

“过劳贫困”会降低流动人口的定居意愿吗？

——基于流动人口动态监测调查数据的研究

邹薇 金婉舒*

内容提要 本文基于全国流动人口动态监测调查数据研究发现，相比城镇人口，流动人口普遍面临长期在低收入下过度劳动即“过劳贫困”问题。本文使用 Logit 模型研究“过劳贫困”对流动人口定居决策的影响，发现“过劳贫困”显著地降低了流动人口的定居意愿，具有挤出效应，且流动人口所在城市规模越小、职业越不稳定或人口流动范围越广，挤出效应越强。上述结果在进行分年度回归、替换被解释变量、内生性检验以及 Bootstrap 检验后仍然稳健。本文进一步运用 KHB 中介效应分析法，发现“过劳贫困”对流动人口定居意愿的直接效应占据主导地位，同时通过降低流动人口的社会融入度和组织参与度，以及损伤健康状况，间接影响其定居意愿。

关键词 流动人口 过劳贫困 定居意愿 中介效应

一 引言

改革开放以来，中国通过政策调整与城市制度改革清除了一系列制度障碍，形成过剩劳动力能够在城市间自由“进入”、“退出”与“流动”的环境（蔡昉，2017）。中国流动人口规模急剧增长，从2000年“五普”时的1.21亿，增加到2017年的2.44

* 邹薇，武汉大学经济与管理学院，电子邮箱：zouwei@whu.edu.cn；金婉舒，武汉大学经济与管理学院，电子邮箱：jin821492293@163.com。本研究得到国家社会科学基金重大项目“解决相对贫困的扶志扶智长效机制研究”（批准号20&ZD168）和国家自然科学基金面上项目“代际传递、邻里效应与教育贫困：基于社会网络经济学视角”（批准号71973102）的资助。

亿，几乎占全部城镇人口的 30% 左右，占全国总人口的 17% 左右，大约每 6 个人中就有一个流动人口。如此庞大的流动群体已然成为不可忽视的存在，人口的大规模流动有利于激发城市活力，加快城镇化速度，对社会经济发展做出巨大贡献。但是，同样不可忽视的一个现象是，自 2015 年以来流动人口总量开始下降，2016 年中国流动人口总量为 2.45 亿人，比 2015 年末减少了约 171 万人，2017 年继续减少了 82 万人，这已是流动人口规模连续第三年下降^①。上述现象引发了学术界广泛关注，流动人口在城市的劳动和生活状况究竟怎样？影响流动人口定居的关键因素是什么？对这些问题的研究，对于推动城镇化从以土地为核心转变为以人为核心，延续和挖掘人口流动带来的红利，具有现实意义。

流动人口承担了繁重的劳动负荷，与城市户籍人口相比无法完全享有所在地的公共服务，这使其福利水平与发展状况都受到了一定程度的限制。根据阿马蒂亚·森的可行能力理论，这种因机会剥夺和社会排斥导致的流动人群的发展受限，可以视为一种“贫困”，并且是涉及生活水平、健康状况与社会排斥等方面的多维贫困。我们发现，基于流动人口的特征，他们普遍面临着一种特殊维度的贫困——“过劳贫困”，即长期在低收入下过度劳动。“过劳”通常指劳动者在一定时期内超时、超强度的就业状态（郭凤鸣、张世伟，2018，2020），而当把“过劳”用“工作时长”来刻画时，流动人口的“过劳”程度则显著高于其他人群。

根据 2017 年中国流动人口动态监测调查（CMDS）全样本数据，流动人口家庭成员人均月收入为 2556.58 元，比 2017 年城镇居民家庭人均可支配收入少 40%，而流动人口平均每周劳动时间为 56.77 小时，比城镇就业人员平均水平高 23%，远超《中华人民共和国劳动法》规定的每日工作时长不超过 8 小时、每周平均工作时长不超过 44 小时的工时制度。76% 的流动人口每周工作时间都在 44 小时以上，可见，相比于城镇户籍人口，流动人口中超负荷、超强度的“过劳贫困”问题十分普遍，陷入了“低收入——过度劳动——持续贫困”的困境。因此，本文聚焦“过劳贫困”对于流动人口的影响，探讨“过劳贫困”对于定居意愿的影响和传导机制，为破解流动人口在城市“进得来”并且“住下来”问题提供新的思路。

本文使用 2012 年、2015 年、2016 年和 2017 年全国流动人口动态监测调查（CMDS）数据，从个体层面考察“过劳贫困”对流动人口定居意愿的影响。首先，使用 Logit 模型回归发现“过劳贫困”会显著降低流动人口的定居意愿，具有挤出效应。

^① 参见 <http://news.chinabaogao.com/gonggongfuwu/201812/12243Y3312018.html>。

这种挤出效应具有异质性，当流入城市规模越小、职业越不稳定或流动范围越广时，“过劳贫困”对定居意愿的负面影响越显著。其次，考虑到“过劳贫困”与定居意愿之间可能存在反向因果关系，本文使用区县层面居住在就业地或单位的流动人口比重作为工具变量进行回归，发现“过劳贫困”依然具有显著的挤出效应。最后，基于中介效应分析发现，“过劳贫困”通过影响流动人口的健康状况、社会融入意愿和组织参与意愿，降低了流动人口的定居意愿。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分对相关文献进行综述；第三部分考察“过劳贫困”对流动人口定居意愿的影响，通过进行基准回归、异质性分析、稳健性检验和中介效应分析，考察了“过劳贫困”引起流动人口居留意愿下降的挤出效应，以及导致这种挤出效应的传导机制；第四部分为结论与建议。

二 文献综述

（一）“过劳”及其危害

早在1884年，马克思就在其《经济学哲学手稿》中提及了“过度劳动”一词，此后在20世纪60年代的日本社会，“过劳”问题逐渐出现，学者们开始关注其形成的原因（Burgoon & Baxandall, 2004）。到20世纪80年代初，美国、德国、法国和加拿大等国家也出现了劳动时间延长的趋势（Bowles & Park, 2005），至此各国研究者开始从法学、心理学、医学等各学科的角度来分析“过劳”问题，并逐渐拓展至管理学与经济学领域。

一些学者关注过度劳动的成因。马克思在《资本论》中详细论述了过度劳动形成的原因，他指出延长工时带来的额外利润对于工厂主而言是难以抵抗的诱惑。根据消费主义理论，个人与家庭为了寻求更高水平的消费会工作更长时间，以得到更可观的收入（Schor, 1999）。根据工作规范理论，工人对奖励与晋升机制的期望会激励其自主延长工作时间（Jacobs & Gerson, 2004），因为劳动者工作时间越长，越容易得到领导的赏识和认可，被解雇的概率越小，甚至有可能升职加薪（Bell & Freeman, 2001）。根据人力资本理论，工资水平随着人力资本投资水平的增加而增加，由于存在替代效应，劳动者可能为了获得更多的人力资本投资回报而延长其劳动时间。

