



社会保障研究  
Social Security Studies  
ISSN 1674-4802, CN 42-1792/F

## 《社会保障研究》网络首发论文

题目： 住房公积金与流动人口住房需求研究——基于 2016 年流动人口动态监测抽样调查数据的分析  
作者： 柴化敏，李晶  
网络首发日期： 2020-06-24  
引用格式： 柴化敏，李晶. 住房公积金与流动人口住房需求研究——基于 2016 年流动人口动态监测抽样调查数据的分析[J/OL]. 社会保障研究.  
<https://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1792.F.20200624.0843.002.html>



**网络首发：**在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

**出版确认：**纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

# 住房公积金与流动人口住房需求研究\*

——基于2016年流动人口动态监测抽样调查数据的分析

柴化敏 李晶

(华东师范大学公共管理学院/公共政策研究中心,上海,200062)

**摘要:**基于2016年流动人口动态监测抽样调查数据和相关城市宏观经济指标的匹配数据,本文采用Probit模型研究住房公积金对劳动关系稳定的流动人口的住房需求的影响。研究发现,住房公积金显著提高了劳动关系稳定的流动人口的住房需求,尤其显著增强了“新生代”(80后和90后)、劳动技能水平高、中低收入、二线城市的农业户籍流动人口的住房需求,但对长期流动和举家迁移的农业户籍流动人口的住房需求影响较弱。进一步研究发现,住房公积金通过提高长期居住意愿进而提升住房需求。对此,本文提出加速住房公积金政策调整、强化住房公积金的政策性金融地位、增强政府财政支持力度、增设以功能性改善为目的的住房公积金贷款、促进住房公积金个人储蓄功能的发挥等政策建议。

**关键词:**住房公积金;流动人口;住房需求;长期居住意愿;内生性

## 一、研究背景和文献综述

### (一) 研究背景

党的十九大报告明确提出,在幼有所育、学有所教、劳有所得、病有所医、老有所养、住有所居、弱有所扶上不断取得新进展。2017年,我国流动人口规模达到2.44亿<sup>[1]</sup>,且根据2018年末各主要城市的《国民经济和社会发展统计公报》,北京、上海、广州、深圳四个城市外来常住人口超过500万,天津、南京、杭州、宁波、苏州、厦门等经济发达城市超过100万。这些外来常住人口较为集中的城市长期存在房价过高及中低收入群体购房难的问题。住房价格的高涨使住房公积金作为政策性个人住房储蓄,在支持个人解决住房需求方面的作用有所削弱,住房公积金制度“存废”的争论由此产生。

住房公积金作用减弱的一个重要原因就是房价过高。但是,从另一个侧面也可以将其理解为,只要房价适中,住房公积金的作用依然可以充分发挥。城市住房价格一般由房屋的地理位置、建设时间、使用情况、居住面积、政策补助等决定,即使在同一座城市,单套住房的价格差距也可能很大。此外,住房市场的过滤模型证实了经市场过滤的住房会一层一层地被不同收入水平的家庭所占有,继而各种住房需求得以实现<sup>[2]</sup>。因而不是基于合理价位决定住房公积金能否有效发挥作用。因此,为解决不断增加的外来常住人口的住房需求,研究住房公积金在促进收入相对较低、但拥有相对稳定工作且具有明显购房意愿的流动人口实现其自身的“购房梦”所能发挥的积极作用,具有很强的现实意义。

根据《关于住房公积金管理若干具体问题的指导意见》(建金管[2005]5号)和《国务院关于解决农民工

\* 本文系国家社科青年项目“基于多维家庭人口预测模型的我国老年人医疗费用变动趋势研究”(批准号:16CRK012)、华东师范大学经济与管理学部科研创新团队课题“大数据背景下多维立体养老服务体系构建、质量评估与优化机制研究”的阶段性成果。

