

【城市经济与人口迁移】

# 城市的企业家精神： 城市规模影响创业的经验研究

陈 刚

【摘 要】城市规模扩大的集聚经济效应降低了潜在企业家的创业成本，因此，城市规模的扩大可能促进了企业家精神的繁荣，进而有益于中国经济的转型升级。使用 CGSS 调查及与之匹配的地级市数据，工具变量估计显示，城市规模扩大显著提高了个人的创业概率，平均而言，城市的人口规模每增长 1%，个人的创业概率将会提高 0.027—0.04 个百分点；就业规模每增长 1%，个人的创业概率将会提高 0.036—0.06 个百分点。同时，城市规模扩大主要提高了个人从事“自我雇佣”型创业活动的概率，但没有显著影响个人从事“寻求商业机会”型创业活动的概率。另外，城市规模扩大对个人创业概率的影响存在异质性，总体来说，受过更多教育和拥有更多社会网络的个人，从城市规模的扩大中获得了更多有助于创业的收益。这意味着，大城市的发展通过繁荣企业家精神，进而有益于经济结构的转型升级。

【关键词】城市规模；集聚经济；企业家精神

【基金项目】国家社会科学基金项目（12CJL022）；教育部人文社会科学基金项目（12YJC790008）

【作者简介】陈刚，经济学博士，西南政法大学经济学院教授，高等研究院博士生导师（重庆 401120）。

【中图分类号】F063.3 【文献标识码】A 【文章编号】1001-6198(2017)04-0083-11

## 一、引言

在人口红利逐渐消散，全球经济进入萧条周期的影响下，中国经济现已进入了转型升级的关键时期，就业和结构升级压力日趋严峻。在这样的背景下，繁荣企业家精神对中国未来的经济发展便具有举足轻重的作用。因为，企业家是具有创业和创新精神的个体，企业家能够发展新的要素组合、研发新技术、设计新产品和开辟新市场。经验研究证实，企业家的创业活动不仅创造了大量新增工作岗位，增加了就业<sup>〔1〕</sup>，而且促进了

“创造性毁坏”的创新型经济增长。<sup>〔2〕</sup>可能正是缘自以上共识，国务院在 2015 年 3 月提出了“加快形成大众创业、万众创新的生动局面”的发展目标。

同时，中国经济目前正在经历快速的城市化进程。中共中央和国务院印发的《国家新型城镇化规划（2014—2020）》中提出，到 2020 年“常住人口城镇化率达到 60%左右，户籍人口城镇化率达到 45%左右，户籍人口城镇化率与常住人口城镇化率差距缩小 2 个百分点左右，努力实现 1 亿左右农业转移人口和其他常住人口在城镇落户”



的目标。随着大规模的农业人口和其他常住人口在城市落户，中国的城市规模分布必将随之发生深刻的变化。那么，城市规模分布将会对中国的企业家精神造成何种影响，如何合理布局城市规模才有助于繁荣中国的企业家精神，便是一个具有重要政策含义的问题。厘清这个问题，不仅有助于中国城市规模的合理布局，提高资源的配置和使用效率，而且，也有益于繁荣中国的企业家精神，进而增加就业，促进“创造性破坏”的创新型经济增长。

鉴于此，本文使用 CGSS 调查数据，对城市规模对个人创业概率的影响及其异质性进行评估。以期从繁荣企业家精神的视角，为有关中国城市规模是否过小或过大的争论提供新的经验证据，并扩展对城市规模影响生产率和就业增长的微观机制研究。

## 二、城市规模对创业的影响及其异质性：文献评述

在世界各国的工业化和经济发展过程中，城市化都是一种积极的因素。在城市中，企业不仅能够更容易地获取所需的技术工人、基础设施服务和其他的中间投入品，而且，也能更容易地积累知识，并实践复杂的技术创新，因此，城市是经济增长的强力引擎。在城市化过程中，城市的规模分布是一个非常重要的问题。在理论上，城市的最优规模是由城市的集聚经济（Agglomeration）和拥挤效应（Congestion）共同决定的。随着城市规模的扩大，集聚经济将会得到强化，但拥挤效应也会提高。其中，集聚经济的来源包括分享劳动力储备、提高劳动力的技能匹配性、共享中间投入品和知识溢出；拥挤效应包括市场竞争加剧、交通拥挤、工资和地价上涨、环境污染，等等。因此，城市的经济效率可能随着城市规模的扩大，呈先上升后下降的倒 U 型变化。<sup>[3]</sup>

城市化的集聚经济效应，包括知识溢出、中间投入品分享和更好的劳动力储备及技能匹配等，都是促进创业活动的积极因素。使用美国制造业数据的研究发现，虽然消费者和供应商的聚集对

创业活动的影响并不是十分重要，但新创企业却更偏好于在有更多小供应商的地区落户。同时，与工作岗位相匹配的工人数对新企业的进入具有非常强的解释能力，其与城市和产业固定效应一起，能够解释新企业进入量变异的 60%—80%。<sup>[4]</sup> Delgado 等研究发现，产业集聚显著地促进了新企业的进入，对于具有更高集聚度的产业来说，本产业新企业的进入和新雇员的增长也会更快。<sup>[5]</sup>

