

流动人口社会融入的土地因素影响途径研究

李远哲

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2022年10月11日; 录用日期: 2022年11月4日; 发布日期: 2022年11月15日

摘要

2014年中国流动人口达2.53亿人次, 自此中国流动人口数量逐年减少, 流动人口减少意味着两种趋势, 即流动人口返回户籍地或加入当地户口融入当地生活。论文围绕流动人口的宅基地使用权与承包地经营权的持有情况以及流动人口的社会融入意愿展开研究。在社会行为理论下, 在2017年全国流动人口动态监测调查数据(CMDS)的基础上, 运用多分类有序回归模型对土地因素是否影响流动人口社会融入意愿展开研究。结果表明, 婚姻、承包地经营对于流动人口融入意愿存在显著正面影响, 农村户籍存在负面影响。宅基地与承包地同时考量时, 宅基地使用权的持有对于流动人口的社会融入意愿存在负面影响。代际比较发现40~50岁的流动人口相较于60~70岁的流动人口受土地因素影响更显著。

关键词

土地, 流动人口, 社会融入

Study on the Ways of Land Factors Affecting the Social Integration of Floating Population

Yuanzhe Li

College of Management, Shanghai University of Engineering and Science, Shanghai

Received: Oct. 11th, 2022; accepted: Nov. 4th, 2022; published: Nov. 15th, 2022

Abstract

In 2014, China's floating population reached 253 million person times. Since then, the number of China's floating population has decreased year by year. The decrease of floating population means two trends, namely, the floating population returns to the registered residence or joins the local residence to integrate into the local life. This paper focuses on the ownership of the right to use the homestead and the right to manage contracted land of the floating population, as well as the wil-

lingness of the floating population to integrate into society. Under the social behavior theory, on the basis of the 2017 National Mobile Population Dynamic Monitoring Survey (CMDS) data, the multi category ordered regression model is used to study whether land factors affect the social integration willingness of the migrant population. The results show that marriage and contracted land management have a significant positive impact on migrant population's willingness to integrate, while rural registered residence has a negative impact. When homestead and contracted land are considered at the same time, the holding of homestead use right has a negative impact on the social integration willingness of the floating population. The intergenerational comparison shows that the floating population aged 40~50 is more significantly affected by land factors than the floating population aged 60~70.

Keywords

Land, Floating Population, Social Integration

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2014年中国流动人口达2.53亿人次,自此中国流动人口数量逐年减少,流动人口减少意味着两种趋势,即流动人口返回户籍地或加入当地户口融入当地生活。社会融入概念的界定众说纷纭。社会融入是过程,是人口迁移的一环。结合现阶段土地流转的兴起,土地对于流动人口的迁移行为的研究具有重要意义。土地是流动人口的影响因素中重要的一环。土地参与了农村的生产的同时也参与了工业生产——农民需要土地种植农作物,工人需要防止设施的空间,而这类空间需要以土地为基础,且不论城市及农村,居住其中的人都需要居所,这也决定了土地在生产生活的高参与水平。

探究土地是否影响人口流动,应当从土地因素从何种层面影响。推拉理论中对于人口迁移因素的阐释是以生活水平的高低势差为基础的——迁出地的低水平生活条件对于流动人口的驱赶,以及迁入地的高水平生活条件对于流动人口的吸引。结合历史因素,改革开放后我国农村农民所经营的土地为农民提供了经济支柱。宏观上,工业化对于土地的需要同农民生产生活形成的旧的小农经济存在矛盾。城市化需要大量土地进行基础设施建设,工业化下的机械化耕作在平原地区对于土地的需求挤占了农民的生存空间。短期内,农民赖以谋生的耕作技术无法使其进行合理的劳动再生产,而城市的基础设施建设则需要大量劳动力,也因此中国流动人口中存在大量农民工群体。沿用空间生产的空间生产三环节,空间生产的三环节引入物质、社会、精神后,从上述三个领域讨论。