问题的若干意见》(国发[2006]5号),自2005年开始,国务院和各部委提出将“城镇单位聘用的进城务工人员、城镇个体工商户、自由职业人员”和“劳动关系稳定的农民工”纳入住房公积金体系,以解决流动人口的住房困难,改善他们的居住条件。2019年4月,国家发展和改革委员会发布《2019年新型城镇化建设重点任务》,明确取消或放开落户条件,推动已在城镇就业的农业转移人口落户,使流动人口在教育、就业、医疗、住房等方面享有基本公共服务。市民化转变中的流动就业人口需要更多解决住房需求的途径,在经济下行压力增大、政府财政收入减少的现实情况下,积极发挥住房公积金的市场促进作用显得尤为重要。

## (二) 文献回顾

已有文献对住房公积金政策效果的研究更侧重于住房福利方面,但结论尚不统一。一部分研究表明,住房公积金提高了居民住房消费并促进了住房投资<sup>[3-5]</sup>。还有部分研究发现,住房公积金制度对居民住房需求和住房消费的作用不大<sup>[6-7]</sup>。一些学者进一步研究制度的公平性,认为住房公积金制度导致参与这一制度的居民受益和未参与公积金制度的居民受损<sup>[8]</sup>,但却缓和了参与者之间的住房不平等<sup>[9]</sup>。上述研究主要是针对城镇职工身份的城市居民展开分析,缺乏对流动人口的 analysis。

近年来学术界逐渐关注住房公积金和流动人口的关系,主要侧重研究流动人口的市民化和城市定居意愿等方面<sup>[10-13]</sup>,且研究结论基本一致,即住房公积金能够显著提升流动人口尤其是农业户籍流动人口的市民化意愿和长期居留意愿。但是,研究住房公积金对购房需求直接影响的文献并不多。刘卫民和邓郁松通过定性分析发现,流动人口住房公积金参与率较低,因而应拓宽公积金的使用范围,完善公积金制度对解决流动人口的住房问题意义重大<sup>[14]</sup>。李君甫和孙嫣源对全体流动人口的研究表明,住房公积金显著提高流动人口的购房意愿<sup>[15]</sup>。王先柱等针对农民工的消费水平和城市房价地区差异进一步展开研究,发现住房公积金对农民工群体购房的影响呈现明显的区域差异,即对一线城市购房产生显著的负向影响,对二线城市的影响却不显著,但对三四线城市具有明显的促进作用,研究建议在住房公积金制度改革过程中应“因城施策”<sup>[16]</sup>。上述研究是针对全体流动人口展开的,但都没有分析由就业身份不同产生的异质性影响。

由于长期以来住房公积金的主要缴存对象是城镇职工,个体户、灵活就业人员的公积金持有比例很低<sup>①</sup>。在当前制度框架下,本文研究住房公积金对流动人口住房需求的影响,也相应以“签订劳动合同的雇员”身份的流动人口作为研究对象。因为一般相比没有签订劳动合同的流动人口,签订劳动合同的流动人口享受的劳动权益和劳动保障更多,劳动关系更稳定。但已有的研究都忽略了这一点,将包括灵活就业和个体户等的全体流动人口都放入模型研究,导致公积金的作用可能被高估。相比已有研究,本文可能的贡献有以下三点。一是确定以“签订劳动合同的雇员”身份的流动人口为研究对象,检验住房公积金政策覆盖面扩展到“劳动关系稳定”的流动人口的政策有效性。二是针对模型可能存在的内生性,采用倾向得分匹配模型构造反事实框架,以纠正潜在的样本选择偏误,并采用 Biprobit 模型和工具变量模型 IVprobit 剔除变量的内生性,使估计结果更加稳健。一般而言,购房意愿越高的流动人口在寻找工作时越倾向选择提供公积金的职业或岗位,即购房意愿也会反向影响是否选择参加住房公积金,同时参加公积金的流动人口与没有参加公积金的流动人口还可能存在本质差异,即存在样本选择偏误。而已有的研究大多忽略了住房公积金变量的内生性,得到估计结果可能有偏。三是流动人口的住房需求不仅受个体微观因素的影响,还受一系列城市宏观因素的影响,因此,本文搜集样本城市的人均 GDP 指标、第三产业占比、房价水平、城市落户门槛等宏观数据,并将它们与微观数据相匹配,进一步控制所在城市宏观变量,使回归模型更加科学。而已有研究大多遗漏了这些因素或者采用简单的虚拟变量表示,可能导致估计结果有偏。本文通过严谨的实证模型分析住房公积金制度对“劳动关系稳定”的流动人口住房需求的影响,其结论为公积金制度改革和完善提供数据支持,具有一定的政策意义。