但是，除去集聚经济的收益，城市规模扩大还会产生抑制创业活动的拥挤效应，包括：更激烈的市场竞争、工资和地价上涨、交通拥挤和环境污染等。因此在理论上，城市规模扩大对创业活动的影响方向并不确定。使用纽约州的数据发现，平均而言，每平方公里增加 1000 名工人，企业新创率将会提高 0.0016，新创企业的雇员会增长 0.0375 人。<sup>[6]</sup> 但对意大利大学毕业生创业行为的研究发现，城市规模扩大显著地降低了大学毕业生的创业概率，平均而言，毕业生所工作省份的人口规模每增长 1 万人，毕业生的创业概率将会降低 0.2—0.3 个百分点，主要原因是城市规模扩大加剧了市场竞争和提高了土地价格。<sup>[7]</sup> 来自日本的经验证据表明，人口密度显著地促进了个人的创业意愿，平均而言，人口密度每增长 10%，希望成为企业家的比例将会上升 1% 左右。但是，人口密度对自我雇佣率的正向影响，却只是在高人口密度和低人口密度的地区才存在，这种影响在中等密度地区却是负向的。<sup>[8]</sup>

在微观个体层面，城市规模扩大对个人创业概率的影响，还可能存在异质性。因为，具有不同个体特征的个人，能够从城市规模扩大的集聚经济中获取的收益可能是不一样的。首先，知识溢出和知识交换是集聚经济影响创业活动的重要机制，因为，知识溢出不仅促进了潜在企业家的创业技能，而且提高了潜在企业家识别创业机会和捕捉创业机会的能力。<sup>[9]</sup> 但是，知识溢出对创业活动的影响却与潜在企业家的知识吸收能力有关，其中，人力资本是决定知识吸收能力的主要因素。Abel 等基于美国制造业数据的研究发现，城市人口密度对劳动生产率的促进效应，随着人

① Qian 等把知识吸收能力定义为理解新知识、识别新知识的市场价值和运用新知识进行创业的能力。参见 Qian, H., Acs, A.J., "An Absorptive Capacity Theory of Knowledge Spillover Entrepreneurship," *Small Business Economics*, vol. 40, no.2(2013), pp.185-197.



力资本存量的增长而上升,意味着人力资本存量越高的城市,在技术溢出中获得的收益也相应更多。〔10〕 Qian 等以美国大城市数据为样本的研究发现,总体而言,新知识并未能显著地促进新企业的创立,但人力资本则显著地促进了新企业的创立,其中,人力资本提高了吸收能力是其促进新企业创立的重要原因。因而,有更高人力资本的个人,可能因为具有更强的知识吸收能力,进而能够从城市规模扩大的知识溢出效应中习得更多的创业知识和创业技能。〔11〕

其次,拥有的社会网络等社会资本的差异,也可能使得个人从城市规模扩大的集聚经济中获得不同的收益。因为,社会网络具有重要的信息收集和资源获取功能,有助于潜在企业家识别创业机会、获得创业所需的资源和隐性知识。〔12〕由此也可以预期,拥有更多社会网络的个人,也能够从城市规模扩大的集聚经济中获得更多有助于创业的相关收益。既有研究间接地印证了以上预期。Minniti 构建了一个动态模型,以说明通过与其他企业家间的信息交换和资源共享,社会网络提高了潜在企业家应对创业过程中的不确定性风险的能力。〔13〕 Breschi 和 Lissoni 使用意大利企业的专利申请数据进行研究,发现地理条件并不是企业获得本地知识溢出的充分条件,享有知识交换的社会网络才是决定企业能否获得本地知识溢出的重要因素。〔14〕

以中国为样本的研究,主要讨论了城市规模对生产率和就业规模的影响,但城市规模如何以及是否影响了创业活动,却并未受到关注。Au 和 Henderson 使用 1997 年中国的城市数据进行研究,发现城市规模对职工人均产出的影响是倒 U 型的,但中国有 51%—62%的城市规模过小。城市规模过小造成职工平均产出损失量超过 28%的城市占 1/4,超过 69%的城市占 1/5,总体而言,城市规模过小造成的职工平均产出的损失比例高达 30%。〔15〕柯善咨和赵曜的研究发现,只有城市规模达到一定的门槛规模之后,产业结构升级才能促进生产率增长,但中国大部分地级市的城市规模小于最优规模。〔16〕 Fu 和 Hong 的研究发现,平均而言,城市规模扩张显著地促进了企业生产

率的增长,但人口规模超过 200 万的城市却具有更低的企业生产率,意味着这些城市存在显著的不经济。〔17〕陆铭等使用 CHIP 数据进行研究,发现城市规模每扩大 1%,个人的就业概率平均提高 0.039—0.041 个百分点,并且,较低技能的劳动力和较高技能的劳动力从城市规模扩大中得到了最多的好处。〔18〕

鉴于此,本文将使用一项全国范围内的调查数据,评估城市规模扩大对个人创业概率的影响及其异质性。严格地说,本文可能是首篇系统评估城市规模扩大影响个人创业概率的文献。这不仅有助于识别和捕捉城市规模影响生产率和就业增长的微观机制,而且,也为调和中国的城市规模是否过小或过大的争论补充了新的证据,并对中国城市化道路的合理选择以及繁荣中国的企业家精神提供有益的政策启示。

### 三、数据说明

本文使用 4 期的中国综合社会调查 (CGSS) 数据,评估城市规模对个人创业概率的影响。在具体估计时,本文剔除了 CGSS 调查中的直辖市和自治州样本,并将观测样本的年龄范围界定在劳动力年龄范围内 (女性年龄介于 16—55 岁之间,男性年龄介于 16—60 岁之间)。假定个人的创业概率由如下方程决定:

$$\Pr(\text{创业}_{ijt}=1) = \Phi(\alpha_1 \text{城市规模}_{it} + \beta' \text{个体特征}_{ijt} + \gamma \text{城市特征}_{it}) \quad (1)$$

其中,下标  $i$  和  $j$  分别表示第  $i$  个城市中的个人  $j$ ,  $t$  是年份。被解释变量是衡量个体是否正在从事创业活动的哑变量。若个人当前正在从事创业活动,其赋值为 1;反之,赋值为 0。本文根据 CGSS 对个人工作状况的调查,来确定受访者是否正在从事创业活动。具体而言,本文把“自己是老板 (或者是合伙人)”“个体工商户”和“自由职业者”这三种就业状态都视为正在从事创业活动。