在发展中国家，贫困人口低收入和过度劳动并存的现象引起了更多关注。学者们认识到长期过度劳动可能导致许多危害。例如，过度劳动会影响劳动者的身心健康（Dembe et al., 2005），引发工作-家庭冲突（Major et al., 2002），还会阻碍劳动者人

力资本投资和社会融入（潘泽泉、林婷婷，2015）。过度劳动也会降低劳动生产率，不利于劳动收入提升（Shepard & Clifton, 2000；梁童心等，2019）。对贫困人口，特别是女性而言，长时间从事低收入的工作或无收入的家务，还会造成“时间贫困”（Hyde et al., 2020），因为过度劳动挤占了个体营养保健、就医、休息、学习、照料家人等需求，从而不利于改善贫困状况和自我可持续发展。

（二）流动人口的定居意愿

流动人口定居意愿本质上是个体衡量收益与成本之后追求更高效用的决策结果，而其定居决策影响着各个城市的人口分布。古语有言“人往高处走”，对流动人口而言，究竟高处是何处？Lee（1966）将影响劳动力流动决策的因素归纳为中间因素、个体因素、推力和拉力。从人口学的角度来说，研究流动人口定居意愿的影响因素，主要是判别流动人口选择定居或继续流动的“推拉”作用力分别是什么。国外关于个体定居意愿的早期研究，较多关注年龄、性别、婚姻状态、户口类型和教育程度等个体特征属性带来的定居意愿差异（Massey & Espinosa, 1997），后来延展到讨论人文社会因素与经济动机对定居意愿的影响（Massey & Akresh, 2006），近期开始关注居住环境等背景因素（Faggian et al., 2012；de Vroome & van Tubergen, 2014）。

国内学者对定居意愿的研究，大多专注于解释制度因素尤其是户籍制度对流动人口定居意愿的限制作用（Wang & Fan, 2012）。然而，随着近年来人口结构特征的变化以及劳动力市场的发展，许多研究者认为只考虑制度因素不足以深入探究定居意愿的影响机制，还需继续探索其他因素（Chen & Liu, 2016）。有研究发现，由于大城市的集聚效应，城市人口规模越大，带来的工资溢价和能力回报就越高，因此会更加吸引人口流入（王建国、李实，2015）。此外，也有学者研究配偶随迁、子女教育以及留守父母的健康状况等家庭因素对定居意愿的影响（钱文荣、李宝值，2013）。

定居意愿作为流动人口对当前生存状况和现有社会福利的态度表达，受到多方面因素的影响。有研究表明，“过劳”会影响流动人口对于生存环境的感受和生活质量。一方面，“过劳”很可能会加大流动人口的心理压力，滋生焦虑、苦闷等消极情绪，加上长时间的体力劳动，导致身心健康状况下降。张抗私等（2018）基于2014年全国流动人口动态监测调查数据的分析指出，劳动者工作的时间越长，其陷入沮丧、焦虑的几率越大，情感状况会愈发低下。另一方面，根据公平理论，工人受到激励的程度取决于其在投入和报酬方面对自己与参照对象的主观比较。相比于流入地户籍人口而言，陷入“过劳贫困”的流动人口对工作投入的增加不仅体现为工作时间长与工作强度大，更包括健康方面的损害，以及对社会融入和组织参与时间的侵占，因此产生不公平感

(吕景胜等, 2019)。流动人口从事的劳动大多是繁重的体力劳动, 且他们大多处在产业劳动者的底层, 属于“过劳”最严重的人群。在与本地居民相处的过程中, 他们往往会感受到排斥感与不公平感, 进而感到更加自卑, 这种处在“边缘化”状态的流动人口更难融入当地并形成身份认同, 其组织参与度也因此减弱(祝仲坤, 2020)。但是, 在既有文献中, 还未有学者关注到“过劳”与流动人口定居意愿可能存在关联。

本文着重考察“过劳贫困”问题严重的流动人口群体, 通过实证研究揭示“过劳贫困”对流动人口定居意愿的影响及其传导机制。相较既有文献, 本文的贡献在以下方面。其一, 使用 Logit 模型研究发现“过劳贫困”显著降低流动人口的定居意愿, 产生挤出效应, 并且进行了异质性分析、内生性检验以及 Bootstrap 检验, 结果仍然稳健。其二, 研究“过劳贫困”导致定居意愿下降的机制, 通过运用 KHB 中介效应分析法, 发现“过劳贫困”对定居意愿的直接效应占主导地位, 间接效应主要通过降低流动人口的健康状况、社会融入意愿和组织参与意愿, 进而降低流动人口的定居意愿。

三 “过劳贫困”对流动人口定居意愿的影响

(一) 模型设定

流动人口在进行定居决策时面临多方面的考虑, 假定流动个体选择定居在某个城市的效用函数如式(1)所示, 其效用依赖于流动人口的个体偏好与流入地城市的特征。其中, W_i 是流动个体 i “过劳贫困”的虚拟变量, P_i 代表流动个体 i 个人和家庭的特征向量, Z_i 代表流动个体 i 居住城市的特征向量, ϵ_i 为未观测因素。

$$U_i = f(W_i, P_i, Z_i, \epsilon_i) \quad (1)$$

流动人口选择定居所在城市的概率如式(2)所示, 被解释变量 $stay_i$ 是流动人口定居意愿的虚拟变量, 本文使用 Logit 模型分别估计式(2)中“过劳贫困”变量、个人和家庭特征变量以及城市特征变量的参数 β_1 、 β_2 和 β_3 , 这些参数反映了各变量对定居概率的影响(Karlson et al., 2012)。

$$Prob(stay_i = 1) = \frac{\exp(\beta_1 W_i + \beta_2 P_i + \beta_3 Z_i)}{1 + \exp(\beta_1 W_i + \beta_2 P_i + \beta_3 Z_i)} \quad (2)$$

对数化处理式(2)可得本文的回归估计模型:

$$\log\left(\frac{Prob(stay_i = 1)}{1 - Prob(stay_i = 1)}\right) = \beta_1 W_i + \beta_2 P_i + \beta_3 Z_i \quad (3)$$

