

互联网如何推动劳动力大规模迁移?

——基于骨干网提速的证据

喻理 吕卓阳 王语柔 张云*

摘要:本文以 2000 年中国内地宽带互联网的出现作为准自然实验,发现宽带互联网显著促进了劳动力的内部迁移,这部分移民主要由低学历和持有农业户口的省内流动人口构成。机制分析表明,宽带互联网通过改善劳动力市场信息环境,吸引人口向工作机会信息更丰富的地区流动,进而引致劳动力迁移;同时,移民网络则促进了新增信息在新旧移民之间的扩散分发,使得人口迁移流向与信息流向在空间上保持一致。本文的研究结果为 21 世纪初中国内部劳动力的大规模流动提供了新的解释。

关键词:互联网;移民网络;内部迁移

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.06.15

一、引言

劳动力迁移是个体应对地区劳动力市场冲击、改善就业前景的重要手段 (Schultz, 1961)。然而,中国的劳动力市场长期存在农村劳动力过剩和城市劳动力短缺并存的现象。那么,为何大量剩余劳动力并未选择迁往就业机会丰富的地区呢? 以往文献常从户籍制度束缚的角度解释此现象 (Tombe and Zhu, 2019; Jin and Zhang, 2023)^①, 忽视了信息摩擦也是一个重要因素 (Liu, 2013)。事实上,信息摩擦会导致劳动力流动无法到达均衡 (Schmutz and Sidibé, 2019; Bassi and Nansamba, 2022), 信息收集的成本占迁徙成本的比例可达 40% (Porcher, 2022)。在 2000 年到 2005 年之间,中国的总流动人口超过 5 000 万 (Imbert et al., 2022), 然而这段时间内真正放宽户籍制度的城市仅占全国地级市数量的四分之一 (Wang et al., 2021)。由此可见,仅从户籍制度放宽的角度难以完全解释劳动力大规模流动这一现象。^② 那么,是否可以从中国劳动力市场信息摩擦变化的角度出

* 喻理,深圳大学中国经济特区研究中心;吕卓阳,宁波大学商学院;王语柔,厦门大学邹至庄经济研究院;张云,中南财经政法大学经济学院。通信作者及地址:张云,湖北省武汉市南湖大道 182 号,430073,电话:18959218602; E-mail: z0005271@zuel.edu.cn。作者感谢教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (22JJJD790054) 的资助。感谢傅十和、张俊富等老师与匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

① 与迁移相关的成本不仅包括传统定义的流动成本,还包括信息摩擦,区分这两种成本对于政策制定非常重要,如果市场由于信息摩擦较大导致迁移率偏低时,给予搬迁补贴就不如建立统一的工作中介有效 (Schmutz and Sidibé, 2019)。

② 孙文凯等 (2011) 也指出,1998—2006 年间的户籍制度改革并未有效促进劳动力流动。这主要是因为改革附带的条件过于苛刻,使得农民工获得城市户籍的可能性极小。即便部分省份在称谓上统一了城乡户口,但实质差别依然存在。

发,来提供新的解释呢?本研究将2000年中国内地出现的宽带互联网视为一次准自然实验,来深入探索信息摩擦变动与劳动力迁移之间的关系与机制。

中国互联网在2000年之前受限于带宽不足,在使用上多以字节形式展示信息,上网成本也颇为高昂。得益于2000年骨干网提速推动的宽带互联网的出现,中国互联网平均下载速度大幅提高,网费大幅下降。宽带的出现从三方面显著改善了劳动力市场的信息条件:一是得益于网络基础设施的改善,政府于2000年启动了全国劳动力市场信息骨干网的建设^①;二是宽带的出现促进了招聘网站的兴起^②;三是宽带的出现使得传统纸质媒体开始触网,这意味着人们更容易获知大量本地以外的工作机会信息。本文即从上述背景出发展开讨论。^③

本研究面临两大挑战:信息变化的多样性和户籍制度放松的干扰。本文选择的研究时段具有三个有利特征:一是2000—2001年仅2座城市放宽户口限制。二是由中央政府推进实施的骨干网提速计划是宽带出现的原因之一。Porcher(2024)指出,互联网覆盖率高的地区居民掌握更准确的外地工资信息,而网络条件差的地区对外地就业机会认知偏差较大。因此,该冲击可被视为带来信息摩擦下降的外生冲击。三是2000年主要通过固定电话上网,存在其他联网方式的混杂影响可忽略。这些特征有助于准确估计信息摩擦变化对劳动力流动的影响。

在实证部分,本文结合多次人口抽样调查数据测度了城市-年份维度的劳动力流动情况。估计结果表明,宽带互联网的出现显著促进了劳动力的内部迁移,其引致的流动人口规模约为556万,占同期劳动力流动总量(6692万)的8.3%。在内生性处理方面,本文使用了两个工具变量:一是城市级别的闪电发生率,二是计算了各城市距虚拟骨干网的直线距离;在将两者与双重差分模型联合估计后,实证结果仍然稳健。细探其内在机理,发现因宽带出现继而引致的劳动力市场工作机会信息的涌现是解释劳动力流动及其流向的重要因素。对于具有更发达的工作机会信息分发网络的城市,宽带互联网的出现对该地区劳动力流入的影响更加显著。此外,本文还发现因宽带出现而引致的移民主要由低学历和持有农业户口的省内流动人口构成,其整体效应在长期仍然显著。

本文存在的贡献体现在以下三个方面。第一,丰富了研究劳动力大规模流动影响因素的视角。既有文献对移民成因的讨论主要集中在对包括户籍制度、城乡收入差距、信贷约束、基础设施建设等因素的探讨(Chen et al., 2022; Jin and Zhang, 2023; Gao et al., 2023),但少有研究从劳动力市场信息条件的变动讨论劳动力的大规模流动。Wilson(2022)和Adema et al.(2022)是少数的讨论信息与劳动力流动之间关联的实证研究,但前者主要关注的是发达国家,后者则讨论的是3G手机网络对跨国移民流向的影响,关注点并非国家内部的人口流动。

① 资料来源:https://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbzb/zhuanti/jinbaogongcheng/jbgczhengcewenjian/200512/t20051214_90315.html,访问时间:2024年11月5日。

② 中国三大招聘平台前程无忧、中华英才网和智联招聘均于2000年正式涉足互联网招聘。

③ 更详细的背景请参见本文附录I。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

第二,本文同研究互联网对个体劳动力流动影响的文献不同。这些文献强调的是从个体层面讨论互联网对劳动力流动决策的影响(乔雪等,2023),或者劳动力在产业间流动的结果(宁光杰和杨馥萍,2021),结论侧重说明的是互联网的使用能够通过什么渠道影响个体劳动力流动,而无法说明互联网发展对劳动力整体流动规模的影响大小。本文则结合人口抽样调查数据,发现劳动力市场信息摩擦的下降有助于解释21世纪初中国劳动力大规模流动这一现象,在一定程度上也补充了万广华和张琰(2021)提出的互联网发展有助于解释大部分城市化进程加速的观点。