物质上,流动人口的流动因素可以藉由推拉理论形成合理解释,承接物质层面分析,以社会关系入手,土地流转为农村带来新的生产资料的同时也带来的新的社会关系,这一社会关系是不同于其旧有的社会关系的,在这一经济支持是有代价的,当获得来自家庭的经济支持时,道德上流动人口将背负来自于家庭的压力——延续家庭的压力。实践中,可以从网络看到一些“道德绑架”的言论:在获得家庭的经济支撑后对于家庭所给予的履行家庭延续责任的一种逃避。这是一种对过去家庭的解构,即从道德层面否定乡土性社会的家庭给予成员压力的正当性。这一趋势在经济层面减小了流动人口融入的生育压力,即理论上,社会层面土地对于人口流动存在促进作用。

精神层面中,土地对于流动人口的影响作用机制有待探究,基于上述讨论,此处的人口流动应当以

引入融合物质、社会层面的理论进行讨论。社会行动理论下，社会融入具有五类本质特征，即社会性、能动性、持续性、反思性及交互性，而社会融入的主体往往是在社会性资源分配、生活质量或者承受力上均在一定程度上存在弱势的个体或群体[1]，杨菊华将社会融入界定为经济整合、文化接纳、行为适应和身份认同四个维度[2]。因而在中国对于社会流动人口的研究中，农民工具有相当的研究价值。在刘建娥关于农民工群体的社会融入研究中，社会资本对于其社会融入具有相当影响[3]。

2. 流动人口变动与土地的三权分置

流动人口与土地的关系应从人口、土地两个层面展开讨论。对于流动人口，形成流动人口在将外部因素视为某种不可知的情况下进行短期预测，从而对于变动状况进行讨论，以便在社会融入的视角下，同土地问题共同讨论。针对土地问题，应当就土地问题对于流动人口的潜在影响因素进行分析。若以生产入手，则应将土地作为生产要素进行讨论。

2.1. 基于 GM(1,1)的中国流动人口预测

在不引入影响因素而开展对于流动人口的预测时，GM (1, 1)模型对于外界因素的相对较低的要求满足了在将外界视为“不可知”的情况下，以统计学方法对流动人口已有的变化进行观测。

在进行流动人口的社会融入意愿讨论前，基于 GM (1, 1)预测模型就流动人口数量变动的趋势进行预测。学界通常采用因素解析法和趋势预测法对于流动人口的变化趋势进行预测，由于 GM (1, 1)模型预测得到的预测函数为具有单调性的线性函数，而在 2011~2019 年的流动人口数据则呈现出先于 2011~2014 单调递增，2014~2019 年单调递减的特征，故在预测过程中，2011~2019 年时间段的数据将进行三次预测：即将 2011~2019 年的数据进行总体预测，将数据分为 2011~2014 年与 2015~2019 年分别进行两次预测。

Table 1. Forecast Results of Floating Population Based on GM (1, 1)

表 1. 基于 GM (1, 1)的流动人口预测结果

年份	GM (1, 1)预测结果		
	2011~2019	2011~2014	2015~2019
2020	2.41	3.12	2.34
2021	2.40	3.23	2.31
2022	2.40	3.34	2.28
2023	2.39	3.46	2.26
2024	2.39	3.58	2.23
2025	2.38	3.71	2.20
p	0.98	1.00	1.00
c	0.79	0.03	0.27

就该三次预测分别进行级比检验，结果均符合级比检验要求，预测结果如表 1 所示，其中，基于 2011~2019 年数据进行的预测的后验差比值 $c = 0.79 > 0.35$ ，故不能相对较好的预测流动人口在 2020~2025 的变化，2011~2014 的后验差比值与 p 值较好，但其预测 2020~2025 年的流动人口数据则相对较难，2015~2019 年的数据的先验、后验结果均符合预测要求，且与被预测年份相对贴近。2011 年

