

# 人口信息

## POPULATION INFORMATION

2023年第4期

总 249 期（双月刊）

**编者按** 本期主要关注流动人口发展与健康。在人口与发展专栏中，主要关注流动人口居留意愿多元影响因素及其作用机制、省际人口返迁的新状况及返迁后居住区位选择，通过分析多个因素，深入探讨了决定流动人口是否长期居留的原因，并揭示了这些因素背后的作用机制。在人口与健康专栏中，主要关注社区健康教育对流动人口健康素养促进的研究以及大城市家庭医生政策可及其市民化效应的实证分析。这些研究从不同角度深入探讨了与人口迁移、健康和社区教育相关的重要议题，为相关领域的决策者和从业人员提供了有益的参考。

上海市卫生和健康发展研究中心  
(上海市医学科学技术情报研究所)



# 人口信息

(双月刊)

2023年第4期(总第249期)

名誉主编:黄红

孙常敏

肖泽萍

主编:金春林

副主编:许明飞

执行副主编:信虹云

## 目次

### • 人口与发展 •

流动人口居留意愿多元影响因素及其作用机制

..... 李贞 (1)

省际人口返迁的新状况及返迁后的居住区位选择:基于“固定时距”迁移数据的分析

..... 李贞, 陈晨 (14)

### • 人口与健康 •

社区健康教育对流动人口健康素养促进研究

..... 辛怡, 韩钊颖, 董乔惠, 王晓鹏 (28)

大城市家庭医生政策可及其市民化效应研究—基于2018年广州、太原、重庆流动人口  
监测数据的实证分析

..... 梁土坤 (33)



# 流动人口居留意愿多元影响因素及其作用机制

李贞

（上海大学社会学院 亚洲人口研究中心，上海，200444）

通过对流动人口动态监测调查合并数据分析发现，苗族和壮族流动人口的居留意愿同时受到经济因素和社会文化因素影响。对于蒙古族、满族、回族、藏族、土家族、侗族和瑶族流动人口，经济因素的影响较小，而社会文化因素影响较为显著。另外，流动人口居留意愿多元因素的作用机制在不同群体之间呈现出更为细致的独特性。据此，在对少数民族流动人口制定推动其长期定居和市民化政策时，不仅要关注经济因素的作用，还要充分考虑少数民族流动人口的来源地、迁移距离、文化特点等因素对少数民族流动人口社会文化融合程度的影响。

## 一、引言

我国在过去的三十多年处于“人口大迁移”时代，流动人口规模在 2020 年达到了 3.76 亿。由于我国少数民族人口数量在总人口中占比相对较小，少数民族人口的迁移流动是一个在相关研究中被忽视了的人口学现象。但是，有研究显示，2005 年我国 8% 左右的少数民族人口为流动人口，2009 年 2 亿多流动人口中有 1300 多万为少数民族流动人口，少数民族人口迁移流动的参与率一直在提高。人口流动对于流动人口自身及其家庭和社会的社区的社会经济发展都具有积极的影响。因此，研究少数民族人口流动问题不仅有助于深化和拓展我国的人口流动研究，这类研究对少数民族人口和地区的社会经济发展也具有深远的现实意义。

2022 年 6 月 21 日，国家发展和改革委员会印发的“十四五”新型城镇化实施方案提出，加速农业转移人口市民化是这一阶段新型城镇化的首要任务。在我国人口迁移流动的早期阶段，由于户籍制度的限制，流动人口频繁往返于老家与工作地，他们的长期居留意愿维持在较低的水平。新型城镇化战略推出之后，流动人口市民化被提上日程，政府逐渐对户籍制度进行改革。在越来越多的城市，特别是中小型城市，流动人口开始拥有与户籍人口一样的公共福利，落户门槛降低，流动人口的居留意愿呈现上升的趋势。由于地理、历史等因素，我国少数民族人口和地区的总体社会经济发展水平低于汉族及汉族地区。我国的民族政策旨在促进少数民族和地区的发展，人口流动及流动人口的市民化是提高少数民族社会经济发展水平的重要渠道，因此，推动少数民族市民化是新型城镇化战略的应有之义。

虽然关于少数民族迁移流动的研究有了一定的积累，但是现有文献对流动人口居留意愿决定机制的族群差异的研究还不够充分。Zhang 等（2017）以甘肃省的流动人口作为研究对象，他们发现少数民族流动人口更倾向于居住在与自己的民族文化更为相同的城市。基于 2012 年

流动人口动态监测数据的新疆样本, 王建顺等(2018)发现新疆少数民族流动人口的居留意愿主要受到社会融合程度的影响, 经济因素起到的作用较少。郭未和付志惠(2020)根据语言语系和地理区位等因素将少数民族分成几个类别, 例如满蒙等民族、回维等民族、藏彝等民族等, 并与汉族流动人口进行对比研究。他们发现, 社会融合可以降低居留意愿上的族群差异, 并且经济、社会、文化和行为这些维度的融合都对少数民族流动意愿具有正向的影响。基于 2017 年全国流动人口动态监测数据, 马忠才和郝苏民(2019)分别分析了少数民族流动人口的长期居留意愿和落户意愿。他们发现, 前者主要受到经济融合程度的影响, 而后者主要受到公共服务获得和社会心理认同因素的影响。可见, 现有研究对于经济、社会、文化等因素对于少数民族流动人口的影响没有达成一致的结论, 有的认为社会文化因素更重要, 有的认为经济因素更重要, 还有的提出各种因素都在起作用。另外, 上述研究中, 有一些使用的是地区性调查; 有一些使用了全国性样本, 但是没有对少数民族流动人口进行更为细致的、以单个族群为单位的划分。这些局限性使得它们的研究结论无法推论到全国以及其他少数民族流动人口群体, 无法揭示出族群之间细致的差异。

在上述背景下, 本文研究流动人口居留意愿影响因素的族群差异, 旨在揭示不同族群流动人口居留意愿背后特有的决定机制。本文使用的数据是 2012 年、2014 年、2015 年和 2016 年流动人口动态监测数据。与以往的研究不同, 本文合并这几年的数据之后, 少数民族流动人口样本量相对充足, 这使得我们可以从多族群的角度对居留意愿影响机制的族群差异展开研究。在本文的合并数据中, 蒙、满、回、藏、壮、苗、土家、侗、瑶族的样本量相对充足, 可以用来进行分族群的研究。在我国 55 个少数民族中, 有 18 个人口规模超过 100 万, 而本文中的 9 个少数民族全部来自人口相对较多的民族, 占到了我国 2010 年少数民族人口总量的 66.10%。

## 二、文献和假设

本文旨在研究流动人口长期居留意愿影响机制的族群差异。我们在这一部分对流动人口定居意愿的相关理论和主要影响因素进行讨论。我们主要讨论两个关于迁移行为的理论视角及相关因素: 经济学理论视角和社会学理论视角。

经济学迁移理论关于人的迁移行为有一个基本的假设, 即人是经济理性的。例如, 推拉理论提出, 迁移受到来源地和目的地的积极因素、消极因素、中间的障碍因素以及个人特点的影响, 只有推拉力足够大, 人们才会产生迁移行为。宏观经济理论的一个基本观点是劳动力从工资低的地区流向工资高的地区, 迁移是对地区间工资差异和就业机会变动的反映。新古典经济学理论在个体层次提出, 迁移是对经济收益理性计算的结果。劳动力迁移的新经济学理论以家庭作为研究迁移行为的基本单位, 这一理论认为迁移是家庭分散经济风险的集体策略。定居是迁移策略的一部分。从这一理论视角出发, 能够为迁移者个人和家庭带来经济利益的特征都会导致人们居留意愿的提高。有关中国流动人口定居意愿的经验研究表明, 我国流动人口的居留意愿也是一个经济理性的过程。研究发现, 流动人口的人力资本水平越高、收入越高、职业地位越高,

流动人口也就越有可能从定居中获得更多的经济收益，他们的居留意愿也相应地越高。

与经济学不同，社会学理论将居留意愿和定居的行为看作是一个社会过程。移民的居留意愿和定居行为会随着他们在目的地融合程度的增加而增加。具体来说，随着移民目的地居住时间的增加，他们在经济活动、人际关系和制度参与等维度上融合程度的提高，居留意愿和定居行为会随之提高。因此，可以反映移民融合程度的经济、社会和文化因素都会影响他们的居留意愿。有关中国流动人口定居意愿的研究表明，我国流动人口的居留意愿也受目的地融合程度的影响。研究发现，流动人口的定居意愿受到社会文化融合程度的影响，用来指示流动人口社会文化融合程度的因素包括本地居住时间、社会保险状况、住房状况、社会网络、自雇职业、家庭迁移状况等等。另外，从这一理论视角出发，教育程度越高、收入越高、职业越好的流动人口在目的地的经济融合程度也相应越高，他们的居留意愿也更高。

综上所述，我国流动人口的定居意愿同时受到经济因素和社会文化因素的影响。但是，现有文献中关于流动人口居留意愿的研究绝大部分是基于以汉族流动人口为主体的数据，这一结论是否适用于全部少数民族流动人口还有待研究。有证据表明少数民族流动人口的居留意愿影响机制可能不同于汉族流动人口，但是不同研究之间存在相互矛盾和不一致的发现和结论。例如，Zhang 等（2017）发现甘肃的少数民族流动人口更倾向于居住在与自己的民族文化更为相同的城市。王建顺等（2018）发现新疆少数民族流动人口的居留意愿主要受到社会融合程度的影响，经济因素起到的作用较小。但是，马忠才和郝苏民（2019）发现少数民族流动人口的长期居留意愿主要受到经济融合程度的影响。郭未和付志惠（2020）则发现，经济、社会、文化和行为这些维度的融合都对少数民族流动意愿都具有正向的影响，但是社会融合程度对回/维等民族的居留意愿没有显著影响。可见，现有文献的基本结论是少数民族流动人口的居留意愿主要受到目的地融合程度的影响，但是在经济因素还是社会文化因素更重要这一问题上存在分歧。另外，不同因素的影响作用可能存在族群之间的差异。但是，这些结论可能都受到了所研究族群以及族群分类方法的限制。本文就流动人口居留意愿影响机制的族群差异展开进一步的研究。由于使用了样本量较大的合并数据，我们可以为汉族和 9 个少数民族流动人口群体分别估计回归模型，进行更为细致的族群之间的对比。

### 三、数据和方法

#### （一）数据

本文使用的数据来源是 2012、2014、2015 和 2016 年的全国流动人口动态监测调查。该调查采取分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 抽样方法对全国 31 个省（区、市）和新疆建设兵团的流动人口进行抽样调查。调查对象是在流入地居住一个月以上，非本区（县、市）户口的 15 周岁及以上流入人口。就像很多全国性的调查一样，由于少数民族人口在总人口中的相对占比较低，在任何一年的流动人口动态监测数据中，很多少数民族流动人口的样本量都不够大。为了解决样本量的问题，我们将多年的横截面数据合并起来以增加样本量。虽然流动人口



动态监测调查从 2009 年就开始收集数据,但是我们需要保证变量在所有数据中都是可以获得的,并且每一年数据中的因变量和所有自变量的测量方法是一致的。出于这些原因,我们选择对 2012、2014、2015 和 2016 年的数据进行合并。另外,由于新疆建设兵团中的流动人口可能具有特殊性,我们的分析样本剔除了新疆生产建设兵团样本。合并之后的 2012、2014、2015 和 2016 年数据的总样本量为 722, 144。

对于少数民族流动人口,调查问卷在民族这个问题上提供了 19 个选项,分别是蒙、满、回、藏、壮、维吾尔、苗、彝、土家、布依、侗、瑶、朝鲜、白、哈尼、黎、哈萨克、傣和其他。但是在合并数据中,很多少数民族的样本量仍然较小,为了提高模型估算的准确性,我们只关注样本量足够的 9 个少数民族群体和汉族。删除掉“其他”少数民族流动人口之后,样本量减小到 712, 354。我们进一步将分析样本限制为年龄为 65 岁及以下并且调查时有工作的流动人口。这些限制条件将样本量降为 599, 564。在删除了有缺失值的样本之后得到的最终的样本量为 597, 741。分族群和分调查年份的样本分布请见表 1。

表1 分调查年份和族群的样本分布情况

民族	2012	2014	2015	2016	总数
汉族	121,093	161,091	154,473	126,001	562,658
蒙族	436	601	520	501	2,058
满族	667	789	850	728	3,034
回族	2,007	2,643	2,677	2,300	9,627
藏族	935	1,193	944	791	3,863
壮族	1,241	1,792	2,020	1,492	6,545
苗族	645	963	985	801	3,394
土家族	542	795	795	712	2,844
侗族	167	307	276	274	1,023
瑶族	155	208	229	181	773
总数	127,888	170,382	163,769	133,781	595,819

## (二) 因变量

根据使用数据的不同,现有研究发展出了几种测量流动人口的居留意愿的方法,例如:永久居留意愿、落户意愿和长期居留意愿等。在 2012、2014、2015 和 2016 年的流动人口动态监测调查的问卷中都有关于长期居留意愿的问题。本文使用长期居留意愿这一问题来测量流动人口的居留意愿。问卷中相应的问题是:您今后是否打算在本地长期居住(5 年以上)? 答案中提供三个选择:“愿意”“不愿意”和“没想好”。其中,“愿意”赋值为 1,代表被访者具有长期居留意愿。“不愿意”或者“没想好”赋值为 0,代表被访者不具有长期居留意愿,在回归分析中被作为参考类别。



### (三) 主要的解释变量

本文重点关注两组自变量与各族群流动人口定居意愿的关系。第一组自变量测量影响流动人口居留意愿的经济因素,我们关注 3 个经济因素变量,包括教育程度、家庭平均月收入 and 职业类别。教育程度是一个类别变量,它有四个类别:小学及以下(赋值为 0,参照组)、初中、高中/中专、大学专科及以上。家庭月收入是过去一年中流动人口平均每个月在本地家庭总收入。职业有 4 个类别:管理/技术/办事人员(赋值为 0,参照组)、销售/服务人员、生产/运输人员、其他。

第二组变量测量流动人口在流入地的社会文化融合程度,包括在目的地的居住时间、是否有留守家庭成员、目的地的家庭人数和社会保险状况。在目的地的居住时间是在本地居住的年数。如果被访者的配偶或者孩子当中有任何一个人在老家,那么他/她被认为有留守家庭成员;如果被访者的配偶或者孩子没有任何一个人在老家,那么他/她被认为没有留守家庭成员(赋值为 0,参照组)。目的地家庭规模是在目的地一起居住的家庭成员数量,包括核心家庭成员和扩展家庭成员。如果被访者在本地参与了城镇职工医疗保险,那么他/她就是参与了社会保险,否则就是没有(赋值为 0,参照组)。

### (四) 控制变量

我们还在模型中控制了现有文献提出的其他影响流动人口和少数民族流动人口居留意愿的重要自变量,包括年龄、年龄的平方、性别、婚姻状态、户口类别、迁移距离、目的地区域、来源地区和调查年份。在模型中,年龄和年龄的平方是连续性变量。性别、婚姻状态、户口类别和迁移距离是二分变量(0=男性,1=女性;0=单身,1=已婚;0=城镇户口,1=农村户口;0=省内迁移,1=省际迁移)。目的地区域和来源地区域分别有 3 个类别(0=东部地区;1=中部地区;2=西部地区)。调查年份有 4 个类别(0=2012 年,参照组;1=2014 年;2=2015 年;3=2016 年)

### (五) 分析策略

与我们的研究问题相对应,我们估计了 10 个逻辑斯蒂回归模型以考察流动人口居留意愿影响机制的族群差异。

## 四、结果

### (一) 描述性统计结果

表 2 中展示的是所有变量的分族群的描述性统计结果。



表2 多元分析中使用的变量的描述性统计结果 (续)

	汉族	蒙古族	满族	回族	藏族	壮族	苗族	土家族	侗族	瑶族
年龄	34.61(9.27)	33.46(8.61)	34.15(9.54)	34.05(9.55)	32.32(9.47)	33.99(8.39)	32.86(9.55)	34.13(9.59)	33.16(8.96)	32.65(8.34)
性别 (%)										
女	40.50	42.81	39.62	34.94	47.09	41.12	43.84	42.09	41.11	46.31
男	59.50	57.19	60.38	65.06	52.91	58.88	56.16	57.91	58.89	53.69
婚姻状态 (%)										
已婚	77.83	74.44	71.82	81.77	48.30	76.00	71.98	73.87	71.97	70.63
未婚	22.17	25.56	28.18	18.23	51.70	24.00	28.02	26.13	28.03	29.37
户口类型 (%)										
农村户口	84.60	70.12	74.36	89.03	88.74	90.37	91.75	88.96	86.82	86.29
城镇户口	15.40	29.88	25.64	10.97	11.26	9.63	8.25	11.04	13.18	13.71
迁移距离 (%)										
省际迁移	52.95	41.01	42.75	36.25	11.36	31.37	60.25	63.05	62.40	50.06
省内迁移	47.05	58.99	57.25	63.75	88.64	68.63	39.75	36.95	37.60	49.94
目的地区域 (%)										
东部	48.64	22.40	40.41	12.38	3.00	96.49	57.69	54.64	63.18	86.16
中部	27.82	67.49	55.64	8.63	0.54	1.22	10.90	23.98	11.13	9.44
西部	23.54	10.11	3.96	79.09	96.45	2.29	31.41	21.38	25.68	4.40
来源地区域 (%)										
东部	26.80	5.88	24.72	4.70	1.58	94.10	6.72	1.48	12.21	66.62
中部	47.57	85.47	72.12	8.44	0.72	1.08	24.99	54.08	34.08	27.30
西部	25.63	8.65	3.16	86.86	97.70	4.81	68.30	44.44	53.71	6.08
调查年份 (%)										
2012	21.52	21.19	21.98	20.85	24.20	18.96	19.00	19.06	16.31	20.05
2014	28.63	29.20	26.01	27.45	30.88	27.38	28.37	27.95	29.98	26.91
2015	27.45	25.27	28.02	27.81	24.44	30.86	29.02	27.95	26.95	29.62
2016	22.39	24.34	23.99	23.89	20.48	22.80	23.60	25.04	26.76	23.42
总数	562,658	2,058	3,034	9,627	3,863	6,545	3,394	2,844	1,023	773

