

“互联网+交通物流”与人口城镇化： 基于“两新一重”融合模型¹

王贵东² 杨德林³

摘要 本文主要研究“两新一重”政策,为了便于数字化、模型化处理,本文将“两新一重”提炼为以“互联网+”为核心要素的新基建、以人为本的新型城镇化、以交通物流为典型代表的老基建。在理论方面,本文将“两新一重”融合至城镇化模型中,在动态一般均衡框架下剖析交通物流以及“互联网+交通物流”如何影响人口城镇化。在实证方面,利用2004—2018年73个国家面板数据,采用加权LIML工具变量法检验本文理论模型。研究发现:交通物流促进了城镇化发展,且“互联网+”强化了交通物流对人口城镇化的正影响。此外,在金砖五国之中,中国交通物流对城镇化发展的总促进作用排第三,而中国互联网对城镇化发展的总促进作用排第一。

关键词 新基建;互联网+;交通物流;两新一重

0 问题提出

2020年是极其特殊的一年。这一年中国政府既要全面建成小康社会,又要有效应对COVID-19疫情、中美贸易摩擦等全球事件。在第一季度GDP同比下降6.8%的背景下,中国政府提出“两新一重”:大力支持新型基础设施建设、新型城镇化建设,大力支持交通、水利等重大工程建设。本文试图研究“两新一重”的数学内在逻辑,以之为决策层提供有效的理论支持。

¹ 感谢国家社会科学基金重大项目“‘互联网+’促进制造业创新驱动发展及其政策研究”(项目编号:17ZDA051)、中国博士后科学基金面上项目“互联网革命下的制造业创新驱动机制研究”(项目编号:2020M670260)、中国博士后科学基金面上项目“生产效率、土地配置与人口城镇化研究”(项目编号:2018M630002)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵修改建议。文责自负。

² 王贵东,清华大学经济管理学院博士后,E-mail:wangguidong@yahoo.com。

³ 杨德林(通讯作者),清华大学经济管理学院教授,E-mail:yangdl@sem.tsinghua.edu.cn。

目前,大多数社会科学工作者对国家政策的研究属于唯象^①(Phenomenology)分析,侧重用概括事实、经验总结等方式解释社会现象背后的发展规律。本文试图打破唯象,对现象自身的内在原因作深层次数理分析,将“两新一重”政策数学化、模型化。为了易于处理,本文忽略了“两新一重”的一些细节。虽然这些细节会使本文的理论分析不够全面,但政策要点的抽象化处理有利于理清政策背后的数学逻辑。具体而言,本文将“两新一重”提炼为以“互联网+”为核心要素的新基建、以人为本的新型城镇化、以交通物流为典型代表的老基建,从而将其抽象为互联网、人口城镇化、交通物流三个元素。本文主要以人口城镇化这一元素为落脚点,研究互联网和交通物流对人口城镇化的影响,试图回答以下问题:交通物流能否影响人口城镇化?如果影响,那么“互联网+交通物流”是强化还是弱化该影响。为此,本文的研究思路是:先构建“两新一重”的城镇化融合模型,剖析互联网、交通物流如何影响人口城镇化,然后利用世界各国历史数据去验证理论模型。如果验证通过,那么本文的理论模型可以反映世界城镇化发展的一般规律,进而为中国政府有效实施“两新一重”政策提供理论支撑。

本文的创新点主要体现为两方面:(1)理论部分,将“两新一重”融合至城镇化发展理论模型。该模型在动态一般均衡(Dynamic General Equilibrium, DGE)框架下,借鉴了城市平衡增长模型(Black and Henderson, 1999;王贵东, 2018)、Maslow需求层次理论、单中心城市理论(Brueckner, 1987)、Samuelson冰川模型、Engel定律等。(2)实证部分,巧妙运用权重^②解决数据样本的代表性问题。

1 文献综述

中国的经济发展方式已发生转变,体现为以工业经济为主要推动转向以工业经济、城镇经济共同推动(王国刚, 2010)。正确处理好工业化与城镇化的关系,将有助于产业和人口集聚的效率提升与社会民生的协调发展(黄群慧, 2018)。中国要在2035年基本实现社会主义现代化,必然要解决农村人口向城市转移的问题。为了加快农村转移人口的市民化,推进城镇化持续、健康发展,2014年3月《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》出台,提出到2020年将常住人口城镇化率提高到60%左右;2019年4月《2019年新型城镇化建设重点任务》印发,提出全面取消Ⅱ型大城市落户限制,全面放开放宽Ⅰ型大城市落户条件。根据国家统计局最新数据,2019年中国的常住人口城镇化率为60.60%,已

^①唯象理论最初为物理学概念。物理学可以分为实验、唯象理论和理论架构三个路径。唯象理论是对实验现象更为概括的总结和提炼,但是无法用现有的理论架构给出科学解释。即,只可意会,不可言传;知其然而不知其所以然。

^②本文的权重综合考量了人口总量和对外依存度。

经完成2020年60%的规划目标,但该年常住人口城镇化率与户籍人口城镇化率仍有16.22个百分点的缺口。2020年是全面建成小康社会的收官之年,但席卷全球的COVID-19却给中国带来前所未有的挑战,由此造成的禁足无疑会对人口由农村向城市流动形成物理障碍,尤其是农民工就业密集的行业(韩长赋,2020),甚至有可能出现农民工滞留农村的逆城镇化现象。在这特殊的历史交汇期,如何健康、稳定地推进城镇化显得至关重要,而“两新一重”政策的适时提出,在某种程度上也反映出中国政府稳健推进城镇化的决心。

中国的城镇化和劳动力转移是不同质的。虽然中国的人口城镇化率已由1978的17.92%提高到2019年的60.60%,但中国的城镇化水平却存在着高估(王春光,2006;李爱民,2013),基本处于不稳定的半城镇化状态^①。国内学者对中国城镇化的快速发展给出了不同解释,也提出了很多担忧。在城镇化阻力方面,通过运用推拉理论模型,李强(2003)认为制度是农民工流动最大的阻碍;而随着中国从农村与城市的老二元结构向城镇内部户籍居民与流动人口的新二元结构转变(陈云松和张翼,2015),王曦和陈中飞(2015)发现户籍制度构成了中国城镇化的主要障碍;对于中国农村人口更易地域流动、职业流动却难以身份流动的特殊现象,王通(2018)认为既有政策因素、市场因素的阻滞,也有农村流动人口自身的“联根”属性^②。在城镇化推力方面,多数学者(王春光,2001;陶然和徐志刚,2005;段成荣等,2008;任远和乔楠,2010;杨菊华,2015)认为,中国的城镇化主要是由农村剩余劳动力(或流动人口)的被动推进,并从各方面研究城乡融合问题。通过分析7种城镇化推进模式,李强等(2012)认为政府是中国城镇化的主要推动者;国务院发展研究中心和世界银行联合课题组(2014)则认为中国城镇化的一大推动因素是1980年开始实施的决策权下放,但是担忧城镇化与居民收入的脱节。但夏柱智和贺雪峰(2017)坚持认为,国内多数学者将中国城镇化视为城镇吸纳农民的单向流动是不完全符合中国事实的,而应当将其看作农民在城乡间的双向流动。此外,中国城镇化快速发展中还出现了一些结构性问题^③,区域之间存在较大差异(熊湘辉和徐璋勇,2018)。

与多数文献不同,本文的城镇化研究融合了“两新一重”,重点研究其在城镇化发展中的动力机制。由于中国已经进入全面推进城乡一体化的新阶段(魏后凯,2016),所以本文的研究对象不再是过去简单割裂的城乡二元经济结构,而是复杂的城市、农村动态一般均衡系统,符合中国城乡融合发展的战略性定

^① 流动人口面对城市高企的房价,不得不居住在以工业用地为主的非普通商品房(范剑勇等,2015)。

^② 包括乡土社会安土重迁和落叶归根的中国文化属性,也包括社会流动群体同故土的情感纽带。

^③ 朱玲(2013)发现,由于基础设施和公共服务向城市倾斜,西部大开发虽然缩小了西部城市与东部城市的差距,但在相当长一段时间也拉大了西部乡村与西部城市的差距。

位。关于一般均衡理论,其最早由 Walras 于 1874 年提出,用来确定完全竞争市场的系统均衡价格和产量。80 年后,Arrow and Debreu (1954) 首次利用不动点理论给出了一般均衡理论的严格数学证明。一般均衡理论与不同理论交叉,产生了可计算一般均衡理论 CGE (Johansen, 1960)、动态一般均衡理论 DGE (Hicks, 1939)、动态随机一般均衡理论 DSGE (Kydland and Prescott, 1982) 等。目前,一般均衡理论研究仍处于经济学前沿,并且在经济周期 (Smets and Wouters, 2007)、住房市场 (Iacoviello and Neri, 2010; 骆永民和伍文中, 2012)、金融贸易 (Christiano et al., 2010; 康立和龚六堂, 2014)、政府税收 (Golosov et al., 2014)、人工智能 (陈彦斌等, 2019) 等领域均有广泛应用。

2 理论演绎

本文理论模型主要借鉴 Black and Henderson (1999)、王贵东 (2018)^①、周京奎等 (2019)^②。

2.1 消费者

假设家庭成员主要分布在农村和城市,农村生产价格为 1 的中间投入品,城市利用中间投入品生产价格为 P 的最终消费品。在代表性家庭中,农村成员的比重为 z ; 城市成员的比重为 $1-z$ ^③,不妨定义 Urbanization $\equiv 1-z$ 。进而,“综合”代表人的最优决策为

$$\begin{aligned} \max_{c, z, h_1, h_2} \int_0^{+\infty} \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} e^{-(\rho-g)t} dt & \quad (1) \\ \text{s. t. } Ph &= zI_1 + (1-z)I_2 - \text{food} - Pc - gPh \\ h &\equiv zh_1 + (1-z)h_2 \\ \dot{h}_1/h_1 + g &\geq 0, \quad \dot{h}_2/h_2 + g \geq 0 \end{aligned}$$

其中, c 、 food 分别为非食物消费、食物消费,令 food 值恒定; $1/\sigma$ 、 $1-\sigma$ 分别为不同时点的消费替代弹性、效用的消费弹性,满足 $\sigma > 0$ ^④; ρ 、 g 分别为时间贴现率、

① 在 Black and Henderson (1999) 基础上,王贵东 (2018) 从城市空间结构、物流成本两个方面拓展了城市平衡增长模型。

② 在 Black and Henderson (1999) 基础上,周京奎等 (2019) 从城市类型方面拓展了城镇化发展模型。其中,原模型中城市 1 拓展为农村领域,并将居住地和和工作地相互对调。