第三,本文丰富了信息摩擦变动在迁移成本中重要性的实证研究。现有文献通常将所有影响劳动力流动的因素由一个总体参数指征,并假设人们在迁移时拥有完全信息,从他们观测到的选择行为来揭示其偏好排序。然而Porcher(2024)指出,当存在信息摩擦时,这种推断可能有偏误^①,Schmutz and Sidibé(2019)的发现也佐证了这一观点。但上述文献主要是从结构化模型的角度探讨信息摩擦在迁移成本的占比,本文从简约式的角度提供了新的实证证据。

二、数据与识别策略

(一) 数据说明

本文使用的主要数据集为2005年1%的人口抽样调查数据的20%随机子样本。该调查提供了关于移民何时迁离其户口所在地的信息,使本文能够根据个体关于移民的问答构建各城市移民流入数量的年度面板数据。鉴于人口抽样调查数据提供的是一个迁移时间的区间(比如6个月至1年)而非确切日期,本文参考Jin and Zhang(2023)的做法,将人口抽样调查中离开户籍地时间在6个月至1年之间的人口定义为2004年的新增移民,并将研究对象聚焦于15—60岁的流动人口^②。据此得到了全国各地级市1999—2004年历年的移民率和移民人数的面板数据。其中,移民率为历年移民人数比上2005年各地的人口总数,这样处理有利于避免人口的内生性变化对估计的干扰(Wilson, 2022)。

该方法存在四个问题。第一,该方法会忽略多次迁移与回迁的人口。首先是多次迁移的问题,考虑到具有多次迁移行为的移民数量仅占总体移民的1%—2%,而矫正多次迁移却需要较强的参数假设(Imbert et al., 2022)。因此,本文选择直接忽略多次迁移的人口。其次,在处理回迁的问题上,本文则借鉴Imbert et al.(2022)的思路,采取了通过生存函数校准回迁人口数量的方法,发现即便考虑这部分人口,对实证的估计结果影响也较小。

第二,本文主要测算的是以目的地为基准的移民率,鉴于2000—2005年间大多数流动人口更改户口的概率较小,以目的地为基准计算的移民已足以捕捉大部分流动的劳动力(Chen et al., 2022)。

^① 例如一个人没有去工资更高的城市,应考虑他可能不了解那里的真实工资水平。忽视信息因素可能导致对迁移摩擦的显著高估(约40%)。

^② 由于15—60岁为对劳动人口的定义,因此本文中移民的概念同劳动力或流动人口的概念相同,名称随语境更换。

第三,本文实证的基本单位设定在城市层面,一个担心是农村间移民可能影响测度准确性。然而,Fan(2008)的研究表明,农村到农村的移民比例极小,且主要因婚嫁而流动,对测算影响有限。

第四,劳动力在迁移过程中存在城市短暂中转的问题,Imbert et al.(2022)指出,绝大多数流动人口直接从原籍地迁入目的地,中转城市比例低。大部分流动劳动力在中转城市停留不超过一年就会到达最终居住地,因此来源地离开和目的地到达的时间差可忽略不计,不太可能混淆测算的有效性。综上,尽管根据人口抽样调查数据测度的人口流动存在一定问题,但均影响较小。

值得指出的是,根据人口抽样调查数据构建的劳动力流动面板数据会存在两方面的偏差:一是来自个人对迁移时间的回忆偏差,二是来自不同轮次的抽样调查存在抽样方式上的差异。这两方面的偏差使得若简单地将不同轮次的人口抽样调查数据直接拼接会导致劳动力流动的测算变量在拼接年份出现“跳跃”。为避免该问题,本文利用单一人口抽样调查数据(2005年)来回溯1999—2004年的移民流,并将其作为本文的主要实证样本。而为了评估劳动力流动的长期变化,本文则采用“校准”的思路,结合多次人口抽样调查拼接构建了1999—2009年城市-年份维度的劳动力流动面板数据,规避上述简单逐年拼接可能导致的问题。附录II展示了关键变量的描述性统计。

(二) 变量说明

1. 主要解释变量

本文借鉴Chen and Liu(2022)的思路,采用1999年各地级市的人均固定电话拥有率作为衡量宽带出现前各地互联网基础设施发展水平的指标。

2. 工具变量

为缓解内生性问题,本文使用城市级别的平均闪电发生率等变量作为工具变量。闪电数据来自美国国家航空航天局(NASA)的闪电发生率的时间序列数据集(LRMTS)。1999年中国各城市骨干网的节点城市名录则从中国电信的官网获取。

3. 其他辅助数据

其他相关数据包括对各年份人口抽样调查数据的处理等,具体将在后文介绍。

(三) 实证设计

本文旨在识别宽带互联网对劳动力迁移的因果效应。主要挑战包括:(1)城市ICT基础设施与经济活动的高度相关性;(2)需排除其他现代联网通讯工具的混杂影响;(3)控制研究期间其他引起劳动力流动的因素。如前所述,本文利用的准自然实验所处的背景特征有利于缓解上述实证挑战。基于此,本文采用如下设定来进行基准估计:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta \times Intensity_{i,1999} \times Post_t + \gamma \mathbf{X}_{i,t} + \eta_i + k_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中, i 表示城市, t 表示年份;被解释变量 $Y_{i,t}$ 为城市 i 在 t 年的移民率, $Intensity_{i,1999}$ 为各地级市在1999年的人均固定电话密度; $Post_t$ 为二元的虚拟变量,当观测年份为2000年

及以后时取值为1,否则为0。 $Intensity_{i,1999} \times Post_t$ 为本文的核心解释变量, β 则是待估的关键参数,用于度量宽带的出现对移民率的影响,预期符号为正。

$X_{i,t}$ 为一系列控制变量,包括各城市国内生产总值(GDP)、外商直接投资(FDI)、以三大产业产值之比表示的产业结构等变量。 η_i 控制了城市层面非时变的异质性,时间固定效应 k_t 则吸收了样本时间内各城市层面共同存在的宏观因素。

$\epsilon_{i,t}$ 为误差扰动项,在城市和城市-年份两个层面分别进行聚类调整。考虑到 $\epsilon_{i,t}$ 在不相邻的空间上可能相互关联,后文也使用了Conley(1999)提出的标准误进行回归(SHAC)。

值得指出的是,有两个问题可能会导致上述识别失效。一是本文回归所用的数据区段为1999—2004年,意味着事前的数据区间仅为一年,难以验证不同城市的事前趋势是否平行。二是,以人均固定电话密度作为宽带出现前各地互联网基础设施的代理变量,可能还同时表征了各地产业结构、经济发展的差异等混杂因素。