在本文的 Logit 模型中,若参数 $\beta_j < 0$ ^①,则 $\exp(\beta_j) < 1$,表明“过劳贫困”会降低流动人口选择定居的概率。“过劳贫困”影响定居意愿的个体异质性可通过在估计模型式(3)中放入“过劳贫困”虚拟变量与个体特征的交叉项来实现。如式(4)所示, X_i 表示流动人口的个体特征, β_4 是待估计的交叉项系数。

$$\log\left(\frac{\text{Prob}(\text{stay}_i = 1)}{1 - \text{Prob}(\text{stay}_i = 1)}\right) = \beta_1 W_i + \beta_2 P_i + \beta_3 Z_i + \beta_4 W_i X_i \quad (4)$$

(二) 数据与变量说明

本文通过匹配流动人口微观数据与城市层级数据对模型进行估计。流动人口微观数据来源于 2012 年、2015 年、2016 年和 2017 年全国流动人口动态监测调查(CMDS),城市层级数据来源于对应年份的《中国区域经济统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。

本文主要研究“过劳贫困”对流动人口定居意愿的影响,因此只关注正在工作的个体样本。样本须同时满足以下条件:年龄在 15~60 岁之间;调查当年“五一”节前一周做过一个小时以上有收入的工作;所有变量无缺失值。数据清理后,2012 年、2015 年、2016 年和 2017 年符合以上标准的流动个体数量分别为 64039 个、71725 个、69614 个、70960 个。本文的城市包括地级市和县级市,因为存在一些城市层级的数据缺失,经样本匹配后,涵盖的城市数量为 264 个,剔除居住在这 264 个城市之外其他城市的流动人口后,最终回归的样本量为 276338 个。这些城市是流动人口选择流入的主要城市,同时也遍布于全国 31 个省份,说明本文选择的层级数据集代表性较好。

表 1 报告了主要变量的定义和描述性统计结果。根据《中国劳动统计年鉴》公布的 2012 年至 2017 年城镇工作人员每周工作时长数据,取年度平均值 46.38 小时为临界值,超过 46.38 小时即视为“过劳贫困”。由表 1 可知,“过劳贫困”变量的均值为 0.757,即劳动时间超过临界值的流动人口比例约为 76%,说明流动人口近年来普遍处于“过劳贫困”状态。定居意愿变量是本文的核心被解释变量,根据受访者对于问卷中“您今后是否打算在本地定居(5 年以上)”问题的回答来构建变量。若回答为“打算居住”,赋值为 1;回答为“不打算居住”,赋值为 0;将回答为“目前没想好”的样本删掉。定居意愿变量的样本均值为 0.886,在调查年度间总体呈弱上

① 作为非线性模型,Logit 模型的估计系数不能直接解释为边际影响(余珮、孙永平,2011),因此为了测量回归系数的边际作用大小,本文报告的系数均为平均概率弹性(average probability elasticity)。

升趋势，说明大部分流动人口还是更加倾向于在流入地定居，但是各地流动人口的居留意愿差异较大。

表 1 变量说明与描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差
“过劳贫困”	平均每周工作时长超过 46.38 视为“过劳贫困”	0.757	0.429
定居意愿	是否打算在本地定居，是 = 1，否 = 0	0.886	0.318
收入	回归时取对数	2487.215	2718.935
性别	是否为女性，是 = 1，否 = 0	0.426	0.494
婚姻状况	是否已婚，是 = 1，否 = 0	0.817	0.386
户口性质	是否为农业户口，是 = 1，否 = 0	0.812	0.391
流动年限	本年年份减去流入到居住地的年份	5.687	5.442
1~16 岁儿女数量	流动人口本人家庭中拥有 1~16 岁儿女的数量	0.420	0.623
城市人均 GDP	人均 GDP(元/人)	54100.940	32243.010
城市人口数	总人口(万人)	418.008	341.482
城市物价水平	CPI(上年 = 100)	101.739	0.765
城市失业率	城镇登记失业率(%)	2.954	0.749

资料来源：根据 CMDS 数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

本文将可能影响定居意愿的收入、性别、婚姻状况、户口性质、流动年限以及家庭中 1~16 岁儿女数量等作为控制变量纳入回归中。从表 1 中个人特征变量的描述性统计可见，流动人口收入差距较大，收入整体偏低，男女比例相对持平，男性偏多，大部分已婚，农业户口居多，平均流动年限为 5.69 年。此外，本文还控制了城市人均 GDP、城市人口数、城市物价水平、城市失业率等变量。其中，城市人均 GDP 代表一个城市的发展水平，直接影响到流动人口对城市的主观感受。城市人口规模不仅通过分享、学习和匹配机制直接使劳动者获益，还会影响流动人口在城市的收入水平与就业机会，从而影响流动人口的定居意愿。城市物价水平直接代表了生活成本，物价越高，生活成本越高，城市对流动人口的推力就会越大。另外，城市职工的失业率代表了城市的就业机会，失业率越低的地方会吸引更多的劳动力流入。

(三) 基准回归结果

表 2 报告了“过劳贫困”影响流动人口定居意愿的回归结果。为了测量回归系数的边际作用大小，本文报告的系数均为平均概率弹性 (average probability elasticity) β_j^* ，即当“过劳贫困”变动 1% 时，流动人口选择长期居留的概率会平均变动 β_j^* %。表 2 中的回归 1 只考虑了“过劳贫困”这一变量对居留意愿的作用，发现“过劳贫困”

对流动人口选择定居的概率存在显著的负效应。回归 2 在回归 1 的基础上加入了收入、性别、婚姻状况等个人特征变量，发现已婚、收入水平、流动年限都显著提高流动人口居留意愿，但是“过劳贫困”仍然保持显著的负向作用，但平均概率弹性值有所下降。处于“过劳贫困”状态时，流动人口选择定居的概率平均减少 2.3%。回归 3 在回归 2 的基础上加入了城市人均 GDP、城市人口数等城市层面的控制变量，发现已婚、收入水平等因素对居留意愿有显著正向影响，但是“过劳贫困”的估计系数依然显著为负。

表 2 “过劳贫困”影响定居意愿：logit 回归结果

解释变量	回归 1	回归 2	回归 3
“过劳贫困”	-0.038 ***	-0.023 ***	-0.020 ***
收入		0.037 ***	0.035 ***
性别		0.011 ***	0.011 **
婚姻状况		0.055 ***	0.052 ***
户口性质		-0.037 ***	-0.037 ***
流动年限		0.013 ***	0.013 ***
1~16 岁儿女数量		0.009 ***	0.012 ***
城市人均 GDP			0.011
城市物价水平			-0.739
城市失业率			-0.019
城市人口数			0.003
Chi2	49.230	1575.340	1741.490
Pseudo R ²	0.003	0.065	0.067
城市数量	264	264	264
个人数量	276338	276338	276338