③ 在城市平衡增长模型中,Black and Henderson (1999) 假设 $z : 1-z$ 的比例分布在城市 1 和城市 2; 而本文则假设代表性家庭的成员以 $z : 1-z$ 的比例分布在农村和城市,这种假设更为贴合现实,尤其是城镇化快速发展的经济体 (例如,中国)。

④ 当 σ 等于 1 时,式 (1) 退化为 CD 形式。

人口增长率,满足 $\rho > g$; I, h 分别为收入、人力资本。下标 1, 2 分别代表农村、城市。

式(1)意味着家庭成员的收入虽然有所不同,但家庭成员并不是以自身效用最大化,而是以家庭效用最大化。另外, food 没有进入效用函数,这主要源于 Maslow 需求层次理论。该理论认为人类的需求是分层的,若低层次需求没有得到满足,则高层次需求无关紧要;若低层次需求基本得到满足,则高层次需求构成人类行为的主要激励力量,此时低层次需求已无关紧要。言下之意,本文假设消费者的低层次需求(食物类)已得到满足,而高层次需求(非食物类)为消费者的主要激励力量。这个假设基本符合中国居民生活现状,即温饱问题已解决并向全面建成小康社会的更高目标迈进。

2.2 生产者:农村部门

农村居民在选址宅基地时,通常选择靠近最肥沃土地、最茂密树林、最旺盛鲜草、最集中鱼群的黄金地段,所以农田、树林、草原、江河湖海等^①工作地离宅基地越远,其单位土地产出越低。不妨假设农村以宅基地为中心,向外呈环状辐射,可得代表人 i 的单位土地产出为 $(1/R^{\beta_1})(n_1^{\delta_1} h_1^{\psi_1}) h_{i1}^{\theta_1}$ 。其中, R 为工作地的辐射距离,参数 β_1 反映其产出衰减速度; n_1 为农村人口规模,参数 δ_1 反映其外部性^②; h_1, h_{i1} 分别为农村的平均人力资本、居民 i 的人力资本,参数 ψ_1, θ_1 分别反映其外部性、弹性。再假设代表人 i 的工作地配置面积为 $d_1 R^{\beta_1}$,从而保证所有居民的产出均相等。其中, d_1 为人均农业用地配置系数,由于 d_1 越大意味着人均农业用地越多,所以在某种程度上 d_1 可以表示农村土地配置。那么,农村代表人 i 的产出为

$$X_{i1} = d_1 (n_1^{\delta_1} h_1^{\psi_1}) h_{i1}^{\theta_1} \quad (2)$$

与此同时,农村技术创新水平的提高,可以有效降低农业生产成本,提高农业生产效率。又因为收入等于最终产出(乘以价格 1)减去生产成本,所以可以假设农村代表人 i 的收入满足

$$W_{i1} = D_1 X_{i1}$$

其中, D_1 代表农村技术创新,是创新驱动发展战略的体现。“三农”方面的技术主要包括化肥技术、转基因技术、杂交技术、大棚技术、排灌技术等。

综上可得农村人口规模为 $n_1 = \int_0^{\bar{R}_1} 2\pi d_1^{-1} R^{1-\beta_1} dR = [2\pi d_1^{-1} (2-\beta_1)^{-1}] \bar{R}_1^{2-\beta_1}$ 。

其中, \bar{R}_1 为农村边缘半径, $0 \leq \beta_1 \leq 1$ ^③。令 \bar{R}_1 处的地租为零,且所有居民的通

① 分别代表农、林、牧、渔等行业。

② 一般情况下,农村的人口规模外部性较低,明显低于城市。

③ 当 $\beta_1 = 0$ 时,相当于每处的人口密度均相等;当 $\beta_1 = 1$ 时,相当于由圆形空间结构退化成线性空间结构,且每处的人口密度均相等。一般情况下,农村 β_1 取值非常接近于零,而城市 β_2 (见 2.3 节)要大于农村 β_1 。

通勤成本和地租之和恒等,可求得总通勤成本、总地租分别为:

$$TComm_{ing_1} = \int_0^{\bar{R}_1} \frac{2\pi}{d_1} R^{1-\beta_1} (\tau R) dR = \frac{2\pi\tau}{(3-\beta_1)d_1} \bar{R}_1^{3-\beta_1} = b_1 n_1^{\frac{3-\beta_1}{2-\beta_1}}$$

$$TRent_1 = \int_0^{\bar{R}_1} \frac{2\pi}{d_1} R^{1-\beta_1} (\tau \bar{R}_1 - \tau R) dR = \frac{2\pi\tau}{(2-\beta_1)(3-\beta_1)d_1} \bar{R}_1^{3-\beta_1} = \frac{1}{2-\beta_1} b_1 n_1^{\frac{3-\beta_1}{2-\beta_1}}$$

其中, $b_1 \equiv \tau [(2-\beta_1)/(3-\beta_1)] [(2-\beta_1)(d_1/2\pi)]^{1/(2-\beta_1)}$, τ 为单位距离通勤成本。

农村居民在工作地生产获得收入 W_1 , 在工作地与宅基地之间通勤损耗成本, 向农村管理者支付地租但也获得农村管理者的转移支付 T_1 , 所以农村居民的最终收入为 $I_1 = W_1 + T_1 - (TRent_1 + TComm_{ing_1})/n_1$ 。进而, 农村管理者的决策为

$$\begin{aligned} \Pi_1 &= \max_{n_1, T_1} \left(\frac{1}{2-\beta_1} b_1 n_1^{\frac{3-\beta_1}{2-\beta_1}} - n_1 T_1 \right) \textcircled{1} \\ \text{s. t. } & W_1 + T_1 - \frac{3-\beta_1}{2-\beta_1} b_1 n_1^{\frac{1}{2-\beta_1}} = I_1 \end{aligned}$$

需要说明的是, 转移支付主要用于补偿生产活动中人口规模的外部性, 即 $T_1 = MP_{\text{social}} - MP_{\text{private}} = \delta_1 W_1$ 。与此同时, 由 Henry George 理论可知, 总转移支付 $n_1 T_1$ 等于总地租 $TRent_1$ ^②, 即 $\Pi_1 = 0$, 再结合 $T_1 = \delta_1 W_1$ 可得

$$n_1 = \left[\frac{(1-\eta_1) Q_1}{b_1 \eta_1} h_1^{\varepsilon_1} \right]^{2-\beta_1} \quad (3)$$

其中, $\eta_1 \equiv 1 - (2-\beta_1)\delta_1$, $\delta_1 < 1/(2-\beta_1)$ ^③; $\varepsilon_1 \equiv (\psi_1/\eta_1) + \phi_1$, $\phi_1 \equiv \theta_1/\eta_1$, $\phi_1 < 1$; $Q_1 \equiv \eta_1 \{ [(1-\eta_1)/b_1]^{1-\eta_1} D_1 d_1 \}^{1/\eta_1}$ 。

最后, 综上所述所有关系式可得

$$I_1 : (TRent_1/n_1) : (TComm_{ing_1}/n_1) : W_1 = \eta_1 : \delta_1 : (1-\eta_1) : 1 \quad (4)$$

$$I_1 = \eta_1 W_1 = Q_1 h_1^{\varepsilon_1} \quad (5)$$

2.3 生产者: 城市部门

在进入城市分析之前, 有必要交代城市和农村的区别。(1) 空间结构区别。本文假设城市也是圆形空间结构, 但城市的居住地在外围, 工作地在中心

① 该式二阶导数大于零, 存在最小值, 而最大值在则取在边界上。

② 当然, 从竞争角度也能得到这个结论, 由于农村管理者间的激烈竞争, 最终使得利润 $\Pi_1 = 0$

③ 因为对于个人, 产出的人口规模弹性为 δ_1 , 成本的弹性为 $1/(2-\beta_1)$ 。当 $\delta_1 > 1/(2-\beta_1)$ 时, 随着人口的增加, 产出增加的比例高于成本, 农村的人口会不断膨胀, 直到世界上只剩下一个农村, 这显然与现实矛盾, 所以 $\delta_1 < 1/(2-\beta_1)$ 。

(CBD)。也就是说,城市和农村在空间结构上最大的区别是将工作地和居住地对调。当然,农村中的一些讨论在城市中依然适用:地租方面,离工作地越远的居住地,其租金越低;只不过在农村是向工作地收租金,在城市是向居住地收租金。通勤成本方面,离工作地越远的居住地,其交通成本越高。转移支付方面,由于城市具有非常明显的人口集聚现象(即较强的人口规模外部性),所以每个城市居民均享有转移支付。产出方面,每个城市劳动者产出相等。(2)占地面积区别。农村工作地的占地面积 $d_1 R^{\beta_1}$ 要大于城市居住地的占地面积 $d_2 R^{\beta_2}$ ^①,并且 d_1 大于 d_2 ,这主要是自然属性的不同,因为农村主要把土地用作生产,而城市主要把土地用作居住。很明显, d_2 可以反映城市土地配置的集约化;由于城市土地配置越集约, d_2 越小,故可用 d_2^{-1} 表示城市土地配置的集约化。(3)人口集聚区别。本文认为城市具有较高的人口规模外部性 δ_2 ,而农村 δ_1 则相对较低。城市方面:其行业繁多,上下游行业、相似行业间既互补,又存在技术、知识溢出。城市还具有较多的“准”公共物品,且只有离“准”公共物品一定距离内,才能被其覆盖。这些无疑使得城市的人口更加集中。农村方面:农田、树林等工作地,分布比较分散,农村工作者都是在彼此分割的土地上单独工作,彼此间相互交流也很少。而草原、江河湖海等工作地,若以圈地形式确立好产权,则与农田、树林一样有较低的正外部性;若产权不清晰,甚至还会出现负外部性,不过,当今社会这种糟糕情况已经很少了。(4)城市工作地集中,农村宅基地集中。在工作时,由于城市具有较高的人口规模外部性 δ_2 ,所以城市的工作地较为集中。在夜间休息时,由于农村较偏远,容易受到周边猛兽的侵袭,并且农村的治安也较差,所以农村宅基地相对集中可以有效抵御危险事件的发生。

假设作为消费者的城市居民还充当企业本身,这样可以消除企业内部的外部性干扰,进而代表性企业 j 的生产函数为

$$X_{2j} = D_2 (n_2^{\delta_2} h_2^{\psi_2}) h_{2j}^{\theta_2} x_{1j}^{1-\alpha} \quad (6)$$

其中, D_2 表示城市技术创新,是创新驱动发展战略的体现; n_2 为城市企业数量或人口规模; h_2 、 h_{2j} 、 x_{1j} 分别为城市的平均人力资本、企业 j 的人力资本、企业 j 的中间投入品,且满足 $\alpha < 1$ 。由 $W_2 \equiv \max_{x_{1j}} P X_{2j} - x_{1j}$ 可得 $x_{1j} = (1-\alpha) [(1-\alpha)^{1-\alpha} D_2 P (n_2^{\delta_2} h_2^{\psi_2}) h_2^{\theta_2}]^{1/\alpha}$, 进而

$$W_2 = \alpha [(1-\alpha)^{1-\alpha} D_2 P (n_2^{\delta_2} h_2^{\psi_2}) h_2^{\theta_2}]^{1/\alpha} \quad (7)$$

