

拉美经济

人口红利、资源依赖与 ICT 产业发展*

——基于拉美国家的经验研究

郑 猛 高元元

内容提要：在全球处于后危机时代的背景下，拉美国家的实体经济受到 2008 年国际金融危机的后续影响，并且通过国际贸易和金融渠道对信息通信技术（ICT）产业的发展产生一定程度的抑制作用。然而，由于 ICT 本身的特性以及拉美国家具有的“后发优势”，该地区的信息技术产业发展仍然保持一定活力。本文以拉美地区 ICT 产业发展现状为逻辑起点，从人口红利和资源依赖的视角对影响 ICT 产业发展的内在机理进行了剖析。研究结果表明，人口红利的提高能够有效促进 ICT 产业发展，而对自然资源产业的过度依赖使“资源诅咒”传导机制中“荷兰病”效应和“挤出”效应长期存在，最终抑制 ICT 产业发展。在考虑了核心变量内生性问题以及进行滞后效应、异常样本处理和动态面板估计等稳健性检验后，本文研究结论依然可靠。这一结论意味着未来如何维持人口红利以及摆脱对资源的过度依赖将成为拉美地区各国政府建立信息社会亟须克服的困难。

关键词：拉美国家 人口红利 资源依赖 ICT 产业发展

作者简介：郑猛，经济学博士，中国社会科学院研究生院博士后；高元元，经济学硕士，中国邮政集团公司培训中心，讲师。

中图分类号：F246 **文献标识码：**A

文章编号：1002-6649 (2016) 05-0088-17

* 本文是国家社会科学基金重大项目“中拉关系及对拉战略研究”（编号：15ZDA067）和 2016 年中国社会科学院拉丁美洲研究所创新项目“拉美产业研究”（编号：GJ052016SCX1780）资助的阶段性成果。本文所指的拉美地区，若无特别说明，均指拉美和加勒比地区，本文中统一简称为拉美地区。

一 引言与文献综述

自 20 世纪 50 年代开始,由第三次产业革命带来的信息技术革命浪潮使西方各国相继爆发了以电子通信和计算机等信息技术为核心的“信息革命”。21 世纪初,八国集团发表《全球信息社会冲绳宪章》,明确提出“信息通信技术 (ICT) 是 21 世纪社会发展的最强有力动力之一”,并具体提出了致力于缩小“数字化鸿沟”的重要举措。当前,建立“信息社会”已经成为发达国家明确关注的一个重要领域,并代表了全球发展的未来趋势。随着信息技术的创新、运用和渗透,ICT 作为最有生命力的产业之一,不仅成为科技创新的核心力量,同时在推动经济发展中发挥重要作用。它的发展对于促进产业结构升级、提高产业国际竞争力和居民生活质量至关重要。在国际金融危机爆发期间,ICT 产业表现出抑制衰退、复苏经济的强劲动力,“第四产业”特征越来越明显。

在此背景下,拉美地区的数字化议程于 1999 年首先在智利启动,随后包括了几乎所有的拉美国家^①。2000 年,拉美地区就信息和知识社会展开区域对话,发表《弗洛里亚诺波利斯宣言》,表达了推动 ICT 产业在该地区接入与使用的意愿。之后,联合国拉美经委会作为全球信息社会首脑会议 (WSIS)^② 的地区筹备委员陆续发布拉美地区的“信息社会”行动计划,如 eLAC2007、eLAC2010 和 eLAC2015^③,标志着拉美地区正式启动并纳入建立“信息社会”的全球行动。2009 年 12 月,在遭受了 2008 年全球金融危机的巨大冲击之后,拉美经委会召开了专门会议讨论确定未来信息社会的首要目标,并再次把技术创新和信息技术作为后危机时期拉动该地区经济增长、推进国际合作的优先选择。2010 年 5 月,第五届欧拉峰会在西班牙举行,发展信息和通信技术

① Juan M. Gallego and Luis H. Gutierrez, “ICTs in Latin American and the Caribbean Firms: Stylized Facts, Programs and Policies”, in *Proceedings of the 9th CPRLatam Conference*, Cancun, July 13–14th, 2015, p. 38.

② 全球信息社会首脑会议 (WSIS) 是联合国举办的就信息社会问题进行广泛讨论的各国领导人最高级别的会议,该会议广泛接纳利益相关方的参与,包括国际组织、非政府组织、民间团体和私营部门等。首次 WSIS 分两个阶段召开,即 2003 年的日内瓦阶段会议和 2005 年的突尼斯阶段会议,并形成了《日内瓦宣言》以及《突尼斯承诺》等成果文件。2006 年起,每年于 5 月 17 日国际电信日前后举办 WSIS 论坛,迄今为止已经举办了近 10 届高峰论坛,将信息通信技术提到了前所未有的高度,并对建设信息社会基本问题达成了初步共识。

③ ECLAC, “The New Digital Revolution: From the Consumer Internet to the Industrial Internet”, for presentation to the Fifth Ministerial Conference on the Information Society in Latin America and the Caribbean, August 5–7 in Mexico City, 2015.

