

在城市间流动对农民工创业的影响

——基于社会资本与社会融合的双重视角

梁盛凯 田云 陈池波¹

【摘要】: 从“流动”这一视角切入,构建“流动—创业”的理论分析框架,并基于2017年中国流动人口动态监测调查数据的98485个城市农民工样本,检验了农民工在城市间的流动行为对创业的影响及作用机制。研究表明,农民工在城市间的流动频率每提高1%,进行“生存型”创业的概率将下降90.6%,进行“机会型”创业的概率下降13.9%,改变流动频率的衡量方式并将“生存型”创业与“机会型”创业合并考虑进行重新估计后结果仍保持稳健。进一步的异质性分析发现,在城市间的流动对低技能组农民工、第一代农民工、省域内流动农民工群体“生存型”创业的抑制效应更强,对新生代农民工的“机会型”创业抑制效果不显著。机制检验结果表明,在城市间流动频率的提高通过冲击社会资本的集聚与提高社会融合难度,对农民工的创业产生抑制效应。

【关键词】: 农民工创业 人口流动 社会资本 社会融合

【中图分类号】: F323.6 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1003-7543(2021)03-0144-12

我国经历了从“乡土中国”到“迁徙中国”的转变^[1]。随着国家基础设施的改善与市场化程度的不断提高,我国要素自由流动范围不断扩大,农民工群体在城市间的流动行为亦日益频繁。虽然有实证经验表明,更多准备创业的新生代农民工更倾向于在城市创业^[2],但是目前针对农民工创业的相关研究仍然主要集中在农村劳动力向城市转移的就业选择以及返乡农民工的创业与绩效方面,更多关注的是城市务工型、谋生型农民工的流动与生计策略研究^[3],而未充分考虑农民工在城市的创业需求,对农民工在城市间的流动创业更是缺乏关注^[4]。农民工在城市的创业是农村劳动力转移与流动就业的伴生行为。本文将重点关注如下问题:从理论上讲,在人口跨区域流动日益频繁的大背景下,在城市间的流动行为对农民工创业产生了怎样的影响?其作用机制又是什么?从实践上讲,对于潜在的流动创业农民工而言,是该选择继续坚守为创业积累资本,还是保持流动寻找创业机会?

一、相关文献综述

学术界对农民工创业影响因素的研究主要从两个视角展开。

一是关于农民工个体与家庭特征的研究。早期研究显示,年龄、性别、文化程度、婚姻状况、人力资本等个体特征对农民工的创业具有直接显著影响^[5-6]。除个体特征外,农民工创业行为还受到宗族网络、社会资本、风险偏好的影响^[7-9]。随着农民工返乡潮的出现,学术界开始关注农民工的务工经历对返乡创业的影响,研究发现个人迁移、务工经历对农民工返乡创业意愿具有显著影响,随着务工时间的延长,农民工参与创业的概率越高^[10],但也有学者指出,务工经历会阻碍返乡农民工的创业^[11],可见就农民工务工经历与返乡创业之间的关系学术界尚未形成共识。

二是关于农民工创业与社会环境之间关系的研究。市场与政府支持、就业机会创新性、社会网络与产业网络的嵌入、互联

¹作者简介:梁盛凯,中南财经政法大学工商管理学院博士研究生;

田云,中南财经政法大学工商管理学院副教授,博士生导师;

陈池波(通信作者),中南财经政法大学工商管理学院教授、博士生导师。

基金项目:国家社会科学基金重点项目“新常态下农业支持政策执行情况评估与执行机制优化研究”(15AJY014)

网应用等有利于城市农民工的创业^[12-15]。不同的城市特征对农民工创业也会产生影响，但作用有所差异，城市的贸易开放抑制了农民工的自雇型创业^[16]，但有证据表明，在控制外商投资水平后，农民工进入大城市具有更高的创业概率^[17]，因此城市特征对农民工创业的影响还需要在一个更加统一的框架下进行研究。此外，虽然有研究表明，金融支持对农民工创业至关重要^[18]，如创业贷款会对农民工产生强烈的创业激励^[19]，但在现阶段农民工创业普遍面临金融资本不足的问题，信贷约束是抑制农民工创业的重要因素^[20]。

综上，已有研究围绕农民工创业及影响因素展开了深度探讨，但仍存在一定不足，主要体现在两个方面：一是现有研究集中关注了农村富余劳动力由农村向城市转移的创业发生行为以及农民工的返乡创业，但对城市农民工的流动创业需求关注不足；二是现阶段人口在城市间的流动日益频繁，但农民工在城市间的流动行为尚未引起足够的重视，农民工在城市间的流动行为对创业的影响更是缺乏相关的经验证据。有鉴于此，本文尝试弥补已有研究的不足，首先从理论层面探析农民工在城市间的流动频率与创业行为之间的关系及作用机制，然后在实证层面上建立计量分析模型，并克服模型潜在的内生性问题，利用2017年中国流动人口动态监测调查数据对理论模型进行实证检验，最后解析其中的政策含义。