仿造农村部门,可得

$$n_2 = \left[\frac{(\alpha - \eta_2) Q_2 P^{\frac{1}{\eta_2}} h_2^{\frac{\sigma_2}{\eta_2}}}{b_2 \eta_2} \right]^{2-\beta_2} \quad (8)$$

^① 忽略 β_1 和 β_2 的关系,虽然 β_1 一般情况下要小于 β_2 ,当 $R > 1$ 时, $R^{\beta_1} < R^{\beta_2}$ 。但这不是本文考虑的重点。

$$x_{ij} : I_2 : (TRent_2/n_2) : (TCommuting_2/n_2) : W_2 = (1 - \alpha) : \eta_2 : \delta_2 : (\alpha - \eta_2) : \alpha \quad (9)$$

$$I_2 = \frac{\eta_2}{\alpha} W_2 = Q_2 P^{\frac{1}{\eta_2}} h_2^{\varepsilon_2} \quad (10)$$

其中, $\eta_2 \equiv \alpha - (2 - \beta_2) \delta_2$, $0 < \eta_2 < 1$; $\varepsilon_2 \equiv (\psi_2/\eta_2) + \phi_2$, $\phi_2 \equiv \theta_2/\eta_2$, $\phi_2 < 1$; $Q_2 \equiv \eta_2 \{ (1 - \alpha)^{(1 - \alpha)} [(\alpha - \eta_2)/b_2]^{\alpha - \eta_2} D_2 \}^{1/\eta_2}$, $b_2 \equiv \tau [(2 - \beta_2)/(3 - \beta_2)] [(2 - \beta_2)(d_2/2\pi)]^{1/(2 - \beta_2)}$ 。

2.4 动态一般均衡

对于消费者决策,由式(1)可以构造“综合”代表人的现值 Hamilton 方程,整理得

$$H(c, z, h_1, h_2; t) = \frac{c^{1 - \sigma} - 1}{1 - \sigma} + \lambda_1 \left[\frac{zI_1}{P} + \frac{(1 - z)I_2}{P} - \frac{\text{food}}{P} - c - gh \right] + \lambda_2 [h - zh_1 - (1 - z)h_2] \quad (11)$$

对于中间投入品市场,不妨用 m_1, m_2, N 分别表示农村数量、城市数量、总人口。假设中间投入品有三个作用:①城市企业的生产要素;②农村和城市居民的食物,定义 Engel 系数 $s \equiv \text{food}/I_1$ (因为 food 值恒定,所以 s 满足 Engel 定律);③支付农村和城市居民的通勤费用。

本文采用 Samuelson 冰川模型^①的方式处理物流成本。假设物流效率为 l_{eff} ,冰川模型意味着只有 l_{eff} (其中, $l_{\text{eff}} \leq 1$) 的中间投入品从农村运输至城市。不难发现,物流成本与 l_{eff} 呈反向关系。进而,中间投入品满足市场均衡

$$l_{\text{eff}} m_1 n_1 [X_{1i} - (TCommuting_1/n_1) - sI_1] = m_2 n_2 [x_{ij} + (TCommuting_2/n_2) + sI_1] \quad (12)$$

动态求解式(11),并结合式(4)、式(9)、 $m_1 n_1 / m_2 n_2 = z / (1 - z)$,可得

$$z = \frac{[(1 - \eta_2) + s\eta_2(1 - \xi_2)/(1 - \xi_1)](1 - \xi_1)}{l_{\text{eff}}(F - E)} \quad (13)$$

其中,

$$E \equiv [(1 - \eta_2) + s\eta_2(1 - \xi_2)/(1 - \xi_1)] \xi_1 / l_{\text{eff}} + (1 - s) \eta_2 \xi_2$$

$$F \equiv [(1 - \eta_2) + s\eta_2(1 - \xi_2)/(1 - \xi_1)] / l_{\text{eff}} + (1 - s) \eta_2 > E$$

由式(13),可知 $\partial \text{Urbanization} / \partial l_{\text{eff}} > 0$,即

定理 1: 物流效率的提升,将会促进人口城镇化。

提升物流效率的方式主要有以下两种。

^① 由于物流成本在数理模型中较难处理,所以经济学家通常采用冰川消融的方式处理物流成本。也就是,某货物从 A 地运输到 B 地其价格上需要支付的物流成本,相当于从 A 地运输到 B 地其数量上的损耗。

一是,有效缩短物流线路。①相邻自然村“组团”异地搬迁,在靠近城乡干线位置建设行政村中心社区,旨在缩短运距。②弯曲道路通过架桥梁、打隧道变成直线道路。③基于互联网 Internet 新基建,采用先进的物联网技术,在多个物流节点之间选择最优线路。

二是,有效应急突发事件。通过互联网 Internet 实时获取运输路段的突发事件,如果前方路段出现大雪、大雾、山体滑坡、交通阻塞、道路劫匪等状况,可以提前切换到备用线路。①避开交通阻塞路段,减少生鲜货物因长时间堵车而造成的价值衰减。②避免驶入因突发事件造成的无法通行路段,减少迂回折返。③及时避开劫匪横行路段,降低货物盗失概率。

以上分析中涉及互联网因素,可以理解为互联网提升物流效率,而提升物流效率又促进人口城镇化率,即 $(\partial \text{Urbanization} / \partial l_{\text{eff}}) (\partial l_{\text{eff}} / \partial \text{Internet}) > 0$ 。

但是,本文关心的不是“物流效率是不是互联网影响城镇化的中介变量”,而是“互联网是不是物流效率影响城镇化的调节变量”。不妨将式(12)所表示的中间投入品均衡想象成多个时间、多个空间的市场均衡,那么在多个时空的市场均衡下,必然存在多个物流效率头寸(即实际物流效率与代表性物流效率之差)。如果没有互联网的交互式通信,则意味着这多个头寸并不能被发货方和收货方及时掌握并有效调整生产,进而会削弱物流效率对城镇化的促进作用。如果存在互联网的交互式通信,则发货方和收货方就能及时掌握头寸并迅速调整生产,达到正向调节物流效率对城镇化的作用,即 $\partial(\partial \text{Urbanization} / \partial l_{\text{eff}}) \partial \text{Internet} = \partial^2 \text{Urbanization} / \partial l_{\text{eff}} \partial \text{Internet} > 0$,再结合定理1,可得

定理2:“互联网+”强化了交通物流对人口城镇化的正影响。

2.5 理论逻辑分析

定理1指出,物流效率的提升,可以促进城镇化。其经济学逻辑可简略地由图1给出。在图1中,城市需求线向右下方倾斜,农村供给线向右上方倾斜,OB为物流效率提升之前的价格,OB₁为物流效率提升之后的价格。随着物流效率的提升,运输成本由AB降低为AB₁,对应着货物运输损耗由CD降低为C₁D₁。不难发现,农村部门对中间投入品的生产由CB降低为C₁B₁,而中间投入品生产的减少意味着农村劳动者的减少。与此同时,输送至城市部门的中间投入品由BD增加为B₁D₁,而中间投入品输送的增加意味着城市部门对最终商品的生产有所增加,最终商品生产的增加意味着城市劳动者的增加。也就是,物流效率的提升,降低了农村总人口 $m_1 n_1$,提高了城市总人口 $m_2 n_2$ 。需要说明的是,由式(3)、式(8)可知,交通物流并不会影响代表性农村和代表性城市的人口规模^①,这意味着物流效率的提升主要通过减少农村数量、增加城市数量来

^① 主要指代表性农村和代表性城市,而非农村和城市。

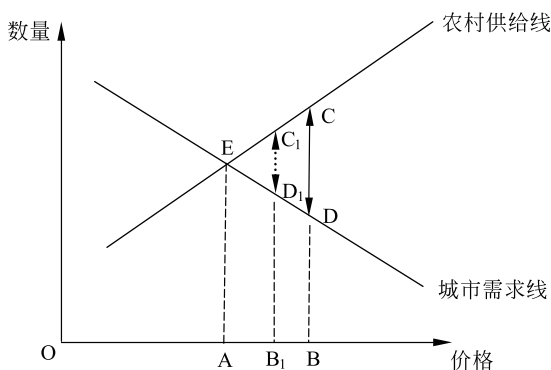


图1 城乡供需图

促进城镇化发展^①。在现实中,表现为近郊农村^②转化为中心城市的卫星城(例如,撤县设市),孤岛城市单独发展转变为城市群共同发展。

需要特别说明的是,人口通常随着产业迁移,而产业随着人口迁移的情况相对较少。^③作为上游产业的农村部门和作为下游产业的部门,两者之间的产业比例在动态一般均衡框架下确定,然后按照确定后的产业比例进行劳动力配置^④。这里隐含了一个假设,即劳动力在城乡之间的物理流动^⑤是无摩擦的。但是,这个隐含假设是可以放宽的。虽然本文的交通物流主要聚焦货物运输(即中间投入品的运输),但也同样适用于人口运输(即劳动力流动转移)。这是因为交通条件的改善也可以加速劳动力流动转移,从而迅速实现劳动力与产业的合理匹配。^⑥

定理2中,“互联网+”强化交通物流对人口城镇化的正影响,其中的关键原因在于互联网的交互式通信。

3 实证计量

本文的被解释变量为人口城镇化,核心解释变量为物流效率、“互联网+”。在数据方面,国家级数据最为合适,其原因为:^①如果选择中国省级(或市级)数

^① 该结论在唐为(2019)的实证研究中也得以支持。通过分析20世纪90年代的撤县设市政策,唐为(2019)发现数量上的撤县设市对城镇化起到了促进作用,且东部地区和初始集聚水平更高的地区显示出更强的作用。

^② 相比远郊农村,近郊农村运输中间投入品到城市的成本更低,更有动力转化为城市。

^③ 例如,克拉玛依因石油产业而建城,莱芜因钢铁产业而建城。

^④ 例如,企业招工、人才引进。

^⑤ 由于本文的城镇化口径为常住人口,而非户籍人口,所以户籍等非物理因素可忽略。

^⑥ 感谢审稿人提出的建设性意见。

据,则定理1和定理2的陈述对象为省内(或市内)人口城镇化,而跨省(或跨市)人口流动^①将会对省内(或市内)人口城镇化产生很大干扰。反观国家级数据,由于不同的国家存在文化、语言以及边境等限制,所以跨国移民人口比例将远低于中国跨省(跨市、跨县)流动人口比例,这意味着国家级数据更为合理。②“两新一重”为国家级政策,并非地方试点政策。因此,从政策的执行层面来看,国家级数据更为合理。③本文核心解释变量中包含互联网,考虑到很多国家在本国国境设置防火墙(比如,中国、美国、韩国、朝鲜、印度尼西亚、伊朗等),而在国内各级行政区较少设置防火墙,这意味着互联网在国家之间具有较好的区域分割,防火墙的存在使得国家级数据更为合理。总之,在综合考量各类数据优劣之后,本文认为国家级数据最为理想。本文数据主要来源于世界银行2020年5月公布的World Development Indicators(WDI)^②以及世界各大组织机构。

