,二者分别反映出各城市对于外来人口开展短期或长期流动的吸引力。

① 由于统计口径的变化,2013年之前城市统计公报公布的均为农村居民人均纯收入数据,在2013年开始实施城乡一体化住户收支与生活状况调查制度之后,统计公报公布的则为农村居民人均可支配收入数据(李兰冰等,2020)。

② 城镇常住人口占常住总人口的比重。

商品贸易和资本流动使用跨地区成本衡量。商品贸易可以细分为最终品贸易(包括农村居民消费、城镇居民消费与政府消费)与中间品贸易(包括所有中间投入品),资本流动则可以细分为固定资本流动(用固定资本形成总额衡量)与非固定资本流动(用存货增加衡量),所有城市间流量数据均来自中国城市间投入产出表的“中间使用”和“最终使用”栏目。非对称流动成本 $\tau_{od}$ <sup>①</sup>的测算方式如下。

定义 $\tau_{od} = t_{od}t_o$ ,其中 $t_{od}$ 为双边流动成本中的对称成分, $t_o$ 为城市 $o$ 的流出特定成本。基于Tombe和Zhu(2019),考虑以下式子:

$$\ln \frac{\pi_{od}}{\pi_{dd}} = S_o - S_d - \sigma \ln(\tau_{od}) \quad (13)$$

其中, $\pi_{od}$ 表示城市 $d$ 的支出中来自城市 $o$ 的份额, $S_d$ 表示城市 $d$ 的市场竞争力。为了得到流出特定成本 $t_o$ ,假设对称流动成本 $t_{od}$ 主要受到城市间的地理距离( $D_{od}$ )和是否毗邻( $B_{od}$ )的影响,故有:

$$\ln \frac{\pi_{od}}{\pi_{dd}} = \beta_0 + \beta_1 \ln D_{od} + \beta_2 B_{od} + \rho_d + \omega_o + \varepsilon_{od} \quad (14)$$

比较式(13)和式(14),能够得到流入地固定效应 $\hat{\rho}_d = -S_d$ ,流出地固定效应 $\hat{\omega}_o = S_o - \sigma \ln(t_o)$ ,因此流出特定成本 $t_o = \exp\left[-(\hat{\omega}_o + \hat{\rho}_d)/\sigma\right]$ ,并参考Yu等(2022)设定替代弹性 $\sigma = 9$ 。由于双边流动成本的非对称性实际上等同于流出特定成本的相对差距,因此可写为:

$$\frac{\tau_{od}}{\tau_{do}} = \frac{t_o}{t_d} \quad (15)$$

#### 4. 控制变量

本文基于地区特征控制了以下因素:移动电话用户数可以反映城市内移动通信的基建规模,用来控制规模效应的影响;地区生产总值捕捉了各城市的经济发展程度,对地区收入水平有直接的影响;出口总额反映了各城市的开放程度和在全球经济中的影响力;产业结构使用各城市第三产业与第二产业增加值之比衡量,这一度量能够清楚地反映出产业结构的高级化过程(干春晖等,2011);常住人口密度使用常住人口与城市面积之比衡量,捕捉了人口地理分布的疏密程度;公路网密度使用公路总里程与城市面积之比衡量,反映了城市内的交通基础设施情况;获得发明数量则反映了城市的自主创新能力与知识产权意识。

#### (三)数据来源与描述统计

本文的数据主要有三个来源:(1)核心解释变量人均网络关注使用城市间地名百度搜索指数的爬虫数据,来自Guo等(2022)在GitHub上公开的数据库,<sup>②</sup>该项目为北京大学时空大数据与社会感知研究组的成果,涵盖年份为2011—2019年;(2)中国城市间投入产出表来自中国碳核算数据库(CEADs),该数据库由清华大学关大博教授团队创建,其研究团队基于熵值模型构建了一套城市尺度投入产出模型的编制框架(Zheng等,2022),涵盖年份为2012年、2015年和2017年;(3)其余变量的统计数据均来自《中国城市统计年鉴》、城市统计公报等公开数据以及EPS数据平台整理的中国城市数据库。综上所述,本文最终数据的年份为2012年、2015年和2017年,并逐年剔除缺失数据的城市样本,另由于城市间投入产出表的西藏、云南、海南、青海等四个省(区)没有地级市层面