对于方程右边的解释变量城市规模,本文选择了 2 个指标来衡量,即,城市的人口规模 (对数) 和就业规模 (对数)。解释变量城市规模所对应的回归系数  $\alpha_1$  的符号和显著性,是本文关注和讨论的重点。若城市规模扩大促进了创业活动,

① 这里把《中国城市统计年鉴》上提供的“年末单位从业人员数”和“城镇私营和个体从业人员数”进行了加总,来近似衡量城市就业人员规模。



便能预期系数  $\alpha_1$  是显著为正的；反之，若城市规模扩大抑制了创业活动，那么，系数  $\alpha_1$  应该显著为负。

借鉴现有文献中的变量选取过程 [19]，本文在可能影响个体创业概率的个体特征向量中纳入了如下一些受访者个人和家庭特征变量：是否是男性的哑变量，其中，男性赋值为 1，女性赋值为 0；年龄及年龄平方，年龄是受访者在接受访问时的周岁年龄；是否是中共党员的哑变量，其中，中共党员赋值为 1，非中共党员赋值为 0；受教育程度，以受访者接受学校正规教育的年数来衡量；是否是城镇户籍的哑变量，其中，城镇户籍赋值为 1，非城镇户籍（包括了农业户口和城镇蓝印户口）赋值为 0；拥有的社会网络，本文是以春节期间与受访者家庭互相拜年、交往的人数来衡量受访者拥有的社会网络，具体估计时取其自然对数；收入，以受访者在接受访问之前 1 年的

总收入的自然对数来衡量。

在可能影响个体创业概率的城市特征向量中，本文纳入了城市的金融发展和失业率 2 个变量。首先，融资约束是制约潜在企业家创业的主要障碍，但随着金融部门的发展，金融可及性将会提高，融资成本也会下降，进而可能放松潜在企业家的融资约束，促进创业。本文是以金融机构人均贷款额的对数来度量各城市的金融发展，预期其回归系数为正。其次，失业率也是影响创业活动的重要变量，因为，更高的失业率意味着个人在劳动力市场上更难找到满意的工作，这可能迫使个人通过从事创业活动来实现就业和自我雇佣。本文以城镇登记失业率（%）来衡量各城市的失业率，预期回归系数为正。

本文使用的各地级市的数据，均摘自相应年份《中国城市统计年鉴》。表 1 给出了各变量的描述性统计。结果显示，本文用于计量检验的微观

表 1 各变量的描述性统计结果

|      | 观测值   | 平均值    | 标准差    | 最小值   | 最大值    |
|------|-------|--------|--------|-------|--------|
| 创业   | 13631 | 0.238  | 0.426  | 0     | 1      |
| 人口规模 | 184   | 6.084  | 0.603  | 3.942 | 7.110  |
| 就业规模 | 184   | 3.946  | 1.033  | 1.187 | 6.400  |
| 男性   | 23150 | 0.492  | 0.500  | 0     | 1      |
| 年龄   | 23150 | 39.460 | 10.829 | 17    | 60     |
| 中共党员 | 23150 | 0.093  | 0.290  | 0     | 1      |
| 教育   | 22870 | 8.903  | 4.023  | 0     | 24     |
| 城镇户籍 | 23122 | 0.441  | 0.497  | 0     | 1      |
| 社会网络 | 8145  | 3.077  | 1.109  | 0     | 5.771  |
| 收入   | 20748 | 3.580  | 1.241  | 0     | 7      |
| 金融发展 | 184   | 9.557  | 1.093  | 7.390 | 13.068 |
| 失业率  | 184   | 3.521  | 1.708  | 0.539 | 20.984 |

① CGSS2010 调查中，并未包括受访者接受学校正规教育的年数这一信息。本文是根据受访者最高受教育程度近似推算他们接受学校正规教育的年数，其中，将最高受教育程度是“私塾”和“小学”的受访者的受教育年数设为 6 年，“初中”受教育年数设为 9 年，“职业高中”“普通高中”“中专”和“技校”的受教育年数设为 12 年，“大学专科”受教育年数设为 15 年，“大学本科”受教育年数设为 16 年，“研究生及以上”受教育年数设为 19 年。

② CGSS2011 调查中，有部分地级市实现了户籍制度改革（例如深圳），不存在城镇户口和非城镇户口的区别，而是统称为“居民户口”。对于这部分样本，我们都将其视为“城镇户口”。

③ 为了增加样本容量，在具体处理时，社会网络变量是春节期间与受访者家庭互相拜年、交往的人数加 1，再取自然对数。同时，在 CGSS2010 和 CGSS2011 调查中，并未包括上述信息，因此，对于这两期调查样本而言，社会网络变量的赋值默认为缺省。

④ 为了增加样本容量，在具体处理时，收入变量是受访者接受访问前 1 年的总收入加 1 后再取自然对数。

⑤ 本文是根据《中国城市统计年鉴》上提供的原始数据，按照公式：各地级市的城镇登记失业率=城镇登记失业人数/（单位从业人数+城镇私营和个体工业人员数+城镇登记失业人员数）×100%计算而得。

受访者共有 13631 位，他们来自 184 个地级市，平均创业率为 23.8%。其中，女性所占比例为 49.2%，中共党员所占比例为 9.3%，有城镇户籍的比例为 44.1%，最小年龄是 17 周岁，最大年龄是 60 周岁。

#### 四、计量分析及讨论

##### (一)基本结果

表 2 中报告了回归方程 (1) 的 Probit 估计结果，汇报的数值是各解释变量的边际概率系数(边际效果)。结果显示，城市人口规模和就业规模的增长都显著地提高了个人的创业概率，平均