注：括号里是连续性变量的标准差。

首先来看因变量的描述性统计结果。表 2 显示, 合并数据中有 58.00% 的汉族流动人口具有长期居留意愿, 这一数字与近年来的趋势基本一致。对于少数民族流动人口而言, 壮族流动人口中具有长期居留意愿的人的比例与汉族相似。蒙古族、满族和回族流动人口中报告具有长期居留意愿的人所占比例高于汉族流动人口, 分别为 68.37%、67.77% 和 61.74%。剩下的少数民族流动人口群体 (即藏族、苗族、土家族、侗族和瑶族) 的长期居留意愿水平低于汉族流动人口。

对于经济因素变量, 表 2 揭示出一些有意思的族群间的差异。首先, 蒙古族和满族流动人口的经济状况要好于其他族群。具体来说, 蒙古族和满族的教育程度和家庭平均月收入高于汉族和其他少数民族流动人口。这两个族群的职业类别也比其他族群好。第二, 相对于其他所有群体, 藏族在教育程度、家庭月平均收入和职业类别上处于劣势地位。例如, 55.09% 的藏族少数民族流动人口只有小学及以下的教育水平, 汉族流动人口对应的比例为 12.38%, 而蒙古族只有 9.52%。藏族流动人口的家庭月平均收入是所有族群中最低的。只有 5.64% 的藏族流动人口从事管理 / 技术 / 办公人员类的工作, 但是蒙古族和满族对应的比例为 18.76% 和 16.25%。第三, 回族是除了藏族之外在经济因素上最处于弱势地位的流动人口群体。44.11% 的回族流动人口具有小学及以下的教育程度。从事管理 / 技术 / 办公人员类工作的比例在所有族群中是最低的。第四, 壮族、苗族、土家族、侗族和瑶族在经济因素指标上要低于汉族流动人口, 但是比回族和藏族具有优势。

对于社会文化因素变量, 表 2 同样展示出一些族群间的差异。首先, 蒙古族和满族流动人口在目的地的社会文化融合程度总体高于汉族和其他族群。例如, 蒙古族和满族中分别有 15.01% 和 20.63% 的流动人口有留守家庭成员, 而 29.20% 的汉族流动人口有留守家庭成员。蒙古族和满族中分别有 24.68% 和 27.59% 的流动人口在本地参加了职工医疗保险, 而汉族流动人口中只有 20.09%。第二, 回族和瑶族的在目的地社会融合状况也在总体上高于汉族流动人口。但是, 回族流动人口中参加了城镇职工医疗保险的比例很低, 这可能是与回族流动人口自雇者比例偏高有关。而瑶族在本地的平均居住时间比汉族流动人口短。第三, 壮族流动人口在社会文化因素上跟汉族流动人口差别不大, 特别是在本地居住时间、本地家庭规模和保险状况这几个方面。第四, 根据表 2, 藏族、苗族、土家族和侗族流动人口在目的地的社会文化融合程度低于汉族和其他族群。但是有意思的是, 藏族流动人口中有留守家庭成员的比例很低, 背后的原因可能是藏族流动人口中的未婚比例高。

综上所述, 我们可以看到族群之间存在很大的差异。综合看所有的指标, 蒙古族、满族和回族具有相对的优势地位, 壮族跟汉族流动人口的状况最为相似, 其他的族群处于相对的劣势地位。但是更为重要的是, 在这个总的模式下面仍然有很多细微的族群差异。这表明每个族群的迁移行为都是在特定的社会经济文化环境下产生的, 具有不可忽视的特殊性。

## (二) 分族群的流动人口居留意愿影响因素逻辑斯蒂回归模型结果

表 3 展示的是分族群的流动人口居留意愿影响因素逻辑斯蒂回归模型的结果。

表 3 分族群的流动人口长期居留意愿影响因素的逻辑斯蒂回归模型结果

	汉族	蒙古族	满族	回族	藏族	壮族	苗族	土家族	侗族	瑶族
经济因素										
教育程度										
小学及以下 (参照组)										
初中	-0.01	-0.29	-0.05	-0.07	0.17	*	-0.17	0.01	0.03	0.18
高中 / 中专	0.13	**	0.26	0.23	**	0.06	0.41	**	0.28	0.62
大专及以上	0.43	**	0.32	0.48	**	0.41	**	0.54	**	1.07
职业										
管理 / 技术 / 办事人员 (参照组)										
销售 / 服务人员	-0.09	**	-0.17	-0.19	-0.12	-0.17	-0.54	**	0.38	0.52
生产 / 运输人员	-0.39	**	-0.63	-0.06	-0.64	**	-0.89	**	-0.32	0.06
其他	-0.05	**	0.01	0.69	**	-0.34	*	-0.30	-0.45	0.47
家庭月平均收入	0.45	**	0.51	0.23	**	0.46	**	0.67	**	0.49
社会文化因素										
本地居住时间	0.09	**	0.13	0.09	**	0.11	**	0.10	**	0.12
有留守家庭成员	-0.37	**	-0.51	-0.28	-0.41	**	-0.29	**	-0.19	-0.53
本地家庭规模	0.22	**	0.26	0.25	**	0.28	**	0.20	**	0.07
在本地参加了城镇职工医疗保险	0.50	**	0.88	0.21	*	0.49	**	0.43	**	0.49
控制变量										
年龄	0.07	**	0.03	0.01	0.01	0.08	**	0.09	**	0.12
年龄平方	-0.001	**	-0.0003	0.0000	0.0001	-0.001	*	-0.001	*	-0.001
女性	0.04	**	0.10	0.08	0.06	0.03	0.18	0.00	-0.09	0.19
已婚	0.37	**	0.54	0.36	**	0.15	**	0.11	*	0.39
农村户口	-0.09	**	-0.05	-0.26	**	0.06	0.003	-0.01	-0.48	0.15
省际迁移	-0.37	**	-0.24	-0.30	**	-0.68	**	-0.41	**	-0.49

表 3 分族群的流动人口长期居留意愿影响因素的逻辑斯蒂回归模型结果 (续)

	汉族	蒙古族	满族	回族	藏族	壮族	苗族	土家族	侗族	瑶族
目的地区域										
东部 (参照组)										
中部	0.08 ***	0.66 ***	0.31 ***	* -0.15	-0.33	0.12	-0.07	0.29	-0.03	-0.46
西部	-0.07 ***	0.05 ***	-0.09	0.14	-0.01	-0.23	0.35 *	0.05	-0.27	-0.36
来源地区域										
东部 (参照组)										
中部	0.02 *	0.04	0.22	0.05	0.45	0.17	0.14	-0.72 *	-0.58 *	0.10
西部	-0.04 ***	0.34 ***	-0.07	-0.43 ***	0.18	-0.28	-0.09	-0.53	-0.45	-0.35
调查年份										
2012 (参照组)										
2014	-0.56 ***	-0.41 *	-0.52 ***	-0.75 ***	-0.78 ***	-0.71 ***	-0.56 ***	-0.51 ***	-0.99 ***	-0.72 **
2015	-0.60 ***	-0.28	-0.65 ***	-0.64 ***	-0.14	-0.69	-0.53 ***	-0.53 ***	-1.07 ***	-0.41
2016	-0.63 ***	-0.17	-0.48 ***	-0.89 ***	-0.35 ***	-0.82 **	-0.65 ***	-0.65 ***	-1.19 ***	-0.51
-2Log Likelihood										
N	562,658	2,058	3,034	9,627	3,863	6,545	3,394	2,844	1,023	773

注: 1. \*\*\* $p < 0.001$ ; \*\* $p < 0.01$ ; \* $p < 0.05$ ;

2. 有留守家庭成员、在本地参加了城镇职工医疗保险、有住房产权、自雇者/自营者、女性、已婚、农村户口、省际迁移的参照组分别是没有留守家庭成员、没有在本地参加城镇职工医疗保险、没有住房产权、受雇者、男性、未婚、城镇户口、省内迁移



基于汉族流动人口样本的模型结果显示,所有变量的系数都与现有研究的结果一致,即汉族流动人口的居留意愿同时受到经济因素和社会文化因素的影响。教育程度越高、家庭月平均收入越高、职业类别越好,汉族流动人口越有可能具有长期居留意愿。例如,与教育程度是小学及以下的汉族流动人口相比,有大专及以上学历教育程度的汉族流动人口报告具有长期居留意愿的概率高 53.73% ( $\exp(0.43)-1$ )。家庭月平均收入每增加 1 千元,汉族流动人口具有长期居留意愿的概率高 56.83% ( $\exp(0.45)-1$ )。另外,在目的地具有较高的社会文化融合程度的汉族流动人口具有长期居留意愿的可能性也较高。例如,在本地居住时间每增加 1 年,汉族流动人口具有长期具有意愿的可能性就增加 9.42% ( $\exp(0.09)-1$ )。与没有参与本地职工医疗保险的汉族流动人口比较,有医疗保险的汉族流动人口具有长期居留意愿的可能性增加 64.87% ( $\exp(0.50)-1$ )。

表 3 中基于各个少数民族群体的模型结果显示,流动人口居留意愿的影响机制具有很多有意思的族群差异。

首先值得注意的是,在 3 个经济因素变量中,家庭月平均收入对所有的族群都具有显著性的正向影响。然而,对于教育程度和职业类别,只有苗族流动人口的模型结果与汉族最为相似,即教育程度、职业类别和家庭月平均收入系数的方向和显著性检验结果与汉族流动人口模型一样。在其余的少数民族流动人口群体中,对蒙古族、满族、侗族和瑶族居留意愿有显著影响的经济变量最少。例如,教育程度对蒙古族、满族和侗族流动人口的影响全都不显著。虽然有的职业类别对蒙古族和满族流动人口的长期居留意愿具有显著性的影响,职业类别对蒙古族和满族流动人口没有显著性的影响。另外,对于回族、藏族、壮族和土家族而言,虽然他们的居留意愿受到教育程度和职业类别的影响,但起到显著性影响的类别少于汉族流动人口模型中的结果。

再来看测量社会文化融合程度的变量。表 3 中的结果显示,社会文化因素变量对各个少数民族流动人口群体的影响基本上与对汉族的影响基本一致。其中,在蒙古族、满族、回族、壮族和苗族流动人口模型中,本地居住时间、是否有留守家庭成员、本地家庭规模和是否在本地参加了城镇职工医疗保险这几个变量的系数全部显著,并且方向也与汉族模型中的一样。本地居住时间越长、没有留守家庭成员、本地家庭规模越大、参与了本地城镇职工医疗保险对蒙古族、满族、回族、壮族和苗族流动人口的长期居留意愿具有正向的、显著的影响。对于其他少数民族流动人口群体来说,大多数社会文化因素变量的系数也是显著的,并且作用的方向符合预期。但是,是否参与本地城镇职工医疗保险对于藏族和侗族流动人口的长期居留意愿没有显著的影响。是否有留守家庭成语对于土家族和侗族流动人口的长期居留意愿没有显著的影响。另外,本地家庭规模对于瑶族流动人口没有显著的影响。

总体而言,经济因素和社会文化因素对汉族流动人口的长期居留意愿有显著性的影响,而少数民族流动人口的长期居留意愿更多地受到社会文化因素变量的影响。但是,对于经济因素和社会文化因素对在不同族群中的作用,模型结果揭示出一些更为细致的族群间差异。具体来说,回族、壮族和苗族流动人口长期居留意愿的影响机制与汉族更为相似,也就是,经济因素变量和社会文化因素变量基本上都在发挥作用,其中,苗族流动人口模型的结果与汉族模型最



为一致。但是,对于侗族流动人口而言,在所有的经济因素变量和社会文化因素变量中,只有本地居住时间和本地家庭规模对他们的长期居留意愿具有显著性的影响。侗族流动人口长期居留意愿的影响机制与汉族流动人口和其他少数民族流动人口的差别最大。最后,值得注意的是,虽然有以上的不同之处,家庭月平均收入和本地居住时间对所有族群的长期居留意愿都具有显著的影响。

## 五、结论与讨论

随着我国社会经济的发展,少数民族的人口流动参与率越来越高,总体上呈现追赶汉族的态势。与此同时,少数民族和汉族之间城镇化的差距也在日益缩小,但是总体上还是落后于汉族人口和地区。新型城镇化战略将农村转移人口的市民化作为首要任务提出。在这个背景下,为了推进各民族的城镇化进程,特别是相对落后的少数民族的城镇化进程,我们需要对流动人口居留意愿影响机制的族群差异进行深入的研究。本文使用合并的 2012、2014、2015 和 2016 年流动人口动态监测数据研究了流动人口长期居留意愿影响机制的族群差异。由于使用了合并的数据,9 个少数民族流动人口群体的样本量够足大,使得我们可以从多族群的角度进行研究。除了汉族流动人口,本研究还关注了蒙、满、回、藏、壮、苗、土家、侗和瑶族流动人口。由于可以从多族群的角度进行研究,我们得到了一些关于族群之间差异的更为细致的发现。

我们的研究发现,汉族流动人口的长期居留意愿同时受到经济因素和社会文化因素的影响,说明汉族流动人口的长期居留意愿既有经济利益上的计算也受到在本地融合程度的影响。在本文所关注的少数民族流动人口群体中,经济因素和社会文化因素在苗族流动人口中起到与汉族流动人口基本相同的作用。也就是,对于苗族流动人口来说,经济因素变量和社会文化因素变量都起到显著的作用,并且作用的方向与汉族流动人口模型中的结果一致。对于其他的少数民族流动人口而言,社会文化因素变量的作用更为显著。也就是,我们关于蒙古族、满族、回族、藏族、壮族、土家族、侗族和瑶族流动人口的发现在一定程度上印证了 Zhang 等(2017)对甘肃少数民族流动人口,以及王建顺等(2018)对新疆少数民族流动人口的研究发现,也就是,社会文化因素更为重要。但是,在经济因素和社会文化因素的相对重要性上,少数民族群体之间也存在差异。例如,对于侗族流动人口而言,只有 1 个经济因素变量(即家庭月平均收入)和 2 个社会文化因素变量起到显著的作用(即本地居住时间和本地家庭规模);而对于蒙古族和满族流动人口而言,所有的社会文化因素变量都起到了显著的作用,但是教育程度没有显著影响,职业类别中只有生产/运输相关职业的系数是显著的。

本文的研究发现表明,流动人口居留意愿的影响机制在少数民族群体之间、在他们与汉族流动人口之前存在差异。一方面,从家庭月平均收入的影响和其他经济因素变量对一些群体的影响可以看到,少数民族流动人口的居留意愿背后有经济理性的计算和经济融合程度的考虑。另外一方面,与汉族不同,很多少数民族流动人口的定居意愿主要受到社会文化融合程度的影响。因此,制定推动少数民族流动人口定居乃至市民化的政策时,需要充分考虑到少数民族流

动人口在目的地对社会文化融合的需求。当然，少数民族流动群体之间在社会文化融合程度上的差异是如何形成的、是否必然跟族群属性有关系等这些问题需要进一步的研究和思考，这样才能更好地制定少数民族人口迁移和市民化政策。最后，本研究也表明，在少数民族之间，流动人口居留意愿的影响机制也存在差异性。在制定政策的过程中不仅需要考虑到少数民族流动人口和汉族流动人口的差异，也需要充分考虑各个少数民族独特的民族文化和习惯对于目的地融合的影响。

# 省际人口返迁的新状况及返迁后的居住区位选择： 基于“固定时距”迁移数据的分析

李贞，陈晨

(1. 上海大学社会学院 亚洲人口研究中心，上海，200444)

近年来，随着我国流动人口增速的趋缓和返迁人数的上升，省际人口返迁的规模及返迁后在省内居住区位的选择对我国城镇化格局的影响不断加深。使用 2015 年小普查数据计算“固定时距”省际返迁人口的规模和返迁率，以反映我国人口返迁的新状况，并通过 logit 模型探讨影响返迁人口省内居住区位选择的因素。研究发现，2015 年我国约有 271 万固定时距省际返迁人口，返迁率为 14.16%。返迁人口规模和返迁率较往年明显上升。约 10% 的返迁人口在省内进行了居住区位再选择。从输出地看，西部地区返迁率高于中部；从输入地看，珠三角返迁率高于长三角。虽然以人力资本衡量，省际返迁是对迁移总人口的逆向选择，但返迁人口的人力资本水平高于非迁移人口，进行了居住区位再选择的返迁人口的人力资本水平甚至高于迁移人口。研究反映出当前人口返迁越来越可能是流动人口主动选择的结果，并将对其返回省份城镇化水平的提高带来有益的影响。

