

流动人口对城乡移动通信扩散的影响机制研究

胡凤雅

(上海财经大学国际工商管理学院, 上海 200433)

摘 要: 本文从微观个体的角度, 证实网络效应在我国城乡移动通信扩散过程中的作用, 揭示流动人口在城乡之间发挥传导作用并影响城乡移动通信扩散差距的内在机制。研究结果发现, 网络效应对城乡移动通信扩散均发挥显著的正向作用, 且城市地区的网络效应大于农村地区; 城市强网络效应促使移动电话在流动人口群体内加速扩散, 使流动人口的网路效应增强; 移动电话在流动人口群体内的扩散对农村移动通信扩散具有促进作用, 表现为与亲人之间联络产生的直接效应和通过增加农村安装基础产生的间接效应。流动人口在城乡群体之间发挥传导作用, 最终使城乡移动通信扩散的差距得以缩小。

关键词: 移动通信扩散; 网络效应; 流动人口

中图分类号: F713.55

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2017)06-0003-08

在移动互联网带来的新一波信息化浪潮的冲击下, 移动通信的扩散与普及已成为衡量一个国家或区域信息化及经济效率水平的重要标志。在过去 20 多年的时间里, 移动通信在我国的城市和农村地区得到迅速扩散, 截至 2014 年底我国每百人拥有移动电话的数量已超过世界公认的饱和水平(80 部)并达到 94.5 部。同时, 城乡移动通信扩散的差距逐步缩小, 2000 年时农村家庭移动电话拥有量仅为城市家庭的 22%, 2014 年时该比例已达到 99%。而我国移动通信扩散的过程伴随着城镇化的大力推进, 且在城镇化进程中产生了规模庞大的流动人口(指进城工作但户籍仍在农村的人员)。据统计, 流动人口从 1982 年的 0.06 亿人上升到 2016 年的 2.92 亿人, 占总人口的比例从 1982 年的 0.59% 上升到了 2016 年的 21.2%。如此大规模的流动人口在城乡之间常年往返且频繁通讯必定对移动通信的扩散产生巨大的影响。

移动通信是一种网络产品, 其扩散与网络效应息息相关。网络产品的早期研究主要采用特征价格模型, 通过研究体现网络效应的特征变量对某一产品市场价格的影响, 从而间接考察网络效应对产品扩散的影响^{[1][2]}。这些研究中网络效应对产品扩散的影响是间接的且存在内生性问题(如误将不可观测因素对价格的影响当作网络效应对价格的影响), 为克服特征价格模型的缺陷, 之后的研究更为直接地表现网络效应对产品扩散的作用^{[3][4]}。20 世纪 90 年代末期以来, 随着通讯行业的飞速发展, 更多的研究聚焦于网络效应对通讯产品的扩散作用^{[5][6][7][8]}。以上这些研究是基于微观数据的探讨, 大多针对于特定的、单一的消费者群体(如一个市场内、一个区域内或一个国家内的人群), 较少考虑两个或两个以上的群体, 对产品扩散过程中不同群体之间相互作用机制的研究则更加鲜见。国内虽有学者研究网络产品的扩散^[9], 但他们多从宏观的角度研究移动通信扩散的机制^[10], 缺乏微观方面的研究。

另外, 考虑到这二十年既是我国信息化快速发展的阶段, 也是城市化快速推进的时期, 大量农

收稿日期: 2017-02-10

基金项目: 上海财经大学研究生创新基金资助项目(2013110541)

作者简介: 胡凤雅(1985-), 女, 浙江温州人, 上海财经大学国际工商管理学院博士生。

村劳动力涌入城市,这些流动人口对城乡移动通信扩散是否产生重要影响?已有研究表明,城市化率对移动通信扩散存在正向影响^{[11][12]}。因为城市化程度和城乡之间的人口流动会产生较高的移动通信需求,从而加快移动通信的扩散^[10]。但这些研究仅从宏观层面得出结论,缺乏微观数据的支撑,对流动人口如何影响城乡移动通信扩散的微观机制并未进行更深入的研究。国内虽有学者从社会学的微观角度研究了手机使用能满足流动人口在陌生城市环境下对抗孤独、维护关系、寄托情感、维权和实现城市身份认同等需要,但从经济学角度研究流动人口对城乡移动通信扩散的微观机制目前尚处空白。