3.1 变量选择

被解释变量:人口城镇化率(urbanization)。其计算公式为:城镇人口/总人口。数据来源:联合国人口署(United Nations Population Division)。由于世界人口城镇化率为各个国家人口城镇化率的加权平均,所以人口基数越大的国家,其代表性越强。本文拟采用各国人口作权重进行加权计量回归。与此同时,本文理论模型中的城镇化研究主要是指区域内部的城镇化,这意味着国与国之间的跨区域货物流动、人口流动等因素将会对本文研究有所干扰。为了降低这类干扰,本文将赋予跨区域流动较多的国家更低的权重。权重计算的详细步骤为:第一步,选取各国人口 pop_{it} 作为初始权重;第二步,计算各国进出口总额占GDP的比重 $imex_{it}$;第三步,利用前两步所得参数,计算世界各国的修正参数为 $weight_{it} = pop_{it} \times \frac{imex_{max} - imex_{it}}{imex_{max} - imex_{min}}$ 。不难发现,该权重综合考量了人口总量及对外依存度。

核心解释变量:物流效率(traffic),在国际各大组织机构的公开数据中,关于物流效率的直接指标几乎不可得,所以需要额外构造一个可以反映物流效率的间接指标。众所周知,物流主要指货运,而非客运。目前,国际最通用的货运指标为货物周转量(Turnover of Freight Traffic),该指标是货物重量与运距乘积的加总,通常被简化为“货物总重量×平均运距”。其中,第一项“货物总重量”不能反映物流效率;第二项“平均运距”可以逆向反映物流效率。很显然,对交

① 根据国家统计局数据,2010—2019年中国流动人口分别为2.21、2.30、2.36、2.45、2.53、2.47、2.45、2.44、2.41、2.36亿人;根据第六次全国人口普查数据,2010年中国居民户口登记地在外市的人口为1.20亿人,在外省的人口为0.83亿人。

② WDI数据涵盖了217个国家或地区的1429项指标,时间跨度为1960—2019年。

通物流的统筹优化,必然涉及对物流线路的整体调整,致使“平均运距”不断缩小。为了消除“货物总重量”的干扰,本文使用不变价的购买力平价(Purchasing Power Parity, PPP)GDP^①作货物周转量的除数,这是因为货物总重量与购买力平价GDP之比通常较为稳定。前者反映商品在物流环节中的全部汇总,后者以一价定律反映商品生产的最终汇总(比如,将GDP全部转化为面包重量)。

最终,可得物流效率为 $\text{traffic} = 1 / \left(\frac{\sum_{i=\text{交通工具}} \text{货物周转量}_i}{\text{购买力平价GDP}} \right)$ ^②。注意,货物周转量

在处理不同的交通工具时,采用更贴近现实的相加形式而非相乘形式,主要是因为现实中存在多种交通工具联合运输的情况。数据来源:国际铁路联盟(International Union of Railways, UIC)、国际民用航空组织(International Civil Aviation Organization, ICAO)、世界银行。根据定理1,本文预期物流效率的回归系数为正。

核心解释变量:互联网(internet),本文选用互联网覆盖率作代理变量。数据来源:国际电信联盟(International Telecommunication Union, ITU)。对于该指标,如果用户在3个月内使用电脑、手机、PDA、数字电视等终端设备接入互联网,则被统计为互联网用户。

核心解释变量:“互联网+交通物流”(internet_intraffic),以互联网和交通物流的交互项形式引入。根据定理2,本文预期互联网与物流效率交互项的系数为正。

控制变量:①技术创新(patent),本文选择人均专利申请量作代理变量,其计算公式为:本国居民专利申请量/总人口,数据来源:世界银行、世界知识产权组织(World Intellectual Property Organization, WIPO)。②“互联网+技术创新”(internet_inpatent),以互联网和技术创新的交互项形式引入。③人口密度(pdensity),其计算公式为:总人口/土地面积,数据来源:联合国粮农组织、世界银行。④人口流动(passenger),其计算公式为:旅客周转量/总人口,数据来源:国际铁路联盟、国际民用航空组织、世界银行。⑤金融便利(finance),其计算公式为:ATM数量/土地面积,数据来源:世界银行、国际货币基金组织(International Monetary Fund, IMF)、联合国粮农组织(Food and Agriculture Organization of the United Nations, FAO)。⑥移动电话(cellphone),即蜂窝通信覆盖率,数据来源:世界银行、国际电信联盟。该指标主要涵盖移动蜂窝(Mobile-cellular)形式的公共交换电话网络(PSTN)语音通话服务,但不包括数据流量服务。需要说明的是,如果一部双卡双待的移动电话开通了两个账户

①以2017年为基期。

②交通工具包括铁路、航空、公路等。由公路货物周转量不可得,所以本文的货物周转量主要为铁路货物周转量和航空货物周转量。

(两个SIM卡),则计数为二。与internet的宽带不同,cellphone的窄带传输速度较慢,用户通常只需支付较低的费用即可开通语音通话服务。⑦年份因子变量(i. year),用于捕捉时间固定效应对计量回归的影响。注意,本文以正体前缀“i.”表示因子变量。

工具变量:研发密度(rd)。本文选用研发密度rd作技术创新patent的工具变量(IV),数据来源:联合国教科文组织(United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization, UNESCO)。研发密度,是指研究开发费用占GDP的比重。本文并未选用研发密度作技术创新的代理变量,其原因为:研发只能代表技术创新的潜力,还未转化为生产力,只能间接影响经济社会发展;而专利代表当前技术创新水平,直接影响经济社会发展。

最终,本文有效样本量为637,覆盖73个国家,其中不乏中国、美国、日本、韩国、德国、法国、英国、印度、俄罗斯、澳大利亚等重要国家。表1为变量统计信息,并作加权处理。

表1 国家级数据变量统计

	变量解释	均值	方差	p5分位数	中位数	p95分位数
urbanization	人口城镇化率	45.284	16.629	18.349	44.465	78.335
patent	技术创新	173.377	326.379	0.99	116.529	579.665
traffic	物流效率	295.777	623.999	3.011	104.367	642.535
internet	互联网	20.134	20.967	0.028	14	63
pdensity	人口密度	111.077	217.436	21.998	53.71	379.937
passenger	人口流动	0.346	0.582	0.016	0.246	1.604
finance	金融便利	4481.521	28011.386	404.818	1946.133	12428.582
cellphone	移动电话	34.908	42.329	0	9.268	106.435
rd	研发密度	1.684	0.682	0.302	1.985	2.376

注:表中的变量统计信息均为有效样本的加权统计信息,而非全样本的非加权统计信息。

在正式计量回归之前,本文对所有变量进行了以下处理:①变量对数化。对呈现指数变化趋势的变量取对数,这类变量包括patent、traffic、pdensity、passenger、finance、cellphone,并约定以正体前缀“ln”表示对数化;对百分比变量不作对数化处理,这类变量包括urbanization、rd。②变量去中心化。中心既可以指统计学含义的中心(比如,变量的加权均值、加权中位数),也可以指现实社会中的某个参照系(比如,以世界平均水平或以中国作参照)。在基准计量模型中,本文采用世界平均水平作参照,以有效时间序列的平均值①作逻辑中心。

①对于非对数化变量,这里的平均值等于该变量的算数平均值。对于对数化变量,这里的平均值等于该变量的几何平均值,这是因为 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln X_i = \ln \left(\prod_{i=1}^n X_i \right)^{\frac{1}{n}}$ 。

3.2 交互项讨论

本文的交互项 $\text{internet_lntraffic}$ 、 internet_lnpatent 中含有对数化变量 lntraffic 、 lnpatent , 如果不进行去中心化处理, 则对数化变量的缩放会影响 internet 的系数显著性。为了方便理解, 不妨以 $\text{internet_lntraffic}$ 为例, 把非去中心化的计量模型压缩简化为

$$\text{urbanization} = \alpha_{\text{in}}\text{internet} + \alpha_{\text{tr}}\text{lntraffic} + \alpha_{\text{in}\times\text{tr}}\text{internet} \times \text{lntraffic} + \text{常数项及其他} + \varepsilon \quad (15)$$

如果式(15)中变量 traffic 的单位发生变化, 不失一般性, 假设 traffic 的单位由国际常用的“十亿”改为中国常用的“亿”, 那么 traffic 的数值扩大为原来的10倍, 代入式(15)可得

$$\begin{aligned} \text{urbanization} &= \alpha_{\text{in}}\text{internet} + \alpha_{\text{tr}}\ln(10 \times \text{traffic}) + \alpha_{\text{in}\times\text{tr}}\text{internet} \times \ln(10 \times \text{traffic}) + \text{常数项及其他} + \varepsilon \\ &= \alpha_{\text{in}}\text{internet} + \alpha_{\text{tr}}\ln 10 + \alpha_{\text{tr}}\text{lntraffic} + \alpha_{\text{in}\times\text{tr}}\text{internet} \times \ln 10 + \alpha_{\text{in}\times\text{tr}}\text{internet} \times \text{lntraffic} + \text{常数项及其他} + \varepsilon \\ &= (\alpha_{\text{in}} + \alpha_{\text{in}\times\text{tr}}\ln 10)\text{internet} + \alpha_{\text{tr}}\text{lntraffic} + \alpha_{\text{in}\times\text{tr}}\text{internet} \times \text{lntraffic} + \text{常数项及其他} + \varepsilon \end{aligned} \quad (16)$$

对比式(15)、式(16)中 internet 的系数, 可以得到一个一般性结论: 当交叉项中含有对数化变量时, 如果不进行特别处理, 那么对数化变量的缩放就会影响另一个变量的系数显著性, 甚至完全改变系数符号。另一方面, 对照式(15), 可以构造一个去中心化的计量模型

$$\begin{aligned} \text{urbanization} &= \beta_{\text{in}}(\overline{\text{internet}} - \overline{\text{internet}}) + \beta_{\text{tr}}(\overline{\text{lntraffic}} - \overline{\text{lntraffic}}) + \beta_{\text{in}\times\text{tr}}(\overline{\text{internet}} - \overline{\text{internet}}) \times (\overline{\text{lntraffic}} - \overline{\text{lntraffic}}) + \text{常数项及其他} + \varepsilon \end{aligned} \quad (17)$$