本文借鉴Bai and Jia(2016)的实证思路以处理上述问题,即用工具变量法与双重差分法结合的方式估计式(1)。本文构造了两个工具变量,并分别论述了它们满足工具变量的相关性假设与外生性假设。第一个工具变量是冲击前各城市的闪电平均发生率,对于相关性条件,Andersen et al.(2012)发现,闪电活动频繁地区的电话普及率较低,这可能是由于闪电损坏电话线路,增加了通信基础设施的维护成本所致。因此,闪电频发区域的固定电话密度受到显著负面影响,满足工具变量的相关性条件。而对于外生性条件,考虑到闪电的发生机理(雷雨云中电荷积累到一定程度,克服空气绝缘强度时释放能量)与劳动力流动方向的决定因素无关,因此也符合。据此,本文使用从NASA获取的闪电栅格数据计算了中国1995年的城市层面的闪电平均发生率($Flash$)^①,实证设定如下:

$$Intensity_{i,1999} \times Post_t = \alpha + (Flash_c \times Post_t) \times \lambda + \gamma X_{i,t} + \eta_i + k_t + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta \overbrace{Intensity_{i,1999} \times Post_t} + \gamma X_{i,t} + \eta_i + k_t + \epsilon_{it}. \quad (3)$$

本文选用的第二个工具变量是每个城市距离其最近虚拟骨干网的直线距离,其构造思想类似于Banerjee et al.(2020)提出的最小生成树型工具变量。具体而言,本文搜集了“八纵八横”光缆骨干网节点城市,效仿Acosta and Baldomero-Quintana(2023)的思路使用直线连接这些节点城市构造出虚拟骨干网,随后计算每个城市的中心到虚拟骨干网的距离作为工具变量。依照“距离骨干网越近,网络效果越好”的规律(Hjort and Poulsen, 2019),该工具变量满足相关性条件。而外生性条件方面,考虑到虚拟骨干网是出于成本最小化原则构造的骨干网的最优路径,各城市距离其远近并不由政府或企业决定,故而该工具变量亦满足外生性假设。相应的,实证设定如下:

$$Intensity_{i,1999} \times Post_t = \alpha + (Dist_c \times Post_t) \times \lambda + \gamma X_{i,t} + \eta_i + k_t + \epsilon_{it}, \quad (4)$$

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta \overbrace{Intensity_{i,1999} \times Post_t} + \gamma X_{i,t} + \eta_i + k_t + \epsilon_{it}. \quad (5)$$

① 本文基于1995年全球闪电发生率的0.5度×0.5度的网格数据,计算全国每个城市的平均发生率。

三、实证结果

(一) 基准回归结果

表1展示了基准回归的估计结果。其中,第(1)列未加入控制变量以及固定效应,防止了可能存在“不良控制变量”(bad control)的问题。第(2)列增加了双向固定效应。第(3)列则将城市层面的控制变量加入回归。进一步地,第(4)列将标准误分别聚类在城市-年份层面,第(5)列采用了SHAC标准误。本文选择第(3)列的结果作为基准,估计结果表明,在宽带出现后,城市在冲击前互联网基础设施密度每提高10%,劳动力流入率就会增加0.46%。考虑到样本期内互联网渗透度提升幅度为63%^①,这意味着互联网的发展总体上使劳动力流入率提高了2.9个百分点。

表1 基准回归

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> | 0.0934*** | 0.0563*** | 0.0459*** | 0.0459** | 0.0459*** |
| | (0.0061) | (0.0047) | (0.0040) | (0.0128) | (0.0050) |
| 控制变量 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 聚类层级 | City | City | City | City-Year | Conley |
| R ² | 0.376 | 0.832 | 0.850 | 0.850 | 0.850 |
| N | 1 404 | 1 404 | 1 393 | 1 393 | 1 393 |

注:括号内为标准误,***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

(二) 工具变量型双重差分估计

表2呈现了工具变量的估计结果。第(1)、(2)列为工具变量回归的一阶段估计,第(3)、(4)列为二阶段估计。结果显示,宽带出现对劳动力流动率的影响显著为正。第(5)列使用两个工具变量的估计结果保持一致,且未拒绝过度识别检验的原假设。综上,宽带的出现显著提高了城市的劳动力流动率,该关系不受各城市随时变的异质性趋势或其他内生性因素的影响,可被解释为因果效应。

本文也讨论了可能影响工具变量外生性的因素,如地理、气候条件、产业结构和电力设施分布等。为应对这些问题,本文采取了以下措施:(1)参考Campante et al.(2018),在两组工具变量中分别控制了当地产业结构^②、道路密度、企业到海岸线距离同 $Post_t$ 的交互项,以及气候变量与各地用电量。(2)将工具变量一阶段回归的因变量替换为反映各地经济发展的变量,结果显示它们与工具变量无显著关联。^③最后,借鉴Oster(2019)以及马双和赵文博(2019)的方法进行了系数敏感性检验。^④

① 根据Chen and Liu(2022)的结果进行估算。

② 第二产业产值与第三产业产值之比。

③ 感谢审稿专家的宝贵建议。限于篇幅,请参见附录III。

④ 同上。

表 2 工具变量型双重差分回归结果

| | 第一阶段 | | 第二阶段 | | 2SLS |
|--------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 闪电发生率 | 虚拟骨干网 | 闪电发生率 | 虚拟骨干网 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| IV | -5.6681*** (1.4581) | -0.0046** (0.0018) | | | |
| $IV \times Post_t$ | | | 0.0326** (0.0145) | 0.0419*** (0.0143) | 0.0376*** (0.0086) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Hansen J statistic | | | | | 0.159 |
| CDF | 63.861 | 74.865 | 63.861 | 74.865 | 75.197 |
| N | 1 338 | 1 338 | 1 338 | 1 338 | 1 338 |

注：控制变量相比基准回归增加了：产业结构为各城市第二产业同第三产业产值之比；道路距离为各城市到最近高速公路的距离；气候条件包括各地降雨、温度、湿度情况。

（三）稳健性讨论

本文还针对基准回归的设定进行了其他方面的稳健性讨论，包括对移民率进行回迁调整后的估计结果、通过校准和拼接多次人口抽样调查数据获得的更长时段的估计结果等情形下的实证结果，在各种设定下，本文的基本结论均保持稳健。^①

（四）异质性分析

为了获知宽带互联网的出现吸引的移民的具体构成，本文进一步探讨宽带出现对不同特质的移民是否具有异质性。首先是年龄层面，表 3 的估计结果显示，受到宽带出现而引起流动的移民主要集中在 15—30 岁的人群。表明当信息冲击出现时，年轻人比年长者更可能选择迁移，这一结果符合 Molloy et al.(2011)观察到的人口流动概率随年龄增加而下降的现象。对此可能的解释是，15—30 岁的年轻人正是城市所需的劳动力的务工主体，他们更容易受到信息的影响而选择迁移。此推论也符合 Zhong(2018)的发现，即 85% 的农村移民都是城市地区的就业工人，高收入的工作机会是移民流动到城市的主要动机。