① 商品贸易成本和资本流动成本采用相同方法测算。为便于表述,这里统称为流动成本。

② Guo等(2022)对百度指数进行爬取,提供了国内各城市间的搜索指数数据,并按年份取均值以排除季节变化的影响。此外,引起全国关注的突发公共事件可能使一个城市的搜索指数在短时间内骤增,而这些事件常常是短暂且负面的,因此Guo等(2022)提供的数据中忽略高于年平均被搜索量4倍的异常值。感谢论文作者的无私提供,当然文责自负。

数据,故剔除这四个省(区),最终本文基准回归共覆盖269个城市。

需要特别说明的是:首先,个别城市存在部分数据缺失,参考已有文献的做法(石大千等,2018;程德智、王满仓,2021),本文利用近3年平均增长率进行补值处理;其次,在回归时均采用城市 $o$ 与城市 $d$ 原始数据比值的对数形式,但由于长期人口流动变量存在负数,因此仅该变量采用城市间差值的形式;另外,本文在回归模型中同时考虑了起始城市和目标城市的特征变量,与已有文献做法一致(施炳展,2016;杨继彬等,2021)。表1展示了所有变量的描述性统计结果。

表1 描述性统计结果

变量类型	变量为原始数据在城市间的比值对数形式 $\ln(X_{oi}/X_{di})$				
	变量名称	原始数据含义	样本量	标准差	最大值
被解释变量	人均收入	居民人均可支配收入	215204	0.4494	1.9785
	人均劳动报酬	劳动者报酬与常住人口之比	215204	0.6561	2.5469
	城镇人均收入	城镇人均可支配收入	215204	0.3091	1.1628
	农村人均收入	农村人均可支配收入	213600	0.4334	2.0891
解释变量	人均网络关注	百度指数与互联网用户数之比	215204	1.0151	7.5663
机制变量	短期人口流动	国内游客总人次与常住人口之比	213600	0.9303	3.9446
	长期人口流动	常住人口相对户籍人口的净增长	215204	0.4306	3.7692
	最终品贸易	最终品贸易成本	215204	0.1932	0.8304
	中间品贸易	中间品贸易成本	215204	0.1912	0.8546
	固定资本流动	固定资本流动成本	215204	0.2618	1.0411
	非固定资本流动	非固定资本流动成本	215204	0.2314	1.2904
控制变量	移动电话用户数	移动电话年末用户数	215204	1.0975	4.5458
	地区生产总值	地区生产总值	215204	1.2781	4.9833
	出口总额	地区出口总额	215204	3.2229	14.1713
	产业结构	第三产业与第二产业增加值之比	215204	0.5643	3.2516
	常住人口密度	常住人口与城市面积之比	215204	1.3553	6.8442
	公路网密度	公路里程与城市面积之比	215204	0.8338	3.5862
	获得发明数量	当年获得的发明数量	215204	2.3966	9.8818

注:长期人口流动存在负数,因此采用城市间差值的形式;由于变量在地区间对称,故均值均为0,最小值均为最大值的相反数。

#### 四、实证结果分析

##### (一)基准回归结果

表2展示了非对称网络关注影响城市间收入差距的逐步回归结果。第(1)列仅控制了年份固定效应,核心解释变量非对称网络关注的估计系数显著为负,并且在逐渐加入城市对固定效应、移动电话用户数、地区生产总值以及其他控制变量的情况下依旧显著为负,表明城市间人均网络关注非对称性的增加会导致相对收入的降低。这一统计结论可以理解为,高收入城市对低收入城市的人均网络关注程度的增加会降低两者间的收入差距,反之则会扩大收入差距。回归系数在-0.0091~-0.1831,表明网络关注的非对称性每增加100%,收入差距将缩小0.91%~18.31%,这意味着增加网络关注度具有显著的经济意义。因此,随着互联网发展提供的注意力资源的普遍增多,可以通过改善城市间网络关注的非对称性,促进高收入城市对低收入城市的网络关注,从而显著地缓解城市间收入差距。