观察式(17), 不难发现: 当交叉项中含有对数化变量时, 如果进行去中心化处理, 那么对数化变量的缩放不会影响另一个变量的系数显著性。这是因为两个对数化变量的相减运算, 等于两个对数化变量的真数先相除再取对数, 这意味着对数化变量的缩放被完全抵消。因此, 去中心化可以有效避免“利用单位^①

① 有的文献将“单位”和“量纲”等同。在严格意义上, 量纲是物理学概念, 用来表示物理量属性。目前, 国际上最为基础的7个量纲分别为长度、质量、时间、电流强度、温度、物质的量、光强度。单位与量纲有着本质不同。比如, 千米和厘米为不同的单位, 但又是相同量纲。

来操控解释变量的系数显著性”之嫌^①。

对去中心化式(17)进行计量回归,则 $\overline{\text{internet} - \text{internet}}$ 的系数为 β_{in} , $\overline{\text{Intraff}ic - \text{Intraff}ic}$ 的系数为 β_{tr} ,交互项的系数为 $\beta_{in \times tr}$ 。进一步整理(17)式,还可得

$$\text{urbanization} = (\beta_{in} - \beta_{in \times tr} \overline{\text{Intraff}ic}) \text{internet} + (\beta_{tr} - \beta_{in \times tr} \overline{\text{internet}}) \overline{\text{Intraff}ic} + \beta_{in \times tr} \text{internet} \times \overline{\text{Intraff}ic} + \text{常数项及其他} + \varepsilon \quad (18)$$

直接对比非去中心化的式(15)和去中心化的式(18),不难发现: internet 的系数 $\alpha_{in} = \beta_{in} - \beta_{in \times tr} \overline{\text{Intraff}ic}$, $\overline{\text{Intraff}ic}$ 的系数 $\alpha_{tr} = \beta_{tr} - \beta_{in \times tr} \overline{\text{internet}}$,交互项的系数 $\alpha_{in \times tr} = \beta_{in \times tr}$ 。很明显,去中心化影响了 internet 、 $\overline{\text{Intraff}ic}$ 的系数,但不影响交互项的系数。

需要说明的是,为了压缩符号,在后续计量回归中,本文直接采用 internet_{it} 、 $\overline{\text{Intraff}ic}_{it}$ 、 lnpatent_{it} 分别表示各自的离差形式 $\text{internet}_{it} - \overline{\text{internet}}$ 、 $\overline{\text{Intraff}ic}_{it} - \overline{\text{Intraff}ic}$ 、 $\text{lnpatent}_{it} - \overline{\text{lnpatent}}$ 。

3.3 计量回归结果

利用以上对数化处理及中心化处理的数据,本文采用层层推进的方式展示计量回归结果,详见表2。在该表中,所有模型均采用稳健方差,均以世界平均水平作参照,均考虑时间固定效应。其中,模型(4)为基准计量模型。这些计量模型的区别在于:模型(1)为加权普通最小二乘法(OLS);模型(2)为固定效应(FE);模型(3)为加权固定效应;模型(4)为加权工具变量法(IV)。

表2 计量回归结果

urbanization	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
Intraff	3.573 *** (0.619)	-0.102 (0.446)	1.232 ** (0.484)	1.258 *** (0.373)
internet_Intraff	0.064 *** (0.015)	0.013 *** (0.004)	0.022 *** (0.007)	0.010 ** (0.005)
internet	0.465 *** (0.082)	0.053 ** (0.024)	0.122 *** (0.028)	0.081 *** (0.023)

^① 很多文献并未意识到“交互项中含义对数化变量”所具有的破坏性。很多文献为了使回归系数尽量保持在同一数量级,会采用不同的单位对变量的数值进行调整,以达到美化排版效果,而“对数化处理并不会影响变量系数”的误解也会诱导这类文献热衷于对数化处理,热衷于弹性分析。其实,问题并不出在对数化处理,而是出在交互项中含有对数化变量,而且并未意识到单位选取可以操控解释变量的系数显著性。

续表

urbanization	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
lnpatent	2.516*** (0.604)	0.811 (0.494)	2.526*** (0.474)	3.435*** (0.330)
internet_lnpatent	0.044*** (0.016)	-0.001 (0.008)	0.023*** (0.005)	0.022*** (0.007)
L. lnpdensity	-10.749*** (2.584)	1.391 (3.156)	-6.592 (4.962)	-2.002 (2.936)
lnpassenger	-2.227 (1.686)	0.381** (0.185)	0.480 (0.441)	-0.222 (0.266)
lnfinance	3.109 (2.066)	0.776** (0.383)	1.392** (0.583)	0.268 (0.402)
lncellphone	3.090 (1.861)	0.403 (0.317)	0.211 (0.442)	0.499* (0.290)
i. year	Y	Y	Y	Y
回归方法	OLS	FE	FE	LIML
参照系	世界	世界	世界	世界
权重	Y	N	Y	Y
方差	稳健	稳健	稳健	稳健
个体数	—	73	73	60
观测值	637	637	637	514
R ² (组内)	0.9292	0.6374	0.9214	0.940

注:圆括号内为稳健标准差。*、**、***分别代表 p 值小于0.1、0.05、0.01。i. year表示年份因子变量。

在模型(3)中,针对“所有个体固定效应均为零”的零假设,其 F 统计量的 p 值为0.000,说明FE优于OLS。这是因为FE考虑了不同国家的异质性,而OLS未考虑不同国家的异质性。

样本代表性问题。通过控制权重,可以有效解决样本代表性问题。一方面,世界各国并非对等个体。如果在计量回归时将加勒比海、大洋洲、欧洲等地区的小国与中国、印度、美国、日本等大国平等处理,那么回归结果将会被扭曲,甚至这些小国城镇化发展的特殊规律可以完全抵消大国城镇化发展的一般规律。另一方面,世界各国的对外依存度也不尽相同。例如,日本和越南两国的人口均在1亿人左右,但越南的对外依存度(2018年208.31%)远远高于日本(2018年36.64%),如果在计量回归时将两国平等处理,那么回归结果必然会被扭曲。这是因为越南的城镇化是越南重度参与全球产业分工的结果,它已经

不能反映越南作为独立经济体的城镇化发展规律,而日本虽然也处在全球分工系统之中,但日本的对外依存度并不高,意味着日本的城镇化在某种程度上可以反映日本作为独立经济体的城镇化发展规律。也就是,相比于日本等较低对外依存度国家,需要将越南等较高对外依存度国家的权重调得更低。在客观数据方面,通过对比考虑权重的模型(3)与未考虑权重的模型(2),可以发现:模型(3)的组内 $R^2(0.9214)$ 大幅高于模型(2)的组内 $R^2(0.6374)$,意味着加权方法优于普通方法。甚至,未考虑权重的模型还会严重扭曲计量回归结果。例如,在模型(2)中, \lntraff 、 $\lninternet_lnpatient$ 的系数不仅不显著,而且还为负^①。

内生性问题。如果存在内生变量,那么普通回归方法将难以满足一致性基本要求。不仅这个内生变量的估计系数有偏,而且外生变量的估计系数也可能会受影响。如果外生变量与这个内生变量相关,则外生变量的估计系数也会有偏。就目前来看,绝大多数文献(甚至是权威期刊中的文献)没有考虑“内生控制变量对核心解释变量的有偏性影响”,这些文献似乎只关心核心解释变量的内生性解决方案,而对控制变量的内生性置之不理,有意无意地忽略内生控制变量对核心解释变量的有偏性影响,或者直接先验性假设所有的控制变量都是外生变量,又或者直接先验性假设所有的控制变量与所有的解释变量之间两两不相关。

出于学科建设的科学性和学术研究的严谨性^②,本文并不只局限于核心解释变量的内生性问题,本文将要检验的是每一个核心解释变量、每一个控制变量的内生性,并针对每一个内生变量给出解决方案。本文对内生性的解决方案为:系统性地增、减、变更若干控制变量组合,以消除若干核心解释变量的内生性,并针对控制变量组合内的每一个控制变量的内生性作自检。如此往复,一直到内生核心解释变量的数量降到可控范围并且满足每一个控制变量均为外生变量为止。在该方案下,本文利用控制变量组合(\lnpatient 、 $\lninternet_lnpatient$ 、 $L1.\lnpdensity$ ^③、 \lnpassenger 、 \lnfinance 、 $\ln cellphone$ 、 $i.\text{year}$)解决核心解释变量 \lntraff 、 \lninternet 、 $\lninternet_lntraff$ 的内生性问题。

需要特别强调的是,本文关心的不是“控制变量的回归系数是否显著不为

① 由于 \lntraff 、 $\lninternet_lnpatient$ 的 p 值分别为0.819、0.880,所以即使在数值上为负,但在统计学上为零。

② 首先,必须要对内生变量有深刻的认识。内生变量的本质是该变量与计量模型的随机扰动项相关。也就是,变量的内生性只是一个相对概念。一个变量在原计量模型中为内生变量,通过增加、减少原计量模型中的解释变量,可以使原计量模型的随机扰动项发生改变,进而影响随机扰动项与该变量的相关性。这意味着绝大多数文献在进行计量回归时,直接援引其他权威文献的解释变量作为自身文献的控制变量的做法是不妥的。

③ 本文以正体前缀“L#.”表示变量的时间滞后#期。

零”,而是每一个控制变量都必须是外生变量^①,以及这个控制变量组合可以有效减少内生关键变量的数量。虽然本文解决了核心解释变量的内生性问题,但本文选取的控制变量 \lnpatent 、 $\lninternet_lnpatent$ 却存在内生性问题。由于交互项 $\lninternet_lnpatent$ 中 \lninternet 的内生性已经得到有效解决,所以只需要解决 \lnpatent 的内生性,本文选取拟选取 rd 作 \lnpatent 的工具变量。具体到操作层面,选取 rd 、 $L1.\lnpatent$ 作 \lnpatent 的工具变量,选取交互项 \lninternet_rd 、 $L1.\lninternet_lnpatent$ 作 $\lninternet_lnpatent$ 的工具变量。表2中的模型(4)为IV基准计量模型,本文进一步将模型(4)的完整计量回归结果呈现于表3。其中,表3左侧为第一阶段回归,分别以内生控制变量 \lnpatent 和内生交互项控制变量 $\lninternet_lnpatent$ 作被解释变量;表3右侧为最终回归,以 $urbanization$ 作被解释变量。