表 3 依据年龄划分

| | 15—30 岁 | 31—45 岁 | 46—60 岁 |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| $Intensity \times Post$ | 0.0351*** (0.0045) | 0.0086*** (0.0022) | 0.0022*** (0.0005) |

① 限于篇幅，具体结果参见本文附录 IV。

(续表)

| | 15—30岁 (1) | 31—45岁 (2) | 46—60岁 (3) |
|--------|---------------|---------------|---------------|
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.376 | 0.832 | 0.832 |
| N | 1 327 | 1 327 | 1 327 |

其次,从移民模式来看。表4的估计结果表明,宽带出现对跨城迁移的影响比城内迁移的影响更为明显。进一步地,本文发现宽带出现对省内移民的影响要大于对省外移民的影响。这一结果也符合文献对省内省外劳动力迁移成本的估计,因为跨省的迁移通常涉及更多的经济和非财政的迁移成本(Jin and Zhang, 2023),考虑到信息的距离同物理的距离呈现互补性(Gao and Lei, 2021),故而随着距离的增加,宽带的出现会对跨省的移民影响较小。

表4 依据流动模式与户口类型划分

| | 城内 (1) | 跨城 (2) | 跨省 (3) | 同省 (4) | 非农业户口 (5) | 农业户口 (6) |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $Intensity \times Post$ | 0.0027*** (0.0009) | 0.0536*** (0.0045) | -0.0104** (0.0043) | 0.0667*** (0.0062) | 0.0104*** (0.0010) | 0.0459*** (0.0040) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.703 | 0.828 | 0.806 | 0.753 | 0.859 | 0.809 |
| N | 1 404 | 1 404 | 1 404 | 1 404 | 1 404 | 1 404 |

再次,从户口属性来看。表4第(5)、(6)列的估计结果表明农村人口在城市的迁移决定中对信息摩擦的改善更为敏感。综上可知,宽带的出现对年轻人、中低技能人群以及持有农业户籍的省内移民影响最为明显。这部分人群所符合的特征,也正是2000年之后中国各城市所吸纳的从农村至城市劳动力所具备的特征(Imbert et al., 2022)。

最后,从性别构成和移民群体的技能水平分类来看。由附录V可知,男性和女性劳动力的迁移决定都受到信息摩擦下降的影响。此外,宽带出现后对具有初中学历的人的影响系数最大,其次是具有高中学历的人,而对学历在小学及以下或者学历为大学及以上的劳动力影响较小。对此可能的解释是,高技能的移民在没有宽带互联网的情况下便对工作市场的信息更加熟悉,故而对新信息的出现并不意外。而对仅具有小学文化及以下文化的劳动力而言,可能较难在城市中搜寻到合适的工作机会,故而宽带出现对其迁移决策的影响相对较小。

四、机制分析

（一）包含工作机会信息的涌现

为什么宽带互联网的出现能够促进劳动力从农村流向城市呢？本文认为这与宽带的出现降低了城市层面与工作机会有关的信息摩擦有关，即宽带互联网的出现促进了工作机会信息的涌现，这部分信息随后通过信息分享网络的方式回到了农村，从而推动了人口从农村迁移至城市。^①

为验证上述机制，本文从三方面提供证据以支持城市层面信息摩擦下降的证据。首先，表 5 第(1)、(2)列基于 1995 年和 2002 年 CHIP 调查数据的分析显示，在宽带出现后，城市互联网基础设施越发达，个体的失业概率越低，失业时长也越短。这一结果支持了互联网的发展使城市内部信息摩擦瓶颈放松的推断。

其次，将各地用工短缺程度的变化作为被解释变量^②(*Shortage*)。本文借鉴 Pham (2023)的思路，利用中国工业企业数据库估计企业的生产函数，随后将企业层面的平均工资与其边际劳动力产出之比以企业的规模作为权重在城市层面加权，作为各地用工短缺程度的代理变量。表 5 第(3)列显示，在宽带出现之后，城市层面用工短缺程度显著下降。进一步地，第(4)列将这一变量的基期值与 DID 项交互，交互项的系数显著为正，表明用工短缺程度越大的城市，在宽带出现后，该地涌入的劳动力比例越高，进一步支撑了宽带出现对劳动力流动率的正向促进作用可能是来自工作机会的涌现这一观点。

最后，鉴于 2000 年后传统的职业中心介绍所开始接入宽带互联网分发工作信息，这显著提高了工作信息的分发范围和数量，暗示互联网或能通过既有信息分发机制产生互补作用，进而降低当地劳动力市场的信息摩擦。为证明这一点，本文将 DID 项同各地职介所在基年的数量进行了交互(*Agencies*)，第(5)列的结果支持了这一观点。

表 5 工作信息的涌现

| | 失业概率 (1) | 失业时长 (2) | 短缺程度 (3) | 短缺程度 (4) | 职介所 (5) |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|------------|
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> | -0.3682* | -3.4605** | -0.1799*** | 0.06723*** | 0.0064 |
| | (0.2047) | (1.6058) | (0.0600) | (0.0073) | (0.0106) |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>Shortage</i> | | | | 0.0088*** | |
| | | | | (0.0022) | |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>Agencies</i> | | | | | 0.0088*** |
| | | | | | (0.0022) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

① 限于篇幅，理论和模型见附录 VI。

② 感谢审稿专家的宝贵建议。

(续表)

| | 失业概率 (1) | 失业时长 (2) | 短缺程度 (3) | 短缺程度 (4) | 职介所 (5) |
|----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|------------|
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.903 | 0.824 | 0.452 | 0.821 | 0.821 |
| N | 946 | 931 | 1 395 | 1 323 | 1 323 |

(二) 信息分享

考虑到农村人口并非互联网的主力用户,那么目的地涌现的工作信息又是如何传递至农村的呢? Massey et al.(1993)提出,移民网络通过提供信息、资金和社会支持,可以降低新移民的迁移成本,从而促进移民流动。Porcher(2022)表明信息会通过正式或非正式的网络传递(如老乡和同事等)。这类建立在血缘、地理和工作经历等人际强关系基础上的社会网络不仅能实现求职者之间的信息低成本共享,还可以通过推荐求职者来缓解雇主和求职者间的信息不对称问题(郭云南和姚洋,2013)。以中国为例,有证据显示劳动力的就业决策受到移民社会网络的影响(陈斌开和陈思宇,2018),依靠熟人关系推荐或由熟人提供信息找工作的比例高达60%(左翔和李辉文,2017)。据此,本文推断社会网络中的信息分享可能是解释信息流向的重要机制。