产业是其中的重要议题,表明拉美地区信息技术产业的趋势以及状态已经成为其迈入“数字时代”的首要关切。因此,怎样因势利导积极利用国际市场上全球价值链重构的机会,发展当地的信息技术产业,营造“信息社会”构建的基本市场环境,是拉美地区近期应当积极探讨的重要领域。

针对 ICT 产业发展的相关研究一直是国内外学者关注的热点问题。早期国内外学者聚焦于 ICT 产业发展对经济增长的影响,研究发现,随着信息革命的到来,ICT 作为一种普适性技术被应用于许多其他产业,很大程度上提高了产出效率,是 21 世纪以来推动经济增长的关键因素。^① 有学者通过从两个方面考察 ICT 的经济增长效应发现:对 ICT 生产部门而言,ICT 产品产出的大规模增加可以直接促进经济总产出的增长,而 ICT 生产部门自身生产率的提高会带动全要素生产率(TFP)的提升,从而推动经济增长;对 ICT 使用部门而言,ICT 产品在使用过程中必然会产生潜在的溢出效应,这种溢出效应能够间接促进非 ICT 部门的生产效率,进而拉动经济增长。^② 还有研究发现,随着全球信息化时代的到来,ICT 产业发展为知识溢出推动创新创造了便利条件,使知识在更大范围内发挥作用,许多传统产业和新兴产业都利用 ICT 有效地提高了生产效率;同时,ICT 的发展促进了区域内协同效应的产生,知识在推动区域创新水平的进程中发挥更加重要的作用。^③

然而,研究 ICT 产业发展水平影响因素的相关文献相对较少。有研究从地理空间因素的角度对 ICT 产业的集聚发展情况进行了分析,提出可以通过提高市场集中度和规模经济以及劳动生产力水平来促进 ICT 产业实现有效竞争。^④ 有学者研究发

① D. W. Jorgenson and K. J. Stiroh, “Raising the Speed Limit: U. S. Economic Growth”, in *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 2000, pp. 125 – 235; N. Oulton, “ICT and Productivity Growth in the United Kingdom”, in *Social Science Electronic Publishing*, No. 3, 2001, p. 140; D. W. Jorgenson, et al., “Industry Origins of the American Productivity Resurgence”, in *Interdisciplinary Information Sciences*, No. 3, 2007, pp. 229 – 252; 黄建锋、陈宪:《信息通讯技术对服务贸易发展的促进作用——基于贸易引力模型的经验研究》,载《世界经济研究》,2005 年第 11 期;孙琳琳、郑海涛、任若恩:《信息化对中国经济增长的贡献:行业面板数据的经验证据》,载《世界经济》,2012 年第 2 期,第 3 – 25 页;刘海二:《信息通讯技术、金融包容与经济增长》,载《金融论坛》,2014 年第 8 期,第 65 – 73 页。

② L. Becchetti and S. D. Giacomo, “The Unequalizing Effects of ICT on Economic Growth”, in *Metroeconomica*, No. 1, 2007, pp. 155 – 194; E. Vourvachaki, “Information and Communication Technologies in a Multi-sector Endogenous Growth Model”, in *CERGE-EI Working Paper*, No. 386, 2009.

③ 毕晶、郑猛:《ICT 产业发展及其影响因素研究——以拉美 33 国为例》,载《国际经济合作》,2016 年第 3 期,第 52 页。

④ 王洪海:《世界 ICT 产业及集群发展研究》,上海:华东师范大学硕士学位论文,2005 年;黄宇驰、徐金发:《ICT 产业进入退出的决定因素分析》,载《东南大学学报》(哲学社会科学版),2007 年第 3 期,第 40 – 43 页。

现, 2008 年金融危机后数量边际和价格边际都是拉动中国 ICT 产业出口的主要力量, 中国 ICT 产业正在从低质低价的“数量拉动”向高质高价的“价格拉动”转变, 数量增长与价格提升并重。^① 有学者研究认为技术创新因素对 ICT 产业国际竞争力的正向影响作用最大, 而企业数量、外商直接投资对中国 ICT 产业的国际竞争力起到不同程度的负向作用。^②

本文以 2000—2014 年拉美地区 33 国为研究对象, 通过分析人口红利(取决于人口结构, 用劳动力人口占总人口的比重来衡量)、资源依赖等因素对 ICT 产业发展的影响, 一方面为促进拉美地区 ICT 产业发展, 推动数字化进程提供理论依据, 另一方面也对拉美地区缓解经济社会中产生的人口结构、资源依赖等问题具有现实意义。本文可能存在的贡献主要包括以下三点。(1) 研究对象选取。国内外既有研究主要以发达国家或中国等发展中国家为主要研究对象, 而对包含拉美国家在内的新兴经济体则鲜有研究。本文选取 2000—2014 年拉美 33 国为研究样本, 对影响其 ICT 产业发展的影响因素进行分析, 此举对同为发展中国家的中国同样具有借鉴意义。(2) 研究视角。拉美地区劳动人口充裕, 同时作为资源型经济的典型代表, “资源诅咒”现象显著存在。鉴于此, 本文重点研究人口结构转变和资源依赖对拉美国家 ICT 产业发展的影响, 这对拉美经济稳定持续发展具有直接的现实意义。(3) 研究方法。既有研究大都是经验数据推断, 本文则运用更加规范的实证分析, 不仅考虑并处理了其内生性问题, 而且还通过构建动态模型等方法进行了稳健性检验, 使研究层次更加深入, 结论更加可靠。

本文其余部分内容安排如下: 第二部分阐述拉美地区 ICT 产业发展现状; 第三部分是计量模型、指标选取及描述性分析; 第四部分是实证结果的分析及内生性、稳健性检验; 第五部分是本文主要结论。

二 拉美 ICT 产业的发展现状

拉美国家在 20 世纪 50 年代末就已建立信息产业, 但各国政府对信息产业重视不足, 因此发展缓慢。进入 80 年代, 伴随全球信息科学技术的迅猛发

^① 刘瑶、丁妍:《中国 ICT 产品的出口增长是否实现了以质取胜——基于三元分解及引力模型的实证研究》, 载《中国工业经济》, 2015 年第 1 期, 第 52—64 页。

