

互联网普及与城乡收入差距：理论与实证*

程名望 张家平

摘要：党的十九大高度重视城乡居民收入差距问题，而互联网等信息与通讯技术的普及对中国城乡收入差距产生了重要影响。本文从理论上分析了互联网普及对城乡居民收入差距的非线性影响，并采用2003~2016年省级面板数据进行了检验。研究发现：互联网普及对城乡收入差距的影响呈现先增加后降低的“倒U型”趋势，互联网普及对城乡收入差距的影响在2009年左右已经越过拐点，表明互联网技术给缩小中国城乡收入差距带来了重要的机遇。同时，本文基于2015年中国社会状况调查数据，在充分考虑样本的分布特征和选择性偏差等问题后，发现现阶段互联网普及缩小城乡居民收入差距的直接原因在于微观层面上互联网使用对农村居民的收入效应要大于城镇居民。因此，加速中国农村信息化进程，从多维度降低城乡之间的数字鸿沟，使农村居民充分享受互联网红利，对于缩小城乡收入差距具有重要意义。

关键词：互联网 城乡收入差距 数字中国 互联网经济

中图分类号：F015 F328 **文献标识码：**A

一、引言

中国共产党第十九次全国代表大会报告指出：“中国社会主要矛盾已经转化为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”^①，该论断表明区域发展不平衡已经成为中国社会面临的重要问题。自20世纪70年代末以来，中国农村改革带来了农村经济社会的深刻变革，农民收入水平得到了持续稳定的增长。然而，与城市居民相比，中国农村居民收入增长速度仍然缓慢，城乡发展不平衡问题仍然较为突出。如何缩小城乡收入差距、破解城乡鸿沟，一直是中国社会发展面临的难题。

*本研究得到教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“推进农民工市民化的理论与政策研究”（编号：15JZD026）、国家自然科学基金项目“中国农户贫困根源及其内在机理研究”（编号：71873095）及“新型城镇化视角下农民工市民化的内在机理及影响因素研究”（编号：71673200）的资助。笔者感谢匿名审稿专家的中肯意见，感谢编辑部工作人员的辛勤工作，同时文责自负。本文通讯作者：张家平。

^①参见《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利》，<http://cpc.people.com.cn/n1/2017/1028/c64094-29613660.html>。

国内外学者持续关注城乡收入差距及其影响因素问题，程名望等（2014）对相关研究做了一个较全面的回顾。就已有研究看，相关文献没有充分考虑以互联网为核心的信息与通讯技术（information and communication technology, ICT）这一新变量对城乡收入差距的冲击（Bauer, 2018）。而实际上，ICT 的快速发展与应用带来了全球生产模式、管理模式和营销模式及产业链、供应链、价值链的深刻变革，随之可能对居民收入分配产生重要影响。从目前的研究来看，国外相关研究主要关注了以下几方面内容：第一，较多研究从微观层面强调了收入因素对居民互联网获取或者使用的影响，或者从宏观层面分析经济发展等因素对地区层面互联网普及程度的影响，其中解释数字鸿沟是学者关注的一个重点，如：Kiiski and Pohjola（2002）、Quibria et al.（2003）、Beilock and Dimitrova（2003）、Madden et al.（2004）、Andrés et al.（2010）、Chinn and Fairlie（2010）、Nishijima et al.（2016）等。第二，从微观层面研究互联网使用对个体的收入效应，或者从宏观层面分析互联网普及对地区经济增长的影响。在这方面，大多数研究都发现使用互联网对个体收入具有显著的促进作用，如 Krueger（1993）、Dimaggio and Bonikowski（2008）等。第三，研究互联网使用对个体收入影响的差异，或者从宏观层面上讨论互联网普及对收入分配的影响。这些研究主要集中在发达国家，由于发达国家大多较早地完成了城市化进程，因此这些研究很少关注互联网普及对城乡居民收入差距的影响，并且这方面研究也没有形成一致的结论。例如，Forman et al.（2012）分析了 1995~2000 年间美国互联网投资与县级工资增长之间关系，发现美国只有 6% 的县互联网投资能够促进工资和就业水平，并且互联网投资能够解释这些富裕县工资增长的一半，认为互联网普及会拉大地区间收入差距。而 Bauer（2018）则认为，互联网普及并不是影响收入不平等的单一原因，互联网与其他技术层面、经济层面和政治层面因素的相互作用程度会对收入不平等产生不同的影响。

中国自 20 世纪 90 年代引入互联网技术以来，信息化程度得到了迅速提高，特别是本届政府相继提出了“互联网+”、“智慧城市”和“数字中国”等一系列信息化发展战略，旨在通过互联网技术普及与应用促进中国经济社会的全面发展。从 2000 年左右，国内学者逐渐开始关注互联网普及对收入分配方面的影响。首先，大多数学者发现互联网普及能够显著提高居民收入水平，如微观层面上，刘晓倩、韩青（2018）发现，使用互联网能使农村居民年收入提高 3911.63 元，周冬（2016）发现，互联网使用能够显著促进农村居民非农就业、丰富农民收入来源，从而提高农村发展水平。其次，学者们也逐渐开始关注互联网对收入分配可能产生的影响。一方面，部分研究认为互联网普及会拉大收入差距，邱泽奇等（2016）指出，从互联网红利中受益更多的地区主要集中在东南沿海等经济发达地区。毛宇飞等（2018）的研究发现，互联网使用对男性的工资溢价水平要高于女性。另一方面，李雅楠、谢倩芸（2017）基于 2004~2011 年中国健康与营养调查数据的研究发现，互联网普及显著地降低了整体工资收入差距。也有一些学者认识到互联网等信息技术在促进城乡间公共服务公平性和缩小城乡信息不对称性方面发挥着重要作用，认为 ICT 的快速发展为解决城乡鸿沟带来机遇（张晓燕，2016；宋晓玲，2017）。

就上述已有研究来看，虽然学者们已经开始关注互联网对收入分配方面的影响，但是鲜见关于宏观层面上互联网普及和城乡收入差距关系的直接研究。而就中国的现实情况来看，近年来，农村

电商、互联网+农业以及互联网技术在精准扶贫工作中的应用都对农村发展以及增加农户收入和非农就业等方面发挥着重要的作用，并且互联网还可以促进城乡之间资源的优化配置，已经成为改善城乡之间收入差距现状的一把“利器”（Gao et al., 2018）。另一方面，中国特殊的城乡二元结构导致城乡之间经济发展水平、居民受教育水平、信息化基础设施、文化等存在很大差异，出现了特殊的城乡互联网普及二元结构。根据《第39次中国互联网络发展状况统计报告》^①，截至到2016年底，中国网民规模7.31亿，其中农村网民规模为2.01亿，农村网民占比仅27.4%，表明中国城乡居民互联网普及程度差距较大。在此背景下，中国互联网技术的发展和普及，是在城乡之间形成了一道不可逾越的互联网鸿沟，还是会为中国城乡各个群体带来更加便捷的信息交流，从而共同分享互联网机遇与红利呢？基于此，本文从理论和实证两个角度就互联网普及对城乡收入差距的影响进行了分析，以期在信息化进程中缩小城乡收入差距提供决策参考。相较于已有文献，本文的边际贡献主要体现在以下几方面：一是聚焦于互联网普及对城乡收入差距的研究。现有关于城乡收入差距的研究，并没有充分考虑互联网这一新变量的冲击，而不多的互联网普及对收入差距影响的研究，聚焦于城乡收入差距的又更少，本文研究能够为缩减城乡收入差距和缓解中国社会基本矛盾提供一定的实证论据。二是与已有文献不同，本文首先构建了互联网普及和城乡收入差距的非线性模型，从全域视角和三大经济带的结构性视角考察互联网普及对城乡收入差距的影响效应及差异，其次从微观视角进一步检验了现阶段互联网普及对城乡居民收入差距影响的直接原因，研究更系统且深入。三是在研究方法方面，本文宏观研究部分充分考虑了内生性问题并采用系统GMM估计方法，而微观研究部分综合采用了分位数回归和倾向得分匹配方法，使本文的研究结论更加稳健。

二、理论模型建立与推导

基于中国特殊的城乡二元结构，本文假设经济系统仅存在农业部门和非农业部门，构建两部门的生产函数分别为：

$$Y_u = A_u K^\alpha (Internet_u L_u)^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$Y_r = A_r T^\beta (Internet_r L_r)^{1-\beta} \quad (2)$$

(1)式和(2)式中， Y_u 和 Y_r 分别为非农业部门和农业部门的产出。不失一般性，城市部门以现代经济为主，对资本的依赖度较高；农业部门对土地的依赖度较高。以 K 和 T 分别表示非农业部门的资本存量 and 农业部门的土地量， L_u 和 L_r 分别为非农业部门和农业部门的劳动投入， α 和 β 分别代表资本和土地的产出弹性， $Internet_u$ 和 $Internet_r$ 分别表示城市和农村的互联网普及率。按照内生经济增长理论（Romer, 1986; Lucas, 1988），互联网普及通过提高劳动力的信息获取能力

^①中国互联网络信息中心（CNNIC）：《第39次中国互联网络发展状况统计报告》，http://www.cnnic.net.cn/hlwfzj/hlwzxbg/hlwjtjbg/201701/t20170122_66437.htm。