而言，城市的人口规模每增长 1%，个人的创业概率便会上升 0.019—0.023 个百分点；城市的就业规模每增长 1%，个人的创业概率将会上升 0.028—0.037 个百分点。城市规模扩大之所以提高了个人的创业概率，主要原因在于城市规模扩大带来的集聚经济效应（包括知识溢出、中间投入品分享和更好的劳动力储备及技能匹配等）是促进创业活动的积极因素，降低了潜在企业家的创业成本。但是，城市规模扩大造成的拥挤效应（包括更激烈的市场竞争、地价和工资上涨、交通拥挤、环境污染等）也是抑制创业的因素。因此，在理论上，城市规模扩大对个人创业概率的影响

表 2 城市规模对创业的影响 基本结果

|                | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 人口规模           | 0.019*<br>(0.011)     |                       | 0.023*<br>(0.014)     |                       |
| 就业规模           |                       | 0.028**<br>(0.012)    |                       | 0.037**<br>(0.017)    |
| 男性             | 0.011<br>(0.009)      | 0.011<br>(0.009)      | 0.022*<br>(0.013)     | 0.020*<br>(0.012)     |
| 年龄             | 0.033***<br>(0.003)   | 0.033***<br>(0.003)   | 0.030***<br>(0.004)   | 0.031***<br>(0.004)   |
| 年龄平方           | -0.0004***<br>(0.000) | -0.0004***<br>(0.000) | -0.0004***<br>(0.000) | -0.0004***<br>(0.000) |
| 中共党员           | -0.130***<br>(0.010)  | -0.127***<br>(0.009)  | -0.137***<br>(0.013)  | -0.134***<br>(0.013)  |
| 教育             | -0.016***<br>(0.002)  | -0.015***<br>(0.002)  | -0.016***<br>(0.002)  | -0.016***<br>(0.002)  |
| 城镇户籍           | -0.083***<br>(0.012)  | -0.086***<br>(0.011)  | -0.091***<br>(0.017)  | -0.093***<br>(0.017)  |
| 收入             | 0.057***<br>(0.008)   | 0.058***<br>(0.008)   | 0.040***<br>(0.008)   | 0.041***<br>(0.008)   |
| 社会网络           |                       |                       | 0.022***<br>(0.007)   | 0.020***<br>(0.007)   |
| 金融发展           | -0.031***<br>(0.006)  | -0.046***<br>(0.010)  | -0.035***<br>(0.009)  | -0.056***<br>(0.015)  |
| 失业率            | 0.004<br>(0.003)      | 0.005<br>(0.003)      | 0.003<br>(0.003)      | 0.003<br>(0.003)      |
| 年份哑变量          | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    |
| R <sup>2</sup> | 0.08                  | 0.08                  | 0.09                  | 0.09                  |
| 观测值            | 12520                 | 12390                 | 5806                  | 5765                  |

注 (1)\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著 (2)括号中的数值是经过地级市层面聚类修正的标准差 (3)对于连续变量而言 表中报告的是其在均值处的边际概率系数。

① 限于篇幅 表 2 中并未报告纳入城市规模平方项之后回归方程(1)的估计结果。



可能是非线性的。但是,当我们把城市规模变量的平方项纳入回归方程之后,城市规模及其平方项的回归系数都未能通过显著性检验,说明二者间的非线性关系并不成立。

回归方程中包括的个人特征变量,都显著地影响了个人的创业概率。结果显示,男性比女性的创业概率更高,这主要应归因为男性比女性有更高的风险偏好。年龄对个人创业概率的影响是倒U型的,即随着年龄的增长,个人的创业概率先上升后下降,拐点位于41周岁左右。可能的解

释是,一方面,随着年龄的增长,个人积累的有助于创业的知识、信息、资源也在增加;另一方面,个人的风险偏好程度也会随着年龄的增长而下降,这又会降低个人的创业概率。当年龄低于拐点年龄时,年龄增长对个人创业概率的正向影响大于负向影响,此时个人的创业概率随着年龄的增长而上升;但当年龄超过拐点年龄之后,年龄增长对个人创业概率的正向影响会小于负向影响,进而使得个人的创业概率随着年龄的增长而下降。中共党员比非中共党员的创业概率更低,平

表3 城市规模对创业的影响:工具变量方法估计

|             | (1)        | (2)        | (3)        | (4)        |
|-------------|------------|------------|------------|------------|
| 第一阶段回归      |            |            |            |            |
| 1953年       | 0.699***   | 0.516***   | 0.668***   | 0.431***   |
| 人口规模        | (0.051)    | (0.081)    | (0.056)    | (0.071)    |
| 第二阶段回归      |            |            |            |            |
| 人口规模        | 0.027**    |            | 0.040**    |            |
|             | (0.013)    |            | (0.016)    |            |
| 就业规模        |            | 0.036**    |            | 0.060**    |
|             |            | (0.016)    |            | (0.024)    |
| 男性          | 0.012      | 0.012      | 0.022*     | 0.020*     |
|             | (0.009)    | (0.009)    | (0.013)    | (0.012)    |
| 年龄          | 0.033***   | 0.033***   | 0.030***   | 0.031***   |
|             | (0.003)    | (0.003)    | (0.004)    | (0.004)    |
| 年龄平方        | -0.0004*** | -0.0004*** | -0.0004*** | -0.0004*** |
|             | (0.000)    | (0.000)    | (0.000)    | (0.000)    |
| 中共党员        | -0.130***  | -0.127***  | -0.137***  | -0.134***  |
|             | (0.010)    | (0.009)    | (0.013)    | (0.013)    |
| 教育          | -0.015***  | -0.015***  | -0.016***  | -0.016***  |
|             | (0.002)    | (0.002)    | (0.002)    | (0.002)    |
| 城镇户籍        | -0.084***  | -0.087***  | -0.090***  | -0.093***  |
|             | (0.012)    | (0.012)    | (0.017)    | (0.017)    |
| 收入          | 0.056***   | 0.057***   | 0.039***   | 0.041***   |
|             | (0.008)    | (0.008)    | (0.008)    | (0.008)    |
| 社会网络        |            |            | 0.021***   | 0.019***   |
|             |            |            | (0.007)    | (0.007)    |
| 金融发展        | -0.032***  | -0.051***  | -0.035***  | -0.070***  |
|             | (0.006)    | (0.010)    | (0.009)    | (0.016)    |
| 失业率         | 0.004      | 0.005      | 0.004      | 0.004      |
|             | (0.003)    | (0.003)    | (0.003)    | (0.004)    |
| 年份哑变量       | 控制         | 控制         | 控制         | 控制         |
| Wald 检验 P 值 | 0.25       | 0.55       | 0.02       | 0.22       |
| 观测值         | 12498      | 12368      | 5806       | 5765       |