为此,本文结合我国城市化背景下移动通信扩散的现实,以“农村人口—城市人口—流动人口”三个群体的微观个体特征出发,从微观层面来证实网络效应在我国移动通信扩散过程中的作用及流动人口在缩小城乡移动通信扩散差距方面的传导作用。研究结论为以往宏观层面的研究做出一个微观的理论和数据支撑,也为未来关于城市化促进信息化方面的研究提供微观基础。

一、理论分析与假设的提出

已有研究表明,城市化率对移动通信扩散具有正向影响,但较少涉及城市化过程中流动人口作用于移动通信扩散的具体机制。流动人口进入城市后,在居住环境、生活方式和就业产业等方面都发生显著变化,对通讯设备的选择和需求与城市人口更加接近,因而更容易购买和使用移动电话。由于我国户籍制度等制约因素,流动人口的户籍及社会关系还保留在农村,常年需保持城乡间的通讯,这必将对农村移动通信扩散产生影响。以下介绍流动人口对城乡移动通信扩散的具体影响机制:

首先,网络效应对移动通信扩散发挥积极的正向作用。作为网络产品,移动电话在扩散过程中每增加一个用户,便使现有用户和未来用户的网络效应有所增加。而网络效应是移动通信用户效用的重要组成部分^[13],网络效应越大,用户效用就越大,用户就越愿意购买和使用移动电话,进而有助于移动通信的扩散。因此,无论城市地区还是农村地区,网络效应对移动通信扩散都会发挥正向作用。基于此,本文提出假设1:不论城市地区或农村地区,网络效应对移动通信扩散均发挥正向的促进作用。

其次,人口密度高的城市地区比人口密度低的农村地区拥有更强的移动通信网络效应。在移动通信扩散过程中,网络效应表现为或强或弱。Goolsbee and Klenow(2002)的研究表明人口密度高的大城市地区有更强的网络效应^[4]。在我国,城市地区的人口密度高于农村地区,因而城市地区比农村地区存在更强的网络效应。由此,本文提出假设2:相比于农村地区,城市地区拥有更强的移动通信网络效应。

进一步地,由于城市的强网络效应作用,流动人口进入城市后更迫切需要使用移动电话,这将促使移动电话在流动人口群体中加速扩散。在进入城市以后,由于居住环境和生产生活方式的改变,流动人口将更需借助通讯设备来传播和获取信息。周葆华和吕舒宁(2011)的调查数据显示上海市新生代农民工手机拥有率高达96%,显著高于上海市民和全国公众的平均水平,说明农民工进入城市后对移动通讯的需求是非常迫切的。

为何流动人口进入城市后会产生更强烈的移动通讯需求呢?已有的研究文献主要从社会学方向给予解释(如移动电话的使用能满足农民工在陌生城市环境下对抗孤独、维护关系、寄托情感、维权和实现城市身份认同等需要),而从经济学角度分析流动人口进入城市后迫切选择移动电话作为通讯工具的最主要原因是加入城市移动电话网络带来的收益远高于购买移动电话的成本。Katz and Shapiro(1985)指出网络效应是网络产品消费者效用的一个重要组成部分^[13]。移动通信的强网络效应意味着消费者购买或使用移动电话能产生更大的效用,如果这种收益足够覆盖或大大超过购买和

使用移动电话的成本，就会促使消费者增加对移动电话的需求。城市的移动电话网络效应较强，流动人口购买或使用移动电话能产生更大的效用，主要在于流动人口加入城市移动电话网络后，使其密切保持与流入城市的亲友之间的联系和沟通，随时获得他们需要的就业信息、增加预期收入，使采用移动电话的收益和效用远远超过购买移动电话本身的成本，从而促使流动人口急切地选择和使用移动电话。由此，本文提出假设3：城市强网络效应促使移动电话在流动人口群体内加速扩散，增强流动人口的网络效应。