来提升生产效率，从而是内生的。

假设农村互联网普及率、城镇互联网普及率与整体互联网普及率之间存在稳定的关系，以 w 表示权重： $Internet_u = wInternet$ ， $Internet_r = (1 - w)Internet$ 。则有：

$$Y_u = A_u K^a (wInternet L_u)^{1-a} \quad (3)$$

$$Y_r = A_r T^\beta ((1-w)Internet L_r)^{1-\beta} \quad (4)$$

假设生产函数规模报酬不变，市场完全竞争，则城镇居民和农村居民的收入分别等于其劳动的边际收益，即：

$$Income_u = \frac{\partial Y_u}{\partial L_u} = (1-a)(wInternet)^{1-a} A_u K^a L_u^{-a} \quad (5)$$

$$Income_r = \frac{\partial Y_r}{\partial L_r} = (1-\beta)((1-w)Internet)^{1-\beta} A_r T^\beta L_r^{-\beta} \quad (6)$$

(5) 式和 (6) 式中， $Income_u$ 和 $Income_r$ 分别代表城镇居民和农村居民的收入水平，则城乡居民收入差距为：

$$Gap = \frac{Income_u}{Income_r} = \frac{(1-a)(wInternet)^{1-a} A_u K^a L_u^{-a}}{(1-\beta)((1-w)Internet)^{1-\beta} A_r T^\beta L_r^{-\beta}} \quad (7)$$

(7) 式中， Gap 代表城乡收入差距，则求 Gap 关于 $Internet$ 的导数：

$$\frac{\partial Gap}{\partial Internet} = \frac{(1-a)(1-\beta)w^{1-a}(1-w)^{1-\beta} Internet^{1-a-\beta} A_u K^a L_u^{-a} A_r T^\beta L_r^{-\beta} (\beta-a)}{[(1-\beta)((1-w)Internet)^{1-\beta} A_r T^\beta L_r^{-\beta}]^2} \quad (8)$$

分析可见，上式中分母大于零，分子正负取决于 β 和 α 及其大小。当 $\beta > \alpha$ 时，城乡收入差距对互联网普及率的导数大于零，城乡收入差距扩大；当 $\beta < \alpha$ 时，城乡收入差距对互联网普及的导数小于零，城乡收入差距缩小；当 $\beta = \alpha$ 时，城乡收入差距达到最大值。一般来说，在经济发展早期，土地的产出弹性大于资本的产出弹性，即 $\beta > \alpha$ ；当经济系统中的产业结构逐步由第一产业向第二产业和第三产业转型升级，资本的产出弹性将会大于土地的产出弹性，即 $\beta < \alpha$ （穆怀中、吴鹏，2016）。可见，互联网普及率和城乡收入差距之间存在“倒U型”的曲线关系，如图1所示。

Ho and Tseng（2006）、Scheerder et al.（2017）等学者的研究有助于解释上述理论模型的“倒U型”关系。在互联网发展早期，由于农村居民在信息可获取性，尤其在信息的进一步鉴别、利用和再加工等方面比城镇居民存在明显的弱势，从而互联网普及对城镇居民的收入溢出效应高于农村居民。随着互联网的进一步扩散，特别是移动互联网技术的发展，智能手机成为人们上网的主要方式之一，城乡之间互联网普及差距不断缩小，互联网技术在农村也得到广泛应用，农村居民对互联网信息的处理和加工能力得到很大提高。同时，农村地区还可以借鉴城镇地区早期互联网技术应用的经验，互联网普及在促进城乡之间生产要素流动，带动农村产业升级等方面的作用日益成熟，此时互联网普及对农村居民收入提升的后发优势会对城乡居民的收入差距扩大具有抑制效应。

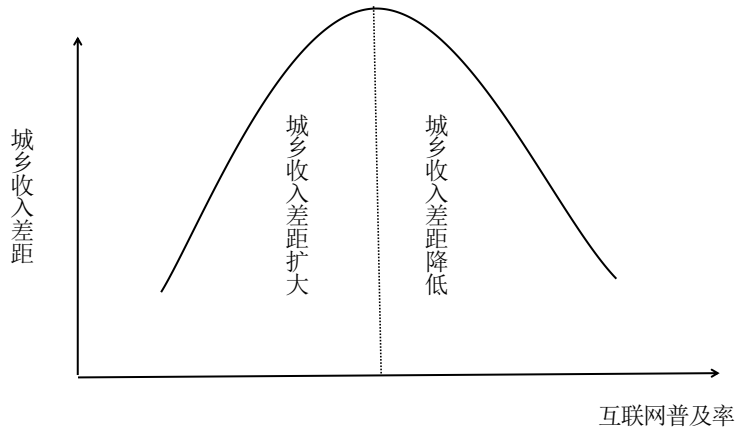


图1 互联网普及与城乡收入差距之间的倒U型关系

三、互联网普及与城乡收入差距：统计性描述

（一）城乡收入差距及其演变趋势

借鉴龙海明等（2015）的方法，本文采用泰尔指数测算城乡收入差距，计算公式如（9）式所示：

$$Theil_t = \sum_{i=1}^2 \left(\frac{I_{it}}{I_t} \right) \ln \frac{I_{it}/P_{it}}{I_t/P_t} = \left(\frac{I_{1t}}{I_t} \right) \ln \frac{I_{1t}/P_{1t}}{I_t/P_t} + \left(\frac{I_{2t}}{I_t} \right) \ln \frac{I_{2t}/P_{2t}}{I_t/P_t} \quad (9)$$

（9）式中， $Theil_t$ 代表泰尔指数衡量的城乡收入差距， I_{1t} 和 I_{2t} 分别代表 t 时期城市和农村居民的总收入（人口总数乘以人均收入水平）； I_t 代表 t 时期的总收入， P_{1t} 和 P_{2t} 分别代表 t 时期城市和农村的人口数， P_t 代表 t 时期总人口数。作为对比，本文也采用陈斌开、林毅夫（2013）的做法，同时用城镇居民人均可支配收入除以农村居民人均纯收入来衡量城乡收入差距（记作：Gap）。

表1给出了2003~2016年间全国及三大地区城乡居民收入差距的情况^①，由表1可知，无论从全国层面看，还是分区域看，城乡收入差距都在保持小范围波动的态势下呈下降趋势。2003年以来，中国政府高度重视三农问题，特别是农民增收问题，出台了农业税减免、种粮补贴、新农合、新农保等一系列支农惠农政策，对农户增收和缩小城乡收入差距起到了作用。以Theil指数为例，2003~2016年间，全国Theil指数由2003年的0.165下降到2016年的0.107，年均下降3.28%。分区域看，东部地区城乡收入差距最小，西部地区最大，东、中部低于全国水平，西部高于全国平均水平。进一步就下降趋势看，东部地区Theil指数由2003年的0.117下降到2016年的0.079，年均下降2.98%；中部地区Theil指数由2003年的0.145下降到2016年的0.095，年均下降3.20%；西部地区Theil指数由2003年的0.208下降到2016年的0.134，年均下降3.33%。

^①根据国家统计局公布信息将全国划分为东、中和西部三大地区，东部地区包括北京等11个省份，中部地区包括山西等8个省份，西部地区包括内蒙古等12个省份。城乡收入数据参见 <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

表1 城乡收入差距及其变化趋势（2003~2016年）

年份	基于泰尔指数计算结果				基于城乡收入比计算结果			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
2003年	0.165	0.117	0.145	0.208	3.270	2.816	2.979	3.701
2004年	0.165	0.119	0.140	0.211	3.298	2.877	2.921	3.750
2005年	0.167	0.120	0.145	0.207	3.353	2.934	2.990	3.714
2006年	0.169	0.121	0.146	0.212	3.410	2.987	3.020	3.792
2007年	0.167	0.122	0.145	0.211	3.423	3.030	3.029	3.799
2008年	0.164	0.121	0.141	0.207	3.416	3.061	2.998	3.776
2009年	0.165	0.121	0.144	0.208	3.460	3.090	3.051	3.825
2010年	0.155	0.113	0.134	0.194	3.383	3.050	2.941	3.676
2011年	0.144	0.105	0.125	0.182	3.257	2.940	2.852	3.551
2012年	0.139	0.101	0.121	0.176	3.218	2.916	2.829	3.508
2013年	0.128	0.091	0.115	0.163	3.078	2.768	2.770	3.365
2014年	0.115	0.086	0.100	0.143	2.913	2.701	2.581	3.106
2015年	0.111	0.082	0.097	0.138	2.879	2.662	2.571	3.071
2016年	0.107	0.079	0.095	0.134	2.861	2.646	2.565	3.048

（二）互联网普及率及其演变趋势

就互联网普及程度及其变化趋势看（如图2），中国互联网普及率（采用互联网使用人数比上总人口数来衡量，即互联网普及率=互联网使用人数/总人口数）提升较快，2003年全国、东部、中部和西部地区的互联网普及率分别为6.15%、9.12%、4.13%和4.59%，到2016年底，互联网普及率分别上升至52.89%、62.27%、46.62%和46.15%，年均增速分别为18.00%、15.93%、20.49%和19.42%。由此可见，中部和西部的互联网普及速度比东部快，反映地区互联网普及率差距不断下降，呈现收敛的趋势。