对于迁移的个体而言,其社会网络的影响可能存在于其来源地,也存在于其目的地,二者对劳动力迁移决策影响的力度具有显著差异。例如,Munshi and Rosenzweig(2016)发现在一个发展中国家的二元经济体中,迁移者倾向于前往他们拥有较大社会网络的地方,对于那些在目的地城市有10个联系人的潜在迁移者中,大约有4%最终会选择迁移。迁移与目的地的社会网络规模之间的关系是正向、单调和近似线性的,而与流出地的社会网络规模呈单调下降关系,在目的地增加一个联系人对劳动力流动的影响大约是在流出地增加一个联系人影响的4到6倍(Blumenstock et al., 2019)^①。上述文献强调了移民在目的地和出发地双边社会网络规模的差异性作用,基于这部分讨论,本文采用三种方式测度信息分享网络的规模。

第一,根据2002年CHIP的数据,筛选出各地在2000年及之前从农村流向城市的移民样本,然后计算这部分移民中通过社会关系找工作的人口比例(*Connection*),将这一变量与DID项交乘。表6第(1)列中交互项的系数显著为正,意味着在宽带互联网出现后,目的地的劳动力流动规模与早期通过社会关系获取工作的移民比例正相关。

第二,现有文献发现,来自同一社区^②的移民在迁入地形成的社会网络,能够共享各类就业信息,帮助后来的移民在新城市找到高薪的非农工作。换言之,移民在目的地建立的

^① 有研究认为,劳动力流出地若存在规模较大的社会网络可能会阻碍而非促进劳动力的流动(Munshi and Rosenzweig, 2016)。

^② “社区”的概念应视国情而变,比如,在印度表现为不同的种姓;在非洲表现为不同的部落;而在中国,则表现为宗族、同乡、老同学等。

网络,可以有效降低农民外出务工的信息搜寻成本(Dolfin and Genicot, 2010)。基于此,本文计算了各地在 1990 年的移民比例并将其作为信息分享网络规模的代理变量(*Ratio*)。表 6 第(2)列的估计系数显著为正,与第(1)列的结论相吻合。

最后,鉴于上述变量仅衡量了目的地的社会网络规模,既不能表征信息的流向,也忽略了出发地社会网络规模的影响^①,为此,本文借鉴 Munshi(2003)与 Wilson(2022)的思想,在“城市对”的维度上构建出发地-目的地的劳动力流动率面板数据。具体而言,使用事前出发地城市与目的地城市的累计劳动力流动规模作为社会网络传递信息能力的代理变量。之所以关注“城市对”的事前劳动力流动总规模,而不仅仅关注个体在目的地的社会网络或在其出发地的社会网络规模,一是可以更好地囊括双边信息分享网络规模的影响,二是该测度能够在一定程度上捕捉信息的流向与信息传播的强度。例如,假设在宽带出现之前,从 A 地到 B 地的累计劳动力流动人数较多,这表明在宽带出现之后,B 地的信息更容易通过上述城市对中历史迁移者构成的社会网络传回 A 地,该网络规模越大,从 B 地传回 A 地的信息强度也更大。^②

本文从三个角度来测度上述双边信息分享网络的规模:其一,根据离开户籍地时间五年以上的人数来计算 2000 年之前的累计劳动力流动数量(*Network1*);其二,将计算得到的 2000 年之前累计劳动力流动数量除以出发地总人数得到事前累计劳动力流动占比(*Network2*),以消除出发地人口规模的影响;其三,根据事前累计劳动力流动数量定义了虚拟变量(*High*)以检验哪部分城市对驱动了宽带对劳动力流动的影响,当事前累计劳动力流动数量大于其中位数时取 1,否则为 0。

城市对层面的估计结果见表 6 的第(3)至(5)列。各列中的三重差分项均显著为正,表明城市对之间事前劳动力流动越密集,城市对之间的劳动力流动规模则增加越多。第(5)列的结果进一步表明,宽带对劳动力流动产生的正向影响主要由事前双边社会网络发达的城市对样本所驱动。最后,由于城市对的事前移民流可以一定程度指代信息的流向,因此,城市对层面的结论也可以解释为与工作机会信息相关的信息流动在空间上同劳动力流动方向呈现出同一路径,该发现同 Barwick et al.(2023)的结论也是吻合的。

表 6 信息分享

| | 城市层面 | | 城市对层面 | | |
|--|-----------------------|---------------------|---------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> | 0.0320*** (0.0064) | -0.0121 (0.0296) | -0.0045 (0.0029) | -0.0046*** (0.0012) | -0.0106*** (0.0020) |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>Connection</i> | 0.0958*** (0.0299) | | | | |

① 感谢审稿专家的宝贵建议。

② 本文也讨论了双边宗族网络的异质性影响,参见本文附录 VII。

(续表)

| | 城市层面 | | 城市对层面 | | |
|---|-------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>Ratio</i> | | 0.0074** (0.0036) | | | |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>Network 1</i> | | | 0.0011*** (0.1467) | | |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>Network 2</i> | | | | 0.0159*** (0.0022) | |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>High</i> | | | | | 0.0209*** (0.0034) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 否 | 否 | 否 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 否 | 否 | 否 |
| 出发城市 × 年份 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 到达城市 × 年份 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 城市对固定效应 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.851 | 0.843 | 0.599 | 0.560 | 0.595 |
| N | 1 387 | 504 | 73 626 | 73 626 | 73 626 |

注:第(1)一(2)列的回归设定与基准回归相同,第(3)一(5)列为城市对层面的回归,实证设定如下: $Y_{j,i,t} = \alpha + \beta \times Intensity_{i,1999} \times Post_t + \lambda \times Intensity_{i,1999} \times Post_t \times Interact_{j,i} + \vartheta_{i,t} + \zeta_{j,t} + k_t + \epsilon_{j,i,t}$,其中, $Y_{j,i,t}$ 代表从出发地城市 j 前往目的地城市 i 在 t 年的劳动力流动率; $Intensity_{i,1999}$ 代表 1999 年目的地城市的人均固定电话密度; $Post_t$ 为虚拟变量,当年份大于 2000 年时取 1,否则为 0; $Interact_{j,i}$ 为城市对层面的信息共享网络规模,在第(3)一(5)列分别对应 *Network 1*、*Network 2* 以及 *High*。 $\vartheta_{i,t}$ 、 $\zeta_{j,t}$ 、 k_t 分别为来源地-年份固定效应。目的地-年份固定效应与时间固定效应。 $\epsilon_{i,j,t}$ 聚类在城市对层面。