最后，移动电话在流动人口群体内的扩散对农村移动通信扩散具有促进作用，具体表现为与留乡亲人之间联络产生的直接效应和通过增加农村安装基础产生的间接效应。一方面，由于通讯是双向的，流向城市的农民工为维护农村的血缘与亲缘关系，必须为留守农村的老人、小孩与妇女配备相应的通讯工具，这是流动人口对农村移动通信扩散的直接效应。另一方面，当手持移动电话的流动人口长期往返或最终返回农村时，不仅为农村地区的移动通信网络积累了一部分安装基础，有利于农村移动通信网络效应的增强，而且农村地区的网络效应逐渐增强并发挥作用后将促使更多的农村人口加入移动通讯网络，从而间接促进农村移动通信的扩散。据此，本文提出假设4：移动电话在流动人口群体内的扩散对农村移动通信扩散具有促进作用，这种促进作用表现为直接效应和间接效应。

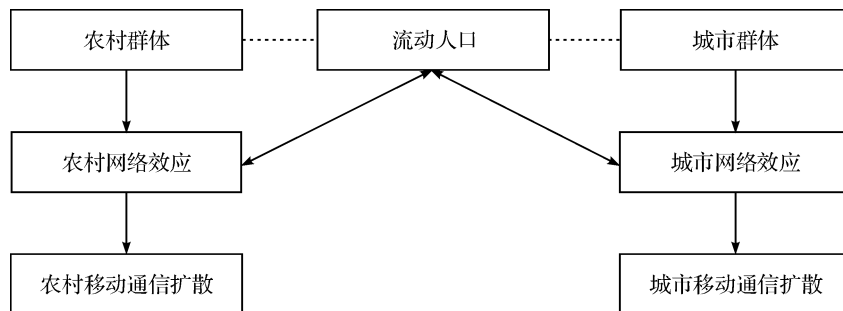


图1 流动人口对城乡移动通信扩散的传导机制

综上，农村群体特征决定着农村移动通信网络效应的大小，农村移动通信网络效应作用于农村移动通信扩散；同样地，城市群体特征决定着城市移动通信网络效应的大小，城市移动通信网络效应作用于城市移动通信扩散。在城市化的背景下，大规模流动人口来源于农村，从农村流向城市寻求就业岗位，受城市强网络效应作用而快速加入移动通信网络，成为移动电话持有者。但受各种制度的约束，流动人口无法长久定居城市，而是常年往返于城乡之间。与此同时，他们通过与亲人之间联络直接提升农村电话拥有率，通过扩大农村移动电话安装基础间接提升农村网络效应，从而加速移动电话在农村群体中的扩散。也就是说，流动人口在城乡移动通信扩散之间发挥传导作用。

由此，本文提出4个理论假设以阐明流动人口对城乡移动通信扩散的影响机制。接下来，本文采用大型微观家庭数据，构建面板Probit模型对上述的理论假设进行实证检验。

二、数据来源与变量选择

本文所用数据来自美国北卡罗莱纳大学与中国疾病预防控制中心合作的中国健康与营养调查数据库(China Health and Nutrition Survey, CHNS)，选用2004、2006、2009和2011年的数据，主要涉及家庭调查和成人调查两类数据。其中，来源于家庭调查数据的变量包括移动通信扩散、网络效应和流动人口，来源于成人调查数据的变量则是一些控制变量。为统一口径，我们将所有来源于成人调查数据的变量在家庭内取平均，各变量分述如下。

(一) 移动通信扩散

移动通信的扩散反映在微观层面上,即微观个体是否使用和购买移动电话,因此我们用 CHNS 数据库家庭调查数据中的家庭“是否拥有手机”这一指标来衡量移动通信的扩散情况,采用 adoption 表示为二值变量,1 为拥有手机,0 为没有手机。