就互联网发展的城乡差异看，在规模上（图3(a)），2006年农村网民人数为2311万，2016年增加到20100万，年均增速24.15%^①；2006年城镇网民人数为11389万，2016年增加到53100万，年均增速16.64%。在互联网普及率上（图3(b)），2006年农村互联网普及率为3.16%，2016年增加到34.08%，年均增速26.85%；2006年城镇互联网普及率为19.54%，2016年增加到66.96%，年均增速13.11%。由此可见，一方面，2006~2016年间，农村和城镇网民规模和互联网普及率的差距均逐步缩小，呈现收敛趋势；另一方面，城乡居民之间的数字鸿沟仍然很大，2016年城镇地区的互联网普及率仍然是农村互联网普及率的两倍左右。

^①2006年以前农村网民的数据缺失，故从2006年开始比较。城乡互联网普及情况数据来源于中国互联网络信息中心网站（<http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/>）。

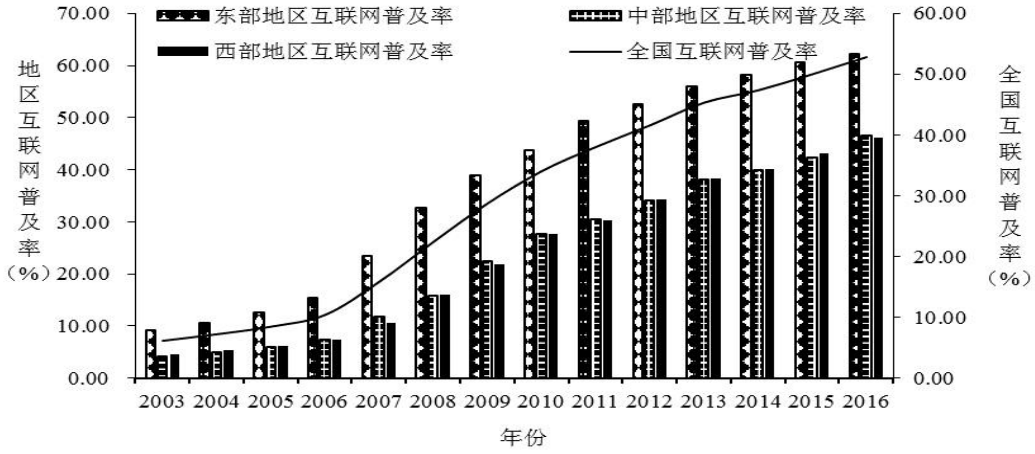
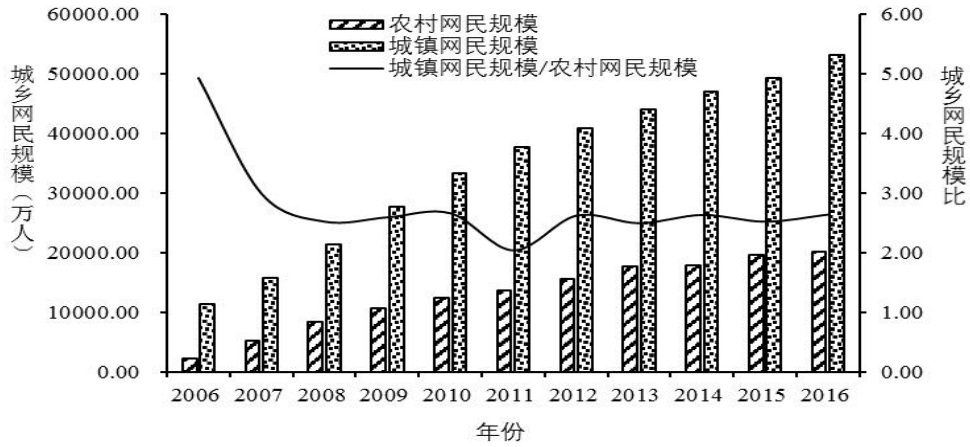
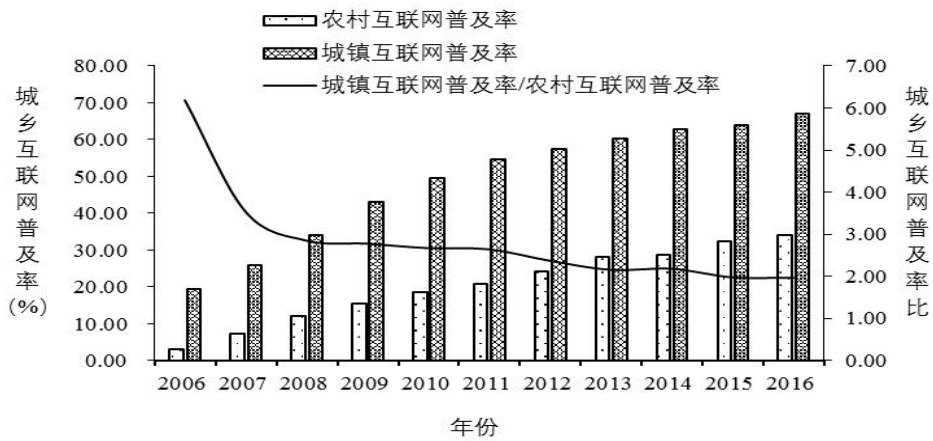


图2 全国及三大地区互联网普及率 (2003~2016年)



(a)城乡网民规模差异 (2006~2016年)



(b)城乡互联网普及率差异 (2006~2016年)

图3 城乡互联网发展状况 (2006~2016年)

(三) 互联网普及率与城乡收入差距关系的统计性描述

图4描述了2003~2016年中国31个省份互联网普及率与城乡居民收入的散点图及线性拟合关系；图5描述了2003~2016年中国31个省份互联网普及率和城乡收入差距的散点图及二次拟合关系。分析可见，首先，互联网普及率和城乡居民收入水平之间都存在明显的正向关系。其次，无论从Theil还是从Gap看，互联网普及率与城乡收入差距均表现出较为一致的关系，呈现微弱的“倒U型”曲线形态，在总体趋势上表现为随着互联网普及率增加，城乡收入差距呈现缩小的态势。但该关系仅仅是描述性统计的结果，影响中国城乡居民收入差距的因素是十分复杂的，在没有加入相关控制变量的情况下，这种拟合关系并不能精确地反映互联网普及率与城乡收入差距之间的真实关系。基于此，本文下面部分将通过计量分析方法，进一步探析中国互联网普及率对城乡收入差距的影响。