至 2014 年进行预测的流动人口得到的是流动人口增长的预期,在 2015~2019 年的预测则得到流动人口减少的证章预期。

三个预测模型中有两个预测模型的均为流动人口减少的预期,对 2020 年后的新冠疫情中采取的相对封闭的人口管理对于流动人口数量变动影响不论,该预期所代表的人口空间变动减小则存在两类情况,即人口流出地的人口流出减缓与人口流入地的流动人口相对固定。三权分置背景下,土地作为无法与人口同时发生空间变化的生产要素,将顺应流动人口相对减少的变动而有所发展。

2.2. 三权分置下的土地生产要素的人口流出影响问题的引出与转变

承接引言的讨论,引入社会融入理论后对于土地于人口迁移行为的问题就转变为了:土地是如何通过社会融入影响人口迁移行为的。引入“三权分立”后,土地在社会空间对于人口迁移的影响得以补充。李怀认为“三权分置”格局下,土地承包权是从原具有相对独立性,旨在发挥对农民的社会保障功能[4]。在乡土性的中国社会中,有家庭执行的社会保障功能的经济基础来自于土地,这一格局下的土地经营存在财产关系与社会关系的二重性。逻辑上,农民对于土地的使用与经营同社会融入中的经济整合、文化接纳相关。因此,应利用 2017 年中国流动人口动态监测调查(CMDS)数据以研究土地因素对于农民工的社会融入意愿的影响,并求证其是否具有代际差异。

文化层面,在过去社会风气的影响下,乡土性的中国社会决定了农民对于故乡的留恋[5]。而基于乡土性社会所诞生的家庭、家族的存在与演变,则减弱了流动人口社会融入的难度。乡愁这一情愫体现在众多文化作品、影视作品、风俗中。农业依附于土地,农业生产中的生产要素是紧密结合的。中国自古以来的重农抑商方针以及正对农业发展出台的各类土地政策都佐证了:农业生产所形成的社会对于农业的保护。家庭,家族时具有政治、经济、宗教功能的(费孝通,1948),也因而流动人口在移居地将得到来自家庭的经济支持,通过购买移居地房产,这一实现流动人口经济整合的方式进行社会融入。改革开放以来,市场经济的改革及农村多种所有制和多种经营的发展,农村和村庄中人们的职业、身份、利益、观念等进一步分化、多元化;同质性的村庄日趋多样化和异质化,即过去农村社会关系的稳定性逐渐被瓦解[6]。则土地与人口迁移行为的关系问题进一步演化为了:土地是否成为人口流动的某种支持或障碍。

从社会关系向精神层面迈进,则需从规训出发。制度层面,与西方的流动人口社会融入所具有问题不同的是,中国的户籍制度,使流动人口的社会融合出现了人为的、外在的制度性、结构性约束[7]。由此催生出的社会资本结构迥异的城乡二元化结构所带来的,是在信任关系上的由特殊信任向陌生信任的转变[8],并成为了传统的道德约束转变为契约约束的基础。而自改革开放后的,城市化进程不断推进,新一代的人口所居住的环境同其父辈的居住环境存在显著差异,即可能形成看待人口迁移问题的代际差异。关于土地及人口流动的问题得到拓展:土地因素是否对于流动人口能否融入新的移居生活起作用,是否存在代际差异。

3. 流动人口社会融入意愿的土地影响

3.1. 流动人口社会融入意愿的土地影响假设

2.2 的论述中,土地因素作为生产要素出现于对于流动人口的社会融入意愿,结合城乡二元的现状,应分为农村、城镇两类情况讨论。

2000 年出现的将农地产权三分为使用权、收益权、处分权的研究范式[9],2015 年出台的《深化农村改革综合性实施方案》后形成的土地所有权、承包权、经营权的三权分置架构为土地流转创造了条件,从而加大了人口流动的灵活性,但 2015 年后的流动人口仍转为下降趋势。在这一背景下,

应农村流动人口以往在农村生产中所处地位进行讨论。就承包地的生产情况,李宁等指出,农地产权结构排他性程度的增强[10],正向影响了土地要素和劳动力要素在农业生产中的经济效率,但同时劳动力要素的正向影响幅度逐渐降低,即劳动力在农村生产力发展迭代过程中的作用的减弱;宅基地的“一户一宅”在确保了人口流动过程中的土地利用效率的同时则削减了流动人口的经济支撑。