表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	人均收入	人均收入	人均收入	人均收入	人均收入
人均网络关注	-0.1831*** (0.0016)	-0.0254*** (0.0006)	-0.0208*** (0.0006)	-0.0160*** (0.0006)	-0.0091*** (0.0006)
移动电话用户数			0.0989*** (0.0015)	0.0793*** (0.0015)	0.0749*** (0.0013)
地区生产总值				0.1267*** (0.0021)	0.2675*** (0.0028)
其余控制变量					控制
城市对固定效应		控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	215204	214668	214668	214668	214668
R <sup>2</sup>	0.1710	0.9707	0.9718	0.9732	0.9756

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;圆括号内为聚类标准误,聚类到城市对层面。下同。

(二)异质性回归结果

1.以城市收入分组

尽管基准回归结果表明城市间网络关注的非对称性会对收入差距产生显著作用,但是为了进一步体现网络关注的有向性对收入差距的作用差异,本文仅保留城市对收入为“高-低”组合(即起始城市 *o* 的收入高于目标城市 *d*)的样本,并采用模型(11)的方法进行检验分析。表3第(1)列加入了高收入城市对低收入城市的人均网络关注变量,其系数呈现显著的负相关,再次表明促进高收入城市对低收入城市的网络关注可以产生“帮扶效应”,有助于缩小城市间的收入差距。第(2)列控制样本不变,加入低收入城市对高收入城市的人均网络关注变量,其系数显著为正,表明低收入城市对高收入城市的网络关注会产生“挤出效应”,导致收入差距的继续扩大。

表 3 异质性回归结果

变量	收入分组:高-低		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均收入	人均收入	城镇人均收入	农村人均收入
人均网络关注			-0.0024*** [-0.0034, -0.0014] (0.0005)	-0.0135*** [-0.0145, -0.0124] (0.0005)
人均网络关注 <i>od</i>	-0.0095*** (0.0010)			
人均网络关注 <i>do</i>		0.0044*** (0.0009)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市对/年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	102383	102383	214668	213066
R <sup>2</sup>	0.9527	0.9526	0.9495	0.9744

注:方括号内为置信区间;深圳市自2004年起成为全国首个无农村城市,因此第(4)列样本量略低于第(3)列。

2.城乡收入异质性

考虑到中国目前大多数社会难题都与城乡二元社会密切相关,城乡人均收入存在较大差异,

因此本文还将被解释变量分别替换为城镇人均收入、农村人均收入的相对值,回归结果见表3的第(3)、(4)列。结果显示,不管是城镇还是农村相对收入,回归系数都显著为负,并且二者回归系数的置信区间并未重叠且相距较远,因此系数异质性显著存在。第(4)列的系数是第(3)列系数的5.6倍,这意味着非对称网络关注对于城市之间农村收入差距的缩小作用更明显。得益于我国互联网基础设施建设的全面推进以及数字乡村战略的持续深入推进,农村地区信息化水平稳步提升,互联网关注的目标城市侧的农村劳动力收入显著增加,收入差距因此得以缩小。

### (三)稳健性检验

#### 1. 内生性处理

尽管本文控制到了城市对的固定效应,但难免会存在遗漏变量,因此可能产生内生性问题。由于本文的解释变量具有“矢量属性”,理论上也应该寻找到一个同样是有向的且非对称的工具变量。在传统的引力模型中,地理距离的存在会自然而然地使两个相近地区间出现相对较强的引力联系,但是互联网的出现打破了地理空间约束,因此余典范等(2022)借鉴Tombe和Zhu(2019)、张洪胜和潘钢健(2021)的方法,通过引入两个地区的相同和不同双边成分,构造出地区间的有向网络联系变量,如下所示:

$$Inter_{od} = \sqrt{\frac{Inter_o Inter_d}{ED_o / ED_d}} \quad (16)$$

其中, $Inter_{od}$ 表示城市 $o$ 对城市 $d$ 的单向网络联系强度, $Inter_o$ 表示城市 $o$ 的互联网普及率(即互联网用户数与常住人口之比), $ED_o$ 表示城市 $o$ 的人均电信业务(即电信业务总量与互联网用户数之比)。其合理性在于,城市互联网普及率的乘积反映了双边城市的信息化发展程度,城市人均电信业务之比衡量了城市间的经济距离,因此能够通过引力模型构造非对称网络联系指标 $Inter_{od}$ 。两地间的网络联系有助于提升网络关注度,因此满足工具变量的相关性要求。考虑到2000年10月底“八纵八横”全国光缆骨干网全部建成投产,这一总长达8万余千米的干线网络基本覆盖了全国省会城市和重点地区,对于中国通信建设具有跨越时代的意义,本文选择“八纵八横”全部建成后的次年(即2001年)各城市的互联网普及率与人均电信业务构造工具变量,<sup>①</sup>随着移动网络与数字基建等的不断发展,历史数据对当前城市间收入差距的直接影响逐渐减弱,因此该变量也满足工具变量的外生性要求。考虑到该工具变量为历史横截面数据,参考Nunn和Qian(2014)、黄群慧等(2019)的处理方法,引入一个随时间变化的变量来构造面板工具变量。因此,本文引入了城市所在省份的长途光缆密度( $Cable$ ),即:

$$\overline{Inter}_{odt} = \sqrt{\frac{Inter_o Inter_d}{(Cable_{ot} ED_o) / (Cable_{dt} ED_d)}} \quad (17)$$

通过对比值取对数的方式处理 $\overline{Inter}_{odt}$ ,以此构造本文核心解释变量的工具变量。此外,本文也使用 $\ln \overline{Inter}_{odt}$ 作为 $\ln BSI_{odt}$ 的工具变量。

#### 2. 替换被解释变量

鉴于农村居民收入统计口径的变动,本文还更换了人均收入指标的数据来源进行稳健性检验。在城市间投入产出表“增加值”栏目中有提供“劳动者报酬”数据,劳动者报酬指劳动者从事生

<sup>①</sup> 在与互联网指标相关的工具变量选取上,黄群慧等(2019)首先采用了各城市1984年每百人固定电话数量和每百万人邮局数量,该工具变量被后续文献广泛引用。但由于改革开放以来国家通过撤地设市、地市合并和县市升格等行政区划调整手段设置了大量地级市(张可云、李晨,2021),1984年统计数据中的地级市数量与本文基准回归城市数相差较多,这增加了样本自选择偏误的风险。此外,干线光缆传输网是地区间信息循环最重要的物质载体,“八纵八横”全国光缆基建会显著影响沿线及周边地区的电信基础设施水平,促进地区互联网与数字经济产业的发展和联系。

产活动应获得的全部报酬,主要包括劳动者获得的任意形式的工资、奖金和津贴,还包括劳动者享受的各种福利,诸如单位为其员工交纳的社会保险费、住房公积金、各种补贴等,不论是货币形式还是实物形式。相对于可支配收入而言,劳动者报酬增加了“不可支配”的收入成分。本文使用劳动者报酬与常住人口之比计算得到人均劳动报酬,作为被解释变量的替换指标。

3. 稳健性结果分析

表4展示了稳健性回归结果,各列均使用两阶段法回归。第(1)列显示,在使用工具变量对可能存在的内生性进行处理后,核心解释变量的回归系数依旧是在1%的水平下显著为负,并且F统计量也表明通过了弱工具变量检验(F>10)。第(2)列使用人均劳动报酬替换为被解释变量,系数依旧显著为负,这表明基准回归结果稳健。第(3)~(6)列则对异质性回归结果进行内生性处理,回归系数的显著性与符号均未发生变化,表3结果被证实稳健。

表4 稳健性回归结果

变量	全样本		收入分组:高-低		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人均收入	人均劳动报酬	人均收入	人均收入	城镇收入	农村收入
人均网络关注	-0.0462*** (0.0041)	-0.1156*** (0.0069)			-0.0299*** (0.0040)	-0.1002*** (0.0047)
人均网络关注 <i>od</i>			-0.0361*** (0.0104)			
人均网络关注 <i>do</i>				0.0352*** (0.0101)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市对 <i>t</i> 年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
C-D Wald F	3723.202	3723.202	828.827	820.064	3723.202	3364.564
观测值	214668	214668	102383	102383	214668	213066
Centered R <sup>2</sup>	0.1501	0.5400	0.1329	0.1266	0.0526	0.0497