## 一、引言

历年全国流动人口动态监测数据显示，我国流动人口数量经历了从增速减缓到负增长的转变。在绝对数量增长趋缓或者减少的趋势下，我国以流动人口为主体的迁移人口在空间上的再分布直接影响到我国未来的城镇化格局。过去三十多年，区域之间经济社会发展的巨大差距是主导人口迁移流动方向和迁移流动人口空间分布模式的主要宏观背景。在十九大报告中，习近平总书记将区域协调发展提高到了国家战略的高度，并提出以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局，加快农业转移人口市民化。区域协调发展战略的提出和实施，使区域和城乡之间发展的失衡得以扭转，影响人口迁移流动的宏观背景也随之发生改变。虽然东部沿海地区作为传统人口输入地仍然对迁移流动人口具有极大的吸引力，但是迁移流动人口在迁移流动决策上势必对这一宏观背景上的变化作出回应。返迁就是这种迁移流动决策的一个重要维度。

返迁一直是我国人口迁移流动研究中的重要议题。20 世纪 90 年代中后期，“民工潮”下的农民工回流现象首先引起学者注意。一般认为，大规模国有企业下岗工人对农民工形成的竞争压力和工资待遇低下是这一波返迁的主要驱动因素，返迁人员是迁移人口中的“失败者”（南生、何宇鹏，2002；Zhao，2002；刘建波、王桂新、魏星，2004；周皓、梁在，2006；Wang & Fan，2006；Chunyu et al. 2013；孙祥栋、王涵，2016）。近十几年，随着西部大开发、促进中

部地区崛起和新型城镇化等区域协调发展战略措施的实施,我国区域经济开始朝着均衡化方向发展。中西部地区,即长期以来主要的省际迁移流动人口的输出地的经济增长速度加快,就业机会增加,生活环境和设施得到改善,对迁移流动人口形成回迁的吸引力。这一系列变化可能带来我国返迁人口规模和返迁率增加(Liang et al. 2014;任远、施闻,2017),并影响返迁人口的组成和空间分布。另外,另外,有研究显示,存在返迁人口在省内异地就业和生活的现象(张甜、朱宇、林李月,2017),但是我们对全国范围内返迁后居住区位选择的情况还缺乏了解。

在此背景下,本文关注的是我国省际人口返迁的最新状况和省际返迁人口的居住区位选择。具体来说,省际人口返迁的规模和返迁率是怎样?与以往相比,有什么新的变化?省际返迁人口的人口社会经济特点、空间分布格局以及返迁后在省内的居住区位选择是怎样的?利用最新的数据,对省际迁移流动人口返迁以及返迁后居住区位选择问题进行的探究一方面将有助于揭示我国当前人口迁移流动过程的变化,推进我国人口迁移流动研究;另一方面,有助于评估区域协调发展战略对城镇化格局的影响,设计推进新型城镇化的人口迁移流动政策,引导迁移流动人口有序地实现市民化。

全国人口普查长表抽样调查(下文简称普查)和全国 1% 人口抽样调查(下文简称小普查)覆盖的地理范围广,有全国代表性,历年的问卷具有较高的一致性。因此,基于普查和小普查数据进行的研究有历年的可比性。同时,普查和小普查数据都收集了一系列迁移信息,是很好的研究人口返迁情况的数据来源。但是,现有使用(小)普查数据进行的全国性的人口返迁研究十分有限。周皓和梁在使用 2000 年人口普查数据估计,我国 2000 年有省际返迁人口 180 万左右,返迁率为 5.276% (周皓、梁在,2006)。除此之外,对 2000 年以后我国省际返迁人口情况的描述和探讨还比较缺乏。使用澳大利亚和加拿大人口普查数据中现住地、一年前居住地和五年前居住地信息,Newbold 和 Bell 创新性地提出了“固定时距(fixed-interval)”返迁人口定义方法(Newbold, 2001; Newbold & Bell, 2001),并运用该方法对这两国的人口返迁情况进行了分析和对比。我国 2015 年小普查收集了现住地、一年前居住地和五年前居住地的详细信息,可以使用这些信息界定“固定时距”返迁人口。在数据和方法部分,我们将详细介绍这种返迁人口定义方法,并将其与其他界定返迁人口的方法进行对比(刘建波、王桂新、魏星,2004;周皓、梁在,2006; Chunyu et al. 2013),探讨固定时距定义法的优势。然后,我们将使用 2015 年小普查中 2015、2014 和 2010 年三个时点的居住地信息界定并估计我国 2014-2015 年间固定时距省际返迁人口规模和返迁率。

除了全国范围的研究,有学者使用普查和小普查数据针对部分人口输出大省的返迁情况进行了一些研究。例如,Chunyu 等利用 1995 年小普查数据计算得出,将近 30% 从四川到广东的迁移人口在 1995 年返回四川(Chunyu et al. 2013)。Liang 等根据 2000 年和 2010 年普查数据估计,广东返回四川的流动人口为 2.8 万和 8.9 万,占四川到广东流动人口总数的 1.9% 和 3.3%;广东返回湖南的流动人口为 2.8 万和 15.7 万,占湖南到广东流动人口总数的 1.6% 和 4.0% (Liang et al. 2014)。以上研究显示,从 2000 年到 2010 年,主要人口输出地流动人口的返迁呈现增长趋势。但是,除了四川和湖南,目前我们还不知道全国其他省份返迁人口的情况,也缺乏省际人口返



迁情况的对比。虽然基于个别人口输出大省的返迁情况的研究有助于我们对全国人口返迁情况的把握,但某些特定省份的情况与其他省份或者全国人口返迁的状况可能有很大的不同。

另外,在返迁的同时,返迁人口会带回人力、经济和文化等资本(Ma, 2001; Zhao, 2002; Murphy, 2000, 2002; Chen et al. 2010; 刘达、林赛南、李志刚、刘凌波, 2020)。因此,返迁人口的区位选择会对接收省际返迁人口的省内地区产生深远的社会、经济和文化影响。有研究显示,在个别人口输出地区,很多外出人口返迁并未选择回到老家,而是流向省内其他地区居住和工作(张甜、朱宇、林李月, 2017; 高更和、曾文凤、刘明月, 2017),并且返迁人口表现出强烈的异地购房意愿(刘成斌、周兵, 2015)。然而,已有关于省际人口返迁的文献较少关注返迁人口在省内的居住区位再选择问题。2015 年小普查对返迁人口是否返回五年前省内居住地址进行了区分,从而使得研究省际返迁人口的省内居住区位再选择成为可能。我们假定未返回五年前居住地址的返迁人口是进行了返迁后省内居住区位再选择的人口。由于全国人口 1% 抽样调查中的居住地址是调查对象经常居住的地址,因此它可以反映省际返迁人口生活和工作的主要范围。根据返迁人口是否返回五年前居住地址,我们对省际返迁人口进行细分,估计没有返回五年前居住地址的返迁人口规模和比例,并对省际返迁人口是否返回相同的五年前居住地址建立模型,分析省际返迁人口居住区位再选择的影响因素。

## 二、方法和数据

### (一) 返迁人口的界定方法

国内外使用普查/小普查数据进行的返迁研究对返迁人口的定义方法可分为三类:

1. 刘建波等使用现住地、五年前居住地和出生地来界定返迁人口(刘建波、王桂新、魏星, 2004)。如图 1A- 定义所示,如果一个人的出生省份与五年前常住地省份不同,而现常住地省份与出生地省份相同,他/她就被认定为返迁人口。如图 1A- 案例所示,如果一个人 1965 年出生于四川,2010 年常住地是广东,而 2015 年又回到四川,那么他/她会被认定为返迁人口。这种方法易于理解,但是容易掩盖返迁人群在迁移经历和返迁原因上的差异。例如,某返迁人员的出生年份为 1990 年,即使他的其他情况都与案例中 1965 年出生的返迁人员相同,他们的返迁原因很可能不同:1990 年出生的返迁人员可能是为了回家乡就业,而 1965 年出生的返迁人员可能是因为接近退休年龄而返迁。

2. 周皓、梁在和 Chunyu 等使用我国 2000 年全国人口普查和 1995 年小普查数据中关于现住地、五年前居住地和上次居住地信息的三个问题界定返迁人口(见图 1B- 定义)(周皓、梁在, 2006; Chunyu et al., 2013)。与第一种定法方法相比,这种定义只考虑五年内有迁移经历的人口的返迁,在迁移发生的时间跨度上较为统一。但是,由于返迁可以发生在五年之内的任何时间,该定义下的返迁人口同样可能存在很大的异质性。以图 1B- 案例为例,如果一个人 2010 年常住地为四川,在 2010 和 2015 年之间的任何一年从四川流向广东,并在之后返回四川,那么他/她就属于返迁人口。

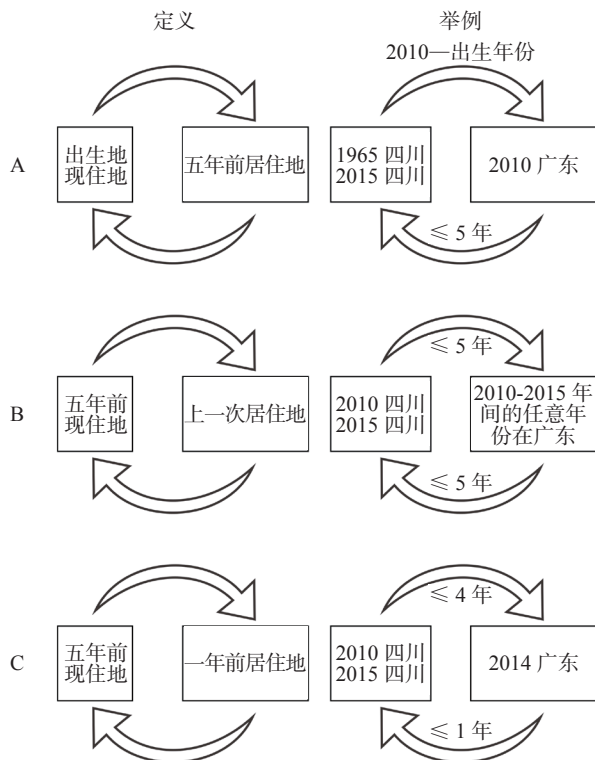


图1 利用人口普查和小普查界定返迁人口的方法和示例

3.Newbold 和 Bell 使用澳大利亚和加拿大人口普查收集的现住地、一年前居住地和五年前居住地信息定义固定时距返迁人口(Newbold, 2001; Newbold & Bell, 2001)。如图 1C- 定义所示, 这种方法界定的是普查五年到普查前一年的四年内发生过迁移的人口在普查前一年内的返迁。以 2015 年人口抽样调查为例, 如图 1C- 案例所示, 如果一个人 2010 年的常住地为四川, 2014 年流入广州, 2015 年返回四川, 此人属于该定义下的返迁人口。这一定义将迁移人口的迁移行为限定在普查前一年的四年之内、返迁限定在普查前一年之内。相对于前面两种方法, 固定时距方法使得返迁人口具有统一的迁移时间和返迁时间, 有助于降低返迁人口由于迁移原因、迁移经历和迁移时期不同导致的差异性。另外, 由于返迁是在调查前一年内发生的, 这种方法可以更好地研究近期返迁情况。但是, 固定时距返迁人口定义出的返迁人口数量和返迁率较之前两种方法要低, 我们会在结果部分讨论使用固定时距定义返迁对本文结论的影响。

## (二) 数据来源和处理

本文数据来自 2015 年小普查的对外公开数据, 样本量约为全国当年人口的 1%。小普查对外公开数据样本大, 覆盖范围广, 是目前研究全国范围内人口返迁情况的最好的数据来源之一。2015 年小普查抽样调查采取分层、二阶段、概率比例、整群抽样方法。对外公开数据提供了地区(地级市)层面上根据人口总数以及年龄结构计算的权重变量。经过加权处理后, 公开数据中返迁人口在地区及以上层面人口中出现的概率与当年实际总人口中返迁人口出现的概率应该是一致的。需要说明的是, 人口返迁是一个较小概率的事件, 即返迁人口在总人口中所占比例不高。当某地总人口样本量较小时, 返迁人口样本可能会较少。这可能导致在使用样本数据计算返迁规模和返迁率并回推总体时受抽样误差的影响较大。但由于我们的研究在全国及省

级行政区划层面展开,人口总量大,在一定程度上降低了小概率事件抽样误差的影响。此外,在讨论返迁人口的分省分布情况时,我们仅对返迁人口数量排名前十的省份进行讨论。对于返迁人口规模大的省份而言,返迁相对来说不是小概率事件,这有利于进一步降低抽样误差对研究结果的影响。最后,由于现有估计返迁规模和返迁率的研究皆基于历年人口普查或者小普查数据对外公开数据,且都是在全国或者省这两个层面进行,使用 2015 年小普查对外公开数据进行返迁研究便于我们对比已有研究结果,发现并分析历年来我国人口返迁的变化情况。最后,为了更好地评估返迁人口的经济影响,我们仅选取了劳动年龄人口进行分析,即样本的年龄范围在 15-65 岁,并已剔除目前在校的人口。

### (三) 分析步骤

根据 Newbold 和 Bell 的定义方法 (Newbold, 2001; Newbold & Bell, 2001), 本文使用 2015 年小普查数据提供的现住地、一年前常住地和五年前常住地将 2015 年人口的迁移状态划分为五类。

1. 非迁移人口: 该人群在 2010、2014 和 2015 三个时间点的常住省份都一样。

2. 省际返迁人口: 该人群 2010 年和 2015 年的常住省份相同, 2014 年的常住地在其他省份。此外, 我们还根据返迁人口是否返回五年前居住地址将省际返迁人口分为两个子类别: 返回相同居住地址人口和返回不同居住地址人口。我们可以将返回不同居住地址的省际返迁人口认为是返回来源地省份后, 进行了省内居住区位再选择的人口。

3. 省际再迁移人口: 该人群 2010 年、2014 年和 2015 年的常住省份均不相同。

4. 2010-2014 年间省际迁移人口: 该人群 2010 年和 2014 年的常住省份不同, 2014 年和 2015 年的常住省份相同。

5. 2014 年和 2015 年间省际迁移人口: 该人群 2010 年和 2014 年常住省份相同, 2014 年和 2015 年常住省份不同。

需要注意的是, 这是对全国人口 2015 年的迁移状态的分类。如果看迁移经历, 省际返迁人口实际上在 2010 和 2014 年间进行了迁移, 因此 (2)、(3) 和 (4) 构成全部 2010 和 2014 年间的迁移总量。

我们的分析包括四个部分。首先, 通过描述统计考察我国 2015 年人口迁移状态种类的分布, 重点关注返迁人口规模和返迁率, 并结合以往研究对我国省际返迁的变化趋势作出判断; 第二, 分别从输出地和输入地的角度报告返迁人口分省分布的情况, 以及各个省份的返迁率, 重点关注返迁人口规模排名靠前的省份的返迁情况; 第三, 描述不同迁移状态人口的人口及社会经济特征, 包括年龄、性别、教育程度、婚姻状况、是否拥有土地承包权<sup>①</sup>、是否拥有房屋产权和工作状态<sup>②</sup>; 第四, 对省际返迁人口是否返回五年前居住地址建立二分 Logit 模型。因变量为省际返迁人口是否返回五年前居住地址, 自变量包括年龄、性别、教育程度、婚姻状况和是否拥有土地承包权。

<sup>①</sup> 2015 年小普查没有询问受访者的户口性质, 但是询问了户口所在家庭“是否具有土地承包权”。

<sup>②</sup> 我们用 2015 年小普查中的问题“过去一周是否工作”来构建“工作状态”变量。



### 三、结果

#### （一）省际返迁人口的规模和返迁率

表 1 展示的是 2015 年各种迁移状态人口的频数和占总人口中的比例。利用固定时距方法，我们从 2015 年的小普查数据中总共找到 2,707 名省际返迁人员，占总样本的 0.32%。据此粗略估计，我国 2015 年固定时距省际返迁人口的规模约为 271 万<sup>③</sup>。省际返迁人口占所有在 2010 到 2015 年间进行过迁移的人口的 11.89%<sup>④</sup>。在 2010-2014 年进行了省际迁移的人口中有 14.16% 在 2014 和 2015 年间返回了 2010 年的常住省份，即固定时距返迁率为 14.16%<sup>⑤</sup>。

周皓和梁在使用 2000 年人口普查数据，通过图 1B 所示方法界定省际返迁人口，计算得出我国 2000 年有省际返迁人口 180 万左右，返迁率为 5.276%（周皓、梁在，2006）。两个数字均低于我们使用固定时距方法计算的 2015 年全国省际返迁人口规模和返迁率。图 1B 所示方法界定的省际返迁人口是五年迁移人口在五年内的返迁。而我们通过固定时距方法界定的是四年迁移人口在最近一年内的返迁。较之图 1B 方法，我们的方法将迁移的时间窗口缩短了一年，而将返迁的窗口缩短了四年，因此使用固定时距方法计算的返迁人口数量会少于图 1B 方法所计算的返迁人口数量。进一步来说，我们可以将固定时距方法看作是图 1B 所示方法的一个特例。如果将图 1C 所示方法简单换算成图 1B 所示方法，即假设人口的迁移率和返迁率在调查前五年内保持不变，我们应该在 2015 年数据中找到 13,535（即  $2,707 \times 5$ ）位返迁人口。据此可以判断，较之 2000 年，2015 年我国省际迁移人口的返迁规模和返迁率都有大幅提高。