二、理论机制分析

农民工的创业行为受到诸多因素的影响，大致可归纳为个人因素与环境因素。农民工在城市间的流动改变了农民工的环境因素（包括空间迁移与社会关系），主要通过社会资本、社会融合两个机制对农民工创业行为产生影响。

（一）社会资本效应

在城市间流动首先表征出来的特征就是空间迁移，而空间迁移会带来环境的改变。人力资本依附于农民工个体，但是社会资本依赖于一定的空间场域与时间积累，无法随着农民工的流动而发生空间迁移。对于稳定就业的农民工而言，在城市工作时间越长，社会资本内聚特征越强。因此，农民工在城市间的流动对社会资本会产生两方面的影响：第一，在城市间流动发生的空间迁移极有可能会中断农民工在当地的社会积累过程，对农民工的社会资本集聚产生冲击，降低社会资本的密度和规模。第二，空间迁移后在新的城市中农民工面临创业环境的改变，更容易遭受本地社会关系网络的排斥，甚至陷入发展困境。在正式社会支持缺失的情况下，稳定的乡缘关系能在一定程度上满足创业的需求。流动频率的提高不利于形成稳定的乡缘关系网，会降低农民创业的社会资本支持，提高农民工流动创业的机会成本，抑制创业行为的发生。通过以上两个途径发挥抑制作用的可归纳为社会资本效应。

（二）社会融合效应

已有研究表明，当农民工进入新的城市后可能会面临就业隔离与语言差异的现实困难。一方面，农民工面临新的就业隔离困境，导致农民工无法通过延长流动时间向高收入职业转变，无法完成初始创业资本的积累，收紧了农民工创业的流动性约束。与城镇人口相比，农民工进入新城市后除受到职业隔离外，其工资、福利、就业机会亦处于劣势。已有研究发现，农民工受教育水平普遍较低，当进入一个新的城市时不仅受到本地居民的排斥，而且与本地农民工形成竞争关系，职业隔离与工资差异加快了农民工群体的分化，因此流动频率的增加加大了农民工在本地城市社会融入与创业的难度。农民工进入新城市后面临的另一个约束是语言差异。方言是标识身份的特殊标志，方言的运用有利于融入当地社会网络。流动频率提高增加了农民工学习不同地域方言的成本，增大了社会融合的难度，提高了农民工的创业壁垒。通过以上两个途径发挥抑制作用的可归纳为社会融合效应。

综上所述，在城市间的流动行为通过社会资本、社会融合两个机制对农民工的创业行为产生抑制效应。实际上，这两个机制是协同发生作用的，共同对农民工的创业行为产生影响。譬如，对社会资本的冲击会加大农民工社会融入的难度，而无法融入当地社会网络则会进一步弱化社会资本积累。据此，提出如下研究假说：

H1: 在城市间的流动频率与农民工创业行为之间为负相关关系;

H2: 在城市间流动频率的增加通过冲击社会资本内聚、提高社会融合难度两个机制抑制农民工创业。

需要注意的是, 农民工是理性人, 并不会盲目地流动。一方面, 农民工既要承担流动导致环境变化所引致的社会资本与社会网络变化的后果; 另一方面, 农民工在城市间的流动行为也是综合自身条件以及市场判断所作出的选择, 因而在流动与创业之间可能存在着反向因果的逻辑关系。由此, 本文的研究假设是否成立尚有待剥离核心变量的内生性后作进一步的实证检验。

三、数据、变量及模型

(一) 数据来源

本文所使用的数据来自中国流动人口动态监测调查数据(2017), 该调查以全国流动人口为调查对象, 反映了全国流动人口生存发展状况、流动迁移趋势和特点, 数据样本覆盖 31 个省份和新疆生产建设兵团, 为学术研究与政策参考提供了可靠的数据来源。本文对原始数据进行了一系列的处理: 第一, 剔除了非农业户口及其他户口形式(包括农业转居民、非农业转居民、居民、其他)的流动人口数据, 只保留农村户口的样本; 第二, 剔除因为家属随迁、照顾自家老人小孩、投亲靠友、参军、婚姻嫁娶、拆迁搬家、学习培训、出生、异地养老、其他等非工作因素而流动的人口对象, 只保留因务工/务农或者经商而流动的样本, 以体现农民工经济性的迁移与流动, 将本研究更聚焦于城市农民工的就业选择上, 以降低样本选择偏误; 第三, 剔除教育水平为本科及以上学历的样本, 以便将研究点聚焦到农民工群体; 第四, 有数据缺失的相关样本将不予保留, 最终整理得到 98485 个城市农民工样本; 第五, 对以上处理后得到样本的关键变量(流动频率)进行缩尾 1%处理, 降低异常值导致的有偏估计。