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；回归 2 控制了个人和家庭特征变量，回归 3 控制了城市特征变量。

资料来源：根据 CMDS 数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

控制变量的估计系数也值得关注。由表 2 可以看出，收入、性别、婚姻状况、户口性质、流动年限以及家庭中 1~16 岁儿女数量等个人特征变量都对定居意愿有显著的影响。具体而言，流动人口收入水平越高，选择定居的概率就越高，这是因为更高的个体收入有利于流动人口在城市的生存。女性比男性个体选择定居的概率更高，这是因为女性的多维相对贫困贡献率比男性低。根据 2017 年 CMDS 数据计算得到女性的多维相对贫困贡献率为 43%，男性的多维相对贫困贡献率为 57%，且女性的贫困发生

率也比男性略低，因此女性流动个体更加适宜在流入地生存。已婚的流动个体比未婚的流动个体选择定居的概率更高，这是因为已婚的个体生活更加稳定，不再倾向于迁移。同理，在流入地生活时间越久的个体也会更加倾向于稳定地在流入地定居。户口性质为农业的流动个体选择定居的概率更低，这是因为拥有农业户口的个体往往更容易陷入多维贫困，更倾向于离开城市。在回归2中，家庭中1~16岁子女数量越多的流动个体选择定居的概率越高，这说明对父母而言，为了使子女在流入地获得更好的教育和其他公共服务供给，会更倾向于在外打拼以补贴消费支出和子女抚养成本。就城市特征变量而言，城市物价水平和城市失业率对流动人口居留意愿的影响为负值，城市人口和城市人均GDP的系数为正，但是均不显著，说明流动人口与城市人口就业的竞争或替代关系不显著。

（四）异质性分析

1. 城市层级异质性

基准回归中将所有流动人口视为对不同城市具有相同居住偏好的同质群体，得到的结果是“过劳贫困”影响定居意愿的城市平均效应。然而，不同城市的流动个体对是否继续居住可能表现出不同的意愿。为此，我们考察对于居住在不同层级城市的流动个体，“过劳贫困”对其定居意愿的异质性影响，具体做法是基于城市层级进行分样本回归。根据国家住建部于2020年底公布的《2019年城市建设统计年鉴》，超大城市人口规模为1000万以上，特大城市人口规模为500~1000万，一型大城市人口规模为300~500万，二型大城市人口规模为100~300万，中小城市人口规模在100万以下。基于此，本文将中国城市划分为超大和特大城市、一型大城市、二型大城市和中小城市4个城市层级。表3中的后四列分别报告了4个城市层级的异质性回归结果。

从表3可以看到，“过劳贫困”的系数为负，在超大、特大城市不显著，在二型大城市和中小城市很显著。城市层级越小，“过劳贫困”对定居意愿的影响越显著。这说明随着城市人口规模的减小，流动人口在进行定居决策时越来越注重“过劳贫困”因素，而在人口规模较大的城市中，流动人口更加注重未来的发展前景，而暂时忽略过度劳动对身体造成的消耗。一方面，这说明了流动人口存在着向人力资本外部性更大和规模经济性更强的大城市聚集的现象。另一方面也说明，随着城市规模的增加，其医疗资源和教育资源等也会更加丰裕，因此能够在一定程度上抵消过度劳动对流动人口的负面影响。然而，对于人口规模较小的二型大城市和中小城市，“过劳贫困”挤出人口的效应就比较显著。

表 3 城市层级异质性回归结果

解释变量	城市层级			
	超大、特大城市	一型大城市	二型大城市	中小城市
“过劳贫困”	-0.011	-0.030 *	-0.029 ***	-0.036 ***
收入	0.026 ***	0.028 ***	0.037 ***	0.028 ***
性别	0.007 ***	-0.002	0.006 *	0.017 ***
婚姻状况	0.019 **	0.064 ***	0.061 ***	0.054 ***
户口性质	-0.025 **	-0.033 *	-0.042 ***	-0.031 ***
流动年限	0.004 ***	0.010 ***	0.014 ***	0.016 ***
1~16 岁儿女数量	0.009	-0.001	0.015 ***	0.017 ***
城市人均 GDP	-0.003	0.010	0.009	0.008
城市物价水平	-1.283	-0.268	-0.060	-0.495
城市失业率	-0.015	-0.036 **	-0.006	-0.019
城市人口数	0.025	0.027	0.004	-0.005
Wald Chi2	—	1461.730	805.59	578.96
Pseudo R ²	0.055	0.077	0.066	0.070
城市数量	11	17	108	128
个人数量	44488	21445	107848	102557

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

资料来源：根据 CMDS 数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

2. 职业类别异质性

“过劳贫困”对流动人口定居意愿的影响除了表现出城市层级异质性之外，也可能因职业类别不同而呈现出不同的影响程度。本文进一步考察对于不同职业类别的流动个体，“过劳贫困”对其定居意愿的异质性影响。本文根据《中华人民共和国职业分类大典》，并结合姚先国和俞玲（2006）、杨肖丽和景再方（2010）以及夏怡然和陆铭（2015）的研究，将 CMDS 数据中流动人口的职业分为六大类别^①。

表 4 中的后 6 列分别报告了各职业类别的异质性回归结果。由表 4 可见，对于所有职业的流动人口，“过劳贫困”的系数均显著为负值，但影响程度不尽相同。因为不同职业的流动人口“过劳贫困”的程度存在较大差异，这使得其对定居意愿的影响也表现出不同的特征。如对于专业技术人员、生产运输相关人员、无固定职业及其他人员，“过劳贫困”对其定居意愿的负向影响较大。因为专业技术人员、生产运输相关人员大

① 六大类别分别是：党政机关相关人员（包括国家机关、党群组织、企事业单位负责人、公务员、办事人员及有关人员）、专业技术人员、商业服务业人员（包括经商、商贩、餐饮、家政、保洁、保安、装修、其他商业服务业）、农林牧渔业人员、生产运输相关人员（包括生产、运输、建筑、其他生产运输人员）、无固定职业及其他人员。

多在劳动密集型行业工作，他们时薪较低，为了补偿低收入，往往选择进行更长时间、更高强度的工作，“过劳贫困”对身体的影响更严重，也就更倾向于离开流入地。对于无固定职业及其他人员来说，其工作场所本身并不固定，继续流动的成本相对较低，因此其定居决策也更容易受“过劳贫困”的影响。相反，对于商业服务业人员来说，定居意愿受“过劳贫困”的负向影响较小，这可能是由于商业服务业人员的工资大多与绩效挂钩，工作时间越长其工资涨幅越大，因此相较于离开流入地，他们更愿意继续打拼。