比较表 1 中（2）省际返迁人口的组成，即（2.1）返回相同居住地址人口和（2.2）返回不同居住地址人口的分布情况可知，绝大部分省际返迁人口返回了五年前居住地址。仅有 271 人没有返回五年前居住地址，占有 2010-2014 迁移人口的 1.44%。在澳大利亚和加拿大，1991 年固定时距州 / 省际返迁人口中没有返回原来居住地址的人数分别占 1986-1990 年迁移人口的 7.0% 和 7.2%（Newbold, 2001；Newbold & Bell, 2001），远高于我国 2015 年的数字。这一差别说明较之澳大利亚和加拿大，我国的返迁更可能是一种计划中的事件，表现为迁移者更有可能保留五年前的居住地址。这背后的主要原因可能包括与户籍相关的各项制度为迁移人口定居其他省份甚至省内其他地方设置了障碍。另外，相对于国外的国内迁移人口，我国扩展家庭的居住安排和农村的宅基地制度等也使得迁移者更有可能保留和返回原来的居住地址。因此，大多数迁移人口在迁移过程中并不会“连根拔起”，返迁时更有可能返回原来的居住地址。

<sup>③</sup>我们使用的是全国人口 1/1,000 样本，因此推算省际返迁人口规模为 2,707,000（即  $2,707 \times 1,000$ ）。

<sup>④</sup>根据表 1，计算公式为  $(2)/[(2)+(3)+(4)+(5)]$ 。

<sup>⑤</sup>根据表 1，计算公式为  $(2)/[(2)+(3)+(4)]$ 。

表1 人口迁移状态分布

类别	频数	比例 (%)
(1) 非迁移人口	810,395	97.27
(2) 省际返迁人口	2,707	0.32
(2.1) 返回相同居住地址	2,436	0.29
(2.2) 返回不同居住地址	271	0.03
(3) 省际再迁移人口	287	0.03
(4) 2010 和 2014 年间迁移人口	16,126	1.94
(5) 2014 和 2015 年间迁移人口	3,627	0.44
总计	833,142	100.00

数据来源：2015年全国1%人口抽样调查对外公开数据。

在所有省际返迁人口中，返回五年前相同居住地址的省际返迁人口占 90% 左右<sup>⑥</sup>。当我们只挑选农村户籍人口进行分析时<sup>⑦</sup>，返回五年前居住地址的比例更高（约 92%），并远高于一些基于区域调查的研究发现。例如，张甜等使用河南省永城市 6 个乡镇 25 个村居点的调查数据发现，回流农民工只有 37.90% 返回了农村居住（张甜、朱宇、林李月，2017）。高更和等使用的河南抽样调查样本显示，28.9% 的农民工返回本村（高更和、曾文凤、刘明月，2017）。我们认为以下原因可以解释我们的发现与上述研究的不同：首先，由于本文界定的返迁人口是调查前一年内的返迁，而返迁人口的居住区位再选择和异地购房决策可能需要一定的时间。随着返迁后在原来省份居住时间的增加，本省内的区位再选择和异地购房可能会变得更为普遍。第二，我们在主要的流动人口输出地调研时发现，很多返乡农民工在老家附近的县城买房，但同时保留 / 居住在农村老家的房子里。这些老家的房子很有可能在（小）普查时被登记为他们的常住地，并导致对于返回 5 年前居住地比例的高估。第三，现有关于返迁人口区位选择的研究一般是基于几个村的调查数据，样本选择相对于小普查数据更可能存在系统性偏误，导致对返回原居住地址的比例的低估。最后，基于全国性数据和区域性数据研究结果的不同很可能意味着我国返迁人口在区位再选择和异地购房上存在地区差异，需要更多的跨区域比较研究。

## （二）分省的省际返迁人口规模和返迁率

表 2 中列出的分别是 2010-2014 年间省际迁移人口规模和固定时距省际返迁人口规模排名前十的省份，展示的是从人口输出地角度出发，分省份的 2010-2014 年间省际迁移人口规模 (1)、省际迁移人口占总迁移人口的比例 (2)、省际返迁人口规模 (3) 和省际返迁人口占各省 2010-2014 年间总迁出人口的比例 (4)。通过对表 2 的分析，我们有如下发现：

<sup>⑥</sup>根据表1，计算公式为(2.1)/(2)。

<sup>⑦</sup>基于农村样本的详细分析结果没有在本文展示，感兴趣的读者可以向本文作者咨询。

表2 2015年各省2010-2014年迁移人口（输出）和固定时距省际返迁人口（输入）情况

	2010-2014 年迁移人口（输出）		固定时距省际返迁人口（输入）		
	数量（人）（1）	比例（%）（2）	数量（人）（3）	返迁率（%）（4）	
安徽省	1,851	9.68	四川省	301	19.31
四川省	1,559	8.15	安徽省	296	15.99
河南省	1,557	8.14	湖南省	285	18.60
湖南省	1,532	8.01	贵州省	254	26.94
江西省	1,089	5.70	江西省	191	17.54
湖北省	1,061	5.55	广西壮族自治区	191	21.32
广东省	1,052	5.50	湖北省	146	13.76
贵州省	943	4.93	河南省	125	8.03
广西壮族自治区	896	4.69	云南省	122	22.22
江苏省	793	4.15	江苏省	95	11.98
其他	6,787	35.50	其他	701	10.33
总计	19,120	100	总计	2,707	14.16

数据来源：2015年全国1%人口抽样调查对外公开数据。

首先，中西部地区仍然是我国省际迁移人口的输出大省。如表 2（1）所示，2010-2014 年间省际迁移人口输出数量排名前五的省份为安徽、四川、河南、湖南和江西。这五个省份都集中于中西部地区，总迁移人口输出量占到了全国的 40% 左右。第二，中西部省份同时也接收了大量的返迁人口。如表 2（3）所示，2015 年返迁人口输入数量排名前五的省份为四川、安徽、湖南、贵州和江西。第一名和第四名为西部省份，其余为中部省份。第三，返迁人口规模大的省份返迁率也较高，但是与返迁规模排名之间表现出一定的差异性。如表 2（4）所示，返迁人口规模最大的四川省的返迁率为 19.31%，即四川省在 2010-2014 输出的省际迁移人口中的 19.28% 在 2015 年返回了四川。这一返迁率低于贵州、云南和广西，分别为 26.94%、22.22% 和 21.32%。贵州、广西、云南和四川这些西部省份的返迁率在返迁人口规模较大的十个省份中是最高的。中部地区的安徽、河南等虽然在返迁人口总量上均排在前十位，返迁率反而较低。例如：安徽省迁移人口输出量最大，但是它的返迁率相对低于其他人口输出大省，只有 15.99%。人口输出大省河南的返迁率更低，仅为 8.03%。第四，与全国数据一致，分省的数据也显示我国迁移人口的返迁率在提高。例如，Chunyu 等通过分析 1995 年小普查数据发现四川的返迁率为 10%（Chunyu et al. 2013），而我们的结果显示四川的返迁率为 19.31%。

表 3 中列出的分别是 2010-2014 年间省际迁移人口规模和固定时距省际返迁人口规模排名前十的省份，展示的是从人口输入地角度出发，分省份的 2010-2014 年间省际迁移人口规模（1）、省际迁移人口占总迁移人口的比例（2）、省际返迁人口规模（3）和省际返迁人口占 2010-2014 年间总迁移人口的比例（4）。通过对表 3 的分析，我们有如下发现：

表3 2015年各省2010-2014年迁移人口(输入)和固定时距省际返迁人口(输出)情况

	2010-2014 年迁移人口 (输入)		固定时距省际返迁人口 (输出)		
	数量 (人) (1)	比例 (%) (2)	数量 (人) (3)	返迁率 (%) (4)	
广东省	4,166	21.79	广东省	833	20.00
浙江省	2,741	14.33	浙江省	371	13.54
上海市	1,871	9.78	上海市	213	11.38
江苏省	1,513	7.92	江苏省	208	13.75
北京市	1,363	7.13	北京市	154	11.30
福建省	716	3.75	福建省	117	16.34
四川省	649	3.40	山东省	86	19.55
贵州省	491	2.57	新疆维吾尔自治区	65	13.77
新疆维吾尔自治区	472	2.47	天津市	63	21.58
山东省	440	2.30	河南省	51	23.39
其他	4,698	24.56	其他	546	11.62
总计	19,120	100.00	总计	2,707	14.16

数据来源: 2015年全国1%人口抽样调查对外公开数据。

首先, 如表 3 (1) 所示, 广东、浙江、上海、江苏和北京是 2010-2014 年间迁移人口输入数量最多的前五个省。样本中 63.42% 的 2010-2014 年间迁移人口分布在这几个省。第二, 如表 3 (3) 所示, 它们也是输出返迁人口最多的省份。例如, 广东有 4,166 位 2010-2014 年间迁移人口, 其中 833 人于 2014-2015 年间返回五年前常住省份, 返迁率为 20.00%。浙江省有 2,741 位 2010-2014 年间迁移人口, 其中 371 人于 2014-2015 年间返回五年前常住省份, 返迁率为 13.54%。第三, 主要的迁移人口输入地在“留住”迁移人口上表现出较大的差异。其中, 广东的返迁率最高。然而, 在同样作为人口输入主要地区的长江三角洲, 上海、江苏和浙江的返迁率相对较低, 分别为 11.38%、13.75% 和 13.54%。

### (三) 人口和社会经济特征

表 4 展示的是在全国层面上, 不同迁移状态人口的人口和社会经济学特征。主要发现如下:

首先, 返迁人口有年轻化的趋势。以往的研究发现, 返迁人口的年龄大于迁移人口 (周皓、梁在, 2006; Wang & Fan, 2006; Chunyu et al. 2013)。通过对比返迁人口 (表 4 (2)) 和同时期迁移人口 (2010-2014 迁移人口) (表 4 (4)) 的分年龄组分布, 我们发现返迁人口在 15-19 和 20-24 这两个年龄组的比例高于同时期迁移人口<sup>⑥</sup>, 在 55-64 年龄组的比例小于迁移人口。另外, 与以往的研究发现一致, 表 4 数据显示返迁人口比非迁移人口年轻。例如, 非迁移人口中 (表 4 (1)) 45-54 和 55-64 这两个最大的年龄组分别占 26.19% 和 18.39%, 而这两个年龄组在返迁人口 (表 4 (2)) 所占的比例仅为 14.69% 和 2.7%。

第二, 从教育程度来看, 返迁人口总体上高于非迁移人口, 表现为返迁人口 (表 4 (2)) 中小学及以下教育程度的比例低于非迁移人口 (表 4 (1)), 而初中教育程度的比例高于非迁移

<sup>⑥</sup>文章所有的双变量关系比较都通过了卡方检验 ( $p < 0.001$ )。

人口。但返迁人口的教育程度明显低于 2010-2014 年间迁移人口（表 4（4）），即与之相比，更高比例的返迁人口仅受过初中及以下教育。因此，从教育程度衡量，返迁人口对同时期迁移人口的逆选择，即为学界传统上定义的“失败者”。此外，省际再迁移人口（表 4（3））的教育水平介于返迁人口和 2010-2014 年间迁移人口之间。

第三，较之所有其他类别人口，返回省内不同居住地址的省际返迁人口在人力资本上具有优势。从年龄上看，返回不同居住住址的人口更加年轻。例如，返回不同住址的人口（表 4（2.2））在 15-19、20-24 和 25-34 这三个年龄组的比例分别比返回相同住址的人口（表 4（2.1））高出 1、5 和 3 个百分点，且在 20-24 年龄组的占比上高于表 4 中其他任何群体。从教育程度上看，返回不同居住地址的人口有最高比例的高中和大学及以上教育程度，且在大学及以上这一教育程度上更为明显：比返回相同居住地址的人高出 17 个百分点，并且高于表 4 中其他任何的群体。可见，人口返迁是“逆向选择”的论断更适用于返回相同居住地址的人。相对于返回相同居住地址的返迁人口，返回不同居住地址的省际返迁人口在人力资本上具有优势，此种优势甚至大于仍然留在省外的同时期迁移人口。

第四，较之所有其他类别人口，返回五年前居住地的人（表 4（2.1））拥有土地承包权的比例最高，达到 75.21%。返回不同居住地址的人（表 4（2.2））拥有土地承包权的比例为 58.73%，远低于返回相同居住地址的人。由于有土地承包权的迁移人口基本上来源于农村，是否返回五年前居住地址和土地承包权之间的关系可能反映了来自农村的返迁人口更有可能返回相同的居住地址，而来自城镇的返迁人口更有可能进行省内区位的再选择。另外一种可能是，部分没有返回五年前居住地址的人放弃了土地承包权，完成了“城镇化”。

第五，从住房所有权上看，没有返回五年前居住地址的人口比返回五年前居住地址的人口更有可能住在没有产权的房屋。具体来说，返回五年前居住地址的人口（表 4（2.1））中，93.19% 有现住房的产权；而在省内更换了居住地址的人（表 4（2.2））只有 56.52% 有现有住房的产权。如果我们将拥有现住房的产权视为定居的标志，以上数字可被解读为很多未返回原居住地址的返迁人口还没有定居，即有可能再次迁移。另外，未返回原居住地址的返迁人口拥有产权的比例要高于所有其他类别迁移人口（即表 4 中的（3）、（4）和（5）），说明一部分省际返迁人口定居了省内的其他地方，进行了省内的区位再选择。

最后，工作状态可以反映出劳动力市场参与情况。从工作情况看，跟其他迁移人口中不工作的群体比例相比，返迁人口中，返回不同居住地址的不工作群体比例相似，而返回相同居住地址的人口，不工作的比例则较低。具体来说，返回不同居住地址的人口（表 4（2.2））中有 20% 处于不工作的状态，返回相同居住地址人口（表 4（2.1））的相应比例约为 13%。或许这与第三点中提到的返回相同居住地址者更可能拥有土地承包权有关：返回相同居住地址的人口只有 25% 没有土地承包权，而更换居住地址的返迁人口中有 41% 没有土地承包权。有土地承包权的人口有务农的条件，由于农业劳动的准入门槛较低，他们的劳动参与可能较高。



表4 各类迁移人口的基本人口和社会经济特征 (%)

	非迁移人口 (1)	省际返乡人口 (2)	返回相同居住地 址 (2.1)	返回不同居住地 址 (2.2)	省际再迁移人口 (3)	2010-2014 年间 迁移人口 (4)	2014-2015 年间 迁移人口 (5)
年龄							
15-19	1.66	3.68	3.55	4.90	4.66	2.35	3.51
20-24	6.47	18.80	18.29	23.41	22.03	13.89	11.45
25-34	23.51	37.92	37.60	40.83	42.90	43.81	36.61
35-44	23.77	22.20	22.63	18.34	21.07	20.78	27.12
45-54	26.19	14.69	15.29	9.27	8.00	13.44	16.04
55-64	18.39	2.70	2.64	3.26	1.34	5.73	5.27
性别							
男	49.85	59.05	59.80	52.30	57.13	51.35	53.89
女	50.15	40.95	40.20	47.70	42.87	48.65	46.11
教育程度							
小学及以下	23.36	16.85	17.40	11.87	10.80	14.68	17.58
初中	46.66	53.40	54.88	40.09	43.43	48.23	53.62
高中	17.33	16.98	16.63	20.20	17.98	20.01	16.50
大学及以上	12.66	12.77	11.10	27.85	27.79	17.08	12.30
婚姻状况							
单身	16.71	33.93	33.71	35.93	33.04	20.88	21.39
已婚	83.29	66.07	66.29	64.07	66.96	79.12	78.61
有无土地承包权							
有	62.49	73.56	75.21	58.73	57.24	53.19	62.87
无	37.51	26.44	24.79	41.27	42.76	46.81	37.13
住房所有权							
无产权	10.43	6.81	2.74	43.48	62.02	72.67	45.91
有产权	89.57	93.19	97.26	56.52	37.98	27.33	54.09
工作状态							
工作	73.26	86.66	87.40	80.04	80.22	79.07	78.65
无工作	26.74	13.34	12.60	19.96	19.78	20.93	21.35
总计	810,395	2,707	2,436	271	287	16,126	3,626

数据来源：2015年全国1%人口抽样调查对外公开数据。

#### (四) 返乡人口是否返回五年前居住地址的 Logit 模型结果

为了进一步考察省际返乡人口回到原输出省份后在省内进行区位选择的影响因素，我们对返乡人口是否返回原居住地址做了多元回归分析。表 5 给出的是 Logit 模型的结果<sup>⑨</sup>。模型结果显示，在控制了其他因素的情况下，处于 25-34 岁、35-44 岁和 45-54 岁这三个年龄段的省际返乡人口进行省内区位再选择的概率分别比 15-19 岁年龄组的低 51.41%、55.27% 和 61.31%，并且这种差别具有统计上的显著性。也就是说，在这些年龄组规定的年龄范围内，年龄越大，返乡人口进行区位选择的概率越低。对于教育程度来说，高中和大学及以上教育程度的返乡人口比教育程度为小学及以下的返乡人口更有可能改变在省内的居住地址，并且这种差别具有统计上的显著性。其中，大学及以上教育程度的人没有返回五年前居住地址的概率是小学及以下教育程度的返乡人口的 3.5 倍。另外，模型结果显示，已婚的、没有土地承包权的返乡人口更有可能不返回五年前居住地址。