(二) 变量界定

1. 被解释变量

本文的被解释变量为城市农民工的就业身份。农民工创业是指农民工依靠自身资本、资源、信息、技术、经验以及其他因素自己创建实业, 解决就业问题, 包括雇用工人开办实业以及自我雇用经营两种方式。在中国流动人口动态监测调查数据(2017)的调查问卷中涉及受访对象的就业身份问题, 共有固定雇主的雇员、无固定雇主的雇员(零工、散工)、雇主、自营劳动者、其他 5 个选项。全球创业观察(GEM)把创业分为“生存型”创业与“机会型”创业两个层次, “生存型”创业是在没有更好的就业选择下的选择, 具有技术壁垒较低、低成本、低门槛、低风险等特征, 这些特征也十分符合自营劳动者, 而“机会型”创业更注重对商业机会的把握, 具有拥有更多的创业资金、技术壁垒较高、规模相对较大、投资回报率较高等特征, 因此进行“机会型”创业后往往会成为雇主, 两者在创业的起点逻辑上存在显著差异。本文参照全球创业观察的定义, 将雇主(雇用工人开办实业)定义为“机会型”创业, 将自营劳动者(自我雇用经营)定义为“生存型”创业, 两者均属于创业, 均赋值为 1, 其他就业身份赋值为 0。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为农民工在城市间的流动频率。流动频率指标的衡量方式为调查对象流动过的城市数量除以流动时长, 其中流动过的城市数量指的是首次流动时到调查时合计流动过的城市数量(以“个”为单位), 流动时长为调查对象首次流动的日期至 2017 年的时长(以年为单位, 若流动时长未满 1 年则按 1 年计算)。表 1 给出了所有变量的定义与描述性统计结果。

(三) 模型选择

由于被解释变量为创业与非创业两种选择，为检验流动频率对城市农民工创业概率的影响，采用 Probit 模型进行非线性参数估计，具体模型设计如下：

$$Prob(Entrepre_i) = \Phi(\alpha_0 + \beta frequency_j + \gamma X_{ij} + \delta M_j + \theta range_i + \vartheta industry_i + \sigma region_i + \varepsilon_{ij})$$

其中，下标 i 和 j 分别表示第 i 个农民工样本、农民工样本的第 j 个特征变量；被解释变量 $Entrepre_i$ 表示的是第 i 个农民工的就业身份，如果就业身份为创业则取值为 1，为非创业则取值为 0； X_{ij} 是影响农民工创业概率的个体特征向量，包括年龄、年龄²/100、性别、婚姻、受教育年限、身体状况、民族等变量； M_j 是影响农民工创业概率的家庭因素向量，包括家庭规模、家庭收入的对数两个变量； $Range_i$ 是第 i 个农民工样本的流动范围； $Industry_i$ 表示农民工所从事的行业，包括第一产业、第二产业、第三产业，以第二产业为对照； $Region_i$ 表示农民工流动的区域，包括东部地区、中部地区、西部地区、东北地区，以西部地区为对照。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值
“生存型”创业	自营劳动者=1,其他=0	0.375	0.484	0	1
“机会型”创业	雇主=1,其他=0	0.055	0.228	0	1
流动频率	流动过城市数量/流动时长	0.300	0.290	0.039	10
年龄	2017-出生年份	36.516	9.911	15	79
性别	男性=1,女性=0	0.594	0.491	0	1
婚姻	已婚=1,未婚=0	0.843	0.363	0	1
未上过学	未上过学=1,其他=0	0.025	0.156	0	1
小学	小学学历=1,其他=0	0.165	0.371	0	1
初中	初中学历=1,其他=0	0.514	0.500	0	1
高中/中专	高中/中专学历=1,其他=0	0.216	0.412	0	1
专科	专科学历=1,其他=0	0.080	0.271	0	1
生活不能自理	生活不能自理=1,其他=0	0	0.008	0	1
不健康但生活能自理	不健康但生活能自理=1,其他=0	0.015	0.123	0	1
基本健 3	基本健 3=1,其他=0	0.144	0.351	0	1
健康	健 3=1,其他=0	0.841	0.366	0	1
民族	少数民族=1,汉族=0	0.093	0.291	0	1