① 在本文使用的“2016年全国流动人口动态监测数据”中,这三类缴存对象所占比例分别为19%、3%和1.5%。

## 二、数据来源和描述性统计分析

### (一) 数据来源和变量定义

本文使用的数据来自前国家卫计委 2016 年全国流动人口动态监测数据库。该数据库先在流动人口较为集中的流入地区随机抽取样本点,以 31 个省(区、市)和新疆生产建设兵团 2015 年全员流动人口年报数据为基本抽样框,采取分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 方法进行抽样。调查对象是在流入地居住一个月及以上非本区(县、市)户口的 15 周岁及以上流入人口。2016 年调查的总样本量约为 16.9 万人,涉及流动人口家庭成员共计约 45 万人。个人问卷主要包括六项内容,分别是家庭成员基本情况、流动趋势和居留意愿、就业特征、基本公共卫生服务利用、婚育情况与计划生育服务管理、健康素养。社区问卷主要包括人口基本状况、社区公共卫生和计划生育服务管理等内容。

此外,本文还引入了相关城市宏观经济数据,将其与 2016 年全国流动人口动态监测数据进行匹配,得到样本量 88000 人。保留仅签订劳动合同的雇员样本,剔除缺失值后,得到最终样本量为 30692 人。样本的城市分布如图 1 所示<sup>①</sup>。