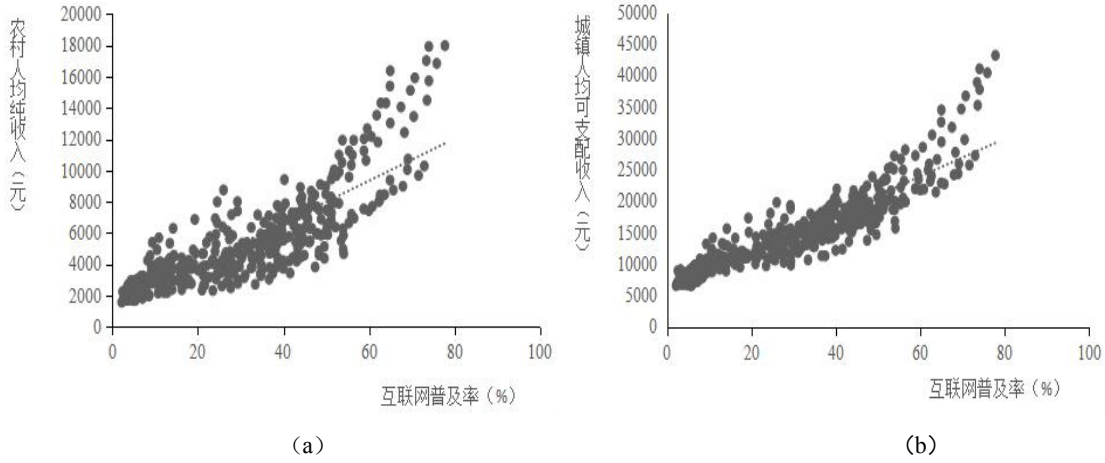


图4 城乡居民收入和互联网普及率的拟合关系

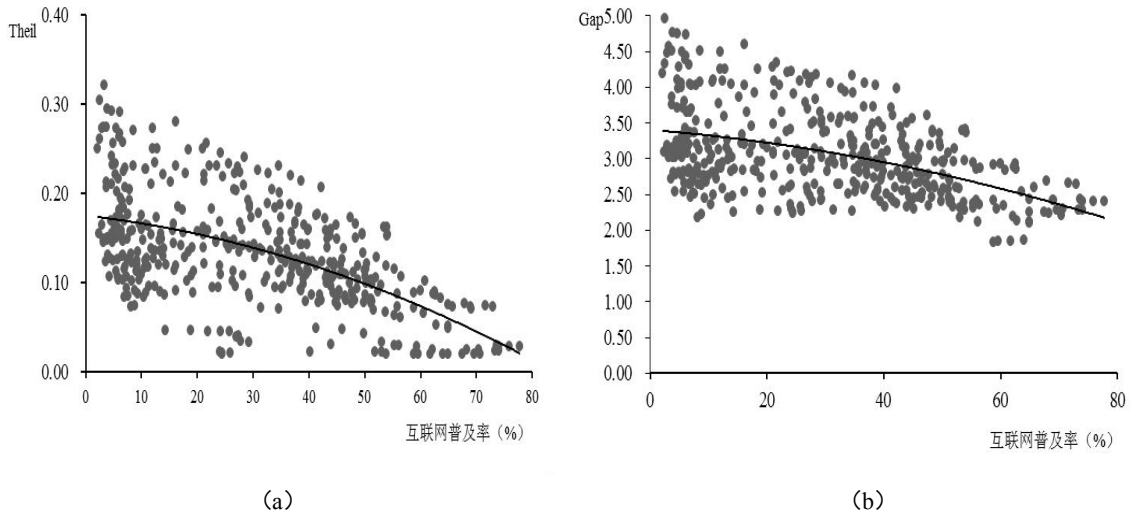


图5 城乡收入差距和互联网普及率的拟合关系

四、计量模型建立与估计方法

（一）模型建立

前文理论模型分析表明，互联网普及和城乡收入差距存在“倒 U 型”关系。为了检验该关系在中国的适用性，构建如下计量模型：

$$Y_{it} = \alpha_i + \alpha_{11}Internet_{it} + \alpha_{12}Internet_{it}^2 + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

(10) 式中， Y 为城乡收入差距， $Internet$ 为本文的核心解释变量，即互联网普及率。 X 为一组控制变量。 i 表示省份， t 表示年份， ε_{it} 为随机误差项。如果 $\alpha_{12} < 0$ ，则互联网普及和城乡收入差距具有“倒 U 型”关系；如果 $\alpha_{11} > 0$ 、 $\alpha_{12} = 0$ ，则互联网普及拉大了城乡收入差距； $\alpha_{11} < 0$ 、 $\alpha_{12} = 0$ ，则互联网普及缩小了城乡收入差距。

（二）变量设置与测算方法

被解释变量城乡收入差距用泰尔指数 (Theil) 来衡量，核心解释变量为互联网普及率，相关计算方式见前文。另外，影响城乡收入差距的因素是十分复杂的，本文主要选取如下控制变量：① 经济发展水平。大量研究表明收入差距与经济发展具有重要的关系，但是并没有形成一致性的结论。例如：陈斌开、林毅夫 (2013) 的研究证实城乡收入在经济发展过程中存在“正 U 型”的变化趋势，而邵红伟、靳涛 (2016) 研究发现城乡收入差距和经济发展存在“倒 U 型”曲线关系，因此本文加入各省人均地区生产总值对数 ($\ln Gdp$) 及其平方项作为控制变量。② 城镇化水平 ($Urban$)。城镇化发展阶段或城镇化水平对城乡收入差距的影响已经被学者们关注 (韩其恒、李俊青, 2011; 李子叶等, 2016)。本文采用城镇常住人口数除以总人口数来衡量城镇化水平。③ 经济开放程度 ($Open$)。孙永强、万玉琳 (2011) 等指出经济对外开放水平对中国城乡收入差距具有重要的影响，因此，本文也将其加入到控制变量中，采用各省份进出口总额除以其 GDP 来衡量。④ 政府财政支出 (Fin)。财政支出对居民收入具有重要的影响，同时中国各地区的财政政策偏向性可能对城市和农村具有不同的影响 (雷根强、蔡翔, 2012)。本文采用各省份政府财政支出除以其 GDP 来衡量。⑤ 产业结构。武小龙、刘祖云 (2014) 认为，第一产业 (农业) 所占比重越高，城乡收入差距越小；而第三产业属于劳动密集型产业，会吸收大量农村剩余劳动力，增加农村居民收入，从而降低城乡收入差距。因此，本文采用第一产业增加值占 GDP 比重 ($Priind$) 和第三产业增加值占 GDP 比重 ($Terind$) 来衡量产业结构水平。

（三）数据来源及说明

本文采用中国 2003~2016 年期间除港澳台外 31 省 (市、区) 的面板数据。其中，各省的 GDP、财政支出、第一及第三产业增加值、城镇人均可支配收入、2003~2013 年农村人均纯收入、互联网上网人数等变量的数据均来自于知网中国经济与社会发展统计数据库^①。由于国家统计局在 2013 年以后便不再公布各省的农村居民人均纯收入数据，因此，本文采用 2014~2016 年期间农村居民人均

^①中国经济与社会发展统计数据库：<http://tongji.cnki.net/kns55/Navi/NaviSearch.aspx?code=A&type=trade&t=T>。

可支配收入历年增长率代替其人均纯收入历年增长率来间接计算此期间的农村居民人均纯收入。另外，各省 2005~2016 年的城镇常住人口数数据来自于《中国统计年鉴》，2003 年和 2004 年城镇化率根据周一星、田帅（2006）测算的 2000 年城镇化数据，通过联合国法修正得到^①。各省进出口总额的数据来自中经网数据库^②。GDP 和收入水平数据分别按照地区生产总值指数和居民消费价格指数转化为以 2003 年为不变的可比价格，各变量的描述性统计见表 2。观察表 2 可见，各个变量都有较大的变化区间，较好地反映了中国不同地区的发展差异，表明检验互联网普及率和城乡收入差距关系的基础数据是良好的。

表 2 变量的描述性统计

变量	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Theil</i>	434	0.133	0.061	0.020	0.321
<i>Gap</i>	434	3.058	0.609	1.829	5.184
<i>Internet</i>	434	0.299	0.193	0.021	0.778
<i>Internet</i> ²	434	0.126	0.132	0.000	0.605
<i>lnGdpc</i>	434	9.912	0.641	8.212	11.417
<i>(lnGdpc)</i> ²	434	98.652	12.735	67.440	130.337
<i>Urban</i>	434	0.503	0.151	0.201	0.896
<i>Open</i>	434	0.318	0.393	0.032	1.722
<i>Fin</i>	434	0.232	0.179	0.079	1.379
<i>Priind</i>	434	0.117	0.060	0.004	0.342
<i>Terind</i>	434	0.423	0.086	0.283	0.802

（四）估计方法及说明

考虑到普通的面板数据估计方法可能造成估计结果的偏差，因此本文综合运用静态和动态面板模型估计方法。动态面板模型由于包括了因变量的滞后项，有利于克服模型的内生性问题。在动态面板估计中，采用 GMM 估计方法，进一步地，GMM 估计方法分为差分 GMM 和系统 GMM，Bond（2002）认为系统 GMM 相对于差分 GMM 能更好地解决内生性和弱工具变量等问题，并且估计结果偏差较小，因此本文选择系统 GMM，并进一步选择两步系统 GMM 估计方法。

五、估计结果及分析

（一）全域性估计结果

本文首先在全国层面上对基准模型进行估计分析，回归结果如表 3 所示。为了比较分析，本文构建了多个模型，其中，模型（1）~模型（4）是静态面板模型，模型（5）~模型（8）是动态面

^①联合国法是预测城镇化水平的一种常见方法，详细原理可参考周一星、田帅（2006）。

^②中经网统计数据库：<http://db.cei.cn/page/Login.aspx>。

板模型。根据 AIC 阶数判断准则，动态面板模型中仅加入城乡收入差距的滞后一期。分析表 3 可见，各动态面板模型回归的残差相关性检验表明在 10% 的显著水平下残差项不存在三阶序列相关，同时 *Sargan* 检验表明工具变量有效。从 R^2 或 *Wald* 值看，所选择的解释变量对被解释变量有一定的解释力，各模型均在整体上具有显著性。此外，模型（1）~模型（4）的 R^2 依次增加，因此加入系列控制变量是必要的。就核心解释变量互联网普及率来看，模型（1）和模型（5）中均显著且系数为负，表明考察阶段互联网普及整体上有利于缩小城乡收入差距。而从非线性回归方程结果来看，互联网普及率的系数在静态面板模型（3）和模型（4）中大于动态面板模型（7）和模型（8），表明模型（3）和模型（4）中互联网普及率的系数被高估了，采用动态面板模型是必要的。基于模型（8）的回归结果，分析如下：