家庭规模	家庭总人口数量	3.164	1.214	1	10
家庭收入	2016年家庭平均每月总收入	6757.676	4363.423	1500	30000
流动范围	省域内流动=0, 跨省域流动=1	0.532	0.499	0	0
第一产业	第一产业=1, 其他=0	0.023	0.151	0	1
第二产业	第二产业=1, 其他=0	0.370	0.483	0	1
第三产业	第三产业=1, 其他=0	0.591	0.492	0	1
东部地区	东部地区=1, 其他=0	0.418	0.493	0	1
中部地区	中部地区=1, 其他=0	0.145	0.352	0	1
西部地区	西部地区=1, 其他=0	0.340	0.474	0	1
东北地区	东北地区=1, 其他=0	0.057	0.232	0	1
办理暂/居住证	办理暂/居住证=1, 未办理=0	0.676	0.468	0	1

四、实证分析

(一) 工具变量法估计

1. 流动频率变量内生性检验

潜在创业意愿反过来也会影响其流动行为的偏好，农民工的流动行为与创业选择可能存在逆向因果关系，并导致内生性问题，致使估计结果有偏，因此，在进行实证分析前，应先进行流动频率这一核心变量的内生性检验，检验结果见表2的列（1）和列（3）。检验结果显示，在将所有控制变量考虑进来后，“生存型”创业与“机会型”创业的内生性 Wald 检验结果的值分别为 136.250、14.500，p 值都为 0.000，通过了 1% 的显著性水平检验，这表明模型存在内生性问题。

2. 工具变量有效性检验

针对存在的内生性问题，本文选择是否办理暂/居住证为工具变量，通过工具变量法（两步法）弱化内生变量（流动频率）的内生性以得到更准确的估计结果。需要说明的是，暂住证制度起源于深圳，于 1984 年开始实行，后来逐步推广到其他城市。2016 年暂住证制度被取消，开始全面实施居住证制度。居住证制度的实施虽然在较大程度上保障了流动人口与本地居民享有相对公平的社会保障，但是同样也提高了农民工对居住地公共服务需求的黏性，限制了流动人口的自由流动，因此，从理论上分析可以发现，办理暂/居住证与流动频率呈负相关关系，但是办理暂/居住证与农民工是否创业并无直接的关系，符合工具变量的外生性要求。为进一步检验工具变量的有效性，利用流动频率对工具变量进行了第一阶段的 OLS 回归，结果见表 2 中的列（1）和列（3）。结果显示，无论是“生存型”创业模型，还是“机会型”创业模型，工具变量与流动频率都呈负相关关系，与理论分析预期一致，暂/居住证的办理降低了城市农民工的流动频率，并且通过了 1% 的显著性水平检验，两个模型第一阶段回归的 F 统计值分别达到了 1004.040 与 702.320，远远大于经验标准值 10，说明工具变量对流动频率具有很强的解释力，并且不存在弱工具变量的问题，工具变量是合理的。

3. 工具变量法估计结果

表 2 汇报了流动频率影响农民工创业概率的工具变量估计结果，其中列（2）是“生存型”创业模型估计结果，列（4）是“机会型”创业模型估计结果。工具变量法估计结果显示，在控制住其他影响变量后，流动频率核心变量边际效应保持在 1%显著性水下为负，说明在城市间的流动行为抑制了农民工创业行为的发生。具体来看，流动频率对农民工“生存型”创业的抑制效应为 90.6%，而对农民工“机会型”创业的抑制效应为 13.9%，对“生存型”创业的抑制效应更强。

表 2 中还报告了控制变量的回归结果。在个体特征向量方面，在“生存型”创业模型中，年龄的一次项显著为负，年龄²/100 项显著为正，说明年龄与农民工创业的概率呈“U”型关系；在“机会型”创业模型中，年龄项虽然系数为正，但并不显著，而年龄²/100 项显著为负，说明随着年龄的增大，农民工进行“机会型”创业的边际概率逐渐下降。已婚男性具有更高的创业概率（包括“生存型”创业和“机会型”创业）。教育水平变量回归结果显示，整体上看，学历水平越高，农民工开展“生存型”创业概率越低，开展“机会型”创业的概率越高，但较高学历的农民工（专科学历）开展“机会型”创业的概率较低，表明初中及高中学历水平的农民工开展“机会型”创业概率最高。身体健康水平变量回归结果显示，身体健康水平对“生存型”创业影响不显著，但对“机会型”创业影响显著，身体健康水平越高的农民工群体开展“机会型”创业的概率越高。少数民族农民工“生存型”创业概率显著低于汉族农民工，但对于“机会型”创业无显著差别。在家庭特征向量方面，家庭规模越大，收入水平越高，开展“生存型”创业和“机会型”创业的概率越高。跨省域流动的农民工创业概率更高。在所从事产业特征方面，从事第一产业和第三产业的农民工创业概率高于从事第二产业的农民工。在流动区域特征方面，流向中部地区与西部地区农民工创业概率没有显著差异，但流向东部地区和东北地区的农民工创业概率显著低于流向西部地区的农民工。