^② 李海超、范诗婕:《基于协整分析的我国 ICT 产业国际竞争力影响因素实证研究》, 载《科技管理研究》, 2015 年第 7 期, 第 109—113 页。

展,拉美各国政府开始意识到发展本国信息技术产业的重要性,于是纷纷采取各种措施发展本国的信息产业。拉美各国先后成立了信息学方面的特殊权力机构以促进信息产业的发展,如阿根廷信息学和发展秘书处、巴西信息学特别秘书处,以及墨西哥统计学、地理学和信息学国家研究院等。这些信息学组织的主要任务是在相关部门领导下协助制定信息产业政策,协调信息技术政策在各个不同领域中的贯彻和实施。^①大体上,拉美各国的信息产业发展战略分为两种类型,即总体性的信息产业发展战略和特定方面的发展战略,前者以阿根廷和巴西为代表,后者则以墨西哥为典型。在进入20世纪90年代之后,拉美国家更是开始作为整体关注信息化建设和信息社会的一体化构建,由此,拉美地区的信息产业获得更加高效和全面的发展。

拉美国家ICT产业发展正呈现出快速、良好的发展态势。国际电信联盟(ITU)把ICT接入设备分成收音机、电视机、固定电话、移动电话、个人计算机和互联网6类,其中后4类被视为ICT发展的新接入设备,代表ICT发展的方向和更高阶段。当前,拉美地区的ICT应用与接入已具备一定的规模,主要拉美国家的ICT部门呈高速发展态势,特别是固定电话、移动电话用户、宽带用户以及互联网用户市场(见图1)。其中,固定电话用户增长趋势缓中有升,但整体水平相对较低,这主要是由于移动电话在拉美地区的广泛普及与应用;除古巴移动电话用户较少外,拉美主要国家每100人移动电话拥有量高达80部以上,而阿根廷、巴西、智利、哥伦比亚和秘鲁甚至已超过人均1部的水平;宽带和互联网用户在进入21世纪后也急剧增长。

从ICT基础设施来看,当前拉美信息技术发展迅速,特别是2005年之后进入了高速增长期。根据世界银行数据,拉美地区拥有电视以及计算机的家庭占比均与世界水平相距不远,宽带用户占比也接近世界平均水平。2005—2012年,全世界拥有电视的家庭占92%,拉美地区为87%;2013年,世界拥有计算机的家庭占42.2%,拉美地区为39.6%;使用互联网的个人占世界总人口的38%,拉美地区为43.9%。固定宽带方面,2010年以来拉美绝大多数国家的宽带下载速度获得大幅提高,平均下载速度为7.3Mbps(发达国家这一速度达到32.2Mbps),乌拉圭的平均下载速度于2014年达到22.6Mbps,位居地区首位。世界范围看,每自然月内固定宽带用户的平均支出为22美元,拉

① 陈才兴:《80年代拉美国家信息业的发展》,载《国外社会科学情况》,1990年第2期,第44—47页。

美地区每户每月的宽带使用费平均为 21 美元。^①

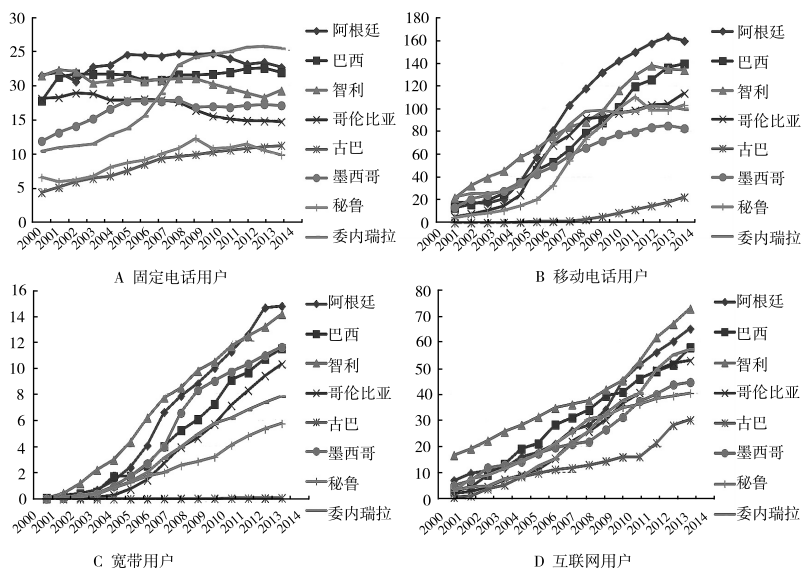


图 1 2000—2014 年拉美主要国家 ICT 产业发展趋势（每 100 人）

资料来源：国际电信联盟（ITU）数据库。

与此同时，得益于移动设备的多样性、可获得性以及移动网络不断增长的覆盖率，拉美地区的移动宽带使用比固定宽带更为广泛。2013 年，相对于固定宽带 9% 的接入率，拉美地区移动宽带接入率为 30%。同时，宽带的使用费率大幅降低，用于支付该项服务的收入比例从 2010 年的 17.8% 下降至 2014 年的 3.8%。大部分拉美国家的移动宽带使用费率保持在 1.5% ~ 5%，其中阿根廷、智利、哥斯达黎加和乌拉圭为 2%。接入互联网的智能手机使用量不断增加，使用手机登录互联网的用户由 2013 年的 5.2% 增至 2014 年的 12%，同期使用个人电脑上网的人数占比则由 92.8% 降至 85.1%。目前，拉美已经成为全球第三大智能手机入网的地区，2010—2013 年期间年均增长率为 77%。拉美地区最大的 3G 网络是在巴西，覆盖了本国约 92% 的人口。巴西作为世界第五大智能手机市场，同时也是 4G 网络的领先者。^②