(二) 网络效应

本文借鉴 Goolsbee 和 Klenow (2002) 的做法^[4],使用特定区域内除自身之外的其他微观个体的区域手机拥有率来衡量网络效应(以 area% 表示)。区域内除自身之外的其他微观个体的区域手机拥有率的计算涉及两个步骤。一是划分区域。区域变量来自 CHNS 数据库中家庭调查数据,主要包括省(自治区)(以 T_1 表示)、城市点(农村点)(以 T_2 表示)、市(县)(以 T_3 表示)和居委会(村)(以 T_4 表示)等 4 个指标。需要说明的是,为切合现实,在城市点,我们的特定区域范围界定在“市”这一层级;在农村点,特定区域范围界定在“村”这一层级。在处理数据时,首先根据 T_2 将区域分为城市点和农村点两大类,依照 T_1 和 T_3 这 2 个指标将城市点的区域细分到“市”这一层级,再依据 T_1 、 T_3 和 T_4 这 3 个指标将农村点的区域细分到“村”这一层级。二是计算每个微观个体的网络效应。对城市点而言,在每个市,针对每个微观个体逐一计算除自身之外的其他微观个体的区域手机拥有率,以衡量该微观个体的网络效应大小;对农村点而言,在每个村,针对每个微观个体逐一计算除自身之外的其他微观个体的区域手机拥有率,以衡量该微观个体的网络效应大小。

(三) 流动人口

流动人口变量考察的是家庭中是否有外出人员,主要指从农村地区流往城市地区的外出人员。本文使用 CHNS 数据库中家庭调查数据的家庭成员“是否仍住在家中”这一指标来表示流动人口变量的情况。家庭成员“是否仍住在家中”这一指标包括六种情况:1 是在家中;2 是在外上学;3 是服兵役;4 是外出打工;5 是出国;6 是其他。我们将这六种情况整理为两类:一类是家庭成员均在家中,即家庭中所有成员均属于第一种情况,则将该家庭归为此类;另一类是至少有一名家庭成员外出,即家庭所有成员中只要有一个成员属于第 2、3、4、5、6 这五种情况中的任一种,则将家庭归为此类。同时,我们采用家庭“有无外出人口”(floatpop)这一指标来表示这两类情况,1 为有外出人口,0 为无外出人口。

(四) 其他控制变量

其他控制变量主要是一些人口学特征变量,来自 CHNS 数据库中成人调查数据,主要包括性别、是否单身、户籍、年龄、最高教育水平和收入等六个变量。为统一口径,在数据处理时我们将这些变量在家庭内取平均。性别用 female 表示,1 为女性,0 为男性,在家庭内取平均后为家庭内性别的概率。是否单身用 single 表示,1 为单身并指未婚、离婚、丧偶和分居这四种情况中的任一种,0 为非单身并指在婚,在家庭内取平均后为家庭内单身的概率。户籍用 urban 表示,1 为城市户口,0 为农村户口,在家庭内取平均后为家庭户籍属性的概率。年龄用 age 表示,由于选取的是成人数据,所以年龄的数值均在 18 岁以上,在家庭内取平均后为家庭内平均年龄。最高教育水平用 edu 表示,具体包括 1 是小学毕业、2 是初中毕业、3 是高中毕业、4 是中等技术学校和职业学校毕业、5 是大专或大学毕业、6 是硕士及以上等六种情况,在家庭内取平均后为家庭内平均教育水平。收入用 income 表示年收入水平,以十万元为计量单位,在家庭内取平均后为家庭内平均收入水平。

三、实证研究模型及结果分析

(一) 实证模型与研究方法

为证实理论分析,本文借鉴 Goolsbee 和 Klenow (2002) 设计的模型^[4],使用面板 Probit 估计方

法,以考察城乡移动通信网络效应的差异、流动人口受城市网络效应的影响及流动人口在城乡之间发挥的传导作用,模型一和模型二的具体形式如下:

$$\text{模型一: } P(\text{adoption}_{it} = 1) = F(\lambda \text{area}\%_{it} + \beta X_i)$$

$$\text{模型二: } P(\text{adoption}_{it} = 1) = F(\lambda \text{area}\%_{it} + \gamma \text{floatpop}_{it} + \delta \text{area}\%_{it} \times \text{floatpop}_{it} + \beta X_i)$$