首先，模型（8）中互联网普及率在 1% 的水平上显著，且系数为正，表明互联网普及率加大了中国城乡收入差距。其次，互联网普及率的平方项在 1% 的水平上显著，而其系数为负，表明互联网普及率和城乡收入差距存在“倒 U 型”曲线关系。根据模型（8）的估计结果对“倒 U 型”曲线的拐点进行估算，拐点处的互联网普及率约为 30.37%。该结论表明，在网络普及初期，由于城乡资源禀赋、经济基础的差异（特别是数字鸿沟），互联网普及拉大了城乡收入差距。而在互联网普及中后期，特别是随着农村信息化程度的提高，互联网可能会从以下几方面改善城乡收入差距：第一，生产资料配置方面。互联网普及可以在降低城乡信息流通壁垒、改善城乡资源配置、提高农产品的市场价值、优化农户生产决策（如淘宝村）、提高农业生产效率等方面发挥重要的资源配置效应（刘晓倩、韩青，2018；高杨、牛子恒，2018）。第二，劳动要素配置方面。促进劳动要素自由流动，提高城市化水平被认为是实现区域经济平衡发展，降低城乡收入差距的重要保障（陆铭，2017）。互联网的普及可以转变农村居民发展观念，促进其非农就业和创业，并且还可以改善城市服务水平，提高城市的承载和供给水平（张家平等，2018），如：共享经济和智慧城市等。第三，互联网在促进政府工作透明度、提高公民社会参与等方面也发挥着重要的作用。张璇、杨灿明（2015）基于世界银行企业调查数据库发现，无论对于中国东部地区，还是中西部地区，行政腐败都是城乡收入差距扩大的一个重要原因。作为“解放技术”（Diamond，2010；Saleh，2012），互联网在降低腐败方面的积极作用受到了众多政府的重视（Elbahnasawy，2014）。近年来，中国政府不断加强电子政务建设，推动数字中国，国家治理体系和治理能力现代化水平得到了稳步的提高，大大增强了政府惠农政策的透明度和精准水平，提高了三农工作效率。根据前文分析可知，中国互联网普及率在 2009 年左右越过拐点，表明现阶段中国互联网普及对城乡居民收入差距呈现出缩减效应。

表 3 互联网普及率对城乡收入差距影响的估计结果（全国）

Variable	因变量 <i>Theil</i>							
	静态—FE				动态—系统 GMM			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Internet</i>	-0.095*** (0.005)	-0.138*** (0.017)	0.147*** (0.036)	0.213*** (0.033)	-0.040*** (0.001)	-0.035*** (0.003)	0.094*** (0.006)	0.082*** (0.014)

<i>Internet</i> ²	0.070*** (0.027)	-0.191*** (0.040)	-0.226*** (0.037)		-0.009 (0.006)	-0.140*** (0.015)	-0.135*** (0.030)
<i>ln Gdpc</i>		-0.337*** (0.065)	-0.049 (0.063)			-0.245*** (0.026)	-0.214*** (0.050)
<i>(ln Gdpc)</i> ²		0.014*** (0.003)	0.001 (0.003)			0.011*** (0.001)	0.010*** (0.002)
<i>Urban</i>			-0.324*** (0.048)				-0.112*** (0.021)
<i>Open</i>			-0.042*** (0.009)				-0.008* (0.005)
<i>Fin</i>			-0.160*** (0.017)				-0.007 (0.005)
<i>Priind</i>			-0.138** (0.065)				-0.288*** (0.039)
<i>Terind</i>			0.011 (0.027)				0.083*** (0.010)
<i>L.Theil</i>					0.822*** (0.003)	0.816*** (0.007)	0.716*** (0.020)
<i>Cons</i>	0.162*** (0.002)	0.166*** (0.002)	2.038*** (0.315)	0.703** (0.310)	0.033*** (0.001)	0.033*** (0.001)	1.352*** (0.129)
<i>Hausman</i>	22.370 (p=0.000)	27.750 (p=0.000)	27.160 (p=0.000)	49.650 (p=0.000)	—	—	—
<i>F/Wald</i>	317.430	164.500	118.060	86.600	—	—	—
<i>AR(1)</i>	—	—	—	—	0.011	0.011	0.017
<i>AR(2)</i>	—	—	—	—	0.068	0.068	0.130
<i>AR(3)</i>	—	—	—	—	0.225	0.218	0.447
<i>Sargan</i>	—	—	—	—	30.006 (p=1.000)	29.446 (p=1.000)	30.305 (p=1.000)
<i>R</i> ²	0.4412	0.4507	0.5420	0.6642	—	—	—
样本容量	434	434	434	434	403	403	403

注：FE 代表固定效应模型，括号内数字代表标准误，*、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著水平，AR 显示的是 p 值，Hausman 检验结果的括号内数字代表 p 值。

进一步分析表 3 中模型（8）的回归结果可见：①人均地区生产总值对数在 1%的水平上显著且系数为负，表明经济增长有利于缩小城乡收入差距，同时人均地区生产总值对数平方项也在 1%的水平上显著，且系数为正，表明经济增长和城乡收入差距呈现“正 U 型”的关系，这与陆铭等（2005）、

陈斌开、林毅夫（2013）等的研究结果相一致，即城乡收入差距随着经济的发展先降低后上升。②城镇化水平对城乡收入差距具有显著的负向影响，表明提高城镇化水平有利于缩小中国城乡收入差距。③经济开放程度在 10% 的水平上显著且系数为负，表明提高经济开放程度有利于缩小全国城乡收入差距。④财政支出的系数为负，但不显著，表明进一步完善政府财政制度对缩小城乡收入差距是很有必要的。⑤产业结构对城乡收入差距的影响存在两种截然相反的观点。一种观点认为产业结构变动在短期内对城乡收入差距具有正向效应，但是在长期能够缩小城乡收入差距。而郑小三、李小克（2012）认为产业结构的升级，虽然使城镇和农村都受益，但是中国城乡二元结构限制了城乡生产要素的有效流通，造成了农业与非农业、城镇和农村、农村三次产业和城镇三次产业发展的不平等。本文的实证结果支持郑小三、李小克（2012）的观点，因此进一步促进城乡间要素自由流通，优化资源配置对缩小中国城乡发展差距具有重要的现实意义。

（二）分区域估计结果

中国是典型的大国经济，存在区域发展不平衡现象，各地区经济发展现状、信息化程度具有较大的差异。为进一步分析互联网普及率对城乡收入差距影响的区域差异，本文将中国分为三大经济区，利用 2003~2016 年面板数据进行估计。由于动态面板模型和 GMM 估计方法适合大样本，在分区域分析时不再适合，因此该部分选择静态面板模型估计。首先通过 F 检验和 Hausman 检验确定各模型应采用 OLS、FE 还是 RE 估计，估计结果见表 4。由表 4 看出，各模型的 F 值和 R^2 都较好，表明模型的解释力和显著性均较好。

表 4 互联网普及率对城乡收入差距影响的估计结果（分区域）

Variable	因变量 Theil								
	东部			中部			西部		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Internet</i>	0.045** (0.018)	0.111*** (0.031)	-0.024* (0.014)	0.016 (0.028)	0.140*** (0.053)	0.074** (0.033)	-0.086* (0.044)	0.157** (0.074)	0.045 (0.045)
<i>Internet</i> ²	-0.114*** (0.023)	-0.148*** (0.032)	—	-0.225*** (0.055)	-0.131 (0.083)	—	-0.166* (0.085)	-0.229* (0.118)	—
控制变量	NO	YES	YES	NO	YES	YES	NO	YES	YES
<i>Cons</i>	0.087*** (0.003)	-0.611 (0.572)	-3.109*** (0.559)	0.139*** (0.003)	-3.493*** (0.773)	-4.210*** (0.632)	0.222*** (0.010)	0.464 (0.564)	-0.239 (0.430)
<i>Hausman</i>	25.220 (0.000)	12.680 (0.178)	15.390 (0.052)	9.790 (0.021)	60.920 (0.000)	62.910 (0.000)	3.420 (0.332)	4.900 (0.843)	6.620 (0.578)
<i>F/Wald</i>	56.620	308.380	26.020	113.190	60.740	66.960	267.340	490.250	472.710
R^2	0.445	0.643	0.607	0.689	0.852	0.848	0.634	0.761	0.754
样本容量	154	154	154	112	112	112	168	168	168
模型选择	FE	RE	FE	FE	FE	FE	RE	RE	RE

注：FE 代表固定效应模型，RE 代表随机效应模型，括号内数字代表标准误，*、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著水平，Hausman 检验结果的括号内数字代表 p 值。

基于表 4 中模型（2）、模型（5）和模型（8）的分析可见，首先，东部地区、中部地区和西部地区互联网普及率分别在 1%、1%和 5%水平上显著且系数都为正，系数大小依次增加。其次，就互联网普及率平方项来看，东部地区和西部地区在 1%和 10%的水平上显著且系数都为负，而中部地区不显著。该结果表明，在经济最发达和最不发达的地区，互联网普及和城乡收入差距的“倒 U 型”关系更为明显。进一步在模型（3）、模型（6）和模型（9）中仅考虑互联网普及率一次项对城乡收入差距的影响，结果显示，互联网普及率在东部地区显著且系数为负，在中部地区也显著，但系数为正，而在西部地区不显著，表明从整体上来看，考察阶段互联网普及主要对经济发展最快的东部地区城乡收入差距表现缩减效应。可能原因在于两方面：一方面，东部地区互联网普及程度较高，较早地越过了拐点；另一方面，与中西部地区相比，东部地区城乡发展差异更小，尤其是城乡居民的人力资本差距。

（三）基于时间趋势的估计结果

为进一步刻画互联网普及率对城乡居民收入差距影响的动态特征，本文在基准模型的基础上，只加入互联网普及率一次项，并加入互联网普及率和年份的交叉项，进行双固定效应模型估计，估计结果见表 5。