①② 世界银行数据库。http://wdi.worldbank.org/table/5.12. [2016-05-20]

三 计量模型、指标选取及描述性分析

下面构建计量模型并选取人口红利和资源依赖两个核心变量及相关控制变量，考察拉美国家 ICT 产业发展的影响因素。

(一) 计量模型

本文的研究重点是考察人口结构转变和资源依赖对拉美地区各国 ICT 产业发展的影响，为此构建如下计量模型：

$$ICT_{it} = \alpha + \beta_1 POP_{it} + \beta_2 NRR_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 表示地区， t 表示年份， ICT 表示 ICT 产业出口水平，衡量 ICT 产业发展水平。 POP 表示人口年龄结构水平， NRR 表示资源依赖程度， φ 表示非观测的个体固定效应， ε 表示随机误差项。为了得到更有说服力的估计结果，在上述模型的基础上加入影响各国 ICT 产业发展的其他重要因素变量，主要包括经济规模（GDP）、城市化水平（URBAN）、对外开放水平（FDI）、高科技出口占制成品出口比重（HT）、社会保障水平（PHCS 和 LnHCSPC）以及区域一体化水平（ $X_j = 1 \sim 6$ ），最终计量模型为：

$$ICT_{it} = \alpha + \beta_1 POP_{it} + \beta_2 NRR_{it} + \gamma_1 GDP_{it} + \gamma_2 URBAN_{it} + \gamma_3 FDI_{it} + \gamma_4 HT_{it} + \gamma_5 PHCS_{it} + \gamma_6 LnHCSPC_{it} + \sum_{j=1}^6 \eta_j X_j + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(二) 指标选取及度量

本文涉及的所有自变量包括核心变量和控制变量两种，数据来源均为世界银行数据库和美洲国家组织对外贸易信息系统（SICE），时间跨度为 2000—2014 年。核心变量包括人口红利和资源依赖两个指标，控制变量包括经济增长水平、城市化水平、对外开放水平、相关产业发展水平、社会保障水平和区域一体化 6 个指标。

1. 核心变量

人口红利。人的创造力（知识要素）被认为是 ICT 产业生产者参与竞争的根本要素。人口结构变迁趋势牵涉到经济和社会发展的诸多问题，这是世界各国都已面临或即将面临的问题。“人口红利”主要取决于一国或地区人口中劳动力人口占总人口的比重。老龄人口由于精力和认知能力下降、知识结构陈旧及创新激励不足而缺乏创新能力；未成年人口正处于知识和技能的学习、吸收及转化为自我人力资本的阶段，并不能对现阶段产业创新产生显著

影响。因此，ICT 产业作为与科技创新密切相关的典型创新型产业，要保持并不断提高自身创新力，就必须保证足够数量且具有先进前沿专业知识的年轻劳动力作为创新主体，为 ICT 产业的发展提供有效的驱动力。本文选取 15 ~ 64 岁劳动人口占总人口的比重来衡量人口红利，预期该项的符号为正。

资源依赖。拉美各国作为典型的资源型经济体，是经济学家研究“资源诅咒”命题最为青睐的对象，其中最重要的两项传导机制是“荷兰病”效应和“挤出”效应。拉美 ICT 产业发展所需要的劳动、资本等要素势必会因为其主导产业——自然资源型产业的需要而不断流向初级资源型产业。除对要素流动的影响以外，以资源型经济为主导的拉美各国，由于其资源型产业基本都属于初级上游产业，对资本、劳动等要素无需较高的技术水平，这也导致各国政府容易忽视对教育、科技等领域的公共支出，最终产生“资源诅咒”的“挤出”效应。^① 因此，本文选取拉美各国资源租金总额占 GDP 比重来衡量资源依赖程度，表征一个国家自然资源产业在整个国民经济中的地位，预期该项的符号为负。

2. 控制变量

经济增长水平。经济增长水平对一国各产业的发展都会产生一定的影响。美国、日本、韩国、新加坡、德国等经济增速最快的几个经济体，无一例外都是 ICT 产业发展相对领先的典型，主要表现在 ICT 产业出口水平不断提高，经济增长与 ICT 产业发展之间的相互作用关系由此可见一斑；同时，经济增长水平对产业研发和生产投入水平有一定影响，这种影响会进一步传导为对 ICT 产业增长的影响。本文选取 GDP 增长率来衡量经济增长水平^②，预期该项的符号为正。

城市化水平。城市化率主要表现在城市人口占总人口的比重。农村绝大多数产业都集中于第一产业，而城市则主要是要素的高度聚集地区，劳动生产率处于较高水平。ICT 产业作为典型的创新型产业，城市人口的增加能够在一定程度上为其提供充足的劳动力供给，因此 ICT 产业发展水平将受制于城市化率水平。本文选取城市人口占总人口的比重来衡量城市化率，预期该项的符号为正。

对外开放水平。随着经济全球化的不断推动，国际资本流动障碍日渐削

^① 苏文：《政府转型——中国资源型城市经济转型之路》，载《北京联合大学学报》（人文社会科学版），2009 年第 4 期，第 90—94 页。

^② GDP 增长率基于本币不变价计算，总额计算基于 2005 年美元不变价。

弱，一国或地区内的产业发展与对外开放水平间的关系变得越来越紧密，ICT 产业更不例外。创新型产业的发展离不开技术进步，而技术进步的实现形式主要包括自主创新和来自发达经济体的技术外溢。对于拉美国家而言，由于其经济发展水平相对落后，自主创新能力相对不足，现阶段技术进步基本依赖于国外发达经济。因此，本文选取拉美各国 GDP 中外国直接投资的占比来衡量其对外开放程度，预期该项的符号为正。