表 2 工具变量法的估计结果

因变量	“生存型”创业		“机会型”创业	
	流动频率(1)	“生存型”创业(2)	流动频率(3)	“机会型”创业(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
办理暂/居住证	-0.054*** (0.002)		-0.060*** (0.003)	
流动频率		-0.906*** (0.079)		-0.139*** (0.031)
年龄	-0.046*** (0.001)	-0.022*** (0.004)	-0.051*** (0.001)	0.003 (0.002)
年龄 ² /100	0.048*** (0.001)	0.023*** (0.004)	0.054*** (0.001)	-0.004** (0.002)
男性	0.003 (0.002)	0.012*** (0.004)	0.002 (0.003)	0.014*** (0.002)
已婚	-0.067*** (0.004)	0.099*** (0.009)	-0.057*** (0.005)	0.016*** (0.003)
小学	-0.019*** (0.007)	-0.027** (0.012)	0.006 (0.010)	0.013 (0.008)

初中	-0.029*** (0.007)	-0.036*** (0.012)	-0.017* (0.009)	0.021*** (0.007)
高中	-0.033*** (0.007)	-0.104*** (0.012)	-0.023** (0.010)	0.018** (0.008)
专科	-0.061*** (0.008)	-0.255*** (0.009)	-0.058*** (0.010)	-0.014** (0.006)
不健康但生活能自理	0.027 (0.116)	0.079 (0.192)	0.174 (0.187)	0.934*** (0.017)
基本健康	0.057 (0.116)	0.080 (0.197)	0.201 (0.187)	0.920*** (0.034)
健康	0.075 (0.116)	0.050 (0.216)	0.217 (0.187)	0.134*** (0.011)
民族	0.013*** (0.004)	-0.024*** (0.007)	0.009** (0.005)	0.001 (0.003)
家庭规模	-0.021*** (0.001)	0.014*** (0.003)	-0.018*** (0.001)	0.002** (0.001)
家庭收入	-0.032*** (0.002)	0.072*** (0.005)	-0.044*** (0.003)	0.086*** (0.002)
流动范围	0.019*** (0.002)	0.095*** (0.004)	0.025*** (0.003)	0.016*** (0.002)
第一产业	-0.067*** (0.007)	0.303*** (0.013)	-0.055*** (0.011)	0.047*** (0.012)
第三产业	-0.013*** (0.002)	0.311*** (0.004)	0.002 (0.003)	0.062*** (0.002)
东部地区	0.004 (0.003)	-0.240*** (0.004)	0.003 (0.003)	-0.054*** (0.002)
中部地区	0.001 (0.003)	0.00 (0.006)	0.001 (0.005)	0.002 (0.003)
东北地区	-0.019*** (0.005)	-0.170*** (0.007)	-0.032*** (0.006)	-0.021*** (0.003)
Pseudo R ²		0.179		0.203

F	1004.040		702.320	
P	0.000		0.000	
Wald test of exogeneity	136.250		14.500	
Prob>chi2	0.000		0.000	
样本数	93057	93057	61511	61511

注：表中报告系数为平均边际效应；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内的数字为稳健性标准误；“生存型”创业模型包括自营劳动者以及非创业样本，“机会型”创业模型包括雇主以及非创业样本；下同

（二）稳健性检验

1. 核心变量稳健性检验

为进一步检验流动频率对农民工创业影响结果的稳健性，这里通过更改流动频率衡量方式（依次将流动频率为 0~0.1、0.1~0.2、0.2~0.3、0.3~0.4、0.4~0.5、0.5~0.6、0.6~0.7、0.7~0.8、0.8~0.9、1.0 以上等 10 个限值范围分别赋值为 1~10）进行回归，同时采用工具变量估计，结果如表 3（下页）所示。回归结果表明，流动频率与“生存型”创业和“机会型”创业之间均为显著负相关关系，流动频率变量均通过 1%的显著性水平检验。比较“生存型”创业和“机会型”创业两个模型回归结果发现，在城市间的流动行为对农民工“生存型”创业行为的抑制效应更强，回归结果与表 2 中的回归结果一致。以上分析说明，在城市间的流动行为显著抑制了农民工的创业，证明了回归结果是稳健的。

2. 被解释变量稳健性检验

把“生存型”创业和“机会型”创业合并在一起进行考虑以检验稳健性，结果展示在表 3 的列（7）中。结果显示，把两者合并在一起后，流动频率与创业行为之间仍然是负相关关系，因此，无论是“生存型”创业还是“机会型”创业，抑或把“生存型”创业与“机会型”创业合并，农民工在城市间流动频率的提高都会显著抑制其创业行为的发生，证明了模型估计结果是稳健的。