表 4 职业类别异质性回归结果

解释变量	职业类别					
	党政机关 相关人员	专业技术 人员	商业服务业 人员	农林牧渔业 人员	生产运输 相关人员	无固定职业 及其他人员
“过劳贫困”	-0.036 ***	-0.056 ***	-0.018 ***	-0.037 **	-0.051 ***	-0.042 ***
收入	0.021 **	0.025 ***	0.034 ***	0.007	0.039 ***	0.026 ***
性别	0.009	0.023 ***	0.005 **	-0.012	-0.007	0.012
婚姻状况	0.005	0.040 ***	0.055 ***	0.023	0.065 ***	0.043 ***
户口性质	-0.004	-0.016	-0.023 ***	-0.032 **	-0.051 ***	-0.038 ***
流动年限	0.006 ***	0.011 ***	0.009 ***	0.017 ***	0.020 ***	0.012 ***
1~16岁儿女数量	0.028 ***	0.021 ***	0.010 ***	0.011	0.019 ***	0.004
城市人均GDP	0.003	0.006	0.006	0.029	0.026 *	0.010
城市物价水平	0.566	0.091	-0.392	0.820	-0.563	-0.116
城市失业率	0.008	-0.018	-0.018	0.029	-0.012	-0.023
城市人口数	0.010	-0.007	0.004	-0.002	0.002	-0.003
Wald Chi2	146.940	518.090	1425.170	78.750	672.670	271.470
Pseudo R ²	0.061	0.092	0.054	0.000	0.000	0.000
个人数量	7554	24070	163202	7408	63861	10243

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

资料来源：根据 CMDS 数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

3. 流动范围异质性

在样本中，流动人口的流动范围呈现出较大的异质性。借鉴将流动人口的流动范围区分为本地流动和异地流动的做法（宁光杰、李瑞，2016），并结合 CMDS 数据中流动人口的问卷设置，将流动范围划分为跨省流动、省内跨市流动、市内跨县流动三种，忽略跨境流动。表 5 分别报告了不同流动范围内“过劳贫困”对流动人口定居意愿的

异质性影响结果。可见，对于任意流动范围的流动人口，“过劳贫困”都会显著降低其选择定居的概率。其中，“过劳贫困”对跨省流动人口定居意愿的负向影响最大，可能的解释是，对跨省流动特别是离家独自到外省工作的流动人口来说，不但流动成本更大，还面临着社会的压力和对亲人的思念，如果拼命工作几年后，依然没有能力承担家人在流入地的生活成本，可能会因为高强度的劳动放弃定居。相反，“过劳贫困”对市内跨县流动人口定居意愿的负向影响相对较小，因为与跨省流动人口相比，市内跨县的流动人口在县城里工作，本身“过劳贫困”程度就较小，离家较近，能够很方便地与亲人来往，因而“过劳贫困”对其定居意愿的影响较小。

表 5 流动范围异质性回归结果

解释变量	流动范围		
	跨省	省内跨市	市内跨县
“过劳贫困”	-0.035 ***	-0.028 ***	-0.018 ***
收入	0.045 ***	0.034 ***	0.033 ***
性别	0.007 *	0.011 ***	0.013 ***
婚姻状况	0.056 ***	0.052 ***	0.053 ***
户口性质	-0.046 ***	-0.020 ***	-0.019 ***
流动年限	0.015 ***	0.012 ***	0.011 ***
1~16 岁儿女数量	0.021 ***	0.010 ***	0.006
城市人均 GDP	0.023 *	0.004	0.012
城市物价水平	-0.304	-0.287	-0.722
城市失业率	-0.024	-0.003	-0.007
城市人口数	-0.006	0.005	0.005
Wald Chi2	1612.810	808.120	762.880
Pseudo R ²	0.080	0.069	0.060
个人数量	141402	86280	48644

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

资料来源：根据 CMDS 数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

(五) 稳健性检验

1. 分年度回归

本文在基准回归中使用了混合截面的分析方法，因为流动人口动态监测调查是在流入地对流动人口采取分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 抽样方法进行的截面调查，不同年份抽取到重复个体的概率很小。但是为了结果的稳健性，本文还采用分年度回归的方法，依次建立 2012 年、2015 年、2016 年和 2017 年的 Logit 回归模型，并且将

“过劳贫困”的临界值替换为各自年度流动人口每周平均工作时长的平均值，分别为66.32小时、54.42小时、54.25小时、57.06小时，以此来检验混合截面回归结果的稳健性。表6报告了分年度回归结果。

表6 分年度回归结果

解释变量	年份			
	2012年	2015年	2016年	2017年
“过劳贫困”	-0.006*	-0.018**	-0.017**	-0.008***
收入	0.035***	0.043***	0.030***	0.008***
性别	0.018***	0.014***	0.009***	0.000
婚姻状况	0.034***	0.103***	0.027***	0.009***
户口性质	-0.045***	-0.045***	-0.043***	-0.008**
流动年限	0.018***	0.021***	0.009***	0.001***
1~16岁儿女数量	0.030	0.034***	0.031***	0.015***
城市人均GDP	-0.006	0.003	0.009	0.002
城市物价水平	0.192	1.110	-0.485	0.217
城市失业率	0.010	-0.031	0.024	0.005
城市人口数	-0.030*	0.002	0.003	0.007
Wald Chi2	674.360	949.290	579.610	272.510
Pseudo R ²	0.062	0.084	0.055	0.026
样本数量	64039	71725	69614	70960

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

资料来源：根据CMDS数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

从表6可以看到，与混合截面回归结果一致，流动个体“过劳贫困”使其选择定居的概率显著下降，并且这种影响在历次调查中都呈现出一致的显著负向作用。如在2015年，流动人口处于“过劳贫困”状态，其定居概率就降低1.8%。到了2017年，流动人口“过劳贫困”的作用变为使定居概率降低0.8%。同时，我们在分年度样本分析中发现，2012年流动人口“过劳贫困”的比例为42.2%，2017年流动人口“过劳贫困”的比例为48.7%，这意味着，“过劳贫困”确实会在流动人口的个体层面对定居意愿产生影响，且“过劳贫困”比例越大，对定居意愿的负向影响越大。

2. 替换被解释变量

与定居意愿相似，城市满意度也反映了流动人口对于自身在所居住城市中生活状况的主观感受，并直接影响到他们的居留意愿。因此，本文使用2012年和2017年CMDS数据，选择城市满意度作为流动人口定居意愿的代理变量，将“过劳贫困”的