相关产业发展水平。以航空航天、计算机、医药、科学仪器、电气设备、机械等产品为代表的高科技产业具有高研发强度，上述产品在制造业产品出口中占比的大小在一定程度上反映 ICT 产业的发展，同时高科技产业发展也能够提高 ICT 产业竞争力，促进 ICT 产业发展。本文选取高科技出口占制成品出口的比重来衡量高科技产业的发展水平，预期该项的符号为正。

社会保障水平。公共卫生支出是社会保障中的重要项目，且与社会人力资本直接相关。一般而言，公共卫生支出强度越大，其医疗卫生服务的覆盖面就越广，这使劳动者将其收入应用于教育、培训等领域的可能性增大，进而提高整体社会的人力资本水平。随着总体人力资本水平的提高，ICT 产业的发展势必会因此受益。同时，随着劳动人口越来越注重其自身健康问题，人力资本中的健康资本变得更加重要，用于疾病预防、营养项目等支出的水平直接关系到个人健康资本的提升，而健康的劳动者更具创新能力。因此，本文选取公共卫生支出占医疗总支出的百分比以及人均医疗卫生支出（现价美元，取对数）分别来衡量公共卫生支出水平和个人健康资本水平，预期该两项的符号为正。

区域一体化。拉美地区各类一体化组织众多，先后成立了中美洲共同市场（CACM，1960 年）、安第斯共同体（AC，1969 年）、加勒比共同体（CARICOM，1973 年）、南方共同市场（MERCOSUR，1991 年）、美洲玻利瓦尔联盟（ALBA，2004 年）、太平洋联盟（PA，2012 年）等一系列不同类型的区域组织。这些组织试图通过加强拉美国家之间及与区域外国家或组织的经贸往来，促进拉美地区经济一体化进程。鉴于此，本文认为若一国加入某一地区组织将会对其 ICT 产业的发展起到重要作用，故引入 6 个区域一体化虚拟变量对各国参与一体化组织加以控制，若是某一区域成员则取值为 1，不是则取 0。6 个变量分别记为 CACM（0，1）、AC（0，1）、CARICOM（0，1）、MERCOSUR（0，1）、ALBA（0，1）、PA（0，1）。

（三）描述性分析

表 1 描述了主要变量定义及其统计特征。为直观起见，图 2 描绘了人口

红利和资源依赖与 ICT 产业出口之间关系的二维散点图以及回归的拟合趋势线。从图 2 中可以发现，人口结构转变与 ICT 产业出口之间存在正相关关系，而资源依赖与 ICT 产业出口之间则呈现负相关关系，这为后文的具体实证检验提供了初步的经验判断。

表 1 主要变量定义及统计特征 (单位: 现价美元, %)

变量	定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值	预期符号
ICT	ICT 产品出口占产品出口总量比重	355	2.530	5.880	1.59e-06	30.29	
POP	15~64 岁劳动人口占总人口比重	355	63.10	3.760	53.10	71.22	+
NRR	资源租金总额占 GDP 比重	355	8.486	11.09	0.0171	68.56	-
GDP	GDP 年增长率	355	3.396	3.742	-15.26	18.29	+
URBAN	城市人口占总人口比重	355	62.68	20.70	9.092	95.15	+
FDI	各国 GDP 中外国直接投资占比	355	1.035	5.028	-0.166	40.42	+
HT	高科技出口占制成品出口比重	355	7.537	8.915	1.90e-05	51.71	+
PHCS	公共卫生支出占医疗总支出比重	355	54.45	13.53	26.92	84.74	+
LNHCSPC	人均医疗卫生支出	355	5.662	0.812	3.911	7.451	+

资料来源：作者根据世界银行数据库和美洲国家组织对外贸易信息系统（SICE）数据计算。

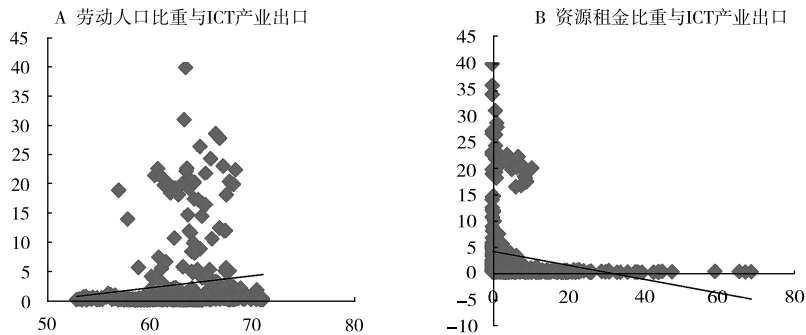


图 2 人口红利和资源依赖与 ICT 产业出口之间的关系

资料来源：作者根据世界银行数据库和美洲国家组织对外贸易信息系统（SICE）数据计算并绘制。

四 计量结果及分析

对于上述计量模型所得结果的准确性和有效性，还需要严格的计量分析及检验。

（一）初步结果分析

面板数据的估计方法有混合最小二乘回归、固定效应模型（FE）、随机效应模型（RE）等，但使用哪种估计方法须通过事先的设定检验来确定。本文通过面板设定的 F 检验结果对混合最小二乘回归和固定效应模型进行筛选，通过 Breusch-Pagan LM 检验选择混合最小二乘回归或者随机效应模型。需要特别指出的是，对于固定效应模型和随机效应模型的选择，一般通过传统 Hausman 检验来确定，但传统 Hausman 检验要求随机效应模型是完全有效估计量的前提，对于这一前提条件本文并不能保证，因此检验结果可能存在误差，所以采用 Bootstrap 执行稳健型 Hausman 检验，这一方法能够在上述前提不满足的情况下执行。^① 作为对照，本文对随机效应模型也进行了最大似然估计（MLE）。由于面板数据往往存在异方差问题，故在进行回归时都通过 White 异方差修正使回归结果更稳健，具体回归结果见表 2 前 4 列。