（三）异质性分析

1. 流动频率与不同技能水平农民工的创业

参考已有文献的做法，这里用农民工的受教育程度作为衡量农民工技能水平的代理变量^[21]，当农民的受教育水平为初中及以下文化水平时，样本进入相对低技能组，当农民的受教育水平为初中以上文化时，样本进入相对高技能组。表 4 汇报了流动频率对不同技能水平农民工创业的影响。结果表明，无论是相对低技能组还是相对高技能组，在城市间流动频率的增加都降低了农民工的创业概率（包括“生存型”创业和“机会型”创业），但对相对低技能组农民工群体“生存型”创业的抑制效应更强。低技能农民工流动能力本身较弱，这说明在城市间的流动放大了以低技能为代表的弱势农民工群体的人力资本劣势，不利于资本积累与就业层次的提升。

2. 流动频率与“两代农民工”的创业

新生代农民工与第一代农民工在社会背景、教育背景、所面临的时代变迁均存在较大差异。学者们一般将1980年以前出生的农民工称为第一代农民工，将1980年以后出生的农民工称为新生代农民工^[22]。表5报告了流动频率对“两代农民工”创业的影响。结果显示：一方面，农民工在城市间流动频率的提高抑制了新生代农民工“生存型”创业行为的发生，抑制效应达到62.0%，但对“机会型”创业抑制效果不显著；另一方面，流动频率的提高同时抑制了第一代农民工“生存型”创业和“机会型”创业，抑制效应分别达到了124.7%与30.1%，对“生存型”创业的抑制作用更强。这一结果可以从两个方面来解释：一方面，可基于第一代农民工所处的时代背景来分析。新中国成立以来，我国人口流动政策可分为五个阶段，而1984—2002年仍然处于限制流动和有序逐步放开阶段。第一代农民工向城市流动时还受到较多限制，对城市流动带来的冲击更加敏感，因而在城市间的流动对第一代农民工的创业抑制作用更强。另一方面，新生代农民工成长于互联网时代，普遍流动性更强，信息化的普及便利了农民工的信息获取，拓宽了社会网络的时空边界。互联网在新生代农民工中的普及使用有利于激活“机会型”创业，弱化了流动对新生代农民工“机会型”创业的冲击作用。

3. 流动频率与不同流动范围农民工的创业

本文把流动范围区分为跨省域流动与省域内流动两个子样本，并探讨流动频率对不同流动范围农民工创业的影响，结果如表6所示。不难发现，所有的边际效应系数均为负，并且都通过了显著性水平检验。具体来看，在城市间流动对跨省域流动农民工群体的“生存型”创业和“机会型”创业抑制效应分别达到56.4%和13.0%，对省域内流动农民工群体的“生存型”创业和“机会型”创业抑制效应分别为109.3%和9.0%。这表明，在城市间的流动对跨省域流动与省域内流动的农民工创业均有显著的抑制效应，但对省域内流动的农民工群体“生存型”创业抑制效应更强。相对于跨省域流动，农民工在省域内城市间的流动频率增加更不利于创业。

表3 稳健性估计结果

变量	“生存型”创业 (5)	“机会型”创业 (6)	“生存型”创业+ “机会型”创业 (7)
流动频率 (按1-10赋值)	-0.102*** (0.009)	-0.016*** (0.004)	
流动频率 (原值)			-0.911*** (0.078)
控制变量	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.179	0.203	0.178
样本数	93057	61511	98485

注：Yes表示控制相关变量，下同；控制变量与表2相同

表4 流动频率与不同技能水平城市农民工的创业

变量	相对低技能组		相对高技能组	
	“生存型”创业 (8)	“机会型”创业 (9)	“生存型”创业 (10)	“机会型”创业 (11)

流动频率	-1.042*** (0.089)	-0.125*** (0.034)	-0.397** (0.163)	-0.174** (0.071)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.166	0.197	0.273	0.218
样本数	65746	40482	29196	21029

表 5 流动频率与“两代农民工”的创业

变量	新生代农民工		第一代农民工	
	“生存型”创业(12)	“机会型”创业(13)	“生存型”创业(14)	“机会型”创业(15)
流动频率	-0.620*** (0.107)	-0.034 (0.040)	-1.247*** (0.116)	-0.301*** (0.053)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.192	0.219	0.139	0.182
样本数	54990	39513	40224	21998