其中, i 表示第 i 个家庭, t 表示第 t 年; $P(\text{adoption}_{it} = 1)$ 表示家庭购买和使用移动电话的概率; $F(\cdot)$ 表示标准正态分布的累积分布函数; $\text{area}\%_{it}$ 是网络效应变量,系数 λ 反映网络效应大小; floatpop_{it} 是流动人口变量,系数 γ 反映流动人口对移动通信扩散的直接影响; $\text{area}\%_{it} \times \text{floatpop}_{it}$ 是网络效应与流动人口变量的交叉项,系数 δ 反映流动人口对因变量(移动通信扩散)的影响受到的网络效应的影响; X_i 是包含多个控制变量的一个向量,具体包括教育水平(edu_{it})、年龄(age_{it})、收入(income_{it})、性别(female_{it})、是否单身(single_{it})和户籍(urban_{it})。

(二)实证结果及分析

1. 城乡移动通信网络效应的测度

(1)估计结果与分析。为考察城乡移动通信网络效应的异同,我们使用CHNS数据库中2004、2006、2009和2011年9个省份的不连续面板数据对模型一进行Probit估计,分别测度城市地区和农村地区移动通信扩散过程中的网络效应大小并进行异方差处理,估计结果为表1、2中的(1)。城市和农村地区的移动通信网络效应分别为3.8798和2.5295,这一结果存在高估网络效应的可能性,因为网络效应变量($\text{area}\%$)有可能存在内生性。例如,网络效应变量与被解释变量之间可能存在非线性关系,而把这种关系归为线性关系则会高估网络效应系数;用户对手机的使用和购买随着时间的推进会有一个自然的增长,而把这种自然增长也归为网络效应的作用同样会高估网络效应系数。因此,为进一步识别关键变量,我们在模型一的基础上引入网络效应变量的二次项($\text{area}\%^2$)和时间虚拟变量(d_{2006} , d_{2009} , d_{2011})^①,估计结果分别列于表1、2中的(2)和(3)。

表1 城市网络效应测度(面板probit模型一)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
area%	3.8798 *** (0.3251)	1.2113 (1.4168)	2.5524 *** (0.3660)	2.5192 *** (0.3688)
edu	0.1884 *** (0.0454)	0.1868 *** (0.0457)	0.1942 *** (0.0469)	0.1907 *** (0.0471)
age	-0.0530 *** (0.0052)	-0.0541 *** (0.0053)	-0.0605 *** (0.0057)	-0.0607 *** (0.0057)
income	1.0561 ** (0.4131)	0.9505 ** (0.4154)	0.1780 (0.4155)	0.1678 (0.4142)
female	-0.4742 ** (0.1954)	-0.4763 ** (0.1966)	-0.4917 ** (0.2029)	-0.4941 ** (0.2027)
single	0.0031 (0.1745)	-0.0102 (0.1756)	-0.0971 (0.1825)	-0.0915 (0.1823)
urban	0.6196 *** (0.1461)	0.6580 *** (0.1486)	0.8268 *** (0.1579)	0.8067 *** (0.1603)
area% ²		2.1618 * (1.1274)		
d ₂₀₀₆			0.2513 ** (0.1162)	0.2576 ** (0.1166)
d ₂₀₀₉			0.8242 *** (0.1629)	0.8403 *** (0.1647)
d ₂₀₁₁			1.1266 *** (0.1895)	1.1482 *** (0.1923)
fixphone				0.0843 (0.1260)
constant	0.2216 (0.3168)	1.0079 * (0.5165)	1.1422 *** (0.3584)	1.1235 *** (0.3590)
		观察值=1820	截面数=455	

注:括号内为稳健标准误;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。下表同此。

表1中的(2)表明,对城市用户而言,二次项的加入使网络效应变量不再显著,这有悖于事实,因此我们认为网络效应变量与被解释变量之间更多地呈现线性关系。表1、2中的(3)表明,

^① 当 year = 2006 时, $d_{2006} = 1$; 其他, $d_{2006} = 0$ 。当 year = 2009 时, $d_{2009} = 1$; 其他, $d_{2009} = 0$ 。当 year = 2011 时, $d_{2011} = 1$; 其他, $d_{2011} = 0$ 。