<sup>⑨</sup>纳入模型的自变量的描述性统计结果见表4中的(2.1)和(2.2)。

表5 省际返迁人口不返回五年前居住地址的Logit回归结果

	Odds Ratio		S.E.
性别（男）			
女	1.22		0.13
年龄（15-19）			
20-24	0.68		0.33
25-34	0.49	*	0.34
35-44	0.45	*	0.37
45-54	0.39	**	0.40
55-64	0.79		0.50
教育程度（小学及以下）			
初中	1.07		0.22
高中	1.70	*	0.25
大学及以上	3.49	***	0.25
婚姻状况（未婚）			
已婚	1.60	**	0.18
土地承包权（有）			
无	1.59	***	0.14
截距	0.09	***	0.37
-2 Log likelihood	1,672.82		
Pseudo R <sup>2</sup>	0.05		
N	2,707.00		

注：括号内为自变量的参照组；\* $p<0.05$ ，\*\* $p<0.01$ ，\*\*\* $p<0.001$ 。

## 四、结论与讨论

### （一）主要结论

文章使用 2015 年全国人口 1% 抽样调查数据提供的现驻地、一年前居住地和五年前居住地的详细信息界定返迁人口，并且根据返迁人口是否返回五年前居住地址对省际返迁人口进行细分，研究了我国返迁人口及其区位选择的最新情况。主要研究结论如下：

首先，我国返迁人口数量和返迁率呈现上升趋势。2015 年，我国约有固定时距省际返迁人口 271 万，返迁率为 14.16%。基于 2000 年人口普查数据的研究发现，2000 年我国有 180 万省际返迁人口，返迁率为 5.276%。在前面的讨论中（见 3.1 节），我们解释了使用固定时距法计算出的返迁人口规模和返迁率要少于用其他定义方法计算出的返迁人口规模和返迁率。因此，2000 年到 2015 年我国返迁人口和返迁率有大幅度的增加。

第二，我国主要的人口输出地和输入地也是输入和输出返迁人口最多的省份。其中，四川、安徽和湖南是输入返迁人口最多的三个省份；广东、浙江和上海是输出返迁人口最多的省份。值得注意的是，返迁率数据显示，一些西南省份（如贵州、云南）的返迁率远远高于东部人口输出大省安徽和河南；珠江三角洲地区的返迁率高于长江三角洲地区。

第三，从返迁人口的人口社会经济特征来看，返迁人口有年轻化的趋势；返迁人口的教育程度低于同时期迁移人口，但是没有返回五年前居住地址的返迁人口的教育程度高于迁移人口。另外，返迁人口总体上的劳动力市场参与程度要高于其他迁移状态人口，这主要是因为返回五



年前居住地址的返迁人口有很高的劳动力市场参与率。没有返回五年前居住地址的返迁人口处于工作状态的比例与其他迁移状态人口基本一致。

最后,我们通过区分省际返迁人口是否返回五年前相同的居住地址来研究返迁人口的居住区位选择。从全国范围来看,在省际返迁人口中,进行居住区位再选择的比例较低,低于基于区域性调查的研究发现。具体来说,数据分析发现,仅有 1.44% 的迁移人口在返迁的同时进行了居住区位再选择,占省际返迁人口 10% 左右。省际返迁人口的居住区位再选择的描述性统计结果和模型结果显示,居住区位再选择在年龄和教育程度上是对返迁人口正向选择的结果。年轻以及教育程度较高的省际返迁人口更可能进行居住区位再选择。

## (二) 讨论

从大规模“民工潮”出现至今,我国的区域发展格局经历了重大变化。东部和中西部地区以及城乡之间在经济社会发展水平上的巨大差距曾长期主导我国人口流动的方向。以发展中西部欠发达省份为目标的“西部大开发”从 2000 年开始正式实施;2013 年的“一带一路”战略进一步为经济落后地区提供了发展机遇;“十九大”正式将区域协调发展上升到国家战略的高度,旨在通过一系列政策和措施,形成东中西相互促进、优势互补、共同发展的新格局。在影响人口迁移流动的宏观背景已经发生了改变的情况下,流动人口的返迁模式也必将发生相应变化。本文即关注我国省际人口返迁模式的最新特点和变化,以反映新的宏观社会经济政策对我国人口迁移流动的影响。

文章通过使用具有可比性的数据和方法证实了我国返迁人口数量和返迁率的上升趋势。宏观层面,这一趋势与区域协调发展战略下我国东部地区产业升级转移、西部地区经济发展、农村税费改革、就地城镇化等一系列变化相呼应。返迁率在空间分布上的差异也为这种宏观上的联系提供了佐证。首先,从返迁人口输入省的角度来看,我们的分析结果显示,虽然返迁人口输入量与该省人口输出量存在正向对应关系,即接收返迁人口最多的省份也是人口输出大省,但是地处我国中部的人口输出大省安徽和河南在返迁率上反而低于很多西部省份,说明西部地区的快速发展对外出人口形成较大的返迁吸引力。其次,从返迁人口输出省的角度来看,珠江三角洲的返迁率要高于长江三角洲。一方面,这可能与珠江三角洲近些年正在进行的“腾笼换鸟”、产业升级有关,另一方面,这可能也与珠江三角洲流动人口的工资和待遇在近年来低于长江三角洲有关。因此,这两个地区不仅在对迁移人口的“吸引力”上互换位置,即基于 2010 年人口普查数据的分析揭示,长江三角洲接收的流动人口数量超过珠江三角洲(Liang et al. 2014),本文对人口返迁的研究显示,长江三角洲在“留住人”上也显示出相对优势。在人口红利消失和劳动力短缺的大背景下(蔡昉, 2009;王子成, 2015;齐明珠, 2010;周晓波, 2016;王贵东, 2019),面对来自其他沿海省份和传统流动人口输出地的双重竞争,如何吸引和留住劳动力是今后传统人口输入地省份的一大挑战。

以往研究表明,返迁对于人口输出地的社会经济发展具有一定的积极作用(Zhao, 2002; Ma, 2001; Murphy, 2000, 2002; Chen et al. 2010; 刘达、林赛南、李志刚、刘凌波, 2020)。虽然从教育程度上看,返回五年前居住地的返迁人口低于同时期迁移人口,是迁移人口中的“失

败者”，但是他们的教育程度仍然高于非迁移人口。返迁人口中进行了居住区位再选择的人口甚至比迁移人口更年轻，受教育程度更高。他们返回人口输出省以及在省内的居住区位再选择标志着人力资本的回流和在省内的重新配置。在带回人力资本的同时，他们还带回外出积累的工作经验、社会资本和文化资本。因此，返迁人口对输出地的社会经济发展具有非常重要的意义。在区域协调发展战略背景下，中西部地区的社会经济发展呈现出追赶的态势。建立有助于发挥省际返迁人口在人力、经济和社会资本等方面优势的制度和措施（例如创业扶持、产业升级、劳动力市场的完善等），提升社会服务水平，将有助于加快当地的城镇化进程，促进中西部地区的进一步发展。

最后，近年来，返迁人口的区位选择以及异地购房行为引起学者和政策制定者的注意。与已有研究结论不同，我们基于 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据的分析发现，九成省际返迁人口都会返回五年前居住地址。虽然由于数据的原因，本文可能会在一定程度上低估居住区位再选择人口在总省际返迁人口中的比例，但是一个基本的结论是返回原居住地址仍是省际人口返迁后的首要选择，并且这种选择在农村户籍返迁人口中更为普遍。除非在人力资本水平上具有优势，相当比例的返迁人口还是倾向于返回原住址。这意味着，返迁流动人口在输出地省份的城镇化和市民化过程仍然面临着相当大的障碍。一方面，土地以及附加价值仍然对农村户籍人口具有很强的吸引力；另一方面，这说明，在人口输出省份内部，促进农村人口城镇化和迁移流动人口市民化的制度和社会经济环境还有待进一步发展完善。

## 社区健康教育对流动人口健康素养促进研究<sup>\*</sup>

辛怡<sup>1</sup>, 韩钊颖<sup>2</sup>, 董乔惠<sup>2</sup>, 王晓鹏<sup>2</sup>

(1. 天津中医药大学管理学院, 天津, 301617;

2. 天津中医药大学研究生院, 天津, 301617)

### 一、研究背景

健康素养是指获取、理解、评价和应用健康信息的知识、动机和能力。良好的健康素养能够改善健康状况、降低医疗服务使用频率。实施健康教育是提高健康素养和疾病预防的首选策略。流动人口是疾病高风险人群, 健康教育对这部分人群的健康素养的影响程度有待评估。本文在“健康中国”战略背景下, 利用 2016 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据, 分析社区健康教育与流动人口健康素养促进的影响, 并检验其结果的稳健性, 同时考察不同因素带来的差异性, 最后针对研究结果提出相应的对策与建议, 以期促进流动人口的健康素养, 改善其健康状况。

### 二、资料与方法

#### (一) 资料来源

本文数据来源于 2016 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据, 该调查在全国 31 个省(区、市)和新疆生产建设兵团采取分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 方法进行抽样。该调查每年都有一个专题, 2016 年的专题调查为健康素养。健康素养调查是在总抽样的基础上抽取 5% 的样本点进行的专项调查。流动人口健康素养问卷主要参照中国健康教育中心编写的中国居民健康素养监测问卷, 该问卷经专家反复论证及预实验, 确保达到较高效度和信度, 问卷总分的克朗巴赫系数为 0.931。健康素养问卷共 52 个题目, 其中判断题 8 题, 单选题 25 题, 多选题 15 题, 情景题含包括单选题 3 题和多选题 1 题。本文采用中国居民健康素养监测的计分标准, 判断题、单选题回答正确计 1 分, 多选题回答正确计 2 分。问卷得分达到总分的 80% 及以上, 被判定为具备基本健康素养, 具备基本健康素养的人在总人群中所占的比例为达到健康素养水平。

<sup>\*</sup>基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目 (17YJC840046)  
通信作者: 王晓鹏, E-mail: 15222433247@163.com

## (二) 方法

Squiers(2012) 基于社会生态学的视角提出了包含完整路径的健康素养模型, 人口统计学特征、个人资源、能力和先验知识等因素影响个人获得健康素养水平。其中个人资源包括教育水平、职业、社会支持、文化等因素, 能力指视力、听力、口头表达能力、记忆和认知功能, 先验知识指疾病和患病经历、健康和卫生保健知识。本文认为健康教育是增加先验知识的一个重要途径。本文在 Squiers(2012) 的理论模型下, 选取社区健康教育作为核心解释变量, 性别、年龄、户籍、职业、受教育程度、婚姻状况、家庭月收入、家庭规模和医疗保险作为人口学特征变量。在此基础上, 考虑流动人口特征, 加入流动范围、流动时间、流动原因和居留意愿作为控制变量。首先采用 Logistic 回归分析社区健康教育对健康素养的影响, 并利用 Poisson 回归验证结果的稳健性。

### 1. Logistic 回归模型

以是否具有健康素养为因变量, 采用二分类 Logistic 回归模型进行分析。当  $y$  取某值 ( $y=0$ , 不具备健康素养;  $y=1$ , 具备健康素养) 的函数表达式为:

$$\text{Logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_m x_m \quad (1)$$

其中,  $\beta_0$  为常数项,  $\beta_i$  为各自变量影响因变量的系数;  $m$  为自变量的个数,  $x_1$  为核心变量社区健康教育,  $x_2 \cdots x_m$  为人口学特征、流动特征等控制变量。

$$\text{Logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta'_0 + \beta'_1 x_1 + \beta'_2 D + \cdots + \beta'_m x_m \quad (2)$$

式(2)用于流动人口健康素养的差异性检验, 其中  $D$  为检验的虚拟变量, 以户籍为例, 若户籍地为城镇, 则  $D=1$ , 否则  $D=0$ 。

### 2. Poisson 回归模型

Poisson 回归模型需要满足一定的限定条件。首先进行拟合优度检验,  $\alpha$  值显著大于 0 时, 选择负二项回归模型, 反之, 选择 Poisson 回归模型。将健康素养问题回答正确的数量  $\lambda_i$  作为因变量, 建立泊松回归模型。

$$\log(\lambda_i) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_m x_m \quad (3)$$

其中,  $\beta_0$  为常数项,  $\beta_i$  是解释变量  $x_i$  对应的回归系数。

## 三、结果

### (一) 调查对象基本情况

2016 年, 全国流动人口卫生计生动态监测健康素养专项调查有效样本 8556 人。样本男性占 51.57%, 女性占 48.43%; 25-34 岁的流动人口占比最多, 为 39.40%; 88.21% 的流动人口户籍所在地为农村; 从事服务行业的流动人口占比 41.19%, 在各行业中比重最大, 生产和建筑行业的人员占比为 21.55%, 经商和文职人员<sup>1</sup>分别占比 19.96% 和 11.19%; 受教育程度

<sup>1</sup> 本文将国家机关、党群组织、企事业单位负责人、专业技术人员、公务员、办事人员归为文职人员。

为初中的占比最高, 约占 47.12%; 婚姻状况为已婚的占比达到 80.91%; 家庭月收入主要集中在 5000 ~ 7999 元组, 占比 37.26%。跨省流动、省内跨市流动、市内跨县流动的比例分别为 48.07%、34.41%、17.52%。流动时间的平均值为 5.87 年。如果以五年作为一个分界点, 流动时间在 5 年以上的占比 56%。流动原因以务工和经商为主, 占比 83.10%, 家属随迁(照顾老人和小孩)和投亲婚嫁等其他原因分别占比 10.33% 和 6.57%。

## (二) 流动人口健康素养与接受社区健康教育状况

样本具备健康素养的人数为 2692 人, 样本健康素养水平为 31.46%。7607 人参加过不同形式的社区健康教育, 占比为 88.90%。接受过生殖与避孕/优生优育方面健康教育的流动人口最多, 占比 64.12%。接受性病/艾滋病、职业病、结核病、控制吸烟、精神障碍方面教育分别占比为 50.68%、34.98%、29.48%、21.47% 和 15.38%。在社区健康教育的形式方面, 通过宣传资料、宣传栏这种传统方式的占比分别为 88.58% 和 88.00%, 通过健康知识讲座、面对面咨询和电子显示屏方式占比分别为 47.90%、30.83% 和 26.45%, 而通过社区网站咨询、社区医生传授、社区短信/微信等方式占比均低于 20%。

## (三) 社区健康教育对流动人口健康素养促进的影响

### 1. Logistic 回归

模型各变量赋值状况见表 1。结果表明社区健康教育对流动人口健康素养促进具有显著的正向影响(见表 2)。接受过健康教育的流动人口健康素养水平是未接受的 2.327 倍( $OR=2.327$ ,  $P<0.001$ ),  $OR$  值 95% $CI$ : 1.915~2.827。比较各变量的标准化回归系数, 发现社区健康教育变量系数最大( $Beta=0.146$ ), 说明它对健康素养的影响也最大。控制变量中职业、受教育程度对流动人口健康素养有显著影响。相较于文职人员, 从事商业、服务行业的流动人口呈现出较低的健康素养。受教育程度每提高一个阶段, 其健康素养是原来的 1.171 倍。

表1 变量赋值

变量名称	变量赋值
健康素养	未具备=0, 具备=1
健康教育	未接受=0, 接受=1
性别	男性=0, 女性=1
年龄	15-24岁=0, 25-34岁=1, 35-44岁=2, 45-54岁=3, 55-64岁=4, ≥65岁=5
户籍类型	农村=0, 城市=1
职业	文职人员为对照组, 商业人员、服务人员、生产、运输、建筑人员、其他人员设置哑变量
受教育程度	小学及以下=0, 初中=1, 高中=2, 大学及以上=3
婚姻状况	未婚=0, 已婚=1, 离异或丧偶=2
家庭月收入	小于3000元=0, 3000~4999元=1, 5000~7999元=2, 8000~9999元=3, 10000~14999元=4, 大于等于15000元=5
家庭规模	家庭人员数量
医疗保险	未参加=0, 参加=1
流动范围	跨省流动=0, 省内跨市流动=1, 市内跨县流动=2
流动时间	小于等于5年=0, 大于5年=1
流动原因	务工和经商为对照组, 家属随迁、投亲婚嫁等设置哑变量
居留意愿	无=0, 有=1



## 2. 稳健性检验

为检验回归结果的稳健性，保持核心解释变量和其他控制变量不变，将健康素养题目回答正确数量作为被解释变量进行 Poisson 回归分析。拟合优度检验结果不拒绝  $\alpha$  为 0 的原假设，满足等离散要求，可以建立泊松回归模型。社区健康教育对流动人口健康素养促进仍然保持显著的正向影响（见表 2），接受过健康教育的流动人口健康素养水平是未接受的 1.127 倍（IRR=1.127,  $P<0.001$ ）。与前文逻辑回归分析相符，研究结果较为稳健。