表 5 互联网普及率对城乡收入差距影响的时间趋势分析

	因变量 <i>Theil</i>		
<i>Internet</i>	0.231*** (0.064)	<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₁₂	-0.255*** (0.064)
<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₀₄	0.017 (0.058)	<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₁₃	-0.259*** (0.065)
<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₀₅	-0.048 (0.059)	<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₁₄	-0.221*** (0.066)
<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₀₆	-0.082 (0.060)	<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₁₅	-0.227*** (0.067)
<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₀₇	-0.181*** (0.057)	<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₁₆	-0.232*** (0.070)
<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₀₈	-0.208*** (0.058)	<i>Cons</i>	1.763*** (0.376)
<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₀₉	-0.259*** (0.058)	控制变量	YES
<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₁₀	-0.244*** (0.061)	<i>Year</i>	YES
<i>Internet</i> × <i>Year</i> ₂₀₁₁	-0.244*** (0.062)	<i>Province</i>	YES
		<i>F/wald</i>	37.320

注：括号内数字代表标准误，*、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著水平。

分析表 5 可见,基期 2003 年互联网普及率显著且系数为正,表明在此时期互联网普及扩大了城乡收入差距,处于“倒 U 型”曲线拐点左侧。而与基期 2003 年相比,从 2007 年开始互联网普及率与时间的交叉项显著,且系数都为负,而从 2009 年开始互联网普及率系数绝对值大于基期系数绝对值,该结果表明从 2009 年开始互联网普及开始降低城乡居民收入差距,互联网普及率和城乡收入差距关系正处于“倒 U 型”曲线的拐点右侧,这和表 3 的估计结果高度一致,进一步验证了前文估计结果。另一方面,在 2014 年和 2015 年期间,交叉项系数的绝对值小于基期系数绝对值,可能原因在于,尽管在此期间中国城乡之间互联网普及率差距不断缩小,但是正如图 3 所示,城乡之间的数字鸿沟仍然很大,在 2016 年底城乡互联网普及率差距仍然在 2 倍左右,并且根据 Ho and Tseng (2006)、Scheerder et al. (2017) 等学者在数字鸿沟方面的研究,城乡居民之间不但存在互联网使用机会的一级数字鸿沟,同时还存在互联网利用、信息加工和信息鉴别等多方面的二级数字鸿沟。表 6 中的描述性统计结果即是一个有力的例证。分析表 6 可见,中国农村居民不上网的原因中,二级数字鸿沟明显高于一级数字鸿沟。表明不但要促进农村居民和城市居民享有同等接受互联网技术的机会,更重要的是应该增强农村居民如何使用互联网信息技术、鉴别和再加工信息的能力,从多维度缩小城乡居民之间的数字鸿沟,增强互联网普及和缩小城乡收入差距的效果。

表 6 农村居民不上网的原因

数字鸿沟等级	原因	比例 (%)
二级数字鸿沟	A 不懂电脑或网络	68.00
	B 年龄太大或太小	14.80
	C 没时间上网	13.50
	D 不需要,不感兴趣	10.90
一级数字鸿沟	E 没电脑等上网设备	9.50
	F 当地无法连接互联网	5.30

注:表中数据来源于中国互联网络信息中心(CNNIC):《第 38 次中国互联网络发展状况统计报告》,参见 http://www.cnnic.net.cn/hlwfzj/hlwzbg/hlwtjbg/201608/t20160803_54392.htm。

(四) 内生性讨论与稳健性检验

1. 内生性讨论。内生性问题会使估计结果产生偏差,通常情况下,造成内生性问题的主要原因有 2 种:①测量误差或遗漏变量问题。对于该问题,本文在模型设定过程中尽量将影响城乡收入差距的众多因素加入到控制变量中,以降低遗漏变量的影响。②因果关系问题。实际上,城乡收入差距的扩大,确实可能造成城乡之间数字鸿沟的加剧。对于该问题的处理,通常是采用工具变量法或前定变量法。因此,首先,本文采用离婚率作为互联网普及率的工具变量进行 2SLS 估计。随着离婚率的增加,离婚者可能会在网络世界寻找更多的精神寄托、情感支持或娱乐消遣,因此人们上网行为、意愿和网民比率都可能随着改变。一个更加详细的关于婚姻行为和个体互联网使用研究可以参见 Valenzuela et al. (2014) 和李晓敏 (2014)。离婚率采用李晓敏 (2014) 的方法计算,即:离婚率 ($Divos$) = 登记离婚宗数 (件数) / 15~64 岁人口数 (人) × 1000, 数据来源于历年《中国统计

年鉴》^①。其次，在前文系统 GMM 回归中，本文将互联网普及率视为外生变量，因此，本文进一步将其视为内生变量，通过在表 3 中模型（5）～模型（8）的基础上加入互联网普及率的二阶与三阶滞后项作为其工具变量重新进行系统 GMM 回归。结果均显示，考虑到互联网普及率的内生性问题后，对本文的主要研究结论并没产生显著影响，因此，中国互联网普及率和城乡收入差距的“倒 U 型”关系进一步得到了验证^②。

2. 稳健性检验。本文进一步采用城镇居民人均可支配收入除以农村居民人均纯收入来衡量城乡收入差距，并替代 *Theil* 指数进行稳健性检验，分别从全国层面和三大地区进行回归分析，结果显示，核心解释变量互联网普及率及其平方项的显著性和系数符号均和前文的实证结果具有较强的一致性，表明本文模型估计结果比较可靠。同样，根据互联网普及率和互联网普及率平方项系数计算出互联网普及率的拐点为 31.90%，也与上文计算的结果比较接近，进一步证明了互联网普及和城乡收入差距的“倒 U 型”曲线关系^③。

六、互联网普及影响城乡居民收入差距的直接原因：微观视角

以上分析显示，现阶段互联网普及对中国城乡居民收入差距的影响已经越过“倒 U 型”曲线的拐点位置，表现出对缩减城乡居民收入差距的技术红利。本文进一步从微观层面上分析城镇居民和农村居民互联网使用对其收入水平影响的差异，从而更深入地理解现阶段互联网普及对中国城乡居民收入差距影响的内在原因。由于宏观数据难以刻画互联网使用对个体收入水平的影响，本文采用 2015 年中国社会状况调查数据来做进一步分析。

（一）数据说明

中国社会状况调查（Chinese social survey, CSS）是由中国社会科学院社会学研究所于 2005 年发起的一项全国范围内的大型连续性抽样调查项目，CSS2015 样本涵盖全国 30 个省份（不包括新疆），包括 568 个乡镇（街道），2015 年共采访 10243 个样本，样本居民年龄范围为 18～70 岁。本研究主要关注互联网使用对城镇和农村居民收入的影响，为此本文根据样本所在地区类型将样本分为农村居民和城镇居民，最终样本包括 4349 个城镇居民和 5570 个农村居民。

（二）模型设定和变量描述

本文构建如下的模型分析互联网使用对城镇和农村居民的收入效应：

$$\ln Income_{ij} = \alpha_0 + \beta_1 Internet_{ij} + \gamma Z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (11)$$

（11）式中，被解释变量 *Income* 为被采访者过去一年的收入水平，*j*=1 或 2 分别代表城镇和

^①参见国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2004～2017 年，历年），<http://tongji.cnki.net/kns55/Navi/NaviSearch.aspx?code=A&type=trade&t=T>。

^②篇幅所限，内生性分析部分的结果在此不做汇报，有兴趣的读者可向作者索要。

^③由于篇幅所限，稳健性检验结果不做汇报，有兴趣的读者可向作者索要。

农村, i 代表第 i 个居民, $Internet$ 为核心解释变量, 反映了居民对互联网的使用情况, 本文根据 CSS2015 问卷设置了是否使用互联网 ($Internet_1$) 和互联网使用频率 ($Internet_2$) 两个指标反映采访者的互联网使用情况。其中是否使用互联网通过向受访者询问“您是否掌握互联网技能”来获取, 受访者回答“掌握”和“不掌握”分别赋值 1 和 0。互联网使用频率通过向受访者询问“您是否经常使用互联网”来获取, 受访者回答“不使用”、“时不时使用”和“每天使用”分别赋值 0, 1 和 2。Z 为一组影响居民收入水平的控制变量, 本文主要控制了居民性别 ($Gender$)、年龄 (Age)、年龄平方 (Age^2)、政治身份 ($Political$)、民族 ($Nationality$)、受教育水平 ($Education$)、婚姻状况 ($Marital$)。此外, 考虑到不同省份居民个体特征、互联网使用具有较大差异, 本文在模型中也控制了省份效应。表 7 给出了使用互联网居民和不使用互联网居民上述主要变量的均值及其差异。