临界值替换为 2012 年度和 2017 年度流动人口每周平均工作时长的两年平均值 (61.45 小时), 研究“过劳贫困”对城市满意度的影响。城市满意度按照 CMDS 调查问卷中受访者对“你是否同意我喜欢现在居住的城市”的回答来判定, 将完全同意和基本同意赋值为 1, 将不同意和完全不同意赋值为 0。估计结果如表 7。

表 7 替换被解释变量为城市满意度的回归结果

解释变量	回归 1	回归 2	回归 3
“过劳贫困”	-0.003 ***	-0.003 *	-0.004 ***
收入		0.001	0.002 *
性别		0.004 ***	0.004 ***
婚姻状况		0.003 **	0.004 ***
户口性质		-0.001	-0.001
流动年限		0.001 ***	0.001 ***
1~16 岁儿女数量		0.004 ***	0.003 ***
城市人均 GDP			-0.003 ***
城市人口数			0.304 *
城市物价水平			-0.003
城市失业率			0.001 ***
Chi2	12.840	186.050	260.280
Pseudo R ²	0.000	0.007	0.010
城市数量	260	260	260
个人数量	134999	134999	134999

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

资料来源: 根据 CMDS 数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

在表 7 的回归 1 中我们只考虑了“过劳贫困”对城市满意度的作用, 发现过度劳动对流动人口城市满意度也存在显著的负效应。回归 2 在回归 1 的基础上加入收入、性别、婚姻状况等个人特征变量, 结果表明“过劳贫困”仍然保持显著的负向作用。回归 3 在回归 2 的基础上加入了城市人均 GDP、城市人口数等城市层面的控制变量, “过劳贫困”的估计系数不仅依然为负, 并且系数绝对值和显著性均提高。该结果与基准回归结果基本一致。

3. 内生性检验

由于选择在流入地定居的流动人口, 可能更愿意选择增加劳动时间来换取更高的收入, 从而导致“过劳贫困”与定居意愿存在逆向因果关系。借鉴其他学者在分析微观个体层面数据时, 将城市级、区县级等层面的解释变量作为工具变量的方法

(陈云松, 2012), 本文使用区县层面居住在就业地或单位的流动人口比重这一变量作为工具变量进行 IV-probit 估计, 研究“过劳贫困”对流动人口定居意愿的影响。一方面, 流动人口所在区中其他流动人口的定居状况并不会直接影响到他们的定居意愿, 符合外生性条件, 且为了避免内生性, 本文剔除了流动人口自身; 另一方面, 居住在就业地或单位的流动人口工作时间可能会更长, 满足相关性条件。在构建工具变量时, 以样本中流动人口自身所在区中流动人口总数减去流动人口自身作为“分母”, 以样本中流动人口自身所在区中居住在就业地或单位的流动人口数量减去流动人口自身作为“分子”, 计算可得工具变量。基于数据的可得性, 本文使用 2012 年、2016 年和 2017 年的 CMDS 数据, 最终得到有效样本量 204613 个。估计结果列示在表 8 中。

表 8 IV-probit 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	一阶段	二阶段	一般 probit	IV-probit 模型
IV	0.108 ***			
“过劳贫困”		-1.584 ***	-0.036 ***	-0.199 ***
控制变量	控制	控制	控制	控制
Wald Chi2	7163.51		7124.13	8832.18
观测值	204613		204613	204613

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

资料来源: 根据 CMDS 数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

针对外生性原假设的沃尔德检验结果显示, p 值接近 0, 可以在 1% 的水平上认为“过劳贫困”为内生变量。相关系数高达 0.511, 这说明未度量的遗漏变量在影响“过劳贫困”的同时, 也会影响定居意愿, 因此使用 IV-probit 模型估计会更加稳健。表 8 的第 (1) 列显示了第一阶段的估计结果, 可以看出工具变量的系数显著为正, 对内生变量“过劳贫困”具有较强的解释力。第 (2) 列显示了第二阶段的估计结果, “过劳贫困”的估计系数为负数, 即“过劳贫困”程度越高, 定居的概率就越低。为了探究“过劳贫困”对定居意愿的具体影响, 表 8 的后两列分别报告了一般 probit 和 IV-probit 模型的边际效应, 与基准回归结果一致, “过劳贫困”的系数始终显著为负, 且加入了工具变量后的系数绝对值变大, 说明如果忽略“过劳贫困”的内生性, 将低估“过劳贫困”对于定居意愿的负作用。

4. Bootstrap 检验

为了排除因样本选择而产生的误差，本文还对所得结果进行 Bootstrap 稳健性检验，即对原始样本进行重复抽样，依据抽出的样本得到待估统计量，重复上述 N 次（N = 1000），以此估计统计量 t 的标准误及置信区间。由表 9 可见，Bootstrap 下的估计结果与基准回归中的估计结果基本一致，并且标准误较小，影响更加显著，因此前文结论具有稳健性，即“过劳贫困”的确会降低流动人口的定居意愿。

表 9 Bootstrap 检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
“过劳贫困”	-1.584 ***	-0.036 ***	-0.199 ***
控制变量	未控制	控制	控制
Wald Chi2	1172.860	9529.060	9890.090
Pseudo R ²	0.006	0.068	0.052
观测值	276338	276338	276338

注：(1) ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；(2) 回归 2 控制了个人和家庭特征变量，回归 3 控制了城市特征变量。

资料来源：根据数据 CMDS 数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

(六) 传导机制分析

为了探究“过劳贫困”影响居留意愿的具体机制，本文采用 Karlson et al. (2012)、Breen et al. (2013) 提出的 KHB 方法。该方法适用于非线性模型，可以避免线性模型中介效应分析法可能存在的偏误。KHB 方法将核心自变量对因变量的总效应分解为间接效应和直接效应，其中，间接效应是指核心自变量通过中介变量对因变量的影响，而直接效应是指核心自变量不通过任何变量对因变量的影响。

已有研究认为，“过劳贫困”可能会降低流动人口的健康状况与社会融入和组织参与意愿。为此，本文选择健康状况、非社会融入和非组织参与三个中介变量（Baron & Kenny, 1986）进行中介效应分析，探讨这些因素是否受到过度劳动的影响，进而导致流动人口的定居意愿降低。表 10 报告了中介变量的描述性统计结果。在 2017 年 CMDS 中，调查员向受访者询问了“您的健康状况？”，受访者从 1~4 的选项中选择，1 表示健康，4 表示生活不能自理。数值越大，表示健康状况越差，本文以此作为衡量流动人口健康状况的指标。根据 2017 年 70960 个样本数据，过度劳动的流动人口健康状况的均值为 1.173，适度劳动的流动人口健康状况的均值为 1.136。调查员还向受访者询问“您是否