表2 流动人口健康素养影响因素的Logistic回归和Poisson回归比较

变量	Logistic 回归					Poisson 回归		
	$\beta$ 值	Beta 值	P 值	OR 值	95%CI	$\beta$ 值	P 值	IRR 值
健康教育	0.844	0.146	<0.001	2.327	1.915~2.827	0.119	<0.001	1.127
性别	0.06	0.017	0.267	1.062	0.955~1.181	0.001	0.836	1
年龄	0.046	0.027	0.158	1.047	0.982~1.116	-0.001	0.766	0.999
户籍类型	-0.11	-0.007	0.211	0.896	0.754~1.064	-0.015	0.02	0.985
文职人员	参照组							
商业人员	-0.246	-0.027	0.013	0.782	0.644~0.950	-0.029	<0.001	0.972
服务人员	-0.295	-0.067	0.001	0.745	0.624~0.888	-0.035	<0.001	0.965
生产运输建筑人员	-0.164	-0.019	0.099	0.848	0.698~1.031	-0.033	<0.001	0.968
其他人员	-0.278	-0.009	0.041	0.757	0.580~0.989	-0.042	<0.001	0.958
受教育程度	0.158	0.122	<0.001	1.171	1.095~1.253	0.044	<0.001	1.045
婚姻状况	-0.034	-0.008	0.65	0.966	0.834~1.120	-0.001	0.914	0.999
家庭月收入	0.039	0.028	0.091	1.04	0.994~1.087	0.003	0.112	1.003
家庭规模	-0.015	-0.009	0.574	0.985	0.936~1.037	0.004	0.047	1.004
医疗保险	0.003	0.001	0.968	1.003	0.854~1.178	-0.002	0.782	0.998
流动范围	-0.049	-0.02	0.177	0.952	0.886~1.023	0.005	0.085	1.005
流动时间	-0.003	-0.001	0.959	0.997	0.892~1.115	-0.007	0.107	0.993
工作经商	参照组							
家属随迁	-0.08	-0.015	0.484	0.923	0.737~1.155	-0.034	<0.001	0.967
投亲婚嫁	-0.393	-0.035	0.09	0.675	0.429~1.064	-0.049	0.003	0.952
居留意愿	0.004	0.001	0.948	1.004	0.898~1.122	-0.001	0.999	1

## 3. 差异性检验

由于群体特征会对结果造成差异，为考察不同群体的差异性问题，本文在控制其他变量的前提下，通过分组逻辑回归探讨社区健康教育对不同户籍、职业的流动人口的健康素养的影响（为节省篇幅，表 3 省略其他控制变量的系数）。模型 1 显示，来自农村或城市的流动人口，社区健康教育对其健康素养水平均有显著的促进作用，与前面的结果保持一致。模型 2 显示，接受社区健康教育的商业、服务行业、生产、运输和建筑行业的流动人口健康素养水平比未接受的显著提高，但文职人员的结果并不显著。

表3 社区健康教育对流动人口健康素养的户籍、职业分组逻辑回归结果

模型值	户籍 (模型 1)		职业 (模型 2)				
	农村	城市	文职人员	商业人员	服务人员	生产运输建筑人员	其他人员
$\beta$ 值	4.158	5.056	0.899	4.178	3.746	6.592	4.604
$P$ 值	<0.001	<0.001	0.287	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001

#### 四、结论与讨论

本研究发现, 样本流动人口健康素养水平为 31.46%。接受健康教育的内容多以生殖健康与避孕 / 优生优育、性病 / 艾滋病防治为主。流动人口社区健康教育主要以传统资料宣传为主, 信息化智慧平台的应用较少。Logistic 和 Poisson 回归显示接受社区健康教育的流动人口健康素养水平高于未接受的群体, 结果具有稳健性。社区健康教育在众多控制变量中对健康素养的影响最大。除此之外, 职业类型、受教育程度等控制变量也影响健康素养水平。吴瑾辉等 (2016) 采用“集中强化 + 行为参与”的社区综合干预模式, 发现健康教育能够有效提高流动人口的健康素养水平。在健康教育形式方面, 苏永平、唐鸿玉 (2019) 评估不同社区健康教育模式对流动人口孕妇健康素养的影响, 发现个体化组、集体组、微信平台组及系统化组的健康素养水平显著高于对照组, 其中系统化组 (个体化 + 集体 + 微信群平台) 总分升高最为显著。通过多种形式相结合的健康教育形式能够起到更好的教育效果。

社区健康教育对流动人口健康素养水平的影响不存在城乡的差异性, 而存在职业的差异性。社区健康教育只对商业、服务行业、生产、运输行业人员有效, 对文职人员无效。这可能是由于文职人员本身的健康素养相对较高, 而社区健康教育主要传播健康的基本知识, 不会明显提高文职人员的健康素养水平。

基于以上分析和结论, 本研究提出以下建议:

第一, 由于不同特征的流动人口呈现出健康素养水平的差异性, 根据人群的职业特点有针对性地开展个性化健康教育活动, 重点关注从事务工经商、服务行业以及生产、运输行业等的流动人口。在这些行业流动人口比较集中的社区开展流动人口健康促进的家庭建设活动。同时, 社区居委会招募并培训有一定文化程度、沟通能力强、热心为工友服务的流动人口作为健康指导志愿者, 通过同伴教育开展健康知识传播; 第二, 对受教育程度较低的群体进行群体形成长期、定期的追踪随访机制, 借助国家基本公共卫生服务等重大项目的持续开展, 定期对受教育程度较低的群体进行团体的培训和指导; 第三, 将传统的社区健康教育宣传渠道与信息化、新媒体相结合, 发挥多种教育形式的作用。积极推动居民健康素养的提升, 助力“健康中国”建设。



# 大城市家庭医生政策可及其市民化效应研究——基于 2018 年广州、太原、重庆流动人口监测数据的实证分析

梁土坤

（华东政法大学政府管理学院，上海，201620）

家庭医生政策既是医疗体制改革和分级诊疗体系完善的重要内容，也是促进流动人口基本医疗卫生服务均等化的重要构成部分。基于 2018 年广州、太原、重庆流动人口监测数据的实证分析，发现家庭医生政策可及其市民化效应存在总体低水平性、区域非均衡性、群体结构差异性、个体异质性等特征。就效应及影响机制而言，家庭医生政策具有提高流动人口自评健康水平的健康效应和提升其市民化意愿的市民化效应等双重效应。家庭医生政策既对流动人口市民化意愿具有显著直接影响，也通过自评健康而间接提高其市民化意愿，具有直接和间接的二重影响路径。而家庭医生政策的市民化效应因群体结构差异而不同。因此，需要根据家庭医生政策可及其市民化特征及其影响机制，采取相关对策以提高流动人口家庭医生政策可及其市民化，促进其基本公共服务均等化和市民化的实现。

《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》明确指出，全面推进健康中国建设，深化医疗卫生体制改革，稳步扩大城乡家庭医生签约服务覆盖范围，提高签约服务质量。可见，健全家庭医生政策以及提升其服务质量，是未来健康中国建设、深化医疗体制改革、完善分级诊疗体系的重要内容。因此，全面深入地了解我国家庭医生政策的实施状况、政策可及其现实效应等问题，促进家庭医生政策的完善，对提高居民医疗服务质量和水平、促进医疗服务体系的完善、提高健康中国建设的质量等具有重要的现实意义。然而，目前关于家庭医生政策可及其政策效应的定量研究仍然较为匮乏，未能为相关部门完善政策提供坚实的实践支持。基于此，本文运用 2018 年广州、太原、重庆三大城市流动人口数据，对流动人口家庭医生政策可及其市民化效应进行实证研究，以期完善家庭医生政策、提高其政策可及其提高新型城镇化发展质量等提供参考。

## 一、家庭医生政策研究的文献回顾

家庭医生（Family Physicians）政策是国际社会医疗卫生服务的重要制度。一般而言，家庭医生，是指为个人提供初级治疗和护理（primary care）的内科医师及其他医学专家等。国外关于家庭医生及其政策的相关研究众多。家庭医生在医疗、护理、治疗等多个方面发挥了重要的现实作用。在疾病预防方面，相对于公共医疗机构而言，家庭医生具有组织方面的优势和降

低医疗成本的作用。来自美国的实证研究显示,家庭医生在为孕产妇服务及其降低孕产妇死亡率方面发挥了重要的现实效能。家庭医生也能够在精神障碍者照顾过程中提供必要的医疗服务支持,并促进患者康复。关于以色列的研究也显示,在病人住院期间,家庭医生的积极参与能够为患者的住院管理和康复发挥重要作用,并受到患者的欢迎;为了促进患者护理的连续性和提高康复效果,需要进一步尝试在医院和家庭医生之间建立适当的合作模式并建立相关制度。可见,从国际相关经验看,家庭医生为居民提供了较为多元的医疗卫生服务,对提高居民医疗服务可及性和提高居民健康水平等方面发挥了重要的现实作用。

关于伊朗的研究也表明,家庭医生是增加居民公平获得能够负担得起的医疗服务的重要制度,为改善城市公共卫生服务发挥了重要作用。家庭医生在患者告知(informing patients)、服务协议(protocols)及总体表现等方面都表现良好;但是,在转诊制度(referral system)方面表现不佳。婚姻状况、年龄、职业和性别等因素对家庭医生的表现没有显著影响,而宗教信仰却对其表现具有显著影响,伊朗本地医生的工作表现相对更好,因此,制定聘用本地医生的适当方案,并增进家庭医生对转诊系统的了解尤为重要。然而,家庭医生政策在执行过程中也面临一些问题。一项关于美国 537 名家庭医生的调查显示,大多数家庭医生对他们的职业感和获得报酬感到满意,然而,那些工作时间较长的家庭医生却对他们的报酬不太满意。而且,关于发展中国家的研究却显示,农村家庭医生的身心健康面临巨大压力,职业倦怠正在损害家庭医生的健康。职业倦怠导致家庭医生工作效率降低、旷工增加、医疗成本增加、离职率上升、为患者提供的服务水平降低,最终导致患者不满。所以,关注家庭医生的健康、薪酬、工作满意度等问题,对于促进家庭医生队伍建设尤为重要。此外,消费者在选择家庭医生时,更加看重家庭医生的个人属性和特征(personal attributes and characteristics),除了资格认证信息外,消费者并不太关心家庭医生的培训和其他相关信息。因而,提高家庭医生的人格魅力和个性吸引力,是提高家庭医生签约率的重要方面。我国相关部门和地方政府借鉴国际经验,也逐步发展和推进家庭医生政策建设。

2016 年,国务院医改办和国家卫生计生委等七个部门联合发布《关于推进家庭医生签约服务的指导意见》(国医改办发(2016)1号),对家庭医生签约的服务主体、服务内容、服务收付费机制、签约服务激励机制、绩效考核、技术支持等内容进行了规范,标志着家庭医生政策全面确立。近年来,随着家庭医生政策在全国范围的推广,相关研究也呈现数据不断增加的发展趋势。实际上,早在 1993 年,宗鼎法就强调,需要重视家庭医生的培养问题,随后张聚兴等在北京地区进行了调查,指出大部分老人认为有必要建立家庭医生政策,这应该成为医院未来的重要服务项目。然而,在较长一段时间内,国内家庭医生相关研究较少。直至 2010 年以后,随着家庭医生政策逐步受到国家重视,相关文献呈现数量逐步增加的趋势。近年来国内家庭医生政策相关研究,主要包括三个方面。

一是家庭医生政策面临的问题及机制建设。例如,高和荣对国内家庭医生政策的模式进行了总结,指出家庭医生普遍存在“签而不约”问题,而政策情境和结构因素是该问题的关键原因。而朱仁显等基于厦门市的调查,指出家庭医生存在数量不足、地位不高、机构不够、宣传

不到位等问题,制约了家庭医生政策的实施。廖智柳等则认为,存在家庭医生的积极性不高、“签而不约”和“为签而签”等问题,建议从激励相容原则来完善家庭医生政策。孙彩霞等对我国家庭医生及其政策的发展历程进行了回顾,指出从加强家庭医生队伍建设、建立合理激励机制、推进信息平台建设、建立合理监督机制等方面完善家庭医生政策。并对家庭医生签约服务绩效的评价指标体系进行了探索,提出从结构、过程、结果质量等三个维度建构三级指标评价体系等。

二是家庭医生特征及其工作满意度调查与分析。2012年,袁立等对上海市137名家庭医生的状况、工作及其满意度等进行了问卷调查,指出其服务内容包括社区医疗和转诊、社区健康管理、慢性病患者管理等方面。刘树奎等对广州市326名家庭医生的调查发现,其工作满意度较低,工作压力和薪酬情况等是影响家庭医生工作满意度的重要因素。而孔国书等对中西部三省数据进行实证分析,发现工作内容、工作压力、工作报酬是影响家庭医生工作满意度的显著要素,而户口、教育程度、职称等个体特征尤为重要,因此,需要建立合理的薪酬体系和考评机制,并多渠道提高非物质激励,以提高其工作满意度和职业成就感等。

三是家庭医生签约意愿、服务知晓度、服务利用等状况调查及影响因素分析。郑娟等对徐州市927名中老年人的调查发现,仅有29.34%的受调查具有家庭医生签约意愿,其签约意愿较低,服务知晓度低等因素是制约家庭医生签约意愿的重要因素等。2018年,祝嫦娥等对南京市360名患者进行调查,发现家庭医生签约率较高,但居民对家庭医生签约服务相关内容的知晓度较低,对医疗报销水平的满意度也相对较低。郭红英等对佛山市1986名居民的调查发现,家庭医生服务知晓度和签约率都相对较高,教育程度、年龄、家庭收入、慢病情况等因素对家庭医生服务的知晓度和签约意愿都具有重要影响。邓余华等对31个省、直辖市、自治区的居民调查发现,家庭医生签约服务利用率相对较低,文化程度、经济状况、卫生服务可及性等是影响家庭医生签约服务利用的显著因素。

这些相关研究为我们了解家庭医生的特征、政策知晓度、签约情况及服务满意度等内容提供了重要参考。然而,可以看到,目前关于家庭医生政策效应测量的定量研究仍然凤毛麟角,而且,尚未见到关于流动人口家庭医生政策可及性等议题的研究。基于此,本文将运用2018年广州、太原、重庆三大城市流动人口监测数据,对家庭医生政策可及性及其健康效应和市民化效应等进行实证研究,以期为促进家庭医生政策的完善提供参考。

## 二、分析框架、数据来源与模型描述

### (一) 分析框架与研究假设

首先,根据《关于推进家庭医生签约服务的指导意见》(国医改办发(2016)1号)及各地相关政策,家庭医生及其团队主要为居民提供疾病的诊治、用药、就医路径指导和转诊预约等基本医疗服务、基本公共卫生服务、以及健康评估、康复指导、家庭护理、远程健康监测等健康管理服务。从家庭医生政策的设立及其服务内容来看,家庭医生政策对提高居民健康水平应该发挥重要的现实作用。相关研究显示,家庭医生是影响居民健康状况的重要社会因素。因而,



据此提出家庭医生政策的健康效应假设。

假设 1：家庭医生政策对流动人口自评健康具有显著的提升效应，其次《关于推进家庭医生签约服务的指导意见》(国医改办发(2016)1号)指出，探索流动人口家庭医生签约服务模式，促进基本医疗服务均等化。从实际情况看，广州市、太原市、重庆市等城市已经将流动人口纳入家庭医生政策覆盖范围。因而，家庭医生政策作为基本公共服务的重要方面，可能也会对流动人口市民化产生重要影响，由此提出家庭医生政策的市民化直接效应假设。

假设 2：家庭医生政策对流动人口市民化意愿具有显著的直接提升效应，再次健康状况是影响流动人口定居意愿等市民化议题的重要因素。黄旭(Xu Huang)等研究指出，身心健康对流动人口定居意愿起着至关重要的作用，流动人口的短期定居意愿主要受到他们的心理健康的影响，而不是身体健康；但其长期定居意愿则主要受到其身体健康的影响。因而，健康状况可能会对流动人口市民化产生影响，由此，使得家庭医生政策通过影响流动人口自评健康而间接影响其市民化，依此可提出家庭医生政策的市民化间接效应假设。

假设 3：家庭医生政策通过自评健康而间接影响流动人口市民化意愿最后，群体分化是流动人口的重要特征，家庭医生政策的影响效应可能因不同群体而存在差异。因而，将群体结构纳入分析框架，并提出家庭医生政策市民化效应的群体结构差异假设。

假设 4：家庭医生政策对流动人口市民化意愿的影响存在群体结构差异综合上述四个假设，形成家庭医生政策、自评健康、群体结构与流动人口市民化意愿的影响机制理论框架(如图 1)。下面结合数据可及性，选取指标，建立实证模型，检验研究假设，为完善家庭医生政策和新型城镇化政策铺垫实践基础。

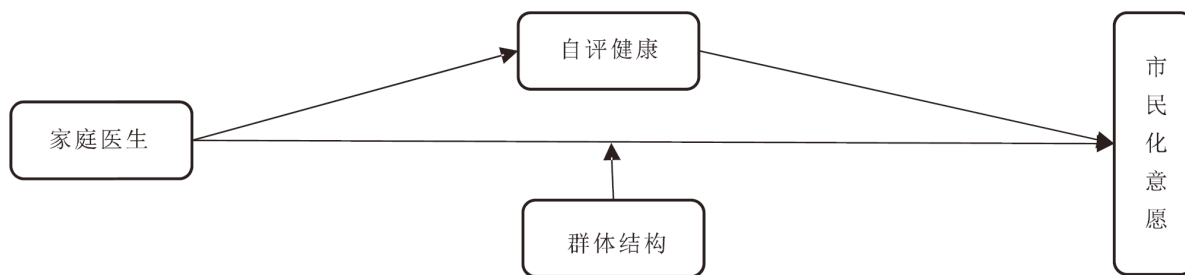


图1 家庭医生政策、自评健康、群体结构与市民化意愿的理论框架

## (二) 数据来源与模型概述

采用卫生健康委 2018 年广州市、太原市、重庆市三大城市流动人口动态监测数据进行实证分析。根据研究需要和数据特征对数据进行初步处理，得到分析样本为 5418 个，其中，广州市 1575 个，占 29.07%，太原市 1781 个，占 32.87%，重庆市 2062 个，占 38.06%。分群体结构看，老生代男性流动人口 1165 个，占 21.50%，老生代女性流动人口 893 个，占 16.48%，新生代男性流动人口 1484 个，占 27.39%，新生代女性流动人口 1876 个，占 34.63% (样本特征分析略)。