表 7 使用互联网居民和不使用互联网居民主要变量的均值及其差异

Variable	定义	均值					
		城镇居民			农村居民		
		不使用互联网	使用互联网	二者之差	不使用互联网	使用互联网	二者之差
$\ln Income$	个人收入水平的对数	9.690	10.471	-0.782***	8.791	9.875	-1.083***
$Gender$	男=1, 女=0	0.393	0.488	-0.095***	0.442	0.518	-0.075***
Age	2015 年实际年龄	53.791	37.843	15.948***	52.466	33.588	18.878***
Age^2	年龄的平方	3002.124	1577.102	1425.022***	2862.820	1247.248	1615.572***
$Nationality$	汉族=1, 其他=0	0.943	0.946	-0.004	0.895	0.921	-0.026***
$Political$	中共党员=1, 其他=0	0.095	0.195	-0.100***	0.048	0.082	-0.033***
$Education$	未上学=0, 小学=6, 初中=9, 高中, 中专或技校=12, 大学=16, 研究生=19	8.039	12.800	-4.761***	6.023	10.461	-4.438***
$Marital$	已婚或同居=1, 其他=0	0.873	0.770	0.103***	0.916	0.760	0.156***

注: *, **, ***分别代表 10%、5%和 1%的显著水平。

表 7 结果显示, 对于城镇居民, 使用互联网居民的收入水平对数值平均值为 10.471, 不使用互联网居民为 9.69, 二者之差为 0.782。对于农村居民, 使用互联网居民的收入水平对数值的平均值为 9.875, 不使用互联网居民为 8.791, 二者之差为 1.083。可以看出, 尽管总体上农村居民的收入水平要小于城镇居民, 但是农村居民使用互联网的收入效应要高于城镇居民。并且从城乡居民收入差距也看出, 使用互联网的城乡居民收入水平对数之比 (1.060) 要小于不使用互联网的居民 (1.102)。

(三) 实证结果及分析

城镇和农村居民收入方程的估计结果见表 8, 其中模型 (1) ~ (4) 是城镇居民互联网使用的收入效应的估计结果, 模型 (5) ~ (8) 是农村居民互联网使用的收入效应估计结果。模型 (3) 估计结果显示, 与不使用互联网相比, 使用互联网可以给城镇居民收入增加 52.35%, 而模型 (7) 估

计结果则表明使用互联网可以给农村居民收入增加 84.04%^①。因此，表 8 的实证结果清晰地表明，现阶段互联网使用对农村居民的收入效应要大于城镇居民，互联网使用起到了缩减城乡居民收入差距的作用。另外值得注意的是，采用互联网使用频率作为核心解释变量时，得到的结论仍然一致。因此，微观证据进一步验证了前文宏观分析结论，表明互联网普及对中国城乡收入差距的影响已经越过拐点，正表现出明显的互联网红利特征，这对缩小地区城乡发展差距，缓解当下中国社会主要矛盾是一个积极的信号。

表 8 互联网使用对城乡居民的收入效应差异

Variable	因变量 $\ln Income$							
	城镇居民				农村居民			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Internet</i> ₁	0.730*** (0.035)		0.421*** (0.043)		0.981*** (0.045)		0.610*** (0.054)	
<i>Internet</i> ₂		0.163*** (0.042)		0.187*** (0.041)		0.179** (0.072)		0.222*** (0.069)
控制变量	NO	NO	YES	YES	NO	NO	YES	YES
<i>Cons</i>	9.561*** (0.074)	9.918*** (0.118)	7.041*** (0.216)	6.444*** (0.287)	8.797*** (0.081)	9.181*** (0.187)	6.808*** (0.250)	6.373*** (0.508)
<i>R</i> ²	0.165	0.069	0.285	0.230	0.164	0.112	0.296	0.242
<i>Province</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本容量	3617	1940	3592	1927	4750	982	4716	975

注：括号内数字代表标准误，*、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著水平。

(四) 分位数回归

普通回归方法仅仅考察了自变量对因变量的平均影响效果，尤其是当因变量存在极端值时，普通回归方法就难以全面反映自变量对因变量影响的全貌。因此，本文进一步采用 Koenker and Bassett (1978) 所提出的分位数回归 (quantile regression) 模型考察互联网使用对城镇和农村居民不同收入水平影响的差异。本文主要汇报了互联网使用对城镇和农村居民收入影响在 0.1、0.25、0.5、0.75 和 0.95 五个分位点上的回归结果，如表 9 所示。表 9 结果表明互联网使用对城镇居民和农村居民收入水平在不同分位点上都具有显著的正向影响，并且都在较低分位点上 (0.1) 影响效果最大。进一步发现，互联网使用中低分位点上对农村居民的收入效应要明显大于城镇居民，而在高分位点上互联网使用对城镇居民收入效应要大于农村居民。以上实证结果表明，现阶段互联网使用对城乡居民收入差距的缩减效应主要体现在中低收入水平居民中^②。

^①根据 $\exp(x) - 1$ 计算得到，其中 x 为互联网使用的系数。

^②由于篇幅所限，互联网使用频率的回归结果不做汇报，有兴趣的读者可向作者索要。

表9 互联网使用对城乡居民的收入影响的分位数回归结果

Variable	因变量 $\ln Income$									
	城镇居民					农村居民				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.95	0.1	0.25	0.5	0.75	0.95
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$Internet_1$	0.618*** (0.105)	0.375*** (0.050)	0.237*** (0.033)	0.282*** (0.039)	0.478*** (0.077)	0.783*** (0.130)	0.749*** (0.095)	0.639*** (0.067)	0.445*** (0.050)	0.446*** (0.084)
控制变量和常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本容量	3592	3592	3592	3592	3592	4716	4716	4716	4716	4716

注：括号内数字代表标准误，*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著水平。

(五) PSM 分析

城乡居民使用互联网可能是自我选择的结果，即受访者互联网使用状况并不满足随机抽样。而事实上，整体来看经济水平和受教育程度越高的人使用互联网的可能性越大，因此有可能产生选择性偏差（selection bias）问题。本文进一步采用倾向得分匹配（propensity score matching, PSM）方法纠正可能存在的选择性偏差。表10展示了近邻匹配、半径匹配、核匹配和局部线性回归匹配四种匹配方式下的估计结果。需要说明的是，本文在使用PSM方法前，对样本匹配结果进行了平衡性检验，结果发现匹配后大多数变量t检验结果均不拒绝处理组和控制组无系统差异的原假设，表明使用PSM方法可以通过平衡性检验^①。表10结果显示，在考虑可能存在的选择性偏差问题后，四种匹配方法下城镇居民和农村居民使用互联网的参与者平均处理效应（average treatment effect on the treated, ATT）都显著，且系数大小和表8估计结果也比较接近，并且在四个匹配方法下互联网使用对农村居民的ATT都要大于城镇居民，进一步验证以上估计结果是稳健的。

表10 互联网使用对城乡居民的收入影响的PSM分析结果

匹配方法	城镇居民				农村居民			
	4近邻匹配	半径匹配	核匹配	局部线性回归匹配	4近邻匹配	半径匹配	核匹配	局部线性回归匹配
ATT	0.381*** (0.096)	0.403*** (0.101)	0.410*** (0.090)	0.435*** (0.105)	0.428*** (0.106)	0.524*** (0.104)	0.491*** (0.098)	0.495*** (0.115)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Province	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
对照组个数	1565	1565	1565	1565	3621	3621	3621	3621
处理组个数	2026	2026	2026	2026	1034	1034	1034	1034

注：括号内数字代表标准误，*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著水平。

^①由于篇幅所限，平衡性检验结果不做汇报，有兴趣的读者可向作者索要。

七、结论及政策建议

习近平总书记在十九大报告中明确指出：“必须清醒看到，我们的工作还存在许多不足，也面临不少困难和挑战。主要是：发展不平衡不充分的一些突出问题尚未解决，……，城乡区域发展和收入分配差距依然较大。”本文在理论分析的基础上，基于2003~2016年省级面板数据，分析了互联网普及率和城乡收入差距之间的非线性关系。研究表明：从全国整体来看，互联网普及对中国城乡收入差距并不是简单的线性影响，而是呈现出先增大后降低的“倒U型”发展趋势。目前，中国已处在“倒U型”曲线的拐点右侧，即处于利用信息技术不断缩小城乡发展不平衡的机遇期。同时，本文进一步基于2015年中国社会状况调查数据从微观视角探析了互联网普及缩减城乡居民收入差距的直接原因，在充分考虑样本分布特征和可能存在的选择性偏差等问题后，发现现阶段互联网普及缩减城乡收入差距的直接原因在于微观层面上互联网使用对农村居民的收入效应要大于城镇居民。因此，因时因地发展互联网技术，特别是提高农村地区互联网普及率，对缩小中国城乡差距具有重要的意义。

根据理论分析和实证结果，本文得出以下政策启示：第一，从源头上不断缩小各地区信息化进程中的数字鸿沟。数字鸿沟的产生，归根结底是社会各群体在收入、教育水平等方面的不平等和差距，从而使其在信息化中获取信息、加工信息出现了鸿沟。因此解决数字鸿沟问题，关键在于不断促进社会公平，缩小各地区、群体之间的发展差异和发展不平衡，特别是要大力发展农村地区的教育，促进其人力资本水平的提升，使其具有平等利用信息技术的能力。第二，加快信息化进程，协调财政、对外开放、城镇化和产业结构升级等政策，从而增加农村地区的信息红利。各地区应该努力加快地区信息化建设，扩大互联网技术降低城乡收入差距的效果。第三，积极协调城乡区域发展，重视三农问题，改善农村的公共服务设施，加强农村地区信息化基础设施建设。促进农村和城市地区贸易、生产要素流通的便捷性，降低城市和农村间要素流通的交易成本，促进地区经济一体化。