五、进一步分析：机制检验

市场整合是影响区域经济平衡发展的重要因素,结合前文的理论分析,本文主要从人口流动、商品贸易与资本流动等三个角度考虑国内商品和要素流动的机制作用。本文参考刘毓芸等(2024)利用两阶段回归检验机制作用,方程依次为:

$$\ln \frac{MV_{ot}}{MV_{dt}} = \alpha_1 \ln \frac{BSI_{odt}}{BSI_{dot}} + \alpha_2 \ln \frac{Control_{ot}}{Control_{dt}} + \delta_{od} + \phi_t + \varepsilon_{odt} \tag{18}$$

$$\ln \frac{Income_{ot}}{Income_{dt}} = \beta_1 \ln \frac{MV_{ot}}{MV_{dt}} + \beta_2 \ln \frac{Control_{ot}}{Control_{dt}} + \delta_{od} + \phi_t + \varepsilon_{odt} \tag{19}$$

其中,  $MV_{ot}/MV_{dt}$  表示本文的机制变量,采用相对距离的形式衡量。第一阶段先用机制变量对非对称网络关注、控制变量和固定效应进行回归,此时该预测值排除了其他因素的干扰,只保留受非对称网络关注、控制变量和固定效应影响的部分,即  $\ln \widehat{MV_{ot}/MV_{dt}}$ 。第二阶段用被解释变量对拟合值  $\ln \widehat{MV_{ot}/MV_{dt}}$  回归,从而评估机制变量中受非对称网络关注的部分如何影响城市间收入差距。

(一)人口流动机制检验

表5中展示了短期、长期人口流动的机制检验结果。第(1)、(2)列的两步法检验显示,非对称网络关注会降低起始城市相对于目标城市的短期人口流动,而短期人口流动又会促进相对收入的增加,因此短期人口流动在非对称网络关注影响城市间收入差距的过程中发挥了机制作用。这一结果可以理解为,更受关注的地区会吸引更多的外来流动人口,人口的集聚效应也会使得当地收入相对更高。第(3)、(4)列显示,长期人口流动同样也发挥了机制作用,并且影响机制与短期人口流动一致。

表5 人口流动的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	短期人口流动	人均收入	长期人口流动	人均收入
人均网络关注	-0.0190*** (0.0015)		-0.0121*** (0.0006)	
短期人口流动		0.4988*** (0.0297)		
长期人口流动				0.7547*** (0.0466)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市对/年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	213066	213066	214668	214668
R <sup>2</sup>	0.9629	0.9757	0.9718	0.9756

(二)商品贸易机制检验

表6展示了最终品、中间品贸易成本的机制检验结果。第(1)、(2)列对使用最终品数据测算的贸易成本进行机制检验,结果显示当两地间网络关注的非对称性增加时,起始城市相对于目标城市的最终品贸易成本比值会降低,城市间相对收入也因此减少,故最终品贸易成本的机制作用存在。第(3)、(4)列对使用中间品数据测算的贸易成本进行机制检验,发现中间品贸易成本同样发挥了机制作用,网络关注的非对称性越大,两地间中间品贸易成本的相对距离会越小,进而推动高低收入城市间的收入差距缩小。

表6 商品贸易的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	最终品贸易	人均收入	中间品贸易	人均收入
人均网络关注	-0.0056*** (0.0004)		-0.0136*** (0.0005)	
最终品贸易		1.6429*** (0.1013)		
中间品贸易				0.6706*** (0.0414)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市对/年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	214668	214668	214668	214668
R <sup>2</sup>	0.8903	0.9756	0.8887	0.9756

(三)资本流动机制检验

表7展示了固定资本、非固定资本流动成本的机制检验结果。第(1)、(3)列显示非对称网络关

注会分别降低起始城市与目标城市间固定资本、非固定资本流动成本的相对比值,即网络关注非对称性的增加更有利于起始城市的资本向目标城市流动。第(2)、(4)列则显示两地间的资本流动可以缓解收入上的差距,特别是高收入城市相对低收入城市的资本流动成本降低,有助于缩小高低收入城市间的收入差距。综合机制检验的两步法结果,固定资本、非固定资本流动成本的机制作用成立。

表 7 资本流动的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	固定资本流动	人均收入	非固定资本流动	人均收入
人均网络关注	-0.0107*** (0.0009)		-0.0146*** (0.0007)	
固定资本流动		0.8544*** (0.0527)		
非固定资本流动				0.6255*** (0.0386)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市对/年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	214668	214668	214668	214668
R <sup>2</sup>	0.7719	0.9756	0.7936	0.9756