前文已表明,过去的移民轨迹会影响到当下的劳动力流动轨迹,那么移民的社会网络在宽带出现后主要影响的是哪一部分群体呢?附录 VIII 的估计结果显示,社会网络的影响主要发生在年轻的具有中低学历的群体中。那么信息又是从旧移民的哪部分人流向了新移民的哪部分人呢?为探讨这一问题,本文依据 1990 年的人口抽样调查数据对各城市旧移民的组成进行了区分。

表 7 第(1)列表明,1990 年目的地城市持有农业户口的移民占比越高时,该地在宽带互联网出现后的移民率的增幅也越高,而非农户口的移民占比越高时,则对新增移民的影响为负。第(2)列则表明移民率的增加同各地早期移民中的低学历人口占比有关。第(3)至(6)列则进一步表明,低学历的早期移民主要影响的仍然是低学历的新移民。综上,表 7 的结果进一步丰富了前文提出的信息共享机制,表明信息的流向可能是通过早期的低技能移民流向了新的低技能移民,体现了移民之间“传帮带”的特征。

表7 劳动力流动中的“传帮带”

| | 移民率 (1) | 移民率 (2) | 小学以下 (3) | 小学 (4) | 初高中 (5) | 大学 (6) |
|---|------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> | 0.0413*** (0.0083) | 0.0422*** (0.0079) | 0.0051*** (0.0014) | 0.0228*** (0.0047) | 0.0083*** (0.0016) | 0.0049*** (0.0013) |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>non_agr</i> ₁₉₉₀ | -0.3938*** (0.0953) | | | | | |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>agr</i> ₁₉₉₀ | 0.0988*** (0.0217) | | | | | |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>illi</i> ₁₉₉₀ | | -1.0657 (0.6865) | -0.0782 (0.1279) | -1.1444*** (0.4336) | 0.0634 (0.1384) | 0.0804 (0.0601) |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>prim</i> ₁₉₉₀ | | 0.8039*** (0.2315) | 0.0568 (0.0480) | 0.7419*** (0.1404) | 0.0573 (0.0479) | -0.0373 (0.0304) |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>seni</i> ₁₉₉₀ | | -1.8016** (0.8546) | -0.1974 (0.1836) | -1.4703*** (0.5144) | -0.2298 (0.1793) | 0.0659 (0.1969) |
| <i>Intensity</i> × <i>Post</i> × <i>coll</i> ₁₉₉₀ | | -25.9447 (19.2994) | -0.9383 (3.7067) | -26.5038** (12.1188) | -0.2075 (3.7777) | 1.2371 (2.2209) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.852 | 0.853 | 0.785 | 0.823 | 0.870 | 0.808 |
| N | 1 292 | 1 292 | 1 292 | 1 292 | 1 292 | 1 292 |

注：第(1)–(2)列实证设定如下： $Y_{i,t} = \alpha + \beta \times Intensity_{i,1990} \times Post_t + \lambda \times Intensity_{i,1990} \times Post_t \times agr_{i,1990} + \varphi \times Intensity_{i,1990} \times Post_t \times agr_{i,1990} + \gamma X_{i,t} + \eta_i + k_t + \epsilon_{it}$ ，其中， $Y_{i,t}$ 代表目的地城市的劳动力流动率， $agr_{i,1990}$ 代表1990年目的地城市持有农业户口的移民占比， $non_agr_{i,1990}$ 代表非农业户口的移民占比。第(3)–(6)列设定如下： $Y_{i,t} = \alpha + \beta \times Intensity_{i,1990} \times Post_t + \varphi \sum (Intensity_{i,1990} \times Post_t \times Degree_{i,1990}) + \gamma X_{i,t} + \eta_i + k_t + \epsilon_{it}$ ，第(3)–(6)列的因变量分别为分属各学历段的劳动力流动率。 $Degree_{i,1990}$ 代表1990年目的地城市不同学历的流动劳动力占比。其中，在第(3)–(6)列分别代表小学以下学历 ($illi_{i,1990}$)、小学 ($prim_{i,1990}$)、初高中 ($seni_{i,1990}$) 以及大学及以上 ($coll_{i,1990}$) 学历的劳动力流动率。

(三) 排除替代性假说

本文还排除了三个替代性假说：一是本文的机制究竟是工作岗位的涌现还是工作信息的涌现所致；二是本文的结果是否为互联网的工资诱导效应所致；三是排除时变的社会网络才是引发劳动力迁移的主要因素这一可能性。^①

① 参见本文附录IX。

五、进一步讨论

(一) 长期效应

基准回归的估计主要是讨论宽带出现后对劳动力流动的短期影响。考虑到人们在做迁移决策时所接收的新增信息需要时间扩散和确认,本文预期宽带互联网出现引起的劳动力流动在长期仍会正向显著。为验证上述观点,本文从两方面展开讨论。一是效仿Faber(2014),采用长差分的视角进行讨论。具体来说,本文首先拼接了2005年与2010年的两次人口抽样调查数据,以得到1999—2009年的城市-年份维度的劳动力流动率的面板数据。估计方程如下:

$$\Delta Y_{i(p),post-pre} = \alpha_i + \beta_1 Intensity_{i,1999} + \gamma \Delta X_{i(p),post-pre} + \eta_p + \Delta \epsilon_{i(p)}, \quad (6)$$

其中, $\Delta Y_{i(p),post-pre}$ 代表位于省份 p 的城市 i 在2005—2009年间每年的劳动力流动率与1999年劳动力流动率的差分值, $\Delta X_{i(p),post-pre}$ 为各城市的控制变量在2005—2009年历年的值与其在1999年取值的差分, η_p 为省份固定效应, $\Delta \epsilon_{i(p)}$ 聚类在城市层面。

另一种方法则借鉴Chen et al.(2022)的思路,从劳动力移出的角度讨论。具体而言,本文通过式(7)估计了1999—2004年各地的劳动力流出率。其中, $Pop[15,60]_{i,t}$ 为城市 i 于 t 年位于15—60岁人口的人数, $Pop[20,65]_{i,t+5}$ 为城市 i 于 $t+5$ 年位于20—65岁人口的人数, $\widehat{D}[15,60]$ 为15—60岁人口的估计死亡率。

$$NetOutmig[15,60]_{i,t} = \frac{Pop[15,60]_{i,t} - Pop[20,65]_{i,t+5} - \widehat{D}[15,60]}{Pop[15,60]_{i,t}} \times 100\% \quad (7)$$

类似于Farré and Fasani(2013)的思路,本文根据城市在1999年的固定电话密度将其分为两组,低于中位数的组别可理解为在宽带出现前信息传递存在较大限制的城市^①,记为1(*Restriction*),反之记为0。从长期来看,应该能够在分属为低于中位数组别的城市中发现宽带互联网会显著促进该地人口的流出。表8的估计结果印证了上述两种实证设定的推断。