表 2 前 4 列分别显示了混合最小二乘回归、固定效应模型以及随机效应模型的估计结果。通过对各检验结果进行具体分析得出：（1）F 统计量为 28.88，拒绝个体效应不显著的原假设，故认为固定效应模型结果更有效；（2）通过稳健型 Hausman 检验结果为 8.18，可以接受固定效应模型和随机效应模型估计系数没有显著差异的原假设，故选择随机效应模型；（3）进一步通过 Breusch-Pagan LM 检验结果可以拒绝误差项独立同分布假设，即混合效应更合适，同时似然比检验（Likelihood-ratio test）的结果也强烈拒绝“不存在个体随机效应”，即随机效应更合适。综上所述，本文选择随机效应模型估计。

^① A. Colin Cameron and Pravin K. Trivedi, *Microeconometrics Using Stata*, College Station, T. X. : Stata Press, 2009, p. 430.

表 2 实证结果

	初步回归				IV 回归	稳健性检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Pool	FE	RE_GLS	RE_MLE	2SLS	LIML	剔除异常值	滞后一阶	动态面板
POP	0.161 *** (0.058)	0.290 *** (0.090)	0.199 ** (0.090)	0.203 ** (0.092)	0.109 *** (0.034)	0.110 *** (0.034)	0.044 *** (0.011)	0.029 *** (0.086)	0.038 ** (0.016)
NRR	-0.062 *** (0.017)	-0.019 * (0.011)	-0.032 ** (0.013)	-0.032 ** (0.012)	-0.042 ** (0.019)	-0.043 ** (0.020)	-0.057 *** (0.094)	-0.049 *** (0.020)	-0.031 *** (0.008)
GDP	0.129 ** (0.051)	0.071 * (0.038)	0.0669 * (0.038)	0.066 ** (0.027)	0.108 ** (0.054)	0.110 ** (0.055)	0.057 ** (0.033)	0.165 ** (0.067)	0.024 * (0.012)
URBAN	-0.022 *** (0.008)	-0.246 *** (0.062)	-0.295 *** (0.025)	-0.073 * (0.039)	-0.019 ** (0.008)	-0.020 ** (0.009)	-0.028 *** (0.005)	-0.026 *** (0.009)	-0.013 *** (0.003)
FDI	0.499 *** (0.044)	0.0831 *** (0.014)	0.174 *** (0.024)	0.116 ** (0.047)	0.510 *** (0.046)	0.511 *** (0.045)	0.509 *** (0.050)	0.491 *** (0.047)	0.139 *** (0.006)
HT	0.401 *** (0.043)	0.088 * (0.046)	0.162 * (0.088)	0.117 *** (0.027)	0.430 *** (0.040)	0.431 *** (0.041)	0.125 *** (0.049)	0.453 *** (0.038)	0.106 *** (0.007)
PCHC	0.024 * (0.0128)	0.004 (0.0131)	-0.005 (0.020)	-0.010 (0.020)	0.033 * (0.017)	0.034 * (0.017)	0.003 (0.007)	0.046 ** (0.018)	0.009 * (0.005)
LNHCSPC	-0.119 (0.266)	-0.454 (0.287)	-0.448 (0.315)	-0.477 (0.339)	-0.176 (0.395)	-0.177 (0.394)	-0.486 *** (0.102)	0.079 (0.418)	0.065 (0.090)
1. ICT									0.725 *** (0.011)
常数项	-10.38 *** (2.810)	1.178 (4.254)	-6.750 * (3.891)	-3.656 (4.666)	-7.777 ** (3.168)	-7.778 ** (3.169)	-0.887 (0.900)	-4.758 (2.899)	-2.895 ** (1.111)
一体化效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
面板 F 统计值		28.88 [0.000]							
稳健型 HAUSMAN 检验		8.18 [0.916]							
Likelihood - ratio 检验				271.82 [0.000]					
Breusch and Pagan LM test			391.72 [0.000]						

D - W - H 内生性检验					12. 563 [0. 009]		13. 155 [0. 005]		
Kleibergen - Paaprk LM statistic					62. 443 [0. 000]		16. 164 [0. 000]	54. 021 [0. 000]	
Cragg - Donald Wald F statistic					184. 518 [7. 03]		147. 020 [7. 03]	156. 082 [7. 03]	
Kleibergen - Paaprk Wald F statistic					236. 018 [7. 03]		32. 490 [7. 03]	224. 669 [7. 03]	
Arellano - Bond test for AR (1)									-1. 82 (0. 069)
Arellano - Bond test for AR (2)									0. 95 (0. 341)
R^2	0. 754	0. 129	0. 6953		0. 769	0. 770	0. 483	0. 811	
N	355	355	355	355	287	287	320	253	314

注：（）内数值为回归系数的异方差稳健标准误；[] 中数值为相应检验统计量的 p 值；{ } 中数值为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平；面板设定 F 检验原假设为个体效应不显著；Breusch-Pagan LM 检验的原假设为误差项独立同分布，即应选择混合效应模型，当拒绝原假设时，即应该选择随机效应模型；Likelihood-ratio test 原假设是不存在个体随机效应，拒绝则表示应选择随机效应模型；Breusch-Pagan LM 检验的原假设为误差项独立同分布，即混合效应更合适，当拒绝原假设时，说明存在随机效应；稳健型 Hausman 检验原假设为 FE 和 RE 估计系数没有显著差异，其中设定 Bootstrap 的次数为 500，Seed 取值 135（设定 Seed 数值的作用在于使每次得到的标准差都相同，其不同取值不会导致实质性影响）；Kleibergen-Paaprk LM 检验的原假设为工具变量识别不足；Cragg - Donald Wald F statistic 和 Kleibergen - Paaprk Wald F 检验的原假设为工具变量弱识别；Arellano-Bond AR 检验原假设为模型不存在自相关。