五、机制检验：社会资本与社会融合的作用

在理论机制分析部分，本文提出了社会资本与社会融合两个作用机制，其中社会资本是指农民工与其他个体或团体之间的关联，包括社会网络、互惠性规范和由此产生的信任，其中社会网络是主要的衡量指标，因此本文选择社会网络的广度作为社会资本的代理变量，社交网络指标选择问卷中的“您业余时间在本地和谁来往最多”这一问题，问题共有同乡（户口迁至本地）、同乡（户口仍在老家）、同乡（户口迁至本地与老家以外的其他地区）、其他本地人、其他外地人、很少与人来往等 6 个选项，将选择主要与其他本地人来往最多的选项的农民工样本赋值为 1，表示农具有更高密度和更大规模的社会网络与社会资本，选择其他选项的农民工样本赋值为 0，表示更低密度和更小规模的社会网络与社会资本。社会融合是指确保具有风险和社会排斥的农民工群体能够获得与本地居民接纳与平等交换资源的机会。社会排斥理论提出了社会融合与社会排斥的对立性，因此本文采用社会排斥指标作为社会融合的代理变量，社会排斥指标选择问卷中“我觉得本地人愿意接受我成为其中一员”这一问题，答案共有 4 个选项，分别为完全不同意、不同意、基本同意、完全同意，将选择完全不同意、不同意两个选项的农民工样本赋值为 1，表示面临社会融入壁垒，社会融合难度较高；将选择基本同意和完全同意两个选项的农民工样本赋值为 0，表示没有面临社会融合壁垒。拥有更丰富的社会资本与能顺利融入当地社会的农民工创业概率更高。本文在理论分析的基础上，进一步验证社会资本与社会融合效应抑制农民工创业的两个作用机制。

表 6 流动频率与不同流动范围城市农民工创业

变量	跨省域流动	省域内流动
----	-------	-------

	“生存型”创业(16)	“机会型”创业(17)	“生存型”创业(18)	“机会型”创业(19)
流动频率	-0.564*** (0.087)	-0.130*** (0.035)	-1.093*** (0.144)	-0.090* (0.093)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.232	0.227	0.144	0.194
样本数	49497	33129	43560	28382

从表 7 模型（20）的估计结果可以看出，流动频率对社会资本的边际冲击效应达到-0.115，流动频率每提高 1%，流动农民工顺利融入本地社交网络的概率将下降 11.5%。在城市间的迁移流动确实对流动农民工的社会资本集聚与扩张产生了冲击，频繁的流动让农民工难以融入本地的社交网络，更无法获得相应的创业支持与机会识别的际遇。模型（21）估计结果表明，流动频率每提高 1%，农民工社会融合难度将上升 1.8%。因此，从社会资本积累与社会融合两个角度来看，在城市间流动频率的提高均不利于农民工创业，以上结果验证了研究假说 2。

六、结论与政策建议

通过分析本文得到了如下研究结论：第一，工具变量法估计结果显示，农民工在城市间的流动行为显著抑制了农民工创业行为的发生，流动频率每提高 1%，农民工进行“生存型”创业的概率下降 90.6%，进行“机会型”创业的概率下降 13.9%，并且流动行为对农民工“生存型”创业的抑制效应更强，估计结果验证了本文提出的理论假说 1。第二，在控制所有协变量基础上，利用改变流动频率的衡量方式进行稳健性检验的结果显示，在城市间的流动对农民工“生存型”创业和“机会型”创业行为仍然具有显著的抑制效应，抑制效应分别为 10.2%、1.6%，证明了模型估计结果的稳健性。第三，异质性分析结果显示，从不同技能水平、不同年龄、不同流动范围特征对比分析发现，在城市间的流动对低技能组农民工、第一代农民工、省内流动农民工群体“生存型”创业的抑制效应更强，抑制效应差异分别达到 104.2%、124.7%、109.3%，对新生代农民工的“机会型”创业抑制效果不显著。第四，机制检验结果显示，流动频率每提高 1 个百分点，流动农民工顺利融入本地社交网络的概率下降 11.5%，而遭受本地居民排斥的概率提高 1.8%，说明农民工在城市间的流动频率的增加通过对社会资本的集聚产生冲击与增加社会融合难度两个作用机制抑制了农民工创业行为的发生。以上所有估计结果均通过 1%的显著性水平检验，检验结果验证了本文提出的理论假说 2。

基于以上结论，提出如下政策建议：

第一，地方政府在制定政策时既要继续促进农村富余劳动力向城市转移，又要重视城市流动农民工的创业需求，缓解流动对农民工创业的抑制效应。进一步优化农民工异地就业创业服务，建立城市流动农民工创业集聚市场，为流动农民工创业提供良好稳定的场所与创业平台，降低创业门槛。充分运用大数据精准识别城市流动农民工并优化相应的扶持政策，尽量满足农民工多样化的创业需求，降低其在城市创业的经济成本。开展农民工专项技能培训，除基础技能外，重点为具有潜在创业意愿的农民工提供相应的创业指导服务，提升农民工创业能力。