注:第一阶段回归报告的是城市规模对1953年人口规模之自然对数的回归结果,回归方程中控制了其他变量,其余同表2。

①事实上,现实中非常多的例子都表明,许多有创业目标的个人并不会在职业生涯的初期就选择创业,他们往往会

均而言,中共党员比非中共党员的创业概率低 13 个百分点左右。可能的解释是,中共党员的政治身份有助于个人在体制内获得满意的工作,进而使得个体缺乏从事高风险的创业活动的激励。<sup>[20]</sup>教育显著降低了个人的创业概率,平均而言,多接受 1 年的学校正规教育,个人的创业概率便会降低 1.5 个百分点左右。这可能也是因为教育提高了个人找到满意受雇机会的概率,并因此降低了其从事高风险创业活动的激励。有城镇户籍的个人的创业概率更低,平均而言,有城镇户籍的个人的创业概率,比非城镇户籍个人的创业概率低 8.3—8.6 个百分点。这可能与中国劳动

力市场上的户籍歧视有关,因为,城镇户籍有助于个人在劳动力市场上获得更高收入的工作。<sup>[21]</sup>收入增长显著提高了个人的创业概率,平均而言,个人的收入每增长 1%,其创业概率便会提高约 0.06 个百分点。社会网络显著地提高了个人的创业概率,平均而言,个人拥有的社会网络每增长 1%,其创业概率便会提高约 0.02 个百分点。

在城市特征变量中,金融发展变量的边际概率系数显著为负,说明金融发展显著地降低了个人的创业概率。这个结果与理论预期相悖,但也能够被合理地解释。因为,主要由国有银行垄断的中国金融部门在总体上效率偏低,国有银行在

表 4 城市规模对创业的影响 按创业类型的分类估计

|             | “自我雇佣”型创业              |                        | “寻求商业机会”型创业            |                        |
|-------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|             | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
| 人口规模        | 0.0250**<br>(0.0126)   |                        | 0.0009<br>(0.0008)     |                        |
| 就业规模        |                        | 0.0332**<br>(0.0160)   |                        | 0.0013<br>(0.0012)     |
| 男性          | 0.0019<br>(0.0085)     | 0.0017<br>(0.0085)     | 0.0052**<br>(0.0022)   | 0.0052**<br>(0.0022)   |
| 年龄          | 0.0303***<br>(0.0029)  | 0.0306***<br>(0.0029)  | 0.0012**<br>(0.0005)   | 0.0012**<br>(0.0005)   |
| 年龄平方        | -0.0004***<br>(0.0000) | -0.0004***<br>(0.0000) | -0.00002**<br>(0.0000) | -0.00002**<br>(0.0000) |
| 中共党员        | -0.1300***<br>(0.0094) | -0.1274***<br>(0.0092) | -0.0010<br>(0.0013)    | -0.0010<br>(0.0014)    |
| 教育          | -0.0151***<br>(0.0016) | -0.0147***<br>(0.0016) | -0.0003*<br>(0.0002)   | -0.0003**<br>(0.0002)  |
| 城镇户籍        | -0.0870***<br>(0.0119) | -0.0905***<br>(0.0116) | 0.0020<br>(0.0013)     | 0.0022*<br>(0.0013)    |
| 收入          | 0.0456***<br>(0.0070)  | 0.0464***<br>(0.0070)  | 0.0108<br>(0.0015)     | 0.0110<br>(0.0016)     |
| 金融发展        | -0.0332***<br>(0.0063) | -0.0509***<br>(0.0104) | 0.0001<br>(0.0005)     | -0.0006<br>(0.0010)    |
| 失业率         | 0.0028<br>(0.0031)     | 0.0036<br>(0.0033)     | 0.0005**<br>(0.0002)   | 0.0005**<br>(0.0002)   |
| 年份哑变量       | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| Wald 检验 P 值 | 0.36                   | 0.70                   | 0.05                   | 0.07                   |
| 观测值         | 12493                  | 12364                  | 12493                  | 12364                  |

注:同表 2。

选择先受雇于其他企业,以积累足够的创业知识和资源,在条件成熟之后才会自主创业。同时,那些年龄较大的人,囿于精力衰退或家庭因素,他们频繁变换工作或自主创业的可能性也较低。

① 一般指公务员、国企编制内员工或国家管理阶层等代表国家权力或依靠国有资产获得收益的群体。



信贷配置过程中存在非常明显的歧视中小企业的问题,进而使得金融部门的规模扩张不能够有效放松潜在企业家面临的融资约束。〔22〕失业率对个人创业概率的影响方向符合理论预期,但却未能通过显著性检验,这意味着失业率可能并不会显著地影响个人的创业概率。