表8 长期效应

| | 2005年 | 2006年 | 2007年 | 2008年 | 2009年 | 早期限制 | 非早期限制 |
|----------------------------------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| <i>Intensity</i> | 0.0340* | 0.0864*** | 0.1571*** | 0.2309*** | 0.3688*** | | |
| | (0.0183) | (0.0289) | (0.0432) | (0.0511) | (0.1111) | | |
| <i>Restriction</i> × <i>Post</i> | | | | | | 1.5633*** | 0.0961 |
| | | | | | | (0.3631) | (0.1333) |
| 控制变量的差分值 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

① 这些城市通常包括伊春市、新乡市、晋城市等经济和信息均不发达的偏远地区。

(续表)

| | 2005年 (1) | 2006年 (2) | 2007年 (3) | 2008年 (4) | 2009年 (5) | 早期限制 (6) | 非早期限制 (7) |
|----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|-------------|--------------|
| R ² | 0.405 | 0.571 | 0.553 | 0.571 | 0.434 | 0.508 | 0.325 |
| N | 211 | 212 | 213 | 213 | 203 | 231 | 230 |

(二) 粗略估计因宽带互联网出现而产生的人口流动规模

本文基于工具变量的估计结果,推算了因宽带互联网出现而诱导的人口流动规模。推算依据三个关键数据。第一,2000年中国各城市总人口的平均数为414万。第二,本文重新在城市对层面估计了宽带出现对移民率的影响,发现城市对层面宽带互联网渗透率每提高10%,移民率提高0.0014%,这种算法综合了互联网发展对移民流入地和移民流出地双边的影响,可部分抵消单纯使用流入地进行估算时可能造成的估计宽带出现对移民总人数影响的高估。^①第三,1999—2004年间,中国互联网渗透率平均增加63%(Chen and Liu, 2022)。综合以上三点,可知因宽带互联网出现而引起的流动人口规模大约在556万^②,占同期劳动力流动总量(6 692万)的8.3%。

需要注意,这一结论基于线性回归推算,仅表示宽带出现对劳动力流动影响的一阶效应,未包括一般均衡影响。此外,本研究聚焦中国互联网早期快速发展背景,未考虑DiNardi et al.(2019)提出的“丰富悖论”:信息可用性达到一定水平后,人们可能不再对更多信息做出反应。因此,本文的估算应被理解为宽带出现通过降低信息摩擦引起劳动力大规模流动的暗示性证据。^③

六、政策含义、研究局限和未来拓展

本研究以2000年中国内地宽带互联网的出现为准自然实验,探究了劳动力市场信息摩擦下降对劳动力流动方向和规模的影响。研究结果表明,宽带互联网的出现显著增加了网络基础设施更完善城市的劳动力流入。这一影响可分解为工作信息涌现效应和信息分享效应。实证证据显示,宽带互联网促进了事前用工短缺城市吸引更多流动劳动力,同时拓宽了信息传播渠道,使移民流向与工作信息流向在空间上呈显著正相关。本研究从劳动力市场信息摩擦下降的角度,为21世纪初中国大规模人口流动机制提供了新的解释,深化了对中国大规模人口流动背后机理的理解,这一发现对于如何进一步提升劳动力资源配置效率具有一定启示意义。本文的发现提供了如下几个方面的政策启示:

第一,提高劳动力市场信息供给。本文的研究发现,互联网的普及有助于促进工作机会信息的涌现,从而促进劳动力在地区间流动。当前,各地仍然存在较大的信息摩擦,例

① 感谢审稿专家的宝贵建议。

② $0.000014 \times 4\ 140\ 000 \times 6.3 \times 15\ 249 = 556$ 万,其中,约1.5万组城市对。

③ 感谢审稿专家的宝贵建议。

如虚假信息、由于算法推荐导致的信息茧房效应等。信息摩擦不仅包括信息短缺,还涉及信息质量、信息密度等其他内涵。为此,政府应搭建更加全面、及时的公共就业信息平台,推动劳动供需双方的信息对接,降低求职者的信息搜索成本和甄别成本,以推动要素的顺畅流动。

第二,完善公共就业服务。本文发现,宽带互联网除了能促进工作机会信息的涌现外,还能通过移民网络促进信息的分享传播。因此政府在提供公共就业信息的同时,也应加强对劳动者的职业介绍、职业指导、职业培训等公共就业服务,帮助其做出正确的就业决策,并应重点关注农村及低技能劳动者等潜在移民群体。

需要指出的是,本文仍存在一些局限。例如,本文仅分析了宽带互联网出现对劳动力流动的一阶效应,由于数据所限,未考虑一般均衡影响。此外,本文选取的研究时段为我国互联网早期发展阶段,随着互联网的快速普及,其对劳动力流动的影响机制可能发生新的变化。在未来的研究中,一方面可构建一般均衡框架讨论互联网发展对移民的宏观经济意义;另一方面,可基于更长时间跨度的数据,探讨互联网发展的不同时期对劳动力流动影响的异质性。

参考文献

- [1] Acosta, C., and L. Baldomero-Quintana, "Quality of Communications Infrastructure, Local Structural Transformation, and Inequality", *Journal of Economic Geography*, 2023, lbad032.
- [2] Adema, J. A. H., C. G. Aksoy, and P. Poutvaara, "Mobile Internet Access and the Desire to Emigrate", SSRN working paper, 2022.
- [3] Andersen, T. B., J. Bentzen, C. J. Dalgaard, and P. Selaya, "Lightning, IT Diffusion, and Economic Growth across US States", *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(4), 903-924.
- [4] Bai, Y., and R. Jia, "Elite Recruitment and Political Stability: The Impact of The Abolition of China's Civil Service Exam", *Econometrica*, 2016, 84(2), 677-733.
- [5] Banerjee, A., E. Duflo, and N. Qian, "On The Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China", *Journal of Development Economics*, 2020, 145, 102442.
- [6] Barwick, P. J., Y. Liu, E. Patacchini, and Q. Wu, "Information, Mobile Communication, and Referral Effects", *American Economic Review*, 2023, 113(5), 1170-1207.
- [7] Bassi, V., and A. Nansamba, "Screening and Signalling Non-Cognitive Skills: Experimental Evidence from Uganda", *The Economic Journal*, 2022, 132(642), 471-511.
- [8] Blumenstock, J. E., G. Chi, and X. Tan, "Migration and The Value of Social Networks", *CEPR Discussion Paper*, 2019.
- [9] Campante, F., R. Durante, and F. Sobbrino, "Politics 2.0: The Multifaceted Effect of Broadband Internet on Political Participation", *Journal of the European Economic Association*, 2018, 16(4), 1094-1136.
- [10] Chen, L., and W. Liu, "The Effect of Internet Access on Body Weight: Evidence from China", *Journal of Health Economics*, 2022, 85, 102670.
- [11] Chen, S., P. Oliva, and P. Zhang, "The Effect of Air Pollution on Migration: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2022, 156, 102833.