城市的人口流出伴随的是住房空置率的变动。以资源枯竭型城市黑龙江伊春市为例,徐惠孝等提出,城市发展建设、功能定位、居民感知、经济支撑的共同作用引起住房空置率的变动[11];张栋等以长沙市岳麓区为例,认为区域间的住房空置率同GDP等社会关系存在正相关关系,即在“山水洲城”城市中的GDP水平较高地区的住房空置率更高[12]。伊春市同“位处一带一路”的长沙市岳麓区除城市功能定位差异同两地区的人口流动存在一定趋同性:2019年岳麓区常住人口增加6.5万人(岳麓区人口自然增长率为1.07%,即2019年自然人口增长1.02万人),成为人口流入区域,伊春市则由于其经济支撑问题而经历了较长时间的人口流出。

综合上述对于农村及城市土地的讨论,本文提出,如下假设:

H1: 流动人口对于其承包地与宅基地的持有同其对于移居地的融入意愿是正相关的。

在上述讨论中,从历史角度、文化角度对人口迁移行为中土地因素的影响进行了讨论,则在土地是否对于流动人口的社会融入意愿产生影响假设的基础上,提出假设:

H2: 土地因素对于流动人口的社会融入意愿存在代际差异。

3.2. 数据来源及变量选取

3.2.1. 数据来源

数据来自2018年中国流动人口动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey,简称CMDS),CMDS是国家卫生健康委员会自2009年起一年一度大规模全国性流动人口抽样调查数据,覆盖全国31个省(区、市)和新疆生产建设兵团中流动人口较为集中的流入地,每年样本量近20万户,内容涉及流动人口及家庭成员基本信息、流动范围和趋向、就业和社会保障、收支和居住、基本公共卫生服务、婚育和计划生育服务管理、子女流动和教育、心理文化等¹。

3.2.2. 变量选取

被解释变量为农民工的社会融入意愿。来自于问卷中“我很愿意融入本地人当中,成为其中一员”。问题的答案来度量。将“完全不同意”赋值为1,“不同意”赋值为2,“基本同意”赋值为3,“完全同意”赋值为4。

土地因素作为核心解释变量,在2017年流动人口动态监测数据中选用流动人口的承包地及宅基地的经营、使用情况作为解释变量。两个变量分别取用问卷中“您老家(指户籍所在地)是否有承包地(指自有土地承包权)”“您老家是否有宅基地”,答案选项均分别为“有”“没有”“不清楚”。将在户籍地有承包地和有宅基地的样本均赋值为1,将没有承包地或没有宅基地的样本赋值为0,剔除回答为“不清楚”的样本。

选取流动人口个体特征、流动特征两方面因素作为控制变量。个体特征包括性别、年龄、学历水平、民族等变量;流动特征包括流动原因、是否工作、流动范围三个变量。相关变量的描述性统计如表2所示。对相关变量进行缺失值和无关值剔除后,得到110,622个样本。

3.3. 流动人口的社会融入意愿的土地因素模型

被解释变量为有次序的多项选择变量,模型采用多项有序回归模型进行分析,该模型基本形式为:

¹流动人口数据平台:<http://www.chinaldrk.org.cn/wjw/#/home>。

Table 2. Variable assignment table
表 2. 变量赋值表

变量类型	变量名称	变量代码	变量定义	个案数	平均值	标准差
应变量	社会融入意愿	Y	完全不同意 = 1, 不同意 = 2, 基本同意 = 3, 完全同意 = 4	110,622	3.32	0.638
土地因素	承包地经营情况	x1	没有 = 0, 有 = 1	110,622	0.59	0.491
	宅基地使用情况	x2	没有 = 0, 有 = 1	110,622	0.71	0.452
个人特征	性别	PC1	女 = 0, 男 = 1	110,622	0.52	0.5
	年龄	PC2		110,622	38.59	10.128
	学历水平	PC3	未上过学 = 1, 小学 = 2, 初中 = 3, 高中/中专 = 4, 大学专科 = 5, 大学本科及以上 = 6	110,622	3.13	0.997
	民族	PC4	少数民族 = 0, 汉族 = 1	110,622	0.91	0.289
	工作情况	PC5	否 = 0, 是 = 1	110,622	0.82	0.382
家庭特征	户口性质	FC1	农业 = 1, 非农业 = 2, 居民 = 3	110,622	1.12	0.474
流动特征	流动原因	MC1	经济原因 = 1, 家庭原因 = 2	110,622	1.14	0.343
	流动范围	MC2	跨省 = 1, 省内跨市 = 2, 市内跨县 = 3	110,622	2.31	0.761
	流动时间	MC3		110,622	6.85	6.222

$$\ln\left(\frac{P(y \leq j | x)}{1 - P(y \leq j | x)}\right) = \mu_j - \left(\alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i\right) \quad (1)$$

$$P(y \leq j | x) = \frac{e^{\mu_j - (\alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i)}}{1 + e^{\mu_j - (\alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i)}} \quad (2)$$

上述模型中, y 代表流动人口的社会融入意愿, x_i 为解释变量, 第 i 个即包括个体特征、流动特征以及土地因素在内的各项变量。 α 为截距项, β 为多分类回归模型的偏回归系数, 表示解释变量 x_i 对农村教师培训需求意愿的影响方向和程度。 $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_i$ 为分界点。

3.3.1. 基准模型

流动人口对承包地、宅基地拥有情况对农民工的社会融入意愿影响实证分析的 4 个回归模型估计见表 3。模型 1 的样本未纳入宅基地与承包地, 模型 2 纳入承包地, 模型 3 纳入宅基地而未纳入承包地, 模型 4 将承包地与宅基地均纳入模型。

M1 引入了出承包地、宅基地以外的所有变量。如表中 M1 结果所示, 性别对于流动人口的社会融入意愿存在显著影响——相较于女性, 男性的社会融入意愿更强。相较于家庭因素, 经济因素更易于令流动人口产生较强的社会融入意愿。年龄、学历水平、民族、工作情况等均对流动人口的社会融入意愿呈显著的正向影响。户口性质、流动范围则对流动人口的社会融入意愿呈负面影响。

M2 与 M3 结果分别将流动人口的承包地、宅基地情况纳入分析。结果显示, 流动人口在其流出地是否持有的宅基地与承包地与其是否愿意融入本地显著正相关。相较于居民户口, 持有农村户口的流动人口更具社会融入意愿。性别、学历水平、民族、户口性质、的影响幅度有所减小。

Table 3. Multi classification and orderly regression results of floating population
表 3. 流动人口的多分类有序回归结果表

变量类型	变量名称	M1	M2	M3	M4
个人特征	性别(参照组: 男)	0.046 ^{***}	0.043 ^{***}	0.033 ^{**}	0.036 ^{***}
	年龄	0.007 ^{***}	0.008 ^{***}	0.008 ^{***}	0.007 ^{***}
	学历水平(参照组: 大学本科及以上)	0.206 ^{***}	0.205 ^{***}	0.2 ^{***}	0.201 ^{***}
	民族(参照组: 汉)	0.116 ^{***}	0.113 ^{***}	0.085 ^{***}	0.086 ^{***}
	工作情况(参照组: 有工作)	0.126 ^{***}	0.123 ^{***}	0.1 ^{***}	0.102 ^{***}
	户口性质(参照组: 居民)	-0.258 ^{***}	-0.256 ^{***}	-0.254 ^{***}	-0.257 ^{***}
流动特征	流动原因(参照组: 家庭因素)	-0.208 ^{***}	-0.208 ^{***}	-0.191 ^{***}	-0.19 ^{***}
	流动范围	-0.197 ^{***}	-0.198 ^{***}	-0.19 ^{***}	-0.188 ^{***}
	流动时间	0.034 ^{***}	0.034 ^{***}	0.032 ^{***}	0.032 ^{***}
土地因素	承包地(参照组: 有)		0.036 ^{***}		-0.053 ^{***}
	宅基地(参照组: 有)			0.243 ^{***}	0.264 ^{***}