(二)内生性讨论

在回归方程(1)中,城市规模变量很可能是内生的。一方面,创业活动可能促进城市的就业增长,进而与城市规模之间存在逆向的因果关系;另一方面,回归方程的解释变量中,也可能遗漏了某些同时影响个人的创业概率和城市规模的变量(例如各地级市的户籍制度)。若事实的确如此,那么,表2报告的Probit估计结果就会是有偏且非一致的。鉴于此,本文接下来以各地级市1953年的人口规模之自然对数(population1953)作为各期城市规模的工具变量,并使用工具变量方法估计回归方程(1),以修正方程估计中可能存在的内生性偏误。各地级市1953年的人口规模数据摘自《1953年第一次全国人口普查主要数据公报》。

本文之所以把1953年的人口规模作为各期城市规模的工具变量,是基于如下三方面的理由。一是,中国城市体系的演变遵循平行增长(parallel growth)的模式,不同规模城市的增长速度在1949—2008年间基本上是一致的,各城市的规模并未呈现出发散或收敛特征。〔23〕因此,历史上的城市规模对当前城市规模具有很强的解释力。二是,除去地理、气候等自然条件因素之外,各城市在1953年的人口规模也可能受到建国初国家的计划经济政策的影响(例如国防性移民、建设性移民政策),但是随着中国市场经济体制的长足发展,那些在建国初可能影响城市人口规模的计划经济政策已几乎不可能延续到现在。因此,对于回归方程(1)而言,1953年的人口规模是一个外生变量。三是,1953年的人口规模可能并不会直接地影响当前个人的创业概率,因为,当我们把城市规模变量和1953年的人口规模同时纳入回

归方程之后,城市规模变量的回归系数仍然显著为正,但1953年的人口规模变量却是不显著的。

表3中报告了对回归方程(1)的IV Probit估计结果。第一阶段回归结果显示,1953年的人口规模变量对各期城市规模的影响是显著为正的,并且,第一阶段回归的F统计量远远超过了10的门槛值,意味着1953年的人口规模并不存在弱工具变量问题。第二阶段的回归结果显示,城市规模变量的边际概率系数在各列中均为正,且都通过了5%的显著性检验,说明城市规模扩大显著地提高了个人的创业概率,平均而言,城市的人口规模每增长1%,个人的创业概率将会提高0.027—0.04个百分点;城市的就业规模每增长1%,个人的创业概率将会提高0.036—0.06个百分点。城市规模扩大对个人创业概率的影响,在工具变量方法估计中之所以上升了,可能与回归方程(1)中遗漏了各地级市的户籍制度变量有关。因为,中国城乡分割的户籍制度不仅限制了城市规模的扩大,而且,也影响了个人从事创业活动的激励。因此,当使用工具变量方法消除了城市规模变量的内生性之后,城市规模扩大对个人创业概率的影响上升了。

(三)按创业类型的分类估计

理论上,个体从事创业活动的动机可能是为了捕捉商业机会和寻求更好的职业发展,但个体也可能因为在劳动力市场上不享有理想的受雇机会,其为了实现“自我雇佣”型就业而被迫从事创业活动。〔24〕CGSS调查中并未包含个人创业目的的信息,但却含有创业活动所雇佣的雇员规模的相关信息。本文按照个体在创业活动中所雇佣的雇员规模数,将创业活动划分为“自我雇佣”型创业和“寻求商业机会”型创业,并分别估计了城市规模扩大对这两类创业活动的影响差异。之所以将雇员数较少的创业活动归为“自我雇佣”型创业,主要原因是从事“自我雇佣”型创业活动的个体一般是在劳动力市场上不享有理想受雇机会的个体,意味着他们在创业活动中往往也缺乏相应的资源雇佣更多的雇员。

① 本文在《1953年第一次全国人口普查主要数据公报》中查找到各地级市下属各区县在1953年的人口数,并加总得到各地级市在1953年的历史人口数据。

② 本文将雇员规模数等于或少于7人的创业活动视为“自我雇佣”型创业,将雇员规模数等于或大于8人的视为“寻求商业机会”型创业。



9 771001 619003

使用 1953 年人口规模作为各期城市规模的工具变量,表 4 中报告了对回归方程的 IV Probit 估计结果。结果显示,城市规模扩大显著地提高了“自我雇佣”型创业活动的概率,平均而言,城市的人口规模每增长 1%,个人从事“自我雇佣”型创业活动的概率将会提高 0.025 个百分点左右;城市的就业规模每增长 1%,个人从事“自我雇佣”型创业活动的概率将会提高 0.0332 个百分点左右。但城市规模扩大对个人从事“寻求商业机会”型创业活动概率的正向影响并未通过显著性检验。可能的解释是,“自我雇佣”型的小规模创业活动对创业知识、信息、中间投入品和技能劳动力等的要求相对更低,随着城市规模的扩大其要求更容易被满足。与此相对应的是,“寻求商业机会”型创业活动对这些要素的要求则相对更高。因而,城市规模扩大对个人从事“自我雇佣”型创业活动的促进效应,大于对“寻求商业机会”型创业活动的促进效应。另外,若考虑到那些在劳动力市场上缺少理想受雇机会、进而被迫从事以实现就业为目的创业活动的个人,他们从事的创业活动主要是“自我雇佣”型创业,那么,上述发现还意味着,城市规模的扩大将有助于促进各劳动力群体平等地享有就业机会,并因此促进社会公平。

个人特征和城市特征对个人从事“自我雇佣”型创业活动的影响,与表 2 和表 3 中的回归结果是一致的,但对个人从事“寻求商业机会”型创业活动的影响却有所不同。其中,有城镇户籍的个人有更高的从事“寻求商业机会”型创业活动的概率。平均而言,有城镇户籍的个人从事“寻