- [12] 陈斌开、陈思宇，“流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业？”，《经济研究》，2018年第3期，第35—49页。
- [13] Conley, T. G., “GMM Estimation with Cross Sectional Dependence”, *Journal of Econometrics*, 1999, 92(1), 1-45.
- [14] DiNardi, M., M. Guldi, and D. Simon, “Body Weight and Internet Access: Evidence from the Rollout of Broadband Providers”, *Journal of Population Economics*, 2019, 32, 877-913.
- [15] Dolfin, S., and G. Genicot, “What Do Networks Do? The Role of Networks on Migration and ‘Coyote’ Use”, *Review of Development Economics*, 2010, 14(2), 343-359.
- [16] Faber, B., “Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China’s National Trunk Highway System”, *Review of Economic Studies*, 2014, 81(3), 1046-1070.
- [17] Fan, C., “Migration, Hukou and the City”, In: Yusuf, S. and T. Saich (eds.), *China Urbanizes: Consequences, Strategies, and Policies*. Washington DC: The World Bank, 2008, 65-89.
- [18] Farré, L., and F. Fasani, “Media Exposure and Internal Migration—Evidence from Indonesia”, *Journal of Development Economics*, 2013, 102, 48-61.
- [19] Gao, P., and Y. H. Lei, “Communication Infrastructure and Stabilizing Food Prices: Evidence from the Telegraph Network in China”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2021, 13(3), 65-101.
- [20] Gao, X., R. Song, and C. Timmins, “Information, Migration, and the Value of Clean Air”, *Journal of Development Economics*, 2023, 163, 103079.
- [21] 郭云南、姚洋，“宗族网络与农村劳动力流动”，《管理世界》，2013年第3期，第69—81页。
- [22] Hjort, J., and J. Poulsen, “The Arrival of Fast Internet and Employment in Africa”, *American Economic Review*, 2019, 109(3), 1032-1079.
- [23] Imbert, C., M. Seror, Y. Zhang, and Y. Zylberberg, “Migrants and Firms: Evidence from China”, *American Economic Review*, 2022, 112(6), 1885-1914.
- [24] Jin, Z., and J. Zhang, “Access to Local Citizenship and Internal Migration in a Developing Country: Evidence from a Hukou Reform in China”, *Journal of Comparative Economics*, 2023, 51(1), 181-215.
- [25] Liu, Y., “Labor Market Matching and Unemployment in Urban China”, *China Economic Review*, 2013, 24, 108-128.
- [26] Massey, D. S., J. Arango, G. Hugo, A. Kouaouci, A. Pellegrino, and J. E. Taylor, “Theories of International Migration: A Review and Appraisal”, *Population and Development Review*, 1993, 431-466.
- [27] 马双、赵文博，“方言多样性与流动人口收入——基于CHFS的实证研究”，《经济学》(季刊)，2019年第1期，第393—414页。
- [28] Molloy, R., C. L. Smith, and A. Wozniak, “Internal Migration in the United States”, *Journal of Economic Perspectives*, 2011, 25(3), 173-196.
- [29] Munshi, K., “Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the US Labor Market”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(2), 549-599.
- [30] Munshi, K., and M. Rosenzweig, “Networks and Misallocation: Insurance, Migration, and the Rural-Urban Wage Gap”, *American Economic Review*, 2016, 106(1), 46-98.
- [31] 宁光杰、杨馥萍，“互联网使用与劳动力产业流动——对低技能劳动者的考察”，《中国人口科学》，2021年第2期，第88—100+128页。
- [32] Oster, E., “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37(2), 187-204.
- [33] Pham, H., “Trade Reform, Oligopsony, and Labor Market Distortion: Theory and Evidence”, *Journal of Inter-*

- national Economics*, 2023, 103787.
- [34] Porcher, C., “Migration with Costly Information”, *Mimeo*, 2022, 1(3).
- [35] Porcher, C., E. Morales, and T. Fujiwara, “Measuring Information Frictions in Migration Decisions: A Revealed-Preference Approach”, *NBER working paper*, 2024.
- [36] 乔雪、袁璐璐、罗楚亮, “乡村宽带建设与农村劳动力迁移”, 《中国农村经济》, 2023 第 9 期, 第 74—100 页。
- [37] Schmutz, B., and M. Sidibé, “Frictional Labour Mobility”, *Review of Economic Studies*, 2019, 86(4), 1779-1826.
- [38] Schultz, T. W., “Investment in Human Capital”, *American Economic Review*, 1961, 51(1), 1-17.
- [39] 孙文凯、白重恩、谢沛初, “户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响”, 《经济研究》, 2011 年第 1 期, 第 28—41 页。
- [40] Tombe, T., and X. Zhu, “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China”, *American Economic Review*, 2019, 109(5), 1843-1872.
- [41] Wang, F., C. Milner, and J. Scheffel, “Labour Market Reform and Firm-level Employment Adjustment: Evidence from the Hukou Reform in China”, *Journal of Development Economics*, 2021, 149, 102584.
- [42] 万广华、张琰, “信息与城市化——基于跨国数据的实证研究”, 《经济学》(季刊), 2021 第 2 期, 第 465—492 页。
- [43] Wilson, R., “Moving to Economic Opportunity the Migration Response to the Fracking Boom”, *Journal of Human Resources*, 2022, 57(3), 918-955.
- [44] Zhong, L., “Internal Migration and Extended Families in China”, *Technical Report, Working Paper*, 2018.
- [45] 左翔、李辉文, “市场化进程中的劳动者社群网络与企业效率”, 《经济研究》, 2017 年第 3 期, 第 106—121 页。

How Does the Internet Promote Large-scale Labor Migration? Evidence from Broadband Upgrading

YU Li

(Shenzhen University)

LYU Zhuoyang

(Ningbo University)

WANG Yurou

(Xiamen University)

ZHANG Yun*

(Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: This study uses the introduction of broadband internet in mainland China in 2000 as a quasi-natural experiment and reveals that broadband internet significantly promoted internal labor migration, mainly consisting of intra-provincial migrants with low education levels and agricultural household regis-

* Corresponding Author: ZHANG Yun, Zhongnan University of Economics and Law, No. 182 Nanhu Avenue, East Lake High-tech Development Zone, Wuhan, Hubei 430073; Tel: 86-18959218602; E-mail: z0005271@zuel.edu.cn.

tration. Mechanism analysis indicates that broadband internet facilitated labor migration by improving the information environment of the labor market, attracting people to move to areas with richer job opportunity information. Meanwhile, migrant networks promoted the diffusion and distribution of new information among new and old migrants, ensuring that population migration flows remained consistent with information flows spatially. The findings of this study provide a new explanation for the large-scale internal labor migration in China at the beginning of the 21st century.

Keywords: internet; migrant networks; internal migration

JEL Classification: F24, D83, F49