## 六、结论与启示

综上所述,本文首次将中国城市间地名搜索百度指数、城市间投入产出表和城市统计年鉴等数据相结合,基于理论分析与实证检验双重评估非对称网络关注对城市间收入差距的影响。研究结果表明,促进高收入城市对低收入城市的网络关注可以产生“帮扶效应”,从而有助于缩小城市间的收入差距,然而低收入城市对高收入城市的网络关注会产生“挤出效应”,导致收入差距进一步扩大。本文还基于“八纵八横”全国光缆骨干网建设背景,使用各城市的互联网普及率与人均电信业务构造工具变量,内生性处理后结论依旧稳健。其次,当被解释变量分别替换为城镇人均收入、农村人均收入的相对比值时,回归系数均显著为负,并且非对称网络关注对于城市间的农村收入差距的缩小作用更明显,其回归系数是城镇的5.6倍。研究还发现,短期与长期的人口流动、最终品与中间品的贸易成本、固定资本与非固定资本的流动成本均发挥了显著的机制作用,这解释了非对称网络关注缩小城市间收入差距的作用路径。

基于上述研究结论,本文的政策启示也显而易见。为了更好发挥互联网在地区间收入分配以及资源配置中的重要作用,除了持续紧抓一系列推进互联网普及的战略政策外,还需促进地区间通过网络产生的关注效应。首先,应当完善主流媒体的引导作用,深入推动互联网普惠性质带来的“帮扶效应”,促进高收入城市居民对低收入城市的网络关注,以助力缩小地区间收入差距;其次,削弱各部门在地区间的经济活动边界,推动信息网络与经济社会各层面的互联互通,在提高资源配置效率的过程中推动共同富裕;最后,持续提高农村的互联网普及率,将农村互联网基础设施建设作为实施乡村振兴战略的重要工作,有效发挥网络关注在缩小地区间农村收入差距方面的作用。

参考文献:

1. 白俊红、王星媛、卞元超:《互联网发展对要素配置扭曲的影响》,《数量经济技术经济研究》2022年第11期。
2. 陈永伟:《文化差异对省际贸易的影响及其作用机制研究——基于姓氏距离的考察》,《经济学报》2016年第3期。
3. 程德智、王满仓:《黄河流域金融集聚对区域高质量发展的影响》,《中国人口·资源与环境》2021年第8期。
4. 程名望、张家平:《互联网普及与城乡收入差距:理论与实证》,《中国农村经济》2019年第2期。
5. 干春晖、郑若谷、余典范:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》2011年第5期。
6. 黄纯纯、孙巧凡、周业安:《注意力配置与经济决策——关于注意力经济学的评述与讨论》,《学术月刊》2024年第2期。
7. 黄群慧、余泳泽、张松林:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》2019年第8期。
8. 黄永春、宫尚俊、邹晨、贾琳、许子飞:《数字经济、要素配置效率与城乡融合发展》,《中国人口·资源与环境》2022年第10期。
9. 李兰冰、姚彦青、张志强:《农村劳动力跨部门流动能否缩小中国地区收入差距?》,《南开经济研究》2020年第4期。
10. 李秦、李明志、罗金峰:《互联网贸易与市场一体化——基于淘宝网数据的实证研究》,《中国经济问题》2014年第6期。
11. 刘毓芸、严翠欣、陈强远:《信息壁垒与资本空间配置:方言的视角》,《世界经济》2024年第6期。
12. 柳毅、赵轩、毛峰:《数字经济驱动共同富裕的发展动力与空间溢出效应研究——基于长三角面板数据和空间杜宾模型》,《中国软科学》2023年第4期。
13. 施炳展:《互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析》,《经济研究》2016年第5期。
14. 施炳展、金祥义:《注意力配置、互联网搜索与国际贸易》,《经济研究》2019年第11期。
15. 石大千、丁海、卫平、刘建江:《智慧城市建设能否降低环境污染》,《中国工业经济》2018年第6期。
16. 王伟同、周佳音:《互联网与社会信任:微观证据与影响机制》,《财贸经济》2019年第10期。
17. 杨继彬、李善民、杨国超、吴文锋:《省际双边信任与资本跨区域流动——基于企业异地并购的视角》,《经济研究》2021年第4期。
18. 余典范、杨翘楚、陈磊:《互联网联系对地区间贸易成本的非对称影响》,《财贸经济》2022年第8期。
19. 虞洋、宋周莺、史坤博:《基于百度指数的中国省域间信息联系网络格局及其动力机制》,《经济地理》2019年第9期。
20. 张洪胜、潘钢健:《跨境电子商务与双边贸易成本:基于跨境电商政策的经验研究》,《经济研究》2021年第9期。
21. 张可云、李晨:《新中国70年行政区划调整的历程、特征与展望》,《社会科学辑刊》2021年第1期。
22. 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》2019年第8期。
23. 赵伟、李芬:《异质性劳动力流动与区域收入差距:新经济地理学模型的扩展分析》,《中国人口科学》2007年第1期。
24. 赵子乐、林建浩:《经济发展差距的文化假说:从基因到语言》,《管理世界》2017年第1期。
25. 周广肃、梁琪:《互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资》,《金融研究》2018年第1期。
26. Akerlof, G. A., The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, Vol.84, No.3, 1970, pp.488-500.
27. Combes, P., Lafourcade, M., & Mayer, T., The Trade-Creating Effects of Business and Social Networks: Evidence from France. *Journal of International Economics*, Vol.66, No.1, 2005, pp.1-29.
28. Grubunov-Boskovic, S., Kalantaryan, S., Migali, S., & Scipioni, M., The Impact of the Internet on Migration Aspirations and Intentions. *Migration Studies*, Vol.9, No.4, 2021, pp.1807-1822.
29. Guo, H., Zhang, W., Du, H., Kang, C., & Liu, Y., Understanding China's Urban System Evolution from Web Search Index Data. *EPJ Data Science*, Vol.11, No.20, 2022, pp.1-19.
30. Guo, R., Zhang, J., & Zhou, M., The Demography of the Great Migration in China. *Journal of Development Economics*, Vol.167, 2024, 103235.
31. Helpman, E., The Size of Regions. The Foerder Institute for Economic Research Working Paper, No.14-95, 1995.
32. Krugman, P., Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade. *Journal of International Economics*, Vol.9, No.4, 1979, pp.469-479.
33. Mondria, J., Wu, T., & Zhang, Y., The Determinants of International Investment and Attention Allocation: Using Internet Search Query Data. *Journal of International Economics*, Vol.82, No.1, 2010, pp.85-95.
34. Nunn, N., & Qian, N., US Food Aid and Civil Conflict. *American Economic Review*, Vol.104, No.6, 2014, pp.1630-1666.
35. Tombe, T., & Zhu, X., Trade, Migration, and Productivity. *American Economic Review*, Vol.109, No.5, 2019, pp.1843-1872.

36. Vilhelmson, B., & Thulin, E., Does the Internet Encourage People to Move? Investigating Swedish Young Adults' Internal Migration Experiences and Plans. *Geoforum*, Vol.47, 2013, pp.209–216.
37. Weng, J., Li, W., & Zheng, X., Internet Use, Income Mobility and the Expansion of the Rural Middle-income Group: Evidence from China. *Heliyon*, Vol.10, No.16, 2024, e36070.
38. Wilson, C. M., Information Matters: A Theoretical Comparison of Some Cross-border Trade Barriers. *Information Economics and Policy*, Vol.37, 2016, pp.52–60.
39. Yu, L., Wang, S., Cheng, J., & Yang, L., Trade Direction, Market Access and Regional Wage Inequality: An Explanation Based on Asymmetric Trade Costs. *The World Economy*, Vol.45, No.3, 2022, pp.895–913.
40. Yushkova, E., Impact of ICT on Trade in Different Technology Groups: Analysis and Implications. *International Economics and Economic Policy*, Vol.11, 2014, pp.165–177.
41. Zhao, C., & Qu, X., Social Networks and Internal Migration in China: A Spatial Autoregressive Model. *Review of Development Economics*, Vol.26, No.2, 2022, pp.1132–1163.
42. Zheng, H., Többen, J., Dietzenbacher, E., Moran, D., Meng, J., Wang, D., & Guan, D., Entropy-Based Chinese City-Level MRIO Table Framework. *Economic Systems Research*, Vol.34, No.4, 2022, pp.519–544.
43. Zipf, G., The  $P_1P_2/D$  Hypothesis: On the Intercity Movement of Persons. *American Sociological Review*, Vol.11, No.6, 1946, pp.677–686.