求商业机会”型创业活动的概率比非城镇户籍个人高 0.2 个百分点左右。主要原因可能是,与非城镇户籍的个人相比,有城镇户籍的个人拥有更多从事“寻求商业机会”型创业活动所需的资源和信息,因此,其从事“寻求商业机会”型创业活动的概率更高。失业率显著地提高了个人从事“寻求商业机会”型创业活动的概率。平均而言,城市登记失业率每上升 1%,个人从事“寻求商业机会”型创业活动的概率将会提高 0.05 个百分点左右。对此可能的解释是,失业人口相当于一个劳动力蓄水池,因此,失业率上升也相应地意味着个人从事需要更多雇员的创业活动时,能更容易地招聘到技能匹配的雇员。

#### (四)异质性检验

之前的回归,只是捕捉到了个人创业概率对城市规模扩大的平均响应。但是在理论上,城市规模扩大对个人创业概率的影响,可能存在异质性。因为,个人从城市规模扩大中获得的收益,可能随着个人拥有的人力资本和社会网络的不同而有所差异。鉴于此,我们将样本进一步细分为“低教育组”和“高教育组”,以及“低社会网络组”和“高社会网络”组等子样本,以此检验城市规模扩大对个人创业概率的影响是否存在异质性。其中,“低教育组”和“高教育组”的划分是以个人接受学校正规教育的年数为依据,若个人接受学校正规教育的年数等于和少于 9 年,我们便将其归为“低教育组”;若高于 9 年,则归为“高教育组”。“低社会网络组”和“高社会网络组”的划分则是以社会网络变量赋值的中位数为依据,

表 5 城市规模对创业的影响:异质性检验

|       | 以受教育年数分组         |                  |                     |                     | 以社会网络分组          |                  |                    |                    |
|-------|------------------|------------------|---------------------|---------------------|------------------|------------------|--------------------|--------------------|
|       | 低教育组             |                  | 高教育组                |                     | 低社会网络组           |                  | 高社会网络组             |                    |
|       | (1)              | (2)              | (3)                 | (4)                 | (5)              | (6)              | (7)                | (8)                |
| 人口规模  | 0.019<br>(0.018) |                  | 0.030***<br>(0.011) |                     | 0.028<br>(0.018) |                  | 0.053**<br>(0.022) |                    |
| 就业规模  |                  | 0.025<br>(0.022) |                     | 0.042***<br>(0.014) |                  | 0.042<br>(0.026) |                    | 0.079**<br>(0.034) |
| 个体特征  | 控制               | 控制               | 控制                  | 控制                  | 控制               | 控制               | 控制                 | 控制                 |
| 城市特征  | 控制               | 控制               | 控制                  | 控制                  | 控制               | 控制               | 控制                 | 控制                 |
| 年份哑变量 | 控制               | 控制               | 控制                  | 控制                  | 控制               | 控制               | 控制                 | 控制                 |
| 观测值   | 6593             | 6512             | 5905                | 5856                | 2786             | 2778             | 3020               | 2987               |

注:同表 2。



若个人拥有的社会网络的低于中位数 (3.1354) 的个人, 我们将其归为“低社会网络组”, 高于中位数的个人则归为“高社会网络组”。

使用 1953 年人口规模作为各期城市规模的工具变量, 表 5 中报告了各分组样本的 IV Probit 估计结果。第 1—4 列是以受教育年数分组样本的回归结果。结果显示, 城市规模扩大对“低教育组”创业概率的影响并不显著, 但却显著地提高了“高教育组”的创业概率。平均而言, 城市的人口规模和就业规模每增长 1%, “高教育组”的创业概率将分别提高 0.03 和 0.042 个百分点左右。主要原因是, 教育提高了个人的知识吸收能力, 而有更高知识吸收能力的个人, 能够从城市规模扩大的知识溢出效应中获取更多的有助于创业的收益, 包括创业技能、识别创业机会以及捕捉创业机会的能力。

第 5—8 列是以社会网络分组样本的回归结果。结果也正如预期的那样, 城市规模扩大对“低社会网络组”创业概率的影响并不显著, 但却显著地提高了“高社会网络组”的创业概率。平均而言, 城市的人口规模和就业规模每增长 1%, “高社会网络组”的创业概率将分别提高 0.053 和 0.079 个百分点左右。因为, 社会网络具有重要的信息收集和资源获取功能, 有助于潜在企业家识别创业机会、获取创业所需的资源和与创业相关的隐性知识。因此不难理解, 那些拥有更多社会网络的个人, 也相应地能够从城市化的集聚经济中获得更多有助于创业的相关收益。

### 五、结论性评述

本文使用 4 期 CGSS 调查及与之匹配的地级市数据, 评估了城市规模扩大对个人创业概率的影响及其异质性。工具变量估计显示, 城市规模扩大显著地提高了个人的创业概率, 平均而言, 城市的人口规模每增长 1%, 个人的创业概率将会提高 0.027—0.04 个百分点; 就业规模每增长 1%, 个人的创业概率将会提高 0.036—0.06 个百分点。同时, 城市规模的扩大主要提高了个人从事雇员规模较小的“自我雇佣”型创业活动的概率, 但并不会显著影响个人从事雇员规模较大的“寻求商业机会”型创业活动的概率, 这意味着城市规模扩大还可能有助于劳动力平等地享有就业机会,

促进社会公平。此外, 城市规模扩大对个人创业概率的影响存在异质性。总的来说, 城市规模扩大对“低教育组”和“低社会网络组”创业概率的影响并不显著, 但却显著提高了“高教育组”和“高社会网络组”的创业概率。这意味着受过更多教育和拥有更多社会网络的个人, 能够从城市规模的扩大中获得更多有助于创业的收益。