M4 中将承包地与宅基地同时纳入模型则出现了拥有宅基地对于社会融入意愿的负面影响的情况。将承包地、宅基地同时纳入计量模型时, 承包地的占有对于流动人口的社会融入意愿呈显著的负面影响, 在 M2 中则以正面影响显现。就相关系数大小进行比较, 土地因素对于流动人口的社会融入意愿仍呈现显著的正面影响。相较于 M2, M4 中的土地因素的影响幅度均有所上升。

3.3.2. 异质性分析

如表 4 所示, 本文中的异质性分析是基于总体模型所选取的解释变量与被解释变量, 按年龄、性别、

Table 4. Multi category ordered regression results of intergenerational differences
表 4. 代际差异的多分类有序回归结果表

变量类型	变量名称	年龄		性别		工作	
		60+	60-	女	男	不工作	工作
个人特征	性别(参照组: 男)	0.042	0.037 ^{***}			0.093 ^{**}	0.03 ^{**}
	年龄	0.01	0.006 ^{***}	0.008 ^{***}	0.006 ^{***}	0.012 ^{***}	0.006 ^{***}
	学历水平(参照组: 大学本科及以上)	0.086 ^{**}	0.203 ^{***}	0.216 ^{***}	0.187 ^{***}	0.18 ^{***}	0.204 ^{***}
	民族(参照组: 汉)	-0.008	0.09 ^{***}	0.086 ^{***}	0.087 ^{***}	0.094 ^{**}	0.082 ^{***}
	工作情况(参照组: 有工作)	0.42 ^{***}	0.078 ^{***}	0.107 ^{***}	0.115 ^{***}		
	户口性质(参照组: 居民)	-0.334 ^{**}	-0.252 ^{***}	-0.296 ^{***}	-0.217 ^{***}	-0.343 ^{***}	-0.237 ^{***}
流动特征	流动原因(参照组: 家庭因素)	0.107	-0.191 ^{***}	-0.16 ^{***}	-0.327 ^{***}	-0.06 ^{**}	-0.297 ^{***}
	流动范围	-0.018	-0.194 ^{***}	-0.21 ^{***}	-0.168 ^{***}	-0.122 ^{***}	-0.203 ^{***}
	流动时间	0.029 ^{***}	0.033 ^{***}	0.036 ^{***}	0.03 ^{***}	0.029 ^{***}	0.033 ^{***}
土地因素	承包地(参照组: 有)	-0.125 [*]	-0.051 ^{***}	-0.061 ^{***}	-0.044 ^{**}	-0.083 ^{***}	-0.046 ^{***}
	宅基地(参照组: 有)	0.318 ^{***}	0.259 ^{***}	0.271 ^{***}	0.253 ^{***}	0.238 ^{***}	0.266 ^{***}

工作情况将表 3 中的 M4 分别运算, 得到“60+”“60-”、“女”“男”、“不工作”“工作”三组模型计算结果。在由“年龄”差异得到两组结果中, 大于 60 岁的流动人口的性别、年龄、民族、流动原因、流动范围及承包地使用情况同其社会融入意愿的相关性不显著, 流动时间、宅基地使用情况、户口性质。

在由年龄进行分组的模型中, 60 岁以上的人群在性别、年龄、民族等个人特征均呈现出相对较低的显著性, 学历水平及工作情况则对于该人群的社会融入意愿有相对显著的影响。此外, 60 以上的人群的流动特征中的流动原因、流动范围对于其社会融入意愿的影响相对较小。土地因素中, 相较于 60 岁以下的流动人口, 60 岁以上的流动人口的社会融入意愿受承包地经营情况的影响更小。