表3 基准计量模型

		模型(4)					
		第一阶段回归			最终回归		
		\lnpatent	外生检验	冗余检验		$urbanization$	外生检验 内生检验
rd		0.347*** (0.091)	0.716 [0.3975]	14.363*** [0.0008]	\lntraffice	1.258*** (0.373)	0.023 [0.8801]
$L1.\lnpatent$		0.803*** (0.047)	1.375 [0.2409]	76.037*** [0.0000]	$\lninternet_lntraffice$	0.010** (0.005)	1.526 [0.2167]
					\lninternet	0.081*** (0.023)	0.026 [0.8731]
					\lnpatent	3.435*** (0.330)	15.119*** [0.0005]
		$\lninternet_lnpatent$	外生检验	冗余检验			
\lninternet_rd		0.276*** (0.057)	0.550 [0.4582]	18.460*** [0.0001]	$\lninternet_lnpatent$	0.022*** (0.007)	15.119*** [0.0005]
$L1.\lninternet_lnpatent$		0.722*** (0.040)	2.037 [0.1535]	39.116*** [0.0000]	$L.\lnpdensity$	-2.002 (2.936)	2.613 [0.1060]
					\lnpassenger	-0.222 (0.266)	0.420 [0.51677]
					\lnfinance	0.268 (0.402)	1.065 0.3022
					$\ln cellphone$	0.499* (0.290)	0.330 [0.5655]
					$i.\text{year}$	Y	

^①这也是 \lnpdensity 取时间滞后1期的原因。根据变量的正交性检验,拒绝“ \lnpdensity 为外生变量”的零假设,不能拒绝“ $L1.\lnpdensity$ 为外生变量”的零假设。

续表

模型(4)					
第一阶段回归			最终回归		
	Inpatient	外生检验 冗余检验	urbanization	外生检验	内生检验
回归方法	LIML、IV、FE		不可识别检验		
权重	Y		67.541***		
方差	稳健		[0.0000]		
个体数	60		弱工具变量检验		
观测值	514		112.919		
R^2	0.9405		4.72[10%]		
			过度识别检验		
			4.276		
			[0.1179]		

注:圆括号内为稳健标准差,方括号内为 p 值。*、**、***分别代表 p 值小于0.1、0.05、0.01。模型(4)弱工具变量检验的10% maximal LIML size为4.72。Inpatient和交互项internet_Inpatient作为一个整体进行内生检验。

在表3中,对于核心解释变量Intraffic、internet、internet_Intraffic以及每一个控制变量、工具变量,其 C 统计量的 p 值均大于10%,意味着Intraffic、internet、internet_Intraffic以及所有的控制变量、工具变量均为外生变量。对于变量组(Inpatient, internet_Inpatient),其内生检验统计量的 p 值为0.0005,意味着(Inpatient, internet_Inpatient)为内生变量组^①。在表3的第一阶段回归中,每一个工具变量的系数均显著不为零,意味着所有的工具变量均满足相关性。每一个工具变量的冗余检验(Breusch et al., 1999),其统计量 p 值均小于1%,意味着所有的工具变量都不是弱工具变量。

与此同时,不可识别检验的Kleibergen-Paap rk LM统计量(Kleibergen and Paap, 2006) p 值为0.0000,说明工具变量组合^②可识别。弱工具变量检验的Kleibergen-Paap rk Wald F统计量(Kleibergen and Paap, 2006)为112.919,对于名义显著性水平为5%的检验,其真实显著性水平远远低于10%,说明不存在弱工具变量。过度识别检验的Hansen J统计量 p 值为0.1179,说明工具变量组合满足过度识别。

3.4 计量分析及金砖五国比较

模型(4)以世界平均水平为参照系,旨在考察各个变量取值世界平均水平时,其对人口城镇化的影响。如果模型(4)的估计结果符合定理1和定理2所述,那么可以证明定理1和定理2具有一般性规律。更进一步,由于金砖五国

^①需要说明的是,考虑到Inpatient和internet_Inpatient含有共同因素patient,所以本文采用最为严格的内生检验,即“宁可错判一千,不可放过一个”。

^②在具体操作层面,计量回归所利用的工具变量不仅仅包括rd、L1.Inpatient、internet_rd、L1.internet_Inpatient这4个,还包括所有的外生核心解释变量和外生控制变量。

在世界经济舞台中的作用愈发重要,所以本文还试图研究金砖五国在人口城镇化方面的差异性。对于金砖五国,可以分别选择中国、巴西、俄罗斯、印度、南非五国作参照系,进行五次计量回归,得到五组估计系数。

需要说明的是,由于本文计量模型的特殊性,即使采用同一套数据,通过选择不同的参照系,也能得到不同参照系下不尽相同的计量估计结果,其原因如下。

不失一般性,以交通物流对人口城镇化的影响为例。将式(17)对 $\ln\text{traffic}$ 求导,可得

$$\frac{\partial \text{urbanization}}{\partial \ln \text{traffic}} = \beta_{\text{tr}} + \beta_{\text{in} \times \text{tr}} (\text{internet} - \overline{\text{internet}})$$

当 $\text{internet} = \overline{\text{internet}}$ 时, $\partial \text{urbanization} / \partial \ln \text{traffic} = \beta_{\text{tr}}$ 。也就是, β_{tr} 恰好可以表示某个参照系下 $\ln \text{traffic}$ 对 urbanization 的边际效应。参照系既可以为世界平均水平,也可以分别为中国、巴西、俄罗斯、印度、南非等国家^①。

当 $\text{internet} \neq \overline{\text{internet}}$ 时,不妨假设 $\overline{\text{internet}}$ 为世界平均水平取值,那么 $\partial \text{urbanization} / \partial \ln \text{traffic} = \beta_{\text{tr}} + \beta_{\text{in} \times \text{tr}} (\text{internet} - \overline{\text{internet}}_{\text{世界平均水平}})$ 。如果 internet 分别为中国、巴西、俄罗斯、印度、南非五国取值时,那么可以得到五个 $\partial \text{urbanization} / \partial \ln \text{traffic}$ 取值。也就是,只需要利用模型(4)的估计系数,就可以“直接计算”五个国家交通物流对人口城镇化的不同影响。但是,这种“直接计算”方法并不可取。原因如下:一是,“直接计算”不如另选参照系重新估计精确。这是因为传统计量为均值估计,其变量的估计系数在均值附近最为精确。虽然模型(4)的系数估计值在世界平均水平附近最精确,但在中国、巴西、俄罗斯、印度或南非等取值下并不一定是最精确的。为了获得金砖五国的最精确估计,则需要分别以中国、巴西、俄罗斯、印度、南非为参照系,重新进行五次回归。二是,“直接计算”难以获得金砖五国变量系数的显著性。为了获得金砖五国变量系数的显著性,则同样需要重新进行五次回归。

鉴于以上逻辑,本文在基准计量模型(4)的基础上,分别又以金砖五国作参照系分别进行五次计量回归。其中,模型(5)~模型(9)分别以中国、巴西、俄罗斯、印度、南非为参照系,详见表4。根据前文式(18)的分析可知:参照系的改变会以大概率显著改变核心解释变量 internet 、 $\ln \text{traffic}$ 以及控制变量 $\ln \text{patient}$ 的系数,但不会显著改变交互项 $\text{internet_lntraffic}$ 和 $\text{internet_lnpatient}$ 的系数。横向对比模型(4)~模型(9),可以发现交互项 $\text{internet_lntraffic}$ 、 $\text{internet_lnpatient}$ 的系数确实没有发生显著变化^②。与此同时,通过核心解释变量 internet 、 $\ln \text{traffic}$

^① 当然,在不同参照系之下, β_{tr} 的估计值是不同的,其原因参见 $\text{internet} \neq \overline{\text{internet}}$ 时的讨论。

^② 其细微的变化体现在,数据样本的不同。如果以A国作参照系,则数据样本相当于剔除A国之后的子样本。这是因为此时A国是以多个0值进入计量模型,不再影响其变量系数的估计。

系数的显著变化可以直接分析金砖五国的异质性。其原因为：在前面的式(17)中,当研究的国家正好为参照系时,如果只变动 $\ln\text{traffic}$ 而保持其他变量不变,那么交互项的作用完全可忽略(因为交互项取值几乎等于零),这意味 $\ln\text{traffic}$ 的系数可以反映 $\ln\text{traffic}$ 对参照系国家的全部边际作用。这相当于剔除交互项后直接对计量模型进行回归。同样, internet 的系数也反映了各自对参照系国家的全部边际作用。

表4 计量回归结果

urbanization	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)
$\ln\text{traffic}$	1.258*** (0.373)	1.292*** (0.366)	1.378*** (0.350)	1.433*** (0.337)	1.046** (0.449)	1.220*** (0.389)
$\text{internet_}\ln\text{traffic}$	0.010** (0.005)	0.010** (0.005)	0.010** (0.005)	0.010** (0.005)	0.010** (0.005)	0.010** (0.005)
internet	0.081*** (0.023)	0.043*** (0.012)	0.026 (0.017)	0.022* (0.013)	-0.034 (0.028)	-0.023 (0.023)
$\ln\text{patent}$	3.435*** (0.330)	3.503*** (0.313)	3.736*** (0.277)	3.822*** (0.257)	2.989*** (0.505)	3.379*** (0.367)
$\text{internet_}\ln\text{patent}$	0.022*** (0.007)	0.021*** (0.007)	0.023*** (0.008)	0.022*** (0.007)	0.023** (0.009)	0.023*** (0.009)
$L.\ln\text{density}$	-2.002 (2.936)	-2.133 (2.939)	-1.573 (3.036)	-1.976 (2.936)	-1.644 (3.143)	-1.576 (3.072)
$\ln\text{passenger}$	-0.222 (0.266)	-0.227 (0.266)	-0.208 (0.267)	-0.221 (0.266)	-0.214 (0.270)	-0.209 (0.268)
$\ln\text{finance}$	0.268 (0.402)	0.261 (0.400)	0.286 (0.411)	0.269 (0.403)	0.277 (0.412)	0.284 (0.412)
$\ln\text{cellphone}$	0.499* (0.290)	0.497* (0.290)	0.506* (0.291)	0.499* (0.290)	0.506* (0.292)	0.506* (0.291)
i. year	Y	Y	Y	Y	Y	Y
回归方法	LIML	LIML	LIML	LIML	LIML	LIML
参照系	世界	中国	巴西	俄罗斯	印度	南非
权重	Y	Y	Y	Y	Y	Y
方差	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健
个体数	60	60	60	60	60	60
观测值	514	514	514	514	514	514
R^2 (组内)	0.9403	0.9405	0.9405	0.9405	0.9405	0.9405