同意‘我很愿意融入本地人当中，成为其中一员’这个说法”。本文将回答完全不同意和不同意的流动人口视为非社会融入个体。根据样本数据，过度劳动的流动人口非社会融入的均值为 0.081，适度劳动的流动人口非社会融入的均值为 0.053。有关非组织参与的度量，本文将从 2016 年以来，从未参加过工会活动、志愿者协会活动、同学会活动、老乡会活动、家乡商会活动及其他活动的流动人口视为非组织参与个体，而参加过上述任意一项活动的流动人口则相反，过度劳动的流动人口非组织参与的均值为 0.577，适度劳动的流动人口非组织参与的均值为 0.478。以上结果简略地表明，与适度劳动的流动人口相比，过度劳动的流动人口健康状况更差，非社会融入和非组织参与度倾向更大。

表 10 中介变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差
过度劳动者 - 健康状况	29952	1.173	0.420
适度劳动者 - 健康状况	41008	1.136	0.371
过度劳动者 - 非社会融入	29952	0.081	0.273
适度劳动者 - 非社会融入	41008	0.053	0.223
过度劳动者 - 非组织参与	29952	0.577	0.494
适度劳动者 - 非组织参与	41008	0.478	0.500

注：由于三个中介变量在其他年度的数据不齐全，此处只采用 2017 年的数据进行分析。

资料来源：根据 CMDS 数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

表 11 报告了基于 KHB 方法的估计结果。结果显示，“过劳贫困”对流动人口定居意愿的总效应为负。这一结果表明，平均而言，“过劳贫困”的一个标准差变化会使流动人口定居的概率降低 0.6 个百分点。在对健康状况、非社会融入和非组织参与三个中介变量进行控制后，“过劳贫困”对定居意愿的直接影响降为 0.4 个百分点；变化 0.2 个百分点是因为“过劳贫困”会导致健康状况下降、社会融入度和组织参与度降低，进而对定居意愿产生间接负向影响。估计结果均在 1% 的统计水平上显著。

表 11 KHB 分析结果

总效应	直接效应	间接效应
-0.006***	-0.004***	-0.002***

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

资料来源：根据 CMDS 数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

表 12 报告了三个中介变量的间接效应和贡献度。在中介变量的间接效应中，非社会融入发挥的间接效应占主要地位，其次是非组织参与和健康状况。估计结果均在 1% 的统计水平上显著。上述结果表明，“过劳贫困”会直接降低流动人口的定居意愿，且“过劳贫困”通过中介变量对流动人口定居意愿产生的间接效应也不容忽视。相比于“过劳贫困”引起的健康状况受损，“过劳贫困”所导致的社会融入意愿和组织参与意愿降低，以往较少引起关注，而实际上这两项因素才是导致流动人口居留意愿下降的主要中介因素。

表 12 各中介变量间接效应与贡献度

中介变量	间接效应	贡献度
健康状况	-0.0002 ^{***}	10.8%
非社会融入	-0.0013 ^{***}	63.1%
非组织参与	-0.0005 ^{***}	26.1%

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

资料来源：根据 CMDS 数据及《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》数据计算得到。

四 结语

流动人口规模庞大、流动范围广，对于中国经济社会发展做出了重要贡献。但是近年来流动人口规模的下降，引发我们思考流动人口的居留意愿究竟受到什么因素影响。研究发现，相较于城镇人口，流动人口普遍存在“过劳贫困”问题，即长期在低收入下过度劳动。本文认为定居意愿是流动人口对当前生存状况和现有社会福利的态度表达，因此着重研究“过劳贫困”对于流动人口定居意愿是否产生影响以及具体的影响机制。

在实证分析中，本文将 2012 年、2015 年、2016 年和 2017 年 CMDS 数据与城市层面的数据相匹配，得到覆盖全国 31 个省份 264 个城市的超过 27 万流动人口样本，使用 Logit 回归模型，研究“过劳贫困”对流动人口定居意愿的影响、异质性和具体传导机制。本文研究发现，“过劳贫困”显著降低流动人口的定居意愿，具有挤出效应。对于不同城市规模层级的流动人口，“过劳贫困”对定居意愿的影响不同，在中小城市中，过度劳动对定居意愿的负向影响更显著。对于所有职业的流动人口来说，“过劳贫困”都会降低其选择定居的概率。相对而言，工作场所相对固定、职业稳定的流动人口选择

“住下来”的概率更大一些。流动范围越大，“过劳贫困”对定居意愿的负向影响越大。特别地，对于流动范围最大的跨省流动人口来说，他们面临着更高的流动成本、社会压力以及对亲人的思念，因此“过劳贫困”对定居意愿的负向影响也更大。“过劳贫困”对流动人口定居意愿的直接效应占主导地位，但“过劳贫困”通过中介变量对定居意愿产生的间接效应也不容忽视，“过劳贫困”会通过降低流动人口的社会融入意愿和组织参与意愿，以及损害其健康，进而降低流动人口的定居意愿。

基于本文的实证研究，要改善流动人口的“过劳贫困”现状，使流动人口可以更好地“住下来”，政府应采取有针对性的政策。其一，结合工作强度与劳动回报，对不同部门设定不同的劳动标准，重点管控“过劳贫困”严重的部门，规定每日劳动时间上限，提高最低工资标准。其二，基于“过劳贫困”现状，政府应确保流动人口就业的规范化，为流动人口提供法定劳动保障，提高其工作满意度。其三，依照《中华人民共和国劳动法》切实保障职工休息权，重点关注过度劳动的健康内耗后果，加强对流动人口的心理疏导和技能培训，提高流动人口的技能水平和工作效率。其四，建设社会共同参与平台，为流动人口提供公平的城市公共品供给，积极引导流动人口在工作之余参与到社区活动和城市治理中来，提升其社会认同感与城市归属感。

参考文献：

- 蔡昉(2017)，《中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角》，《经济研究》第7期，第4-17页。
- 陈云松(2012)，《逻辑、想象和诠释：工具变量在社会科学因果推断中的应用》，《社会学研究》第6期，第192-216页。
- 郭凤鸣、张世伟(2018)，《最低工资提升对低收入农民工过度劳动的影响》，《中国人口科学》第5期，第42-56页。
- 郭凤鸣、张世伟(2020)，《农民工过度劳动是“自愿选择”还是“无奈之举”？——基于过度劳动收入补偿的分析》，《劳动经济研究》第4期，第75-94页。
- 梁童心、齐亚强、叶华(2019)，《职业是如何影响健康的？——基于2012年中国劳动力动态调查的实证研究》，《社会学研究》第4期，第193-217页。
- 吕景胜、庄泽宁、黄宏伟(2019)，《知识型员工过度劳动对离职倾向的影响研究——基于工作满意度中介作用的分析》，《中国物价》第1期，第77-80页。