资料来源：作者计算。

通过表 2 第 3 列回归结果可以看出，各影响变量的系数符号基本与预期一致。在两个核心变量中，人口结构的系数为 0. 199，并在 5% 水平下显著，当劳动年龄人口占比每增加 1 单位，拉美国家 ICT 产业将随之增长 0. 199 个单位，即人口结构对 ICT 产业起到积极促进作用。以资源租金总额占 GDP 比重为衡量指标的资源依赖系数为 -0. 032，并且通过了 5% 的显著性水平检验，说明拉美国家对资源型产业的依赖对 ICT 产业产生了挤出作用，“荷兰病”效应明显存在，即当资源租金总额占 GDP 比重每增长 1 个百分点，将导致拉美国家 ICT 产业比重减少 0. 032 个百分点。上述结论与图 2、图 3 显示的关系是一致的。

在控制变量中，经济增长水平、对外开放程度以及高科技产业发展对拉美国家 ICT 产业均具有正向作用，这与预期是相符的（尽管 LNHCSPC 系数不

显著)。需要强调的是,在所有变量中唯有城市化水平的估计符号与预期相反,其系数为 -0.295 ,并在 1% 水平下显著,其中的原因值得深思。一般情况下随着城市人口比重的增加,ICT 产业的发展会随之有所增长。从拉美城市化进程和特点来看,尽管拉美国家的城市化水平普遍较高,但过度城市化导致的社会分层固化、就业结构扭曲(非正规就业)以及收入分配恶化等也相当严重。这解释了城市化水平变量为负的原因。

(二) 内生性的处理及工具变量两阶段最小二乘法(2SLS)估计

考虑到上文的估计模型可能存在无法处理的遗漏变量问题,以及本文核心变量即人口结构和资源租金可能存在内生性,这将导致估计结果有偏或非一致。为了降低偏误,需对内生性问题进行控制,解决内生性问题的有效方法就是选择工具变量。

一个有效的工具变量需要满足两个条件:与模型残差项无关并与内生变量高度相关。因此,一方面,我们认为人口结构转变的主要原因在于一个国家生育水平的高低,生育水平高会导致劳动年龄人口占比降低,反之则升高,即人口结构与生育水平间应呈现此消彼长的关系。衡量生育水平最常用的指标之一是总和生育率(TFR),该指标是指一个国家或地区的妇女在育龄期间平均生育的子女数。通过计算简单相关系数发现,人口结构与总和生育率的相关系数为 -0.893 ,并在 1% 水平下显著,这说明所选取的工具变量与内生变量的相关性是满足的。另一方面,对于资源租金占比这一指标,我们选取其滞后项作为工具变量,这一方法已被广泛应用于选取工具变量的研究。相比于滞后一阶而言,我们认为滞后二阶可能更为合适,其原因在于滞后一阶的资源租金占比可能对当期 ICT 产业出口产生影响,即上年资源租金占比高很可能导致拉美国家政府进一步强化资源型产业,从而忽视 ICT 产业的发展。通过计算当年资源租金占比与滞后两年水平的相关系数可以看出,两者相关系数为 0.914 ,并在 1% 水平下显著,因此工具变量的选择是合理的。为保证精确性,本文也将对工具变量的合理性在后面进行进一步检验。

表 2 第 5 列报告了工具变量 2SLS 的回归结果。我们采取不同统计检验对工具变量的有效性进行检验。首先,Durbin-Wu-Hausman(D-W-H)内生性检验的原假设是“回归元是外生的”,若拒绝原假设则说明“回归元是内生的”。D-W-H 内生性检验结果为 12.563 ,显著拒绝原假设,这表明人口结构和资源租金占比存在明显的内生性。其次,Kleibergen-Paap LM 统计量为 62.443 ,结果在 1% 显著性水平上拒绝“工具变量识别不足”的原假设。最

后, Cragg-Donald Wald F 统计量和 Kleibergen-Paaprk Wald F 统计量均大于 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值 7.03, 故可拒绝工具变量弱识别的原假设, 这进一步说明工具变量与内生变量之间具有较强的相关性。综上所述, 模型设定是合理的。

在对工具变量及模型设定进行合理性检验的基础上, 进一步对回归结果进行分析。相比于基准回归, 在采用工具变量有效控制内生性问题后, 人口结构转变对 ICT 产业出口的估计系数降低为 0.109, 而资源租金占比的估计系数则变为 -0.042, 并均通过了显著性检验, 这充分说明内生性问题使基准回归结果产生了偏倚, 不仅高估了人口结构对拉美国家 ICT 产业出口的促进作用, 还低估了资源依赖对拉美国家 ICT 产业出口的阻碍作用。上述结果进一步印证了图 2、图 3 的结论。从控制变量来看, 经济增长水平、对外开放水平及高科技产业发展对拉美国家 ICT 产业出口仍然起到促进作用; 社会保障水平中公共卫生支出占医疗总支出比重的系数为 0.033, 并通过了 10% 显著性检验, 这说明公共卫生支出水平的提高对拉美国家 ICT 产业出口也能起到促进作用; 城市化水平对拉美国家 ICT 产业出口的阻碍作用仍然存在。