参考文献

- 1.程名望、史清华、Jin Yanhong, 2014:《农户收入水平、结构及其影响因素—基于全国农村固定观察点微观数据的实证分析》，《数量经济技术经济研究》第5期。
- 2.陈斌开、林毅夫, 2013:《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》，《中国社会科学》第4期。
- 3.高杨、牛子恒, 2018:《农业信息化、空间溢出效应与农业绿色全要素生产率—基于SBM-ML指数法和空间杜宾模型》，《统计与信息论》第10期。
- 4.韩其恒、李俊青, 2011:《二元经济下的中国城乡收入差距的动态演化研究》，《金融研究》第8期。
- 5.雷根强、蔡翔, 2012:《初次分配扭曲、财政支出城市偏向与城乡收入差距—来自中国省级面板数据的经验证据》，《数量经济技术经济研究》第3期。
- 6.陆铭, 2017:《城市、区域和国家发展—空间政治经济学的现在与未来》，《经济学（季刊）》第4期。
- 7.陆铭、陈钊、万广华, 2005:《因患寡而患不均—中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响》，《经济研

究》第12期。

8.龙海明、凌炼、谭聪杰、王志鹏, 2015:《城乡收入差距的区域差异性研究—基于中国区域数据的实证分析》,《金融研究》第3期。

9.刘晓倩、韩青, 2018:《农村居民互联网使用对收入的影响及其机理—基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据》,《农业技术经济》第9期。

10.李晓敏, 2014:《互联网普及对离婚率的影响》,《中国人口科学》第3期。

11.李雅楠、谢倩芸, 2017:《互联网使用与工资收入差距—基于CHNS数据的经验分析》,《经济理论与经济管理》第7期。

12.李子叶、韩先锋、冯根福, 2016:《中国城市化进程扩大了城乡收入差距吗—基于中国省级面板数据的经验分析》,《经济学家》第2期。

13.穆怀忠、吴鹏, 2016:《城镇化、产业结构优化与城乡收入差距》,《经济学家》第5期。

14.毛宇飞、曾湘泉、胡文馨, 2018:《互联网使用能否减小性别工资差距?—基于CFPS数据的经验分析》,《财经研究》第7期。

15.邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康, 2016:《从数字鸿沟到红利差异—互联网资本的视角》,《中国社会科学》第10期。

16.邵红伟、靳涛, 2016:《收入分配的库兹涅茨倒U曲线—跨国横截面和面板数据的再实证》,《中国工业经济》第4期。

17.孙永强、万玉琳, 2011:《金融发展、对外开放与城乡居民收入差距—基于1978~2008年省际面板数据的实证分析》,《金融研究》第1期。

18.宋晓玲, 2017:《数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验》,《财经科学》第6期。

19.武小龙、刘祖云, 2014:《中国城乡收入差距影响因素研究—基于2002-2011年省级Panel Data的分析》,《当代经济科学》第1期。

20.张家平、程名望、韦昕宇、龚小梅、潘焜, 2018:《人口信息化与人口城镇化协调性及其时空演变》,《中国人口·资源与环境》第12期。

21.张璇、杨灿明, 2015:《行政腐败与城乡居民收入差距—来自中国120个地级市的证据》,《财贸经济》第1期。

22.张晓燕, 2016:《互联网金融背景下普惠金融发展对城乡收入差距的影响》,《财会月刊》第17期。

23.郑小三、李小克, 2012:《产业结构、固定资产投资与城乡收入差距—基于中部地区省级面板数据的实证分析》,《经济与管理》第7期。

24.周冬, 2016:《互联网覆盖驱动农村就业的效果研究》,《世界经济文汇》第3期。

25.周一星、田帅, 2006:《以“五普”数据为基础对我国分省城市化水平数据修补》,《统计研究》第1期。

26. Andrés, L., D. Cuberes, M. Diouf, and T. Serebrisky, 2010, “The Diffusion of the Internet: A Cross-country Analysis”, *Telecommunications Policy*, 34(5-6): 323-340.

27. Beilock, R., and D. V. Dimitrova, 2003, “An Exploratory Model of Inter-country Internet Diffusion”, *Telecommunications Policy*, 27(3-4): 237-252.

28. Bauer, J. M., 2018, "The Internet and Income Inequality: Socio-economic Challenges in a Hyperconnected Society", *Telecommunications Policy*, 42(4): 333-343.
29. Bond, S. R., 2002, "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", *Portuguese Economic Journal*, 1(2): 141-162.
30. Chinn, M. D., and R. W. Fairlie, 2010, "ICT Use in The Developing World: An Analysis of Differences in Computer and Internet Penetration", *Review of International Economics*, 18(1): 153-167.
31. Dimaggio, P., and B. Bonikowski, 2008, "Make Money Surfing The Web? The Impact of Internet Use on The Earnings of U.S. Workers", *American Sociological Review*, 73(2): 227-250.
32. Diamond, L., 2010, "Liberation Technology", *Journal of Democracy*, 21(3): 69-83.
33. Elbahnasawy, N. G., 2014, "E-government, Internet Adoption, and Corruption: An Empirical Investigation", *World Development*, 57: 114-126.
34. Forman, C., A. Goldfarb, and S. Greenstein, 2012, "The Internet and Local Wages: A Puzzle", *American Economic Review*, 102(1): 556-75.
35. Gao, Y., L. Zang, and J. Sun, 2018, "Does Computer Penetration Increase Farmers' Income? An Empirical Study from China", *Telecommunications Policy*, 42(5): 345-360.
36. Ho, C. C., and S. F. Tseng, 2006, "From Digital Divide to Digital Inequality: The Global Perspective", *International Journal of Internet & Enterprise Management*, 4(3): 215-227.
37. Kiiski, S., and M. Pohjola, 2002, "Cross-country Diffusion of The Internet", *Information Economics & Policy*, 14(2): 297-310.
38. Koenker, R., and G. Bassett, 1978, "Regression Quantiles", *Econometrica*, 46(1): 33-50.
39. Krueger, A. B., 1993, "How Computers Have Changed The Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989", *The Quarterly Journal of Economics*, 108(1): 33-60.
40. Lucas, R. E., 1988, "On The Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economy*, 22(1): 3-42.
41. Madden, G., G. Coble-Neal, and B. Dalzell, 2004, "A Dynamic Model of Mobile Telephony Subscription Incorporating a Network Effect", *Telecommunications Policy*, 28(2): 133-144.
42. Nishijima, M., T. M. Ivanauskas, and F. M. Sarti, 2016, "Evolution and Determinants of Digital Divide in Brazil (2005-2013)", *Telecommunications Policy*, 41(1): 12-24.
43. Quibria, M. G., S. N. Ahmed, T. Tschang, and M. L. Reyes-Macasaquit, 2003, "Digital Divide: Determinants and Policies with Special Reference to Asia", *Journal of Asian Economics*, 13(6): 811-825.
44. Romer, P. M., 1986, "Increasing Returns and Long-run Growth", *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1037.
45. Scheerder, A., A. V. Deursen, and J. V. Dijk, 2017, "Determinants of Internet Skills, Uses and Outcomes. A Systematic Review of The Second-and Third-level Digital Divide", *Telematics & Informatics*, 34(8): 1607-1624.
46. Saleh, N., 2012, "Egypt's Digital Activism and The Dictator's Dilemma: An Evaluation", *Telecommunications Policy*, 36(6): 476-483.

47.Valenzuela, S., D. Halpern, and J. E. Katz, 2014, “Social Network Sites, Marriage Well-being and Divorce: Survey and State-level Evidence from The United States”, *Computers in Human Behavior*, 36: 94-101.

(作者单位：同济大学经济与管理学院)

(责任编辑：陈静怡)

Internet Popularization and Urban-rural Income Gap: A Theoretical and Empirical Analysis

Cheng Mingwang Zhang Jiaping

Abstract: The 19th National Congress of the Communist Party of China attaches great importance to the income gap between urban and rural areas, and the popularization of Internet and other information and communication technologies such as the Internet has an important impact on the income gap between urban and rural residents in China. This article theoretically analyzes the nonlinear impact of Internet popularization on the income gap between urban and rural areas and tests it with provincial panel data from 2003 to 2016. The results show that in the process of informatization, the impact of Internet popularization on urban-rural income gap in China presents an inverted U-shaped trend, which increases first and then decreases. The impact of Internet popularization on the income gap has crossed the inflection point around 2009, which shows that Internet technology brings important opportunities to reduce the income gap between urban and rural areas. The analysis is conducted based on the survey data of China’s social situation in 2015, taking the sample distribution characteristics and selection bias into account. The study finds that the direct reason for the shrinking effect of Internet popularization on the income gap between urban and rural residents is that the income effect of Internet use on rural residents is greater than that of urban residents at the micro level. Therefore, accelerating the process of rural informatization in China, reducing the digital divide between urban and rural areas from many aspects and enabling rural residents to fully enjoy the Internet dividend are of great significance in narrowing the income gap between urban and rural areas.

Key Words: Internet; Urban-rural Income Gap; Digital China; Internet Economy