三个时间虚拟变量均在 1% 的显著性水平上显著, 此时无论城市还是农村的网络效应系数仍是高度显著的, 但网络效应系数大小得到一定的回落, 说明控制时间因素确实进一步识别了关键变量。另外, 无论城市地区还是农村地区的移动通信网络效应均为正且都在 1% 的显著性水平上高度显著, 说明网络效应对城市地区和农村地区的移动通信扩散均起到显著的正向促进作用, 从而假设 1 得到验证。城市地区的网络效应为 2.5524, 农村地区的网络效应为 1.2900, 前者大于后者, 说明城市地区的网络效应强于农村地区, 从而假设 2 得到验证。

表 2 农村网络效应测度(面板 probit 模型一)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
area%	2.5295 *** (0.1035)	1.9296 *** (0.3689)	1.2900 *** (0.1216)	1.2720 *** (0.1218)
edu	0.1609 *** (0.0291)	0.1602 *** (0.0291)	0.1865 *** (0.0307)	0.1802 *** (0.0308)
age	-0.0328 *** (0.0025)	-0.0329 *** (0.0025)	-0.0461 *** (0.0029)	-0.0463 *** (0.0029)
income	0.0000 *** (0.0000)	1.2791 *** (0.1817)	0.3956 ** (0.1866)	0.3733 ** (0.1856)
female	0.1061 (0.0869)	0.1036 (0.0871)	0.0733 (0.0916)	0.0637 (0.0916)
single	-0.2482 *** (0.0835)	-0.2466 *** (0.0836)	-0.2840 *** (0.0884)	-0.2727 *** (0.0885)
urban	0.1397 * (0.0761)	0.1427 * (0.0763)	0.4637 *** (0.0837)	0.4484 *** (0.0839)
area% ²		0.5346 * (0.3172)		
d ₂₀₀₆			0.3941 *** (0.0605)	0.3997 *** (0.0607)
d ₂₀₀₉			1.0777 *** (0.0808)	1.0947 *** (0.0812)
d ₂₀₁₁			1.4432 *** (0.0939)	1.4679 *** (0.0947)
fixphone				0.1184 ** (0.0532)
constant	0.0959 (0.1571)	0.2345 (0.1772)	0.8768 *** (0.1730)	0.8294 *** (0.1742)
		观察值 = 5392	截面数 = 1348	

(2) 稳健性检验。解释变量——家庭是否拥有固定电话(fixphone)是进行稳健性检验的一个合适变量。城市用户和农村用户的稳健性检验结果分别为表 1、2 中的(4), 比较表 1、2 中的(3)和(4)后发现各解释变量的估计系数非常接近, 因而无论城市用户还是农村用户, 我们的估计结果都是非常稳健的。

2. 流动人口与城乡网络效应

关于流动人口受城市网络效应的影响, 即流动人口是否受到城市强网络效应的作用而更易使用和购买移动电话, 我们需对流动人口的城乡网络效应大小进行比较测度。为测度流动人口的城乡网络效应, 我们抽取城市地区农村户籍群体作为样本来代表城市地区的流动人口, 因为具体的城市流动人口群体不可查, 而来源于农村的流动人口在进入城市后仍保持农村户籍^①。为测度流动人口的农村网络效应, 我们以农村地区户籍为农村户口的家庭作为样本, 因为流动人口在未流入城市时便是农村地区的农民。对城市地区的流动人口和农村地区的农民这两个群体分别使用模型一进行回归估计并比较二者的网络效应大小, 即比较流动人口的城乡网络效应与农村网络效应并进行异方差处理和稳健性检验。估计结果表明^②, 流动人口在城市地区受到的网络效应大小为 1.8001, 在农村地区受到的网络效应大小为 1.2135, 前者大于后者, 说明流动人口进入城市后受到更强的网络效应作用, 更可能购买和使用手机, 因而假设 3 得到验证。

3. 流动人口促进农村移动通信扩散

根据理论分析, 流动人口通过直接效应和间接效应对农村移动通信扩散发挥促进作用。在这里, 我们通过模型二进行多次不同的回归估计, 以量化这两种效应。直接效应是流动人口对农村移