在性别分组中对照组中, 性别对于流动人口的社会融入影响以影响幅度为主: 除工作特征外, 民族、学历水平、年龄对于因变量的影响幅度均大于男性相关个体特征, 流动特征中, 除流动原因外的流动范围、流动时间均对于社会融入意愿的幅度均大于男性的相关流动特征。土地两因素中这一情况同样存在。

就工作情况, 不工作的流动人群除学历水平外, 性别、年龄、民族均由更高的影响幅度。不工作人群的流动特征、家庭特征的社会融入意愿影响幅度更高, 此外, 不工作人群的承包地使用权对于流动人口的社会融入意愿的影响幅度大于工作流动人口的社会融入意愿。

4. 结论

首先, 人口流动政策需要从经济保障入手日渐稳定的人口迁移影响。家庭因素、经济因素对于流动人口的社会融入意愿的影响再次证明了社会关系对于流动人口社会融入意愿的影响, 经济因素对于流动人口的社会融入的积极影响是大于家庭因素的。表 5 是 2011~2020 年我国居民消费水平指数的变化情况, 其中 2017 年后, 我国居民消费指数相较于 2011 年~2017 年前有所变化: 2011~2016 年的居民消费水平指数平均数为 108.8, 2017 年至 2020 年的居民消费水平指数平均值为 104.5, 对比 2020 年新冠疫情为我国居民消费水平指数带来的消极影响, 在未来数年内我国居民消费水平指数依旧保持相对 2017 年前更低的水平, 同样代表了一种悲观的经济预期。在这一背景下, 1.1 部分基于 GM (1, 1)模型的流动人口预测呈现出人口流动水平的改变, 这一改变同消费水平指数的改变存在趋同性, 即流动人口的变动及居民消费指数的变动在未来一段时间内将一定区间波动, 且这一变动需要人口政策的相对改变: 人口流动性下降所代表的流动人口返乡、留居及潜在的流动人口下降均需要过去的人口流出地对于其产业结构进行调整, 人口流入地则需要保障流入人口就业水平的基础上帮扶有融入意愿的流动人口融入当地生活。

Table 5. China's resident consumption level index from 2011 to 2020

表 5. 2011 年~2020 年我国居民消费水平指数

年份	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
居民消费水平指数	109.8	109.1	107.9	108.4	109.5	108.2	106.6	107.4	106.1	97.8

数据来源: 《2021 年中国统计年鉴》。

第二, 保障流动人口的返乡迁移是新土地政策背景下消解土地流转障碍的关键。代际比较下, 土地对于老年流动人口的社会融入意愿上影响相较于中年流动人口(即 40~50 岁的流动人口)更小。

在农村, 宅基地与承包地的经济效益是需要人力投入才可以实现的, 生产资料同生产力不匹配的矛盾不仅是集体所有制下土地利用效率低的矛盾, 亦存在人口流入地高融入门槛同流动人口经济支撑需求的矛盾, 以上两个矛盾形成了土地退出机制及土地流转的障碍。

在城市, 其房屋作为土地的代表同样是存在经济意义的, 部分家庭会选择购买一套房产后将其出租或在价格上涨后卖出, 从而为家庭提供额外支撑 2020 年以来的新社会经济形势及第一部分的流动人口预

测结论揭示了一个问题：选择从务工城市返乡就业的流动人口的经济支撑问题。我国部分人口流出地中的农村壮年男性选择外出务工，而家中的老人妇女负责耕种，中年流动人口在户籍地所拥有的社会关系令中年流动人口的承包地可以为其提供额外的收入来源，即中年流动人口留在户籍地的亲属亲戚进行耕种，即承包地成为了中年流动人口的社会融入的经济整合因素。社会融入视角下，户籍地的社会关系与土地共同提供经济支撑，是未经流失的农村青壮年劳动力直接参与获得的。类似资本增值的，这一部分经济支撑成为成为了其融入新移居地或返回其原户籍地的资本。