核心自变量是家庭医生政策可及性，用流动人口是否在工作和居住地城市与家庭医生签约

进行测量。其他核心变量包括自评健康、市民化意愿、群体结构三个指标。自评健康主要用问卷中流动人口对自身健康状况的评价进行测量，将其处理为一个由弱到强的三分类变量，并赋值，不健康 =1，基本健康 =2，健康 =3。而市民化意愿的测量，由于 2018 年流动人口动态监测调查问卷并没有涉及市民化的直接相关测量指标，因此，用流动人口是否具有永久定居流入地城市的意愿进行测量，将其处理为一个二分类变量并赋值，市民化意愿较强（具有永久定居城市的意愿）=1，市民化意愿较弱（没有永久定居城市的意愿）=0。群体结构指标由代际和性别两个因素交叉合成，为多分类变量，老生代男性 =1，老生代女性 =2，新生代男性 =3，新生代女性 =4。此外，并将城市，个体人口学和就业等相关指标作为控制变量纳入模型（表 1）。

表1 变量赋值

变量	变量类型	指标含义及测度
城市	多分类变量	广州 =1, 太原 =2, 重庆 =3
年龄对数	连续变量	根据出生年计算，以对数形式纳入模型
户口	多分类变量	农业户口 =1, 非农业户口 =2
婚姻	多分类变量	未婚（包括离异、丧偶）=1, 已婚 =2
受教育程度	多分类变量	初中及以下 =1, 高中 =2, 大学专科 =3, 大学本科 =4, 硕士研究生及以上 =5
家庭人均月收入	连续变量	以对数形式进入模型
就业单位性质	多分类变量	机关事业单位国企 =1, 外资企业（包括中外合资）=2, 私营企业 =3, 个体工商户 =4, 其他单位 =5, 无固定单位 =6, 无业人员其他等 =7
职工医疗保险	二分类变量	没有 =1, 有 =2
流动时间	连续变量	根据流动年份计算
群体结构	多分类变量	老生代男性流动人口 =1, 老生代女性流动人口 =2, 新生代男性流动人口 =3, 新生代女性流动人口 =4
家庭医生政策	二分类变量	签约 =1, 未签约 =2
自评健康状况	多分类变量	不健康 =1, 基本健康 =2, 健康 =3

运用 Binary Logistic Regression 模型建立家庭医生政策、自评健康、群体结构对流动人口市民化意愿的影响机制模型。因变量市民化意愿取值为 1 的概率为  $P$ ，根据公式（1）建立市民化意愿影响机制模型。将控制变量、群体结构、家庭医生政策、自评健康逐步纳入模型，可得到流动人口市民化意愿影响机制模型 1-3（表 3）；及分群体结构的市民化意愿影响机制模型 9-12（表 6）。

$$\text{Logit}(P) = \beta_0 + \beta_1 \chi_1 + \beta_2 \chi_2 + \dots + \beta_i \chi_i \tag{1}$$

同时，因自评健康指标是三分类变量，因此，采用 Ordinal Logistic Regression 模型建构流动人口自评健康影响机制实证模型。自评健康指标取值水平均为 3，建立 2 个累积 Logs 模型。自评健康取值对应概率分别为， $P_1$ 、 $P_2$ 、 $P_3$ ，拟合 2 个模型。

$$\text{Logit} \frac{P_1}{1 - P_1} = \text{Logit} \frac{P_1}{P_2 + P_3 + P_4 + P_5} = -\alpha_1 + \beta_1 \chi_1 + \beta_2 \chi_2 + \dots + \beta_i \chi_i \tag{2}$$

$$\text{Logit} \frac{P_1 + P_2}{1 - P_1 - P_2} = \text{Logit} \frac{P_1 + P_2}{P_3 + P_4 + P_5} = -\alpha_2 + \beta_1 \chi_1 + \beta_2 \chi_2 + \dots + \beta_i \chi_i \tag{3}$$



由此,可以得到流动人口自评健康影响机制模型 4 和分群体结构的自评健康影响机制模型 5-8 (表 4)。根据 Hosmer-Lemeshow 检验、平行线检验、拟合优度等检验结果可知,各模型均具有统计学上的研究意义。

### 三、家庭医生政策可及性的特征分析

#### (一) 家庭医生政策可及性的区域非均衡性

从调查数据看,有 1849 名流动人口已经签约家庭医生,占 34.1%,说明家庭医生政策已经覆盖部分流动人口,对提高流动人口医疗服务水平和促进流动人口基本公共服务均等化发挥了重要作用。然而,相对而言,流动人口家庭医生政策可及性仍然处于较低水平。并且,家庭医生政策可及性存在明显的城市差异。太原市流动人口家庭医疗政策可及性水平最高,达到了 47.9%;重庆市次之,为 37.2% 而广州市最低,仅仅只有 14.5%,该比例仅仅只有太原市水平的 30.27%,为重庆市水平的 38.98% (表 2)。同时,家庭医生政策可及性城市差异的卡方检验 SG 值为 0.000。可见,流动人口家庭医生政策可及性存在明显的城市差异和区域非均衡性。在广州市等东部地区大城市,流动人口家庭医生政策可及性相对较低,而中部(太原)和西部(重庆)等大城市流动人口家庭医生政策可及性相对较高。一定程度上,这也反映了流动人口基本公共服务的地区非均衡性,因此,提高流动人口家庭医生政策等公共服务可及性需要立足不同地区的具体现实特征。

#### (二) 家庭医生政策可及性的群体结构差异性

流动人口家庭医生政策可及性也存在一定程度的群体结构差异性。从调查数据看,新生代流动人口家庭医生政策可及性为 34.9%,略高于老生代流动人口(32.9%);且其卡方检验的 SG 值为 0.151,这说明流动人口家庭医生政策可及性并不存在显著的代际差异。然而,加入性别因素后,流动人口家庭医生政策却存在群体结构差异。而流动人口家庭医生政策群体结构差异的卡方检验 SG 值为 0.001。具体而言,新生代女性流动人口的家庭医生政策可及性最高,为 37.4%,老生代女性次之(34.9%)而新生代男性流动人口为 31.7%,与老生代男性的比例基本持平(31.4%)。因而,无论是新生代还是老生代,女性流动人口家庭医生政策可及性都高于男性,则流动人口家庭医生政策可及性的群体结构主要是由性别差异引起的。一定程度而言,女性流动人口家庭医生政策可及性呈现代际改善的态势,但男性流动人口却没有呈现代际改善的现象。因此,流动人口家庭医生政策可及性存在显著的群体结构差异,关注老生代男性和新生代男性等群体家庭医生政策可及性,对改善流动人口家庭医生政策可及性相对更为重要。

#### (三) 家庭医生政策可及性的个体异质性

流动人口家庭医生政策可及性也存在一定程度的个体异质性现象,体现在以下三个方面。从户籍看,非农户籍流动人口家庭医生政策可及性为 38.7%,比农业户籍群体高了近 6 个百分点。而卡方检验值为 14.258, SIG 值为 0.000,说明流动人口家庭医生政策可及性存在显著的户籍差异,农业户籍流动人口家庭医生政策可及性显著低于非农户籍群体(表 2)。

表2 家庭医生政策可及性的主要特征

	类别		未签约	签约	合计	
城市	广州	频数	1346	229	1575	
		百分比 (%)	85.5	14.5	100.0	
	太原	频数	928	853	1781	
		百分比 (%)	52.1	47.9	100.0	
	重庆	频数	1295	767	2062	
		百分比 (%)	62.8	37.2	100.0	
户籍	农业	频数	2798	1364	4162	
		百分比 (%)	67.2	32.8	100.0	
	非农	频数	716	452	1168	
		百分比 (%)	61.3	38.7	100.0	
	群体结构	老生代男性	频数	799	366	1165
			百分比 (%)	68.6	31.4	100.0
老生代女性		频数	581	312	893	
		百分比 (%)	65.1	34.9	100.0	
新生代男性		频数	1014	470	1484	
		百分比 (%)	68.3	31.7	100.0	
新生代女性		频数	1175	701	1876	
		百分比 (%)	62.6	37.4	100.0	
婚姻		已婚	频数	2837	1598	4435
			百分比 (%)	64.0	36.0	100.0
		未婚	频数	732	251	983
			百分比 (%)	74.5	25.5	100.0
教育程度	小学及以下	频数	415	226	641	
		百分比 (%)	64.7	35.3	100.0	
	初中	频数	1361	600	1961	
		百分比 (%)	69.4	30.6	100.0	
	高中	频数	886	407	1293	
		百分比 (%)	68.5	31.5	100.0	
	大学专科	频数	560	390	950	
		百分比 (%)	58.9	41.1	100.0	
	大学本科及以上	频数	347	226	573	
		百分比 (%)	60.6	39.4	100.0	
总体	频数	3569	1849	5418		
	百分比 (%)	65.9	34.1	100.0		

从婚姻状况看，已婚流动人口家庭医生政策可及性为 36.0%，远高于未婚群体（25.5%）。同时，其卡方检验值为 39.443，SIG 值为 0.000，说明流动人口家庭医生政策可及性确实存在显著的婚姻状况差异。已婚流动人口家庭医生政策可及性显著高于未婚群体。一定程度而言，家庭医生政策能够更多地覆盖已婚等已经成家的流动人口，体现了家庭医生政策的“家庭性”。

就教育程度而言，其卡方检验值为 42.743，SIG 值为 0.000，说明流动人口家庭医生政策可及性确实存在显著的教育程度差异，但其情况却比较复杂。从调查数据看，家庭医生政策可及性最高的是“大学专科”群体，为 41.1% 而教育程度为“大学本科及以上群体”略低，为 39.4%，但差距相对较小。然而，教育程度为“初中”的流动人口群体，其家庭医生政策可及

性最低, 仅仅只有 30.6%, 略低于教育程度为“高中”群体, 而且其可及性不仅远低于教育程度为“大学专科”和“大学本科及以上”群体, 也远低于教育程度为“小学及以下”群体(35.3%)。因而, 随着教育程度的提高, 流动人口家庭医生政策可及性大体呈现先下降再上升的“V 型”特征。这一定程度说明, 流动人口家庭医生政策可及性与其教育程度之间并不存在显著的正向关系。但是, 如果其教育程度能够提高到“大学专科及以上”, 却可以大幅度提高流动人口家庭医生政策可及性。故关注流动人口不同教育程度群体家庭医生政策可及性, 对提高其公共服务可及性也相当重要。

#### 四、家庭医生政策的市民化效应及其机制

##### (一) 家庭医生政策的直接影响

基本公共服务制度是影响市民化意愿的重要因素。例如, 关于 2017 年流动人口数据的实证研究显示, 职工医疗保险对乡一城流动人口市民化意愿具有直接和间接的双重显著影响。家庭医生政策作为分级诊疗体系的重要构成部分和医疗卫生服务的重要提供方式, 显然具有基本公共医疗卫生服务政策的突出特征, 也会对流动人口市民化意愿产生影响。本文结论与此基本一致。调查数据显示, 没有与家庭医生签约的流动人口, 其具有强烈市民化意愿的群体比例仅为 35.4%。而已经与家庭医生签约的流动人口, 其具有强烈市民化意愿的有 931 人, 占签约群体的 50.4%, 比未签约群体高出 20 个百分点。同时, Pearson 卡方检验的概率值为 0.000, 说明已经与家庭医生签约的流动人口市民化意愿与没有签约群体确实存在显著差异。而且, 从模型 1 可知, 家庭医生政策的系数为 0.463, 在 0.01 显著性水平下显著。将自评健康指标加入模型后(模型 3), 家庭医生政策的系数仍然显著(0.01 显著性水平)且为正, 这说明家庭医生政策确实对流动人口市民化意愿具有显著的正向影响。相对于未签约群体, 家庭医生签约会使得流动人口市民化意愿水平提高 56.36% (OR 值 -1, 模型 3)。可见, 家庭医生签约确实能够显著提高流动人口市民化意愿。因此, 家庭医生政策确实具有直接的显著的市民化效应, 提高家庭医生政策可及性对于促进流动人口市民化和推进新型城镇化发展进程具有重要的现实意义。

表3 流动人口市民化意愿的影响机制模型

模型	模型 1		模型 2		模型 3	
	B	S.E	B	S.E	B	S.E
常量	-3.385***	0.874	-3.692***	0.930	-4.007***	0.935
城市（重庆市）						
广州市	-1.638***	0.093	-1.667***	0.092	-1.638***	0.093
太原市	0.296***	0.072	0.304***	0.072	0.295***	0.072
户口（农业户口）	-0.358***	0.078	-0.371***	0.077	-0.358***	0.078
年龄对数	0.505**	0.213	0.558***	0.216	0.574***	0.217
婚姻（已婚）	0.854***	0.093	0.864***	0.094	0.833***	0.094
受教育程度	0.349***	0.035	0.356	0.035	0.337***	0.035
家庭人均月收入对数	-0.006	0.059	-0.037	0.059	-0.010	0.059
单位性质（无业人员）						
机关事业单位	-0.568***	0.128	-0.602***	0.128	-0.592***	0.129
外资企业	-1.245***	0.204	-1.372***	0.204	-1.274***	0.204
私营企业	-0.772***	0.100	-0.845***	0.100	-0.799***	0.101
个体工商户	-0.923***	0.091	-0.986***	0.091	-0.948***	0.092
其他单位	-0.603***	0.163	-0.642***	0.163	-0.631***	0.164
无固定单位	-0.842***	0.138	-0.902***	0.138	-0.867***	0.139
职工医疗保险（有）	0.107	0.084	0.114	0.083	0.110	0.084
流动时间	0.049***	0.006	0.050***	0.006	0.050**	0.006
群体结构（新生代女性）						
老生代男性	-0.259***	0.132	-0.274**	0.131	-0.264**	0.132
老生代女性	-0.145	0.136	-0.148	0.135	-0.149	0.136
新生代男性	0.044	0.080	0.042	0.080	0.049	0.080
家庭医生政策（签约）	0.463***	0.063			0.447***	0.063
自评健康			0.187***	0.052	0.155***	0.052
-2 对数似然值	6496.048		6539.939		6492.476	
Cox 和 Snell R 方	0.121		0.114		0.122	
Nagelkerke R 方	0.163		0.154		0.164	
Hosmer 和 Lemeshow 检验的 SIG	0.518		0.558		0.207	

注：\*\*\*表示 $p < 0.01$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\* $P < 0.1$ 。

## （二）家庭医生政策的间接作用

家庭医生政策的主要目标是为社区居民提供各种相关医疗服务和健康管理，从理论和实践效果看，家庭医生政策应该具有健康效应。从调查数据看，已经与家庭医生签约的流动人口自评健康平均水平为 2.88，高于未签约群体（2.84）。具体而言，已经与家庭医生签约的流动人口，其自评健康为“健康”的群体比例为 89.9%，比未签约群体高 4.3 个百分点。相应地，已经与家庭医生签约的流动人口自评健康水平为“不健康”“基本健康”的群体比例都低于未签约流动人口（1.4%<1.7%，8.7%<12.7%）。卡方检验的概率值为 0.000，说明已经与家庭医生签约的流动人口自评健康水平与未签约群体之间存在显著差异。而且，模型 4 可知，家庭医生政策的系数为 0.531，在 0.01 显著性水平下显著，说明家庭医生政策确实对流动人口自评健康具有显著的影响。相对而言，签约家庭医生能够使得流动人口自评健康水平提高 70.06%（OR 值 -1）。因此，家庭医生政策具有显著的健康效应，能够显著地提高流动人口自评健康水平。同时，健

健康状况是影响流动人口市民化意愿的重要因素。数据及模型结果显示, 自评健康对流动人口市民化意愿确实具有显著的影响。从模型 2 可知, 自评健康的系数为 0.187, 在 0.01 显著性水平下显著。将家庭医生政策纳入模型后, 自评健康指标的系数仍然显著 (0.01 显著性水平), 说明自评健康对流动人口市民化意愿具有显著的影响。流动人口自评健康每提高一个层级, 其市民化意愿将提高 16.77%。而且, 从模型 1、模型 2、模型 3 可知, 模型 3 中的家庭医生政策系数小于模型 1, 模型 3 中的自评健康系数也小于模型 2。结合模型 4 可知, 家庭医生政策对流动人口自评健康具有显著影响, 并通过自评健康的中介而间接影响流动人口市民化意愿。因而, 这使得家庭医生政策对流动人口市民化意愿的影响路径由“家庭医生政策→市民化意愿”的直接路径, 拓展为“家庭医生政策→自评健康→市民化意愿”的间接影响路径。即家庭医生政策对流动人口市民化意愿也具有显著的间接影响。