① 城市地区本身也有少量农村户籍人口, 但数量非常有限, 我们暂且忽略不计。

② 为节省篇幅, 估计结果不在此罗列, 作者备索。

动通信扩散的直接作用,因此先不考虑模型二中网络效应与流动人口的交叉项($\text{area}\% * \text{floatpop}$),而考察流动人口对移动通信扩散的直接作用,并将估计结果列于表3中的(1)。我们可以看到流动人口对农村移动通信扩散的直接效应为正,直接效应系数为0.2626且在1%的显著性水平上显著,进而证实了假设4的前半部分。表3中的(2)是对(1)的稳健性检验。间接效应是指由流动人口产生的农村手机增量扩大了农村地区在手机安装基础,增强农村移动通信网络效应,促使更多农民加入农村移动通信网络,间接促进农村移动通信扩散,因而间接效应可通过流动人口与网络效应的交叉项来衡量。为此,我们采用模型二考察间接效应对农村移动通信扩散的作用,并将估计结果列于表3中的(4)。因交叉项并不显著,我们怀疑存在多重共线性。为消除估计结果的多重共线性,我们去掉模型二中的流动人口变量,并将估计结果列于表3中的(5)。此时,我们可以看到交叉项即流动人口对农村移动通信扩散的间接效应,其系数为正且在1%的显著性水平上高度显著,说明流动人口通过间接效应对农村移动通信扩散具有正向的促进作用,从而证实了假设4的后半部分。表3中的(5)是对(4)的稳健性检验。

表3 流动人口促进农村移动通信扩散(面板 probit 模型二)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
area%	1.3271 *** (0.1215)	1.3116 *** (0.1217)	1.2534 *** (0.1537)	1.1195 *** (0.1261)	1.1068 *** (0.1262)
floatpop	0.2626 *** (0.0503)	0.2578 *** (0.0503)	0.1802 (0.1171)		
area% * floatpop			0.1397 (0.1795)	0.3892 *** (0.0771)	0.3828 *** (0.0770)
edu	0.1861 *** (0.0306)	0.1806 *** (0.0307)	0.1873 *** (0.0307)	0.1888 *** (0.0307)	0.1831 *** (0.0308)
age	-0.0459 *** (0.0029)	-0.0460 *** (0.0029)	-0.0457 *** (0.0029)	-0.0455 *** (0.0029)	-0.0456 *** (0.0029)
income	0.3896 ** (0.1870)	0.3694 ** (0.1861)	0.3891 ** (0.1870)	0.3888 ** (0.1870)	0.3680 ** (0.1861)
female	0.0117 (0.0923)	0.0045 (0.0923)	0.0112 (0.0923)	0.0174 (0.0922)	0.0097 (0.0922)
single	-0.2659 *** (0.0884)	-0.2558 *** (0.0885)	-0.2655 *** (0.0884)	-0.2660 *** (0.0884)	-0.2554 *** (0.0885)
urban	0.5027 *** (0.0838)	0.4884 *** (0.0841)	0.5039 *** (0.0838)	0.5010 *** (0.0838)	0.4863 *** (0.0840)
d ₂₀₀₆	0.3756 *** (0.0608)	0.3806 *** (0.0609)	0.3756 *** (0.0607)	0.3776 *** (0.0607)	0.3826 *** (0.0609)
d ₂₀₀₉	1.0573 *** (0.0809)	1.0724 *** (0.0814)	1.0575 *** (0.0809)	1.0593 *** (0.0808)	1.0746 *** (0.0813)
d ₂₀₁₁	1.4191 *** (0.0941)	1.4409 *** (0.0949)	1.4185 *** (0.0941)	1.4191 *** (0.0940)	1.4415 *** (0.0948)
fixphone		0.1035 * (0.0533)			0.1067 ** (0.0532)
constant	0.7454 *** (0.1745)	0.7061 *** (0.1757)	0.7805 *** (0.1802)	0.8605 *** (0.1726)	0.8179 *** (0.1738)
		观察值 = 5375		截面数 = 1348	