注:圆括号内为稳健标准差。*、**、***分别代表 p 值小于 0.1、0.05、0.01。i. year 表示年份因子变量。

在表4中,物流效率 $\ln\text{traffic}$ 的系数全部显著为正,与城镇化理论模型中的

定理 1 一致,意味着物流效率的改善确实促进了城镇化发展。这与当今现实基本吻合,即使在更为久远的历史,物流效率也正向影响着城镇化。比如,在没有互联网的前两次工业革命时期,交通物流工具由蒸汽机进化为内燃机、电动机,引发物流效率极大提升,并伴随着人类进化史上第一次大规模城镇化。对比模型(4)~模型(9)可知:以中国 2004—2018 年的发展情况为参照系,交通物流对中国城镇化发展的总促进作用略高于世界平均水平,并在金砖五国中排第三。虽然中国的物流效率在金砖五国中几乎是最高^①,但在金砖五国中其对城镇化的促进作用并不突出。本文猜测其原因可能为:中国的某些特殊因素使得物流效率对城镇化的促进作用大打折扣。比如,户籍制度、宅基地制度、客运发达等。需要说明的是,客运不属于物流范畴,物流专指货运。虽然物流和客运属于不同概念,但两者具有一定相关性。户籍制度使得部分农民工进城后的市民身份得不到有效承认,宅基地制度使得部分农民工不会轻易放弃原来的农民身份,而中国发达的客运又使得中国农民工找到了一种“钟摆式”的生活方式作为权衡。发达的物流(货运)促使农民工从农村向城市不断聚集,从事最终产品生产,但发达的客运又促使部分农民工选择了居住在靠近工作地的城乡结合部地带作过渡。

互联网 internet 的系数全部显著为非负。其中,在世界平均水平、中国、俄罗斯参照系下,internet 的系数显著为正;在巴西、印度、南非参照系下,internet 的系数不显著不为零。事实上,本文并不关注不同参照系下 internet 的系数符号,本文更关注不同参照系下 internet 的系数排序。对比模型(4)~模型(9)可知:以中国 2004—2018 年的发展情况为参照系,互联网对中国城镇化发展的总促进作用虽然略低于世界平均水平,但在金砖五国中排第一。中国在金砖五国中的互联网作用最高,这和现实情况基本一致。中国目前在互联网应用方面走在世界前列,比如移动支付、共享单车、线上外卖、电商平台等。然而,为什么金砖五国低于世界平均水平,本文猜测其原因可能为:互联网为全球性公共物品。金砖五国作为领土大国和新兴经济体,其在经济快速发展中组建了广阔的互联网骨干网(Backbone Network),这些骨干网不仅仅服务金砖五国用户,还可能服务全球任何一个接入互联网的他国用户。比如,东南亚 A 国用户通过互联网与东南亚 B 国用户进行通信时,其信息必然经过多个路由节点(即互联网的存储转发分组交换技术),而这些路由节点很可能在金砖五国境内。也就是,其他国家的互联网用户相当于免费乘车者,使用了金砖五国的网络节点。需要说明的是,互联网的路由并不遵循最短传输线路原则,而是遵循最短传输时间原则。

^① 一是中国的交通基建非常发达,拥有很多世界级的桥梁、隧道等基建;二是中国作为工业体系最完整的国家,交通物流工具的生产基本不存在短板效应;三是中国不存在俄罗斯那种的天寒地冻的极端气候、漫长运距等。

由于信息在光纤中以近乎光速不断反射前进,所以信息在光纤中的传输时间可忽略不计,真正影响传输时长的是多次存储转发的时延、多次中继的时延等。即使A国、B国用户的物理距离可能不到500公里,但信息在互联网中的路由线路很可能比地球的赤道还长。

“互联网+交通物流” $internet_lntraffic$ 的系数在模型(4)~模型(9)之间无显著差异,并且显著为正。由于物流效率 $lntraffic$ 的系数也显著为正,所以互联网确实强化了交通物流对城镇化的促进作用,该结论与城镇化理论模型中的定理2基本一致。针对如何提高“互联网+”在各个领域的调节作用,本文认为主要遵循两个原则:一是提高互联网的渗透率。倘若互联网在该领域的渗透率几乎为零,那么纵使互联网与该领域指标的乘积再大,互联网也不会与该领域发生实质性的交互作用。二是该领域自身必须充分发展。否则,“互联网+”会加速该领域的衰落。在“互联网+”时代,颠覆某个领域的,可能不是同行,而是跨界。例如,打败康师傅方便面的,不是统一,而是线上美团外卖;颠覆金融业的,不是传统银行,而是支付宝、微信;迫使苏宁转型的不是国美,而是京东商城;让山寨手机绝迹的,不是同行小作坊,更不是法律法规,而是小米等线上手机。因此,中国必须抓住“互联网+”这一历史机遇。

4 稳健性检验

本文的稳健性检验主要包括:替换估计方法,缺失值处理,极端值处理,内生性问题等。需要说明的是,所有的稳健性检验都是在基准计量模型(4)的基础上进行的。

4.1 替换估计方法

在表5中,模型(10)将模型(4)的LIML法替换为GMM2S(Two-step Feasible GMM Estimation)法,但GMM2S法有一个劣势:在存在弱工具变量时,GMM2S不如LIML稳健(Stock and Yogo, 2005)。不难发现,除了 $internet_lntraffic$ 系数的 p 值提高为0.074以外,其他核心解释变量的系数在1%的水平上均显著不为零。模型(11)将模型(4)的LIML法替换为CUE(Continuously-updated GMM estimation)法,CUE法可以有效处理异方差和自相关扰动问题(Hansen et al., 1996)。不难发现,除 $internet_lntraffic$ 系数的 p 值提高为0.031以外,其他核心解释变量的系数均在1%的水平上显著不为零。也就是,即使对估计方法进行替代,核心解释变量的回归系数仍然较为稳健。

表5 替换估计方法、缺失值处理、极端值处理

urbanization	模型(10)	模型(11)	模型(12)	模型(13)
Intraffic	1.330*** (0.372)	1.210*** (0.372)	0.910*** (0.192)	1.216*** (0.365)
internet_Intraffic	0.008* (0.004)	0.010** (0.004)	0.012*** (0.003)	0.010** (0.004)
internet	0.020*** (0.007)	0.024*** (0.007)	0.017*** (0.005)	0.023*** (0.007)
Inpatent	0.072*** (0.023)	0.079*** (0.023)	0.081*** (0.017)	0.079*** (0.022)
internet_Inpatent	3.532*** (0.321)	3.416*** (0.316)	3.615*** (0.351)	3.471*** (0.317)
L.Inpdensity	-0.880 (2.769)	-0.770 (2.777)	-5.237** (2.599)	-1.342 (2.902)
Inpassenger	-0.092 (0.257)	-0.054 (0.256)	-0.068 (0.277)	-0.190 (0.261)
Infinance	0.055 (0.376)	0.112 (0.366)	0.311 (0.334)	0.195 (0.391)
Incellphone	0.524* (0.283)	0.522* (0.289)	0.289 (0.281)	0.504* (0.288)
i. year	Y	Y	Y	Y
回归方法	GMM	CUE	内插	归并
参照系	世界	世界	世界	世界
权重	Y	N	Y	Y
方差	稳健	稳健	稳健	稳健
个体数	60	60	66	60
观测值	514	514	711	514
R ² (组内)	0.9397	0.9401	0.9241	0.9432

注:圆括号内为稳健标准差。*、**、***分别代表 p 值小于0.1、0.05、0.01。

4.2 缺失值处理

针对缺失值,本文主要采用线性内插和几何内插的方法填充。其中,对呈现指数变化趋势的变量采用几何内插,对普通变量采用线性内插。在表5中,模型(12)已对缺失值进行内插填充。不难发现,模型(12)的观测值由模型(4)的514提高到711之后,每一个核心解释变量的系数在1%的水平上均显著不为零。也就是,扩充样本量后,核心解释变量的回归系数仍然稳健。

4.3 极端值处理

针对极端值,本文主要采用分位数归并的方法处理。在表5中,模型(13)

将小于等于 5‰分位数的数据归并为 5‰分位数,将大于等于 995‰分位数的归并替换为 995‰。不难发现,模型(13)对模型(4)的极端观测值进行归并后,除了 internet_intraffic 系数的 p 值提高为 0.030 以外,其他核心解释变量的系数在 1%的水平上均显著不为零。也就是,对极端值进行归并处理后,核心解释变量的回归系数仍然稳健。

4.4 内生性问题

表 2 至表 5 中的模型(4)~模型(13)全部为工具变量法。由于考虑了内生性问题,所以这些模型的回归结果可信度较高,主要体现为:在模型(4)~模型(13)中,所有工具变量在 10%的显著性水平上均不能拒绝其与随机扰动项正交,即工具变量满足外生性;第一阶段回归中的所有工具变量的系数在 5%的显著性水平上均为非零,即工具变量满足相关性;所有工具变量在 5%的显著性水平上均拒绝其为冗余变量,即工具变量并非弱工具变量。对于工具变量组的不可识别检验,每个模型均为可识别;对于工具变量组的弱工具变量检验,每个模型均不存在弱工具变量;对于工具变量组的过度识别检验,每个模型均为过度识别。总而言之,工具变量法的前提条件均满足。也就是,在不同类型的工具变量法下,核心解释变量的回归系数仍然稳健。

5 结语

为了全面透彻地剖析城镇化发展一般规律中“互联网+”、交通物流与城镇化的关系,同时也为政策制定者提供“两新一重”政策的理论支撑,本文构建城镇化发展基准理论模型,在动态一般均衡框架下重点研究交通物流、“互联网+交通物流”对人口城镇化的影响。在理论部分,本文研究发现:物流效率的提升可以促进人口城镇化,并且“互联网+”强化交通物流对人口城镇化的正影响。在实证部分,本文利用 2004—2018 年 73 个国家的面板数据,进行加权 LIML 工具变量法实证检验,其回归结果十分稳健,表明本文构建的理论模型反映了世界各国城镇化发展的一般规律。此外,通过分别选取金砖五国作参照系,研究发现:在金砖五国之中,中国交通物流对城镇化发展的总促进作用排第三,而中国互联网对城镇化发展的总促进作用排第一。

参考文献

- 陈彦斌,林晨,陈小亮. 2019. 人工智能、老龄化与经济增长[J]. 经济研究,(7): 47-63.