表 7 作用机制检验：社会资本与社会融合

变量	社会资本(20)	社会融合(21)
----	----------	----------

流动频率	-0.115*** (0.006)	0.018*** (0.003)
控制变量	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.071	0.033
样本数	98485	98485

第二，为城市流动农民工创业提供差异化扶持政策支持。对于大部分潜在“生存型”创业农民工群体，应放宽其在城市的落户政策，让农民工获得更加公平的就业机会，这有利于在一定程度上缓解人力资本劣势对创业的约束。针对第一代农民工和省域内流动农民工，应加快互联网以及智慧产业知识的普及，提高第一代农民工融入数字型现代产业与社会的能力，拓宽其社会网络边界，提高其流动能力，增加其进行“机会型”创业的几率。

第三，促进农民工的城市融合发展。一方面，建立流动人口行业协会与自治组织，推进流动农民工服务管理社区化，促进流动农民工的社区融合，以一种更为包容的政策措施让流动农民工就地创业，促进农民工利用已有的社会网络降低创业壁垒。另一方面，培育新型职业农民，提高农民工整体素质，引导主流媒体构建农民工正面媒介形象，减少本地居民对流动农民工的偏见，促进农民工在城市的融合发展，激发创业活力。

参考文献:

- [1]段成荣,吕利丹,王涵,等. 从乡土中国到迁徙中国:再论中国人口迁移转变[J]. 人口研究,2020(1):19-25.
- [2]蒋凤丽. 论众创时代新生代农民工的创业需求与挑战[J]. 农业经济,2016(7):74-75.
- [3]李向振. 跨地域家庭模式:进城务工农民的生计选择[J]. 武汉大学学报(人文科学版),2017(5):63-71.
- [4]芮正云. 农民工城市创业生存与成长[J]. 海南大学学报(人文社会科学版),2017(5):55-60.
- [5]FAFCHAMPS M, QUISUMBING A R. Socia roles, human capital, and the intra-household division of labor:evidence from Pakistan[J]Oxford Economic Papers, 2003, 55(1):36-80.
- [6]黄兆信,曾纪瑞. 新生代农民工创业活动影响因素实证研究[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版),2012(5):146-152.
- [7]郭云南,张琳弋,姚洋. 宗族网络、融资与农民自主创业[J]. 金融研究,2013(9):136-149.
- [8]张广胜,柳延恒. 人力资本、社会资本对新生代农民工创业型就业的影响研究——基于辽宁省三类城市的考察[J]. 农业技术经济,2014(6):4-13.
- [9]王勇. 创业环境、风险态度与新生代农民工的创业倾向[J]. 经济体制改革,2017(1):67-75.
- [10]徐超,吴玲萍,孙文平. 外出务工经历、社会资本与返乡农民工创业——来自 CHIPS 数据的证据[J]. 财经研究,2017(12):30-44.

-
- [11]许明. 外出务工经历与返乡农民工创业成功率——基于倾向得分匹配法的反事实估计[J]. 首都经济贸易大学学报, 2020(4):70-79.
- [12]吴磊, 郑风田. 创业环境维度视角下的农民工回乡创业选择[J]. 中国人口·资源与环境, 2012(9):116-120.
- [13]庄晋财, 马婧, 王春燕. 产业网络嵌入对农民工创业成长的影响研究——基于知识能力累积视角的实证分析[J]. 云南财经大学学报, 2015(1):131-140.
- [14]芮正云, 庄晋财. 机会创新性能提高农民工自主创业的成功率吗[J]. 财经科学, 2015(10):92-101.
- [15]袁方, 史清华. 从返乡到创业——互联网接入对农民工决策影响的实证分析[J]. 南方经济, 2019(10):61-77.
- [16]王小洁, 刘鹏程, 陈梅, 等. 贸易开放对农民工自雇创业的影响[J]. 中国经济问题, 2016(5):16-28.
- [17]朱明宝, 杨云彦. 大城市有利于农民工创业吗[J]. 财贸研究, 2018(2):33-42.
- [18]刘宇娜, 张秀娥. 金融支持对新生代农民工创业意愿的影响分析[J]. 经济问题探索, 2013(12):115-119.
- [19]张若瑾, 张静. 农民工创业意愿影响因素的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017(S2):29-31.
- [20]李长生, 黄季焜. 信贷约束和新生代农民工创业[J]. 农业技术经济, 2020(1):4-16.
- [21]陆铭, 高虹, 佐藤宏. 城市规模与包容性就业[J]. 中国社会科学, 2012(10):47-66.
- [22]王春光. 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, 2001(3):63-76.