(三) 稳健性检验

为了能够使本文结论更加准确和可靠, 我们针对 2SLS 估计结果从以下四个方面进行稳健性检验。

第一, 采用有限信息极大似然估计法 (LIML) 估计。从上文结论我们可以认为模型选择和估计结果是合理的, 但如果存在工具变量弱识别的问题, 将导致随着弱工具变量的增大而带来回归结果“显著性水平扭曲”, 进而导致 2SLS 回归结果有偏。^① 我们之前的检验可以认为不存在弱工具变量, 但为保证结果的稳健性, 有必要使用对弱工具变量更不敏感的 LIML 估计, 结果显示在表 2 第 6 列。通过与基准模型估计的结果进行比较可以发现, 关键变量的系数大小和显著性变化并不明显, 控制变量也没有发生太大改变, 由此可以认为之前采用 2SLS 回归得到的结果基本没有受到潜在弱相关的影响, 估计结果是稳健的。

第二, 剔除异常值。拉美各国 ICT 产业发展水平表现出明显的不平衡性, 其中最低接近于 0, 而最高则高达 30% 以上 (见表 1)。从图 2、图 3 的散点分布来看, 我们担心部分异常点的存在会对估计结果产生影响。为了检验本文结

① 陈强主编:《高级计量经济学及 Stata 应用》, 北京: 高等教育出版社, 2010 年, 第 141 页。

论是否受异常样本点的影响，我们首先计算出 ICT 产业出口比重的 5% 和 95% 分位数值，并把样本中低于 5% 分位数和高于 95% 分位数的样本剔除，最终得到 320 个样本，回归结果见表 2 第 7 列。回归结果表明，人口结构和资源租金的估计系数没有发生实质性变化，同时各检验统计量也显示工具变量的选取是合理的，因此本文结论并没有受到异常样本的影响，回归结果是稳健的。

第三，考虑滞后效应。考虑到人口结构的转变和资源租金的依赖及其他控制变量对 ICT 产业出口的影响可能存在时滞效应，故我们将原模型中各影响变量的当期项替换为各自的滞后一阶项并采用 2SLS 进行回归，这样处理的优势还在于能够有效地降低其他解释变量可能存在的内生性问题而带来的估计偏差。表 2 第 8 列显示，人口结构和资源租金两个核心变量对 ICT 产业的影响没有发生改变，并且均在 1% 水平下显著，同时各控制变量估计系数和显著性相比于基准结果而言也没有发生明显变化，各检验统计量也显示工具变量的选取是合理的。因此本文结果是稳健的。

第四，动态面板回归。ICT 产业出口的变化具有一定程度的持续性特征，即过去出口水平的变化可能会影响当期出口水平。基于此，我们在基准回归模型内引入 ICT 产业出口的一阶滞后项，其原因在于：其一，有必要捕捉这一动态变化的特征；其二，滞后项的引入可降低模型设定偏误。为了消除滞后项带来的内生性问题，我们采取两步系统 GMM 方法进行估计，最终结果见表 2 第 9 列。按照 Bond 等学者的研究，当滞后因变量 GMM 估计系数介于混合 OLS 和固定效应估计系数之间时，GMM 估计是有效的。^① 在本文中，因变量滞后项 1. ICT 的估计系数为 0.725，介于混合 OLS 估计值（0.742）和固定效应估计值（0.25）之间，故进行系统 GMM 估计是有效的。进一步看，残差序列相关的检验表明，Arellano-Bond test for AR（1）结果为 -1.82，差分后残差只存在一阶序列相关；Arellano-Bond test for AR（2）结果为 0.95，即二阶差分不存在序列相关，模型设定的误差项不存在序列相关。最后，从核心变量的估计结果来看，人口结构和资源租金的系数符号及显著性没有发生改变，其他控制变量的系数也与基准 2SLS 回归结果一致。故本文的结果是稳健的。

^① S. R. Bond, et al., “GMM Estimation of Empirical Growth Models”, in *Economics Papers*, No. 1, 2001, pp. 99 – 115.

五 结论

ICT产业作为开放经济中一个复杂多元的经济组织体,其发展受众多因素的共同影响,有来自产业内部的基本要素,也有来自产业外部的因素,这些因素与产业内动力主体相互联系、相互促进,形成ICT产业的动力机制。本文以2000—2014年拉美地区33个国家为样本,在控制了经济增长水平、城市化水平、对外开放程度、社会保障水平以及区域一体化等影响因子的基础上,着重探讨了人口结构和资源依赖对ICT产业发展的内在影响机制。研究得出如下结论。第一,拉美丰富的劳动力资源能够在一定程度上弥补ICT产业发展初期资本缺乏的劣势,形成以劳动密集型的电子信息制造业为主的ICT产业主体,有效提高ICT产业出口,进而促进ICT产业发展,可见“人口红利”在拉美地区的影响十分明显。第二,拉美地区对自然资源的过度依赖将对ICT产业发展产生显著的阻碍作用,主要表现为使生产要素不断从高端创新生产领域向初级资源型产业转移,并且使得各国政府容易忽视对教育、科技等领域的公共支出,使拉美地区“资源诅咒”中“荷兰病”效应和“挤出”效应长期存在。因此,拉美地区作为资源型经济的典型代表,如何将资源优势转化为经济优势,变“诅咒”为“福音”是未来政府亟需解决的难题。此外,拉美地区ICT产业可能伴随经济增长水平、对外开放程度以及高新科技产业发展水平的提高而快速发展;而拉美地区过度城市化问题带来的社会分层、就业结构(非正规就业、收入分配不公)问题也相当严重^①,最终导致城市化水平对ICT产业发展起到抑制作用;社会保障水平的提高对ICT产业发展的影响并不显著。

(责任编辑 黄念)

^① 参见郑秉文主编:《拉丁美洲城市化:经验与教训》,北京:当代世界出版社,2011年。