- Chen Y B, Lin C, Chen X L. 2019. Artificial intelligence, aging and economic growth[J]. *Economic Research Journal*, (7): 47-63. (in Chinese)
- 陈云松, 张翼. 2015. 城镇化的不平等效应与社会融合[J]. *中国社会科学*, (6): 78-95.
- Chen Y S, Zhang Y. 2015. The inequality effect of urbanization and social integration[J]. *Social Sciences in China*, (6): 78-95. (in Chinese)
- 段成荣, 杨舸, 张斐, 等. 2008. 改革开放以来我国流动人口变动的九大趋势[J]. *人口研究*, 32(6): 30-43.
- Duan C R, Yang K, Zhang F, et al. 2008. Nine trends of floating population change in China since the reform and opening-up[J]. *Population Research*, 32(6): 30-43. (in Chinese)
- 范剑勇, 莫家伟, 张吉鹏. 2015. 居住模式与中国城镇化——基于土地供给视角的经验研究[J]. *中国社会科学*, (4): 44-63.
- Fan J Y, Mo J W, Zhang J P. 2015. Housing models and urbanization in China empirical research from the perspective of land supply[J]. *Social Sciences in China*, (4): 44-63. (in Chinese)
- 国务院发展研究中心和世界银行联合课题组. 2014. 中国: 推进高效、包容、可持续的城镇化[J]. *管理世界*, (4): 5-41.
- Joint Research Group of Development Research Centre of the State Council and World Bank. 2014. China: Promoting efficient, inclusive and sustainable urbanization[J]. *Management World*, (4): 5-41. (in Chinese)
- 韩长赋. 2020. 统筹推进疫情防控和“三农”工作补上全面小康“三农”领域短板[J]. *求是*, (6): 43-49.
- Han C F. 2020. Coordinated efforts to prevent and control epidemics and work related to agriculture, rural areas and farmers, and strengthened our weak links in building a moderately prosperous society in all respects[J]. *QIUSHI*, (6): 43-49. (in Chinese)
- 黄群慧. 2018. 改革开放40年中国的产业发展与工业化进程[J]. *中国工业经济*, (9): 5-23.
- Huang Q H. 2018. China's industrial development and industrialization process during the 40 years of reform and opening-up[J]. *China Industrial Economics*, (9): 5-23. (in Chinese)
- 康立, 龚六堂. 2014. 金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门DSGE模型分析[J]. *经济研究*, 49(5): 147-159.
- Kang L, Gong L T. 2014. Financial frictions, net worth of bank and transmission of international crisis: Based on multi-sector DSGE model analysis[J]. *Economic*

- Research Journal*, 49(5): 147-159. (in Chinese)
- 李爱民. 2013. 中国半城镇化研究[J]. 人口研究, 37(4): 80-91.
- Li A M. 2013. Peri-urbanization in China[J]. *Population Research*, 37(4): 80-91. (in Chinese)
- 李强. 2003. 影响中国城市流动人口的推力与拉力因素分析[J]. 中国社会科学, (1): 125-136.
- Li Q. 2003. An analysis of push and pull factors in the migration of rural workers in China[J]. *Social Sciences in China*, (1): 125-136. (in Chinese)
- 李强, 陈宇琳, 刘精明. 2012. 中国城镇化“推进模式”研究[J]. 中国社会科学, (7): 82-100.
- Li Q, Chen Y L, Liu J M. 2012. On the “development mode” of Chinese urbanization[J]. *Social Sciences in China*, (7): 82-100. (in Chinese)
- 骆永民, 伍文中. 2012. 房产税改革与房价变动的宏观经济效应——基于 DSGE 模型的数值模拟分析[J]. 金融研究, (5): 1-14.
- Luo Y M, Wu W Z. 2012. Macroeconomic effects of house property tax reform and house price movement: A simulation analysis based on DSGE model[J]. *Journal of Financial Research*, (5): 1-14. (in Chinese)
- 任远, 乔楠. 2010. 城市流动人口社会融合的过程、测量及影响因素[J]. 人口研究, (2): 11-20.
- Ren Y, Qiao N. 2010. Social Integration for migrants: Process, measurement and determinants[J]. *Population Research*, (2): 11-20. (in Chinese)
- 唐为. 2019. 经济分权与中小城市发展——基于撤县设市的政策效果分析[J]. 经济学(季刊), 18(1): 123-150.
- Tang W. 2019. Decentralization and development of small and medium-sized cities—An analysis based on the policy of county-to-city upgrade in China [J]. *China Economic Quarterly*, 18(1): 123-150. (in Chinese)
- 陶然, 徐志刚. 2005. 城市化、农地制度与迁移人口社会保障——一个转轨中发展的大国视角与政策选择[J]. 经济研究, (12): 45-56.
- Tao R, Xu Z G. 2005. Urbanization, rural land system and migrant's social security [J]. *Economic Research Journal*, (12): 45-56. (in Chinese)
- 王春光. 2001. 新生代农村流动人口的社会认同与城乡融合的关系[J]. 社会学研究, (3): 63-76.
- Wang C G. 2001. Social identity of the new generation of rural hobo and merger of urban and rural[J]. *Sociological Research*, (3): 63-76. (in Chinese)
- 王春光. 2006. 农村流动人口的“半城市化”问题研究[J]. 社会学研究, (5): 107-122.

- Wang C G. 2006. A study of floating rural people's "semi-urbanization" [J]. *Sociological Research*, (5): 107-122. (in Chinese)
- 王贵东. 2018. 交通运输对人力资本的影响分析——基于动态一般均衡理论[J]. *经济学报*, 5(2): 167-186.
- Wang G D. 2018. Transportation's influence on human capital: Based on the dynamic general equilibrium[J]. *China Journal of Economics*, 5(2): 167-186. (in Chinese)
- 王国刚. 2010. 城镇化: 中国经济发展方式转变的重心所在[J]. *经济研究*, (12): 70-81.
- Wang G G. 2010. Urbanization: Core of china economic development mode transition[J]. *Economic Research Journal*, (12): 70-81. (in Chinese)
- 王通. 2018. 联根式流动: 中国农村人口阶层分化与社会流动的隐蔽性特征[J]. *求实*, (5): 77-89.
- Wang T. 2018. Rooted mobility: The hidden feature of strata differentiation and social mobility in rural China[J]. *Truth Seeking*, (5): 77-89. (in Chinese)
- 王曦, 陈中飞. 2015. 中国城镇化水平的决定因素: 基于国际经验[J]. *世界经济*, (6): 167-192.
- Wang X, Chen Z F. 2015. Determinants of China's urbanization level: Based on international experience[J]. *The Journal of World Economy*, (6): 167-192. (in Chinese)
- 魏后凯. 2016. 新常态下中国城乡一体化格局及推进战略[J]. *中国农村经济*, (1): 2-16.
- Wei H K. 2016. The pattern and promotion strategy of urban-rural integration in China under the new normal [J]. *Chinese Rural Economy*, (1): 2-16. (in Chinese)
- 夏柱智, 贺雪峰. 2017. 半工半耕与中国渐进城镇化模式[J]. *中国社会科学*, (12): 117-137.
- Xia Z Z, He X F. 2017. China's semi-industrial, semi-agricultural mode and incremental urbanization [J]. *Social Sciences in China*, (12): 117-137. (in Chinese)
- 熊湘辉, 徐璋勇. 2018. 中国新型城镇化水平及动力因素测度研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 35(2): 44-63.
- Xiong X H, Xu Z Y. 2018. Research on level and mechanical machine under the guidance of new urbanization[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 35(2): 44-63. (in Chinese)
- 杨菊华. 2015. 中国流动人口的社会融入研究[J]. *中国社会科学*, (2): 61-79.

- Yang J H. 2015. Research on the assimilation of the floating population in China [J]. *Social Sciences in China*, (2): 61-79. (in Chinese)
- 周京奎, 王贵东, 黄征学. 2019. 生产率进步影响农村人力资本积累吗? ——基于微观数据的研究[J]. *经济研究*, 54(1): 100-115.
- Zhou J K, Wang G D, Huang Z X. 2019. Does productivity improvement affect rural human capital accumulation? A micro-perspective study[J]. *Economic Research Journal*, 54(1): 100-115. (in Chinese)
- 朱玲. 2013. 排除农牧民发展障碍——康藏农牧区发展政策实施状况调查[J]. *中国社会科学*, (9): 126-146.
- Zhu L. 2013. Removing the barriers to the development of farmers and herdsmen: A survey of the implementation effects of development policies in the Kham Tibetan Region[J]. *Social Sciences in China*, (9): 126-146. (in Chinese)
- Arrow K J, Debreu G. 1954. Existence of an equilibrium for a competitive economy[J]. *Econometrica*, 22(3): 265-290.
- Black D, Henderson V. 1999. A theory of urban growth [J]. *Journal of Political Economy*, 107(2): 252-284.
- Breusch T, Qian H L, Schmidt P, et al. 1999. Redundancy of moment conditions[J]. *Journal of Econometrics*, 91(1): 89-111.
- Brueckner J K. 1987. The structure of urban equilibria: A unified treatment of the muth-mills model[M]//Mills E S. *Handbook of Regional and Urban Economics*, Volume 2. Amsterdam: Elsevier, 821-845.
- Christiano L J, Motto R, Rostagno M. 2010. Financial factors in economic fluctuations [R]. Working Paper. Social Science Electronic Publishing.
- Golosov M, Hassler J, Krusell P, et al. 2014. Optimal taxes on fossil fuel in general equilibrium[J]. *Econometrica*, 82(1): 41-88.
- Hansen L P, Heaton J, Yaron A. 1996. Finite-sample properties of some alternative GMM estimators[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14(3): 262-280.
- Hicks J R. 1939. *Value and capital*[M]. Oxford: Clarendon Press.
- Iacoviello M, Neri S. 2010. Housing market spillovers: Evidence from an estimated DSGE model[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2): 125-164.
- Johansen L. 1960. *A multi-sector study of economic growth*[M]. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 284-299.
- Kleibergen F, Paap R. 2006. Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition[J]. *Journal of Econometrics*, 133(1): 97-126.
- Kydland F E, Prescott E C. 1982. Time to build and aggregate fluctuations [J]. *Econometrica*, 50(6): 1345-1370.

- Smets F, Wouters R. 2007. Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach[J]. *American Economic Review*, 97(3): 586-606.
- Stock J H, Yogo M. 2005. Testing for weak instruments in linear IV regression[M]// *Identification and Inference for Econometric Models*. Cambridge: Cambridge University Press, 80-108.

“Internet Plus Transportation Logistics” and Population Urbanization: Based on the Fusion Model of “Two New and One Heavy”

Guidong Wang Delin Yang

(School of Economics and Management, Tsinghua University)

Abstract The paper tries to research the policy of “Two New and One Heavy”, in order to facilitate mathematical and modeling treatment, the paper refined the “Two New and One Heavy” into new infrastructure with “Internet plus” as the core element, people-oriented new urbanization, old infrastructure with transportation logistics as the typical representative. In the theoretical part, through the construction of the integration of “two new and one Heavy” urbanization model, the paper analyzes how transportation logistics and “Internet plus” affect population urbanization under the framework of dynamic general equilibrium. In the empirical part, using panel data from 73 countries from 2004 to 2018 and using weighted LIML instrumental variable method to test the theoretical model of the paper. The results are as followed: Transportation logistics promote urbanization development, and “Internet plus” strengthens the positive impact of transportation and logistics on population urbanization. In addition, among the BRICS countries, China’s transport logistics rank the third in the overall promotion of urbanization development, while the Internet ranks the first in the overall promotion of urbanization development.

JEL Classification O18, P11, R11