对于正在经历快速的城市化发展的中国而言, 受城市规模过大造成的过度拥挤效应, 以及对城市集聚经济收益的理解不足等因素的影响, 中国一直存在着以户籍制度为首的限制城市规模扩张的政策。但本文的研究说明, 城市规模的扩大显著地提高了个人的创业概率, 促进了企业家精神的繁荣, 因此, 中国经济能够从大城市的发展中获得更多的收益。鉴于企业家的创业活动不仅创造了大量新的工作岗位, 增加了就业, 而且促进了“创造性破坏”的创新型经济增长, 因此, 中国经济在转型升级关键时期的城市化道路选择, 可能需要重视城市规模扩大所创造的集聚经济的收益, 取缔人为限制城市规模扩张的干预性政策。其中, 重点是加快推进造成人口城乡和区域分割的户籍制度的改革, 取缔各种建立在现有户籍制度基础之上的歧视外来人口的就业、教育、医疗和社会保障政策, 促进人口的自由迁徙。

诚然, 当前中国的一些大城市(特别是特大型城市)的交通拥挤、环境污染等拥挤效应日益严峻, 但这不应成为限制城市人口规模扩大的理由。因为, 城市规模扩大的拥挤效应并非单单由人口规模决定, 且与城市管理部门的城市规划和城市管理能力息息相关。在城市管理部门完善城市规划和提高城市管理能力的条件下, 城市的拥挤效应也可能随着城市规模扩大而得到有效的缓解和治理。

### [参考文献]

[1] Glaeser E.L., Kerr S.P., Kerr W.R., "Entrepreneurship and Urban Growth: An Empirical Assessment with Historical Mines," *Review of Economics and Statistics*, vol.97, no.2 (2015), pp.498-520.

[2] Beugelsdijk S., Noorderhaven N., "Entrepreneurial Attitude and Economic Growth: A Cross Section of 54 Regions," *Annals of Regional Science*, vol.38, no.2(2004), pp.



199-218.

[3]阿瑟·奥沙利文《城市经济学》第6版,周京奎译,北京:北京大学出版社,2008年,第47-49页。

[4]Glaeser E.L., Kerr W.R., "Local Industrial Conditions and Entrepreneurship: How Much of the Spatial Distribution Can We Explain?" *Journal of Economic & Management*, vol.18, no.3(2009), pp.623-663.

[5]Delgado M., Porter M.E., Stern S., "Clusters and Entrepreneurship," *Journal of Economic Geography*, vol.10, no.4(2010), pp.495-518.

[6]Rosenthal S.S., Strange W.C., "The Geography of Entrepreneurship in the New York Metropolitan Area," *Economic Policy Review*, vol.12, no.3(2005), pp.29-53.

[7]Di Addario S., Vuri D., "Entrepreneurship and Market Size: the Case of Young College Graduates in Italy," *Labour Economics*, vol.17, no.5(2010), pp.848-858.

[8]Yasuhiro S., Takatoshi T., Kazuhiro Y., "Market Size and Entrepreneurship," *Journal of Economic Geography*, vol.12, no.6(2010), pp.1139-1166.

[9]Acs Z.J., Audretsch D.B., Braunerhjelm P., Carlsson B., "The Knowledge Spillover Theory of Entrepreneurship," *Small Business Economics*, vol.41, no.4 (2013), pp.757-774.

[10]Abel J.R., Dey I., Gabe T.M., "Productivity and the Density of Human Capital," *Journal of Regional Science*, vol.52, no.4(2012), pp.562-586.

[11]Qian H., Acs A.J., "An Absorptive Capacity Theory of Knowledge Spillover Entrepreneurship," *Small Business Economics*, vol.40, no.2(2013), pp.185-197.

[12]Stuart T.E., Sorenson O., "Social Networks and Entrepreneurship," *Handbook of Entrepreneurship Research*, vol.2 no.1(2005), pp.233-252.

[13]Minniti M., "Entrepreneurship and Network Externalities," *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol.57, no.3(2005), pp.1-27.

[14]Breschi S., Lissoni F., "Mobility and Social Networks: Localized Knowledge Spillovers Revisited," *CESPRI Working Paper* no.142(2003).

[15]Au C., Henderson J.V., "Are Chinese Cities Too Small?" *Review of Economic Studies*, vol.73, no.3 (2006), pp.549-576.

[16]柯善咨、赵曜:《产业结构、城市规模与中国城市生产率》《经济研究》2014年第4期。

[17]U.S. Hong J., "Testing Urbanization Economies in Manufacturing Industries: Urban Diversity or Urban Size?" *Journal of Regional Science*, vol.51, no.3 (2011), pp.585-603.

[18]陆铭、高虹、佐藤宏:《城市规模与包容性就业》,《中国社会科学》2012年第10期。

[19]陈刚:《管制与创业》《管理世界》2015年第5期。

[20]Yueh L., "China's Entrepreneurs," *World Development*, vol.37, no.4(2009), pp.778-786.

[21]陈钊、陆铭、佐藤宏:《谁进入了高收入行业》《经济研究》2009年第10期。

[22]陈刚:《金融如何促进创业:规模扩张还是主体多样》《金融经济研究》2015年第5期。

[23]Wang Z., Zhu J., "The Evolution of China's City Size Distribution: Empirical Evidence from 1949-2008," *Chinese Economy*, vol.46, no.1(2013), pp.38-54.

[24]Rdagna S., Lusardi A., "Heterogeneity in the Effect of Regulation on Entrepreneurship and Entry Size," *Journal of the European Economic Association*, vol.8, no.2(2011), pp.594-605.

【责任编辑:程娜】