## **Asymmetric Internet Attention, Domestic Market Integration, and Inter-City Income Gaps**

ZOU Wei, HUANG Renhao (Wuhan University, 430072)

**Summary:** Digital infrastructure—encompassing broadband internet, communication networks, and software applications—has fundamentally reshaped the channels and costs of information transmission, laying a critical foundation for high-quality digital information networks. Advanced search engines and algorithmic recommendation systems now enable internet users to access relevant information rapidly without traditional media intermediaries. The expansion of digital information networks plays a pivotal role in mitigating interregional information asymmetry, lowering transaction costs from non-institutional barriers, and accelerating market integration. In traditional economic systems, geographical disparities often impede effective supply-demand matching, constraining market efficiency and resource allocation. This inefficiency forces market participants to bear higher transaction costs, reinforcing non-institutional segmentation. While internet platforms have reduced local bias by expanding access to distant markets, the fundamental limitation of finite attention resources still constrains the extent of information acquisition. Greater allocation of internet attention represents increased cognitive investment, leading users to favor regions with higher information exposure.

Internet technology has reshaped both the methods and costs of acquiring attention resources, while asymmetric internet attention affects the market integration and income gaps between cities. This paper combines data from the Baidu search index, city-level input-output tables, and city statistical yearbooks in China, to systematically examine how asymmetric internet attention affects inter-city income gaps through three market intergration: population migration patterns, commodity trade flows, and capital flows. The findings reveal that increased internet attention from high-income to low-income cities generates a “supporting effect” that narrows income gaps. In contrast, internet attention flowing from low-income to

high-income cities results in a “crowding-out effect” that exacerbates these gaps. These conclusions remain robust after a series of robustness tests. Heterogeneity analysis further shows that the gap-reducing effect is 5.6 times stronger in rural areas than in urban areas. Mechanism analysis identifies short-term and long-term migration patterns, trade costs of final and intermediate goods, and flow costs of fixed and current capital as key mediating factors, explaining how asymmetric internet attention contributes to income convergence across cities. This paper provides new insights into how the internet fosters regional common prosperity.

This paper makes three key contributions. First, it enriches the literature on regional economic integration by examining the role of attention resource allocation from a microeconomic perspective. Unlike previous studies which predominantly focus on digital transformation and technological advancements in the digital economy, this study employs internet search indices to measure inter-city internet attention. Second, it pioneers the analysis of asymmetry in inter-city internet attention and its implications for income distribution. By identifying and quantifying asymmetries in bilateral internet attention, this paper highlights its role in narrowing inter-city income gaps, thereby expanding research perspectives on digital connectivity and economic inequality. Third, it systematically investigates the mechanism by exploring how asymmetric internet attention affects domestic market integration. By quantifying asymmetries in population mobility, commodity trade, and capital flow, this study constructs relative mobility indices as mediating variables and provides empirical evidence on how these factors shape income gaps through their impact on market integration.

The findings of this paper have clear policy implications. To enhance the internet’s role in promoting equitable income distribution and resource allocation across regions, policymakers should not only continue expanding internet access but also leverage the spillover effects of digital attention to foster regional integration. First, mainstream media should play a stronger role in promoting “supportive” attention flows from high-income to low-income cities to help narrow regional income gaps. Second, policymakers should remove administrative and economic barriers to regional integration, ensuring that digital networks are seamlessly integrated with broader economic and social systems. This would enhance resource allocation efficiency and contribute to common prosperity. Finally, policymakers should prioritize rural internet infrastructure as a key pillar of the rural revitalization strategy. Strengthening rural internet connectivity can amplify the role of internet attention in narrowing rural income gaps and fostering inclusive economic growth.

Based on these findings, future research may incorporate both institutional and non-institutional frictions. Institutional segmentation influences transaction costs through formal and informal institutional factors. Formal institutions often take the form of administrative barriers, reinforcing boundary effects, while informal institutions reflect the role of cultural similarities in shaping regional interactions. A promising direction for future research is to examine the extent to which information networks can mitigate regional administrative barriers and cultural distance, thereby facilitating economic activities across regions.

**Keywords:** Internet Attention, Income Gaps, Domestic Migration, Domestic Trade, Capital Flow

**JEL:** D83, O15, R10

责任编辑:原 宏