第三，流动人口对于其承包地与宅基地的持有同其对于移居地的融入意愿是正相关的，当对于承包地与宅基地同时进行考量时，承包地则对流动人口的移居意愿呈负面影响。承包地的经营权意味着流动人口本人或其家庭可以通过承包地获得一定经济支持，同样的，经济支持所需要的劳动力往往需要流动人口本人或其家庭成员提供，这一现实代表了流动人口对于其户籍地土地使用的双重性：从数据上，流动人口渴望在其户籍地保留居住地，而其对于承包地的经营则影响了其在流入地的社会融入意愿。2016年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》，基于上一结论，在未将流动人口进行区分时，户籍地位于城镇的流动人口所持有的可以为其发展提供资本的土地资源以宅基地呈现，而当家庭同时持有宅基地与承包地时，其户籍地的社会关系可能不足以同时与两种生产资料良好结合以产生收益。实践中以租赁为例，房屋的价格与租赁价格均会在与城市中心的距离缩短的同时而提高，农村房屋未必能向离乡的流动人口提供经济支撑，从经济整合层面，承包地的持有不利于流动人口的社会融入。

5. 总结

基于人口时空变动的预期进一步佐证了：经济因素的悲观预期在一定程度上不利于流动人口在其流入地的社会融入，结合当下新冠疫情的强传染性，对于人口要素的进一步形成阻碍。若需畅通人口流动，则应从健康、生活等各方面降低流动人口的日常生活成本。“三权分置”的新土地政策趋势推动了农村的人口流动，承包地与宅基地一方面为流动人口提供了经济支持的同时，一方面形成了对于流动人口的束缚，即该经济支持是基于期户籍地社会关系的，这一社会关系存在需要流动人口付出一定成本维持：若是流动人口的父母、子女经营承包地，则流动人口将需要支付劳动力的在生产成本及老人的养老费用，若是亲戚、朋友经营承包地，则需要向亲戚朋友支付各类形式的回报。土地对于农村流动人口的影响具有复杂性，若促进农村人口流动，则应通过包含学校、网络等基础设施的建设，降低农村流动人口的家属、亲戚、朋友的劳动再生产成本，从而令流动人口更好地融入新环境。

参考文献

- [1] 陈成文, 孙嘉悦. 社会融入: 一个概念的社会学意义[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2012, 41(6): 66-71.
- [2] 杨菊华. 中国流动人口的社会融入研究[J]. 中国社会科学, 2015(2): 61-79+203-204.
- [3] 刘建娥. 农民工融入城市的影响因素及对策分析——基于五大城市调查的实证研究[J]. 云南大学学报(社会科学版), 2011, 10(4): 64-71+96.
- [4] 李怀. 集体地权整合、农村经济发展与乡村治理现代化[J]. 新视野, 2021(2): 85-91.
- [5] 费孝通. 乡土中国[M]. 上海: 上海人民出版社, 2019.
- [6] 刘银妹. 流动耕作农户的社会融入问题研究[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2020, 37(6): 118-123.
- [7] 杨菊华, 贺丹. 分异与融通: 欧美移民社会融合理论及对中国的启示[J]. 江苏行政学院学报, 2017(5): 72-80.
- [8] 邓群钊, 石俊, 喻登科. 户籍制度背景下的社会资本结构与城乡收入差距[J/OL]. 管理评论: 1-13, 2021-05-09.
- [9] 张五常. 佃农理论[M]. 上海: 商务印书馆, 2002.
- [10] 李宁, 何文剑, 仇童伟, 陈利根. 农地产权结构、生产要素效率与农业绩效[J]. 管理世界, 2017(3): 44-62.

- [11] 徐惠孝, 刘艳军. 收缩城市建设用地利用效率时空分异及影响机制——以黑龙江省伊春市为例[J]. 地理科学进展, 2021, 40(6): 937-947.
- [12] 张栋, 李德平, 周亮, 等. 高精度住房空置率的地理空间影响因素定量研究[J]. 测绘通报, 2022(2): 100-105.