- 宁光杰、李瑞 (2016),《城乡一体化进程中农民工流动范围与市民化差异》,《中国人口科学》第4期,第37-47页。
- 潘泽泉、林婷婷 (2015),《劳动时间、社会交往与农民工的社会融入研究——基于湖南省农民工“三融入”调查的分析》,《中国人口科学》第3期,第108-115页。
- 钱文荣、李宝值 (2013),《初衷达成度、公平感知度对农民工留城意愿的影响及其代际差异——基于长江三角洲16城市的调研数据》,《管理世界》第9期,第89-101页。
- 王建国、李实 (2015),《大城市的农民工工资水平高吗?》,《管理世界》第1期,第51-62页。
- 夏怡然、陆铭 (2015),《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》,《管理世界》第10期,第78-90页。
- 杨肖丽、景再方 (2010),《农民工职业类型与迁移距离的关系研究——基于沈阳市农民工的实证调查》,《农业技术经济》第11期,第23-29页。
- 姚先国、俞玲 (2006),《农民工职业分层与人力资本约束》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第5期,第16-22页。
- 余珮、孙永平 (2011),《集聚效应对跨国公司在华区位选择的影响》,《经济研究》第1期,第71-82页。
- 张抗私、刘翠花、丁述磊 (2018),《工作时间如何影响城镇职工的健康状况?——来自中国劳动力动态调查数据的经验分析》,《劳动经济研究》第1期,第107-127页。
- 祝仲坤 (2020),《过度劳动对农民工社会参与的“挤出效应”研究——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据》,《中国农村观察》第5期,第108-130页。
- Baron, Reuben & David Kenny (1986). The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51 (6), 1173-1182.
- Bell, Linda & Richard Freeman (2001). The Incentive for Working Hard: Explaining Hours Worked Differences in the US and Germany. *Labour Economics*, 8 (2), 181-202.
- Bowles, Samuel & Yongjin Park (2005). Emulation, Inequality, and Work Hours: Was Thorsten Veblen Right? *The Economic Journal*, 115 (507), F397-F412.
- Breen, Richard, Kristian Karlson & Anders Holm (2013). Total, Direct, and Indirect Effects in Logit and Probit Models. *Sociological Methods & Research*, 42 (2), 164-191.
- Burgoon, Brian & Phineas Baxandall (2004). Three Worlds of Working Time: The Partisan

- and Welfare Politics of Hours Worked in Industrialized Countries. *Politics & Society*, 32 (4), 439 – 473.
- Chen, Shaowei & Zhilin Liu (2016). What Determines the Settlement Intention of Rural Migrants in China? Economic Incentives versus Sociocultural Conditions. *Habitat International*, 58, 42 – 50.
- de Vroome, Thomas & Frank van Tubergen (2014). Settlement Intentions of Recently Arrived Immigrants and Refugees in the Netherlands. *Journal of Immigrant & Refugee Studies*, 12 (1), 47 – 66.
- Dembe, Allard, Jeff Erickson, Rachel Delbos & Steven Banks (2005). The Impact of Overtime and Long Work Hours on Occupational Injuries and Illnesses: New Evidence from the United States. *Occupational & Environmental Medicine*, 62 (9), 588 – 597.
- Faggian, Alessandra, Rose Olfert & Mark Partridge (2012). Inferring Regional Well-being from Individual Revealed Preferences: The “Voting with Your Feet” Approach. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 5 (1), 163 – 180.
- Hyde, Elizabeth, Margaret Greene & Gary Darmstadt (2020). Time Poverty: Obstacle to Women’s Human Rights, Health and Sustainable Development. *Journal of Global Health*, 10 (2), 020313.
- Jacobs, Jerry & Kathleen Gerson (2004). Understanding Changes in American Working Time: A Synthesis. In Cynthia Epstein & Arne Kalleberg (eds.), *Fighting For Time: Shifting Boundaries of Work and Social Life*. New York: The Russell Sage Foundation, pp. 25 – 45.
- Karlson, Kristian, Anders Holm & Richard Breen (2012). Comparing Regression Coefficients between Same-sample Nested Models Using Logit and Probit: A New Method. *Sociological Methodology*. 42 (1), 286 – 313.
- Lee, Everett (1966). A Theory of Migration. *Demography*, 3, 47 – 57.
- Major, Virginia, Katherine Klein & Mark Ehrhart (2002). Work Time, Work Interference with Family, and Psychological Distress. *Journal of Applied Psychology*, 87 (3), 427 – 436.
- Massey, Douglas & Ilana Akresh (2006). Immigrant Intentions and Mobility in a Global Economy: The Attitudes and Behavior of Recently Arrived U. S. Immigrants. *Social Science Quarterly*, 87 (5), 954 – 971.
- Massey, Douglas & Kristin Espinosa (1997). What’s Driving Mexico-US Migration? A

Theoretical, Empirical, and Policy Analysis. *American Journal of Sociology*, 102 (4), 939 – 999.

Schor, Juliet (1999). *The Overspent America: Why We Want What We Don't Need*. New York: Harper Perennial.

Shepard, Edward & Thomas Clifton (2000). Are Longer Hours Reducing Productivity in Manufacturing? *International Journal of Manpower*, 21 (7), 540 – 553.

Wang, Wenfei & Cindy Fan (2012), Migrant Workers' Integration in Urban China: Experiences in Employment, Social Adaptation, and Self-Identity. *Eurasian Geography and Economics*, 53 (6), 731 – 749.

Does “Overwork Poverty” Reduce Migrants’ Willingness to Settle Down? A Research Based on the China Migrants Dynamic Survey Data

Zou Wei & Jin Wanshu

(Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: Based on data from the China Migrants Dynamic Survey (CMDS), this paper shows that compared with urban residents, migrant workers generally suffer from prolonged low-income and overwork, namely “overwork poverty”. Using a Logit model to examine the effect of “overwork poverty” on migrants’ willingness to settle down, this paper finds that “overwork poverty” has a significant crowding-out effect to reduce migrants’ willingness to settle down. High crowding-out effect is related to small size of host cities, less stable occupations, and long distance of migration. Further analysis with KHB mediation test shows that the direct effect of “overwork poverty” dominantly affects migrants’ willingness to settle down, and the indirect effect play a part by reducing migrants’ social integration and organizational participation, as well as damaging their health status.

Keywords: migrants, overwork poverty, willingness to settle down, mediation effect

JEL Classification: J22, J61, I32, P36

(责任编辑: 合羽)