四、结 语

在城市化的背景下,本文考察流动人口对城乡移动通信扩散的影响机制。研究结果表明,网络效应对城乡移动通信扩散均发挥显著的正向作用,且城市地区的网络效应大于农村地区;城市强网络效应促使移动电话在流动人口群体内加速扩散,使流动人口的网络效应增强;移动电话在流动人口群体内的扩散对农村移动通信扩散具有促进作用,表现为与亲人之间联络产生的直接效应和通过增加农村安装基础产生的间接效应。流动人口在城乡群体之间发挥传导作用,最终使城乡移动通信扩散的差距得以缩小。可见,为推进国家或地区信息化步伐和城乡信息化平衡发展,有必要从网络效应层面加快推进速度,从流动人口的视角协调城乡。

参考文献:

- [1] Gandal N. Hedonic Price Indexes for Spreadsheets and an Empirical Test for Network Externalities [J]. The RAND Journal of Economics, 1994, 25(1): 160-170.

- [2] Economides N. , Himmelberg C. Critical Mass and Network Size with Application to the US Fax Market [Z]. New York University, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics, Working Paper, 1995.
- [3] Saloner G. , Shepard A. Adoption of Technologies with Network Effects: An Empirical Examination of the Adoption of Automated Teller Machines [J]. The RAND Journal of Economics, 1995, 26(3): 479 – 501.
- [4] Goolsbee A. , Klenow P. J. Evidence on Learning and Network Externalities in the Diffusion of Home Computers [J]. Journal of Law and Economics, 2002, 45(2): 317 – 343.
- [5] Grajek M. Estimating Network Effects and Compatibility: Evidence from the Polish Mobile Market [J]. Information Economics and Policy, 2010, 22(2): 130 – 143.
- [6] Karacuka M. , Catik A. N. , Haucap J. Consumer Choice and Local Network Effects in Mobile Telecommunications in Turkey [J]. Telecommunications Policy, 2013, (4 – 5): 334 – 344.
- [7] Basaran A. A. , Cetinkaya M. , Bagdadioglu N. Operator Choice in the Mobile Telecommunications Market: Evidence from Turkish Urban Population [J]. Telecommunications Policy, 2014, (1): 1 – 13.
- [8] Fuentelsaz L. , Garrido E. , Maicas J. P. A Strategic Approach to Network Value in Network Industries [J]. Journal of Management, 2015, (3): 864 – 892.
- [9] 赵保国, 余宙婷. 基于网络效应的竞争性产品微观扩散研究 [J]. 管理科学学报, 2013, (9): 33 – 43.
- [10] 罗雨泽, 朱善利, 陈玉宇. 我国移动通信产业发展路径区域差异及扩散机制研究 [J]. 经济研究, 2011, (10): 81 – 94.
- [11] Gruber H. Competition and Innovation: The Diffusion of Mobile Telecommunications in Central and Eastern Europe [J]. Information Economics and Policy, 2001, 13(1): 19 – 34.
- [12] Bohlin A. , Gruber H. , Koutroumpis P. Diffusion of New Technology Generations in Mobile Communications [J]. Information Economics and Policy, 2010, (22): 51 – 60.
- [13] Katz M. L. , Shapiro C. Network Externalities, Competition and Compatibility [J]. American Economic Review, 1985, 75(3): 424 – 440.

A Study on the Influencing Mechanism of Migrant Population on Urban and Rural Mobile Diffusion

HU Fengya

(School of International Business Administration, Shanghai University
of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: This paper, from the perspective of micro individual, confirms the impact of network effect in the process of urban and rural mobile diffusion, and reveals the internal mechanism that the migrant population play a conduction role between urban and rural areas, and in turn, affect the gap between urban and rural mobile communication diffusion. The results indicate that the network effect plays a significant positive effect both on urban and rural mobile communication diffusion, and this effect is stronger in urban areas than in rural areas; that strong network effect in urban areas hastens the mobile diffusion within the groups of the migrant population, and enhances the network effect of the migrant population. The spread of the mobile phone within the groups of the migrant population has a promoting role in the diffusion of rural mobile communication, which is demonstrated as the direct effect coming from contacting relatives and the indirect effect coming from increasing rural Installed Base. The migrant population play a conduction role between urban and rural groups, bridging the mobile diffusion gap between urban and rural areas.

Key words: Mobile Communication Diffusion; Network Effect; Migrant Population

(责任编辑: 化 木)