表4 流动人口自评健康的影响机制模型

模型	模型 4		模型 5 (老生代男性)		模型 6 (老生代女性)		模型 7 (新生代男性)		模型 8 (新生代女性)	
	B	S. E	B	S. E	B	S. E	B	S. E	B	S. E
阈值: 1	12.573***	1.279	13.674***	2.751	10.243***	2.732	8.580 <sup>^</sup>	2.957	10.903***	2.978
2	10.140***	1.268	11.225***	2.734	8.115***	2.719	5.123***	2.915	7.673***	2.945
城市: 广州市	-0.211 <sup>*</sup>	0.115	-0.242	0.219	0.356	0.265	-0.440 <sup>*</sup>	0.247	-0.327	0.246
太原市	0.116	0.111	-0.174	0.196	0.165	0.207	0.374	0.285	0.185	0.266
重庆市	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-
户口: 农业	-0.049	0.119	-0.376 <sup>*</sup>	0.218	-0.311 <sup>*</sup>	0.229	-0.598***	0.240	-0.502***	0.297
非农	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-
年龄	-2.794***	0.297	-3.391***	0.573	-2.899***	0.601	-1.473***	0.770	-0.678 <sup>*</sup>	0.765
婚姻: 未婚	0.691***	0.128	0.649***	0.294	0.728***	0.264	0.498***	0.273	0.369 <sup>*</sup>	0.319
已婚	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-
教育程度	0.135***	0.053	0.151 <sup>*</sup>	0.100	0.134 <sup>*</sup>	0.120	0.180 <sup>*</sup>	0.109	0.132 <sup>*</sup>	0.110
人均收入对数	0.143 <sup>*</sup>	0.085	0.246 <sup>*</sup>	0.154	0.385 <sup>*</sup>	0.161	0.216 <sup>*</sup>	0.185	0.309 <sup>*</sup>	0.191
单位性质: 机关事业单位	0.867***	0.194	0.818***	0.324	0.800 <sup>*</sup>	0.530	1.120***	0.510	0.535 <sup>*</sup>	0.440
外资企业	1.050***	0.307	1.569**	0.670	1.497**	0.789	0.581 <sup>*</sup>	0.605	0.611**	0.658
私营企业	1.032***	0.144	1.639**	0.277	0.928***	0.285	1.078**	0.443	0.367 <sup>*</sup>	0.297
个体工商户	0.805***	0.123	0.934**	0.248	0.763***	0.218	0.791**	0.418	0.491**	0.282
其他单位	1.213***	0.294	1.335**	0.531	1.749**	0.767	1.520**	0.724	0.361 <sup>*</sup>	0.526
无固定单位	0.789***	0.179	1.227***	0.304	0.749**	0.329	1.019**	0.572	0.550 <sup>*</sup>	0.432
无业人员	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-
医疗保险(有)	0.165	0.131	0.095	0.241	0.144	0.340	0.445 <sup>*</sup>	0.267	0.189	0.268
没有	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-
流动时间	-0.116***	0.007	-0.118***	0.011	-0.113 <sup>*</sup>	0.013	-0.107 <sup>*</sup>	0.024	-0.152***	0.024
群体结构: 老生代男性	-0.012	0.194								
老生代女性	0.008	0.191								
新生代男性	-0.312***	0.105								
新生代女性	0a	-								
家庭医生(签约)	0.531***	0.099	0.452***	0.077	0.473***	0.083	0.580***	0.089	0.675***	0.091
未签约	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-	0a	-
Cox 和 Snell R 方	0.102	0.144	0.133	0.122	0.119					
Nagelkerke R 方	0.177	0.207	0.180	0.150	0.151					
P(Test of Parallel Lines)	0.133	0.152	0.140	0.144	0.111					

注: \*\*\*表示 $p < 0.01$ , \*\*表示 $p < 0.05$ , \* $P < 0.1$ 。



### （三）家庭医生政策的效应结构

家庭医生政策对流动人口市民化意愿具有直接和间接的双重影响，对各系数进行计算和整理，可以得到家庭医生政策对流动人口市民化意愿的直接效应、间接效应和总效应（表 5）。家庭医生政策对流动人口市民化意愿的直接效应、间接效应、总效应分别为 56.36%、11.75%、68.11%。即家庭医生政策对流动人口市民化意愿具有显著的正向直接效应和间接效应，家庭医生政策能够大幅度显著地提高流动人口市民化意愿。而家庭医生政策的间接效应与直接效应之比为 1 : 4.80，其间接效应仅占总效应的 17.25%，说明家庭医生政策的直接效应在总效应中处于主导地位。因而，一定程度而言，提高家庭医生政策可及性，即可直接提高流动人口市民化意愿。当然，家庭医生政策的间接效应也超过总效应的 1/6，其作用不可忽视，间接效应强化了家庭医生政策对流动人口市民化意愿的总效应。

表5 家庭医生政策效应汇总

类别	直接效应	自评健康的效应	家庭医生的健康效应	间接效应	总效应
总体	0.5636	0.1677	0.7006	0.1175	0.6811
老生代男性	0.5419	0.2349	0.5715	0.1342	0.6761
老生代女性	0.3607	0.2300	0.6048	0.1391	0.4998
新生代男性	1.1340	0.2312	0.7860	0.1817	1.3157
新生代女性	0.8040	0.2423	0.9601	0.2326	1.0366

### （四）家庭医生政策效应的群体结构差异

家庭医生政策对不同流动人口群体的市民化意愿及自评健康的影响存在差异，主要体现在四个方面。一是，从模型 5-8 和模型 9-12 可知，家庭医生政策和自评健康的各个系数都显著(0.05 显著性水平)，且各个系数均为正，这与模型 1-4 的样本总体情况一致。这说明即使区分群体结构，家庭医生政策对流动人口市民化意愿的影响、家庭医生政策对流动人口自评健康的影响、自评健康对流动人口市民化意愿的影响都仍然显著。一定程度而言，家庭医生政策及自评健康的影响并不会因群体结构变化而发生彻底转变，体现了研究结论的一致性和稳健性。

二是，从直接效应看，自评健康对不同结构流动人口群体市民化意愿的影响程度大致相同，但家庭医生政策的影响效应存在较大程度差异（表 6）。从各系数看，家庭医生政策系数值由大到小依次为新生代男性、新生代女性、老生代男性、老生代女性（0.758>0.590>0.433>0.308，表 6）。家庭医生政策对新生代男性、新生代女性、老生代男性、老生代女性流动人口市民化意愿的影响效应也依次由大到小分别为 113.40%、80.40%、54.19%、36.07%（OR 值 -1，表 5）。则相对而言，无论是男性还是女性，家庭医生政策对新生代流动人口市民化意愿的影响效应都大于老生代流动人口。同时，无论是新生代还是老生代，家庭医生政策对男性流动人口市民化意愿的影响效应也都大于女性。可见，家庭医生政策对流动人口市民化意愿的直接效应存在明显的群体结构差异。

三是，家庭医生政策对不同群体结构流动人口自评健康的影响效应存在差异。家庭医生

政策对流动人口自评健康的影响效应依群体结构由大到小依次为新生代女性、新生代男性、老生代女性、老生代男性 ( $0.9601 > 0.7860 > 0.6048 > 0.5715$ , 表 5)。这使得家庭医生政策对不同群体结构流动人口市民化意愿的间接效应也存在差异。家庭医生政策对流动人口市民化意愿的间接效应依群体结构由大到小依次为新生代女性、新生代男性、老生代女性、老生代男性 ( $0.2326 > 0.1817 > 0.1391 > 0.1342$ , 表 5)。因自评健康对不同群体结构流动人口市民化意愿的直接效应相差无几, 故家庭医生政策对流动人口市民化意愿的间接效应的群体结构差异, 主要是由家庭医生政策的健康效应群体结构差异引起的。可见, 家庭医生政策对流动人口市民化意愿的间接效应也存在明显的群体结构差异。与直接效应不同的是, 家庭医生政策的间接效应, 无论是新生代还是老生代, 女性流动人口都大于男性。

四是, 从效应结构来看, 即使区分群体结构, 家庭医生政策的直接效应都在其总效应中占据核心地位。由于家庭医生政策对各群体结构流动人口市民化意愿的间接效应相对较小, 这导致家庭医生政策对流动人口市民化意愿的总效应依群体结构由大到小依次为新生代男性、新生代女性、老生代男性、老生代女性 ( $1.3157 > 1.0366 > 0.6761 > 0.4998$ , 表 5), 这与直接效应的情况保持一致。则家庭医生政策对流动人口市民化意愿的总效应的群体差异情况与其直接效应保持一致。因而, 一定程度而言, 家庭医生政策对流动人口市民化意愿的影响效应的群体差异是由其直接效应导致的。同时, 家庭医生政策对不同群体结构流动人口市民化意愿的间接效应, 其意义也不同。家庭医生政策对流动人口市民化的间接效应与总效应之比, 由大到小依次为老生代女性、新生代女性、老生代男性、新生代男性 ( $27.83\% > 22.44\% > 19.85\% > 13.81\%$ )。相对而言, 间接效应对老生代女性流动人口更为重要, 关注家庭医生政策对老生代女性流动人口自评健康的促进作用, 相对更加有利于提高其市民化意愿。总体而言, 现实中, 新生代男性流动人口家庭医生政策可及性相对较低, 存在家庭医生政策可及性的“相对弱势”问题。这与家庭医生政策对新生代男性流动人口市民化效应的“相对强势”影响形成矛盾困局, 制约了家庭医生政策的效应发挥和新生代男性流动人口市民化的实现。所以, 需要根据家庭医生政策可及性的群体结构差异及其市民化效应的群体结构性特征, 有针对性地制定相关政策, 以促进流动人口市民化的实现。

综合以上, 即使区分群体结构, 家庭医生政策和自评健康的影响仍然显著, 但家庭医生政策对流动人口市民化意愿和自评健康的影响都存在群体结构差异, 这使得家庭医生政策对不同群体结构流动人口市民化意愿的直接效应、间接效应、总效应存在明显差异。因而, 注意家庭医生政策效应的群体结构差异性, 对于提高流动人口市民化意愿具有重要的现实意义。

表6 流动人口市民化意愿的影响机制模型（分群体结构）

模型	模型 9（老生代男性）		模型 10（老生代女性）		模型 11（新生代男性）		模型 12（新生代女性）	
	B	S.E	B	S.E	B	S.E	B	S.E
常量	5.934***	1.421***	4.148***	1.617	2.158***	1.017	4.480***	1.071
其他变量	控制	控制***	控制	控制				
家庭医生（签约）	0.433***	0.088***	0.308***	0.084	0.758***	0.125	0.590***	0.109
自评健康	0.211**	0.076	0.207**	0.073	0.208**	0.076	0.217**	0.077
-2 对数似然值	1408.655	1091.915	1711.649	2142.324				
Cox 和 Snell R 方	0.101	0.108	0.143	0.191				
Nagelkerke R 方	0.123	0.133	0.195	0.256				
Hosmer-Lemeshow 检验的 SIG	0.357	0.605	0.115	0.644				

注: \*\*\*表示 $p < 0.01$ , \*\*表示 $p < 0.05$ , \* $P < 0.1$ 。

## 五、结论与讨论

### （一）双重效应：家庭医生政策的效能特征

综合以上，可知部分流动人口在流入地城市与家庭医生进行了签约，大城市家庭医生政策覆盖了部分流动人口，一定程度上提高了流动人口基本公共服务可及性。从家庭医生政策的具体效应及影响机制来看（图 2 所示），家庭医生政策能够显著提高流动人口自评健康水平，具有显著的“健康效应”。而且，家庭医生政策既能直接提高流动人口市民化意愿，也会通过自评健康而间接提高其市民化意愿，即家庭医生政策具有显著的“市民化效应”。可见，家庭医生政策具有“健康效应”和“市民化效应”的双重效应。因而，家庭医生政策的建立和完善，不仅是分级治疗体系完善和医疗体制改革的重要方面，而且，一定程度而言，家庭医生政策也对促进流动人口基本公共服务均等化、提高流动人口市民化水平和提高新型城镇化发展质量发挥了重要的现实效能，具有城镇化政策的重要效能。所以，地方政府和相关部门在制定新型城镇化政策和基本公共服务政策的时候，应该将提高流动人口家庭医生政策可及性作为重要方面，以持续扩大家庭医生政策覆盖面，促进流动人口基本公共卫生服务均等化、提高其市民化水平和新型城镇化发展质量。

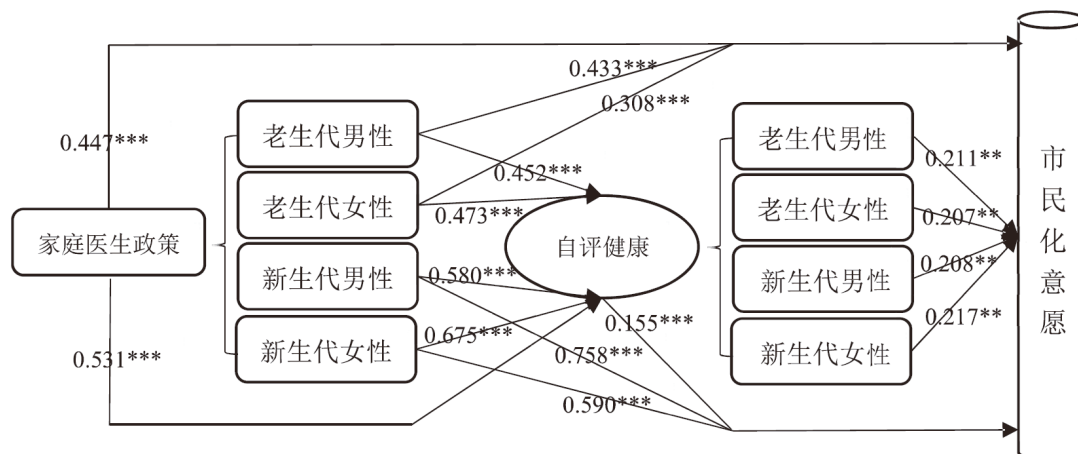


图2 具体影响路径

## （二）矛盾困局：家庭医生政策效应的群体结构制约

家庭医生政策效应因流动人口群体结构差异而存在显著差异。从家庭医生政策对流动人口市民化意愿的直接效应和总效应来看，其效应沿着新生代男性、新生代女性、老生代男性、老生代女性的群体结构变化而呈现由大到小的演变趋势，凸显其市民化效应的群体结构性。但是，家庭医生政策可及性却呈现老生代男性和新生代男性流动人口基本相同，并远低于老生代女性和新生代女性流动人口的群体结构特征。这使得家庭医生政策对新生代男性流动人口市民化效应的相对高水平性与其家庭医生政策可及性相对低水平性之间形成矛盾困局。这一定程度上体现了家庭医生政策可及性与其政策效应之间存在“群体结构矛盾”，因而，根据家庭医生政策可及性及其效应的群体结构差异性特征，有侧重点地提高不同群体流动人口家庭医生政策可及性，对提高流动人口市民化水平尤为重要。地方政府和相关部门可以考虑坚持“社区为本”的原则，以社区居委会为主要抓手，对社区流动人口情况进行定期摸排，全面掌握社区流动人口的基本特征。在结合流动人口医疗服务和家庭医生服务需求的基础上，联合社区卫生服务中心，以老生代男性和新生代男性流动人口为重点，定期为流动人口提供社区医疗卫生服务和家庭医生签约服务，从而提高新生代男性和老生代男性流动人口家庭医生政策可及性，打破家庭医生政策效应的群体结构制约，提升其自评健康水平，促进其市民化意愿的提高。

## （三）重点推进：促进家庭医生政策的区域均衡发展

流动人口家庭医生政策可及性呈现低水平性，并存在区域非均衡性和个体异质性等特征，这不仅制约了流动人口基本公共服务均等化水平的提高，也限制了家庭医生政策效应的发挥，因此，需要结合家庭医生政策可及性的区域非均衡特征，采取相关对策以提高家庭医生政策覆盖面，多渠道促进其现实政策效应的发挥。聚焦区域非均衡性，以东部地区大城市为重点，全面提高流动人口家庭医生可及性。广州市等东部地区大城市流动人口家庭医生政策可及性远低于太原市、重庆市等中西部城市。现实中，东部地区大城市流动人口自评健康水平相对较低，其医疗服务需求较大，但家庭医生政策可及性的相对低水平不仅制约了流动人口自评健康水平的提高，也不利于其市民化的实现。故广州市等东部地区大城市需要立足城市的现实发展状况和流动人口的现实需求，坚持分类治理的原则，扩大家庭医生政策覆盖面。可以聚焦流入时间较长和定居意愿强烈的流动人口群体，提升家庭医生服务的人性化水平，不断提高流动人口家庭医生政策可及性及其服务质量，从而全面提升流动人口自评健康水平和市民化程度，促进新型城镇化协调发展。当然，太原市和重庆市等中西部城市，也应着力进一步提高流动人口家庭医生政策可及性，促进常住人口家庭医生政策可及性均等化，从而促进家庭医生政策的现实效能最大化。

此外，家庭医生政策可及性还存在个体异质性问题。农业户籍流动人口家庭医生政策可及性显著低于非农户籍群体；教育程度为大学专科及以下群体的家庭医生政策可及性相对较低；而未婚群体的家庭医生政策可及性低于已婚群体。这严重制约着城市家庭医生政策可及性的提高，也不利于流动人口基本公共服务均等化的实现，并制约着流动人口健康状况的改善及其市民化的实现。因此，需要重点关注农业户籍群体、受教育程度相对较低群体、未婚群体等流动

人口，并根据这些群体的需要，充分发挥居委会、工会、妇联等相关机构和组织的作用，全面着力提高这些流动人口群体的家庭医生政策可及性，以有效地促进其公共服务均等化，提高其健康水平，增进其市民化程度，从而充分发挥家庭医生政策的健康效应和市民化效应，增进新型城镇化发展质量的持续提升。



主管单位：上海市卫生健康委员会  
主办单位：上海市卫生和健康发展研究中心（上海市医学科学技术情报研究所）  
编辑刊发：《人口信息》编辑部  
地 址：上海市肇嘉浜路789号11楼D座  
邮政编码：200032  
电 话：021-33262061  
E - m a i l： [phpr@shdrc.org](mailto:phpr@shdrc.org)  
发送对象：上海市卫生健康系统各单位  
印刷数量：300本  
印刷单位：上海欧阳印刷厂有限公司