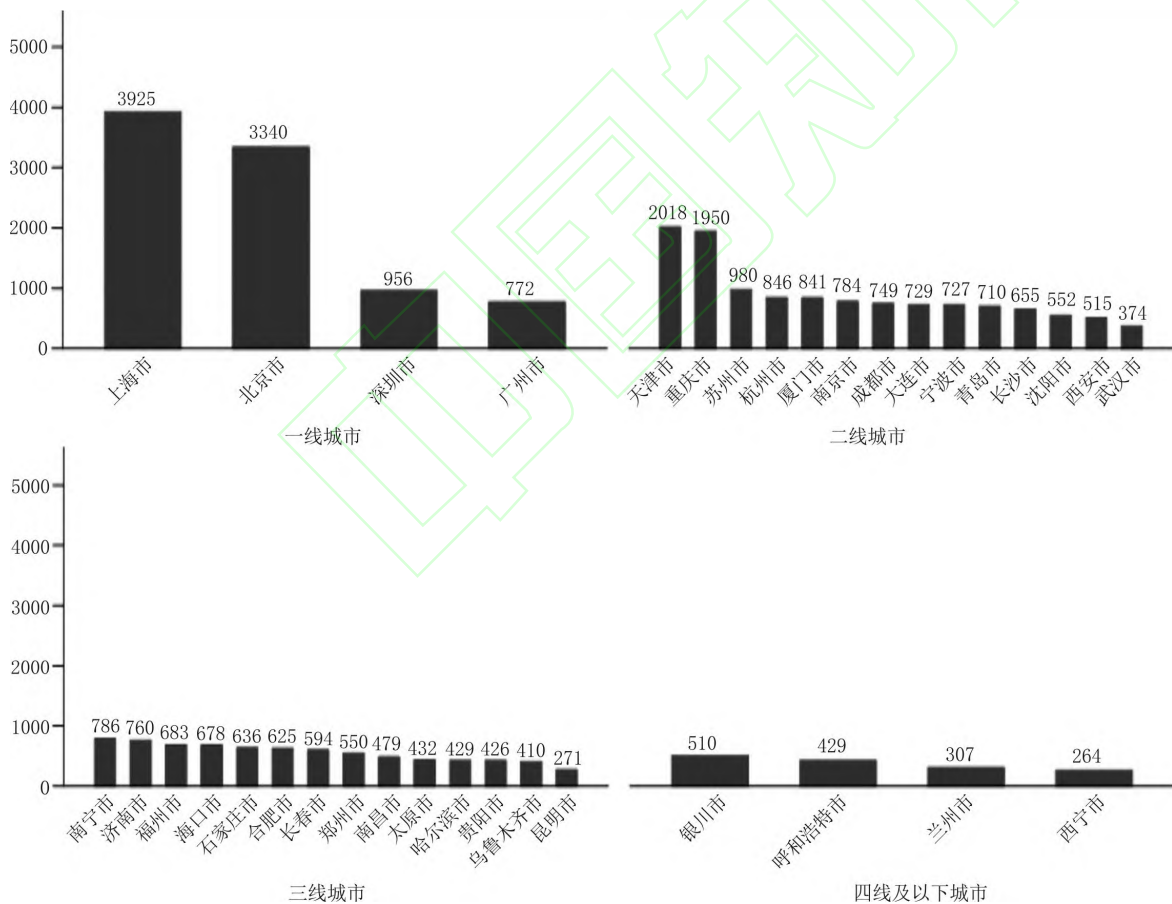


图 1 各城市样本分布情况

数据来源:2016 年流动人口动态监测抽样调查。

<sup>①</sup> 根据《第一财经》发布的 2016 年“中国城市分级榜单”标准,本文样本的城市分布情况如下:一线城市为北京、上海、广州、深圳,样本量共 8993 人;二线城市包括南京、厦门、大连、天津、宁波、成都、杭州、武汉、沈阳、苏州、西安、重庆、长沙和青岛,样本量共 12430 人;三线城市包括乌鲁木齐、南宁、南昌、合肥、哈尔滨、太原、昆明、济南、海口、石家庄、福州、贵阳、郑州和长春,样本量共 7759 人;四线及以下城市包括兰州、呼和浩特、西宁和银川 4 个城市,样本量共 1510 人。

### 1.被解释变量——是否打算在当前工作地购房。

调查对“住房公积金”和“实际已经购房”分别进行提问,这里涉及数据匹配问题。“实际是否已经购房”是过去的行为,而“是否有公积金”是被访者当前的状态,无法确认“已经购房”是否是使用了公积金。由于数据限制,本文认为衡量“住房需求”的指标不适合采用“实际是否已经购房”,更适合采用“是否打算在当前工作地购房”(即购房意愿),这一指标可被视为未来的住房需求,已有文献也采取类似的做法<sup>[17-18]</sup>。因此,根据问卷中的“您家打算在哪些地方购买住房?”,将被解释变量设定为“是否打算在当前工作地购房”。问卷答案分为“本地”“户籍地——区县府所在地”“户籍地——乡镇政府所在地”“户籍地——村、其他地方”。本文将回答“本地”的视为“打算在当前工作地购房”,赋值为1,其余回答赋值为0。

### 2.解释变量

#### (1)核心解释变量

本文核心解释变量为“是否有住房公积金”,来自于问卷中的“您目前参加下列何种社会保障”。若回答包括“住房公积金”,则视为有住房公积金,赋值为1,反之,赋值为0,即没有住房公积金。

#### (2)控制变量

参考何欣和路晓蒙、祝仲坤等的研究<sup>[19-20]</sup>,控制变量主要包括人口社会特征变量、个人工作和经济特征变量、流动特征变量、所在城市宏观经济变量。其中,个人社会特征变量包括年龄、性别、民族、婚姻状况。个人工作和经济特征变量包括教育水平、户籍、职业类型、当前住房性质、工资收入。流动特征变量涉及流动范围、流动时间(年)、是否与家人一起流动、是否打算长期居住(5年以上)。

此外,个人“是否打算在当前工作地购房”还会受到工作地的经济发展水平、未来发展前景、房价水平、城市落户门槛等城市宏观经济因素的影响,而已有研究大多都遗漏了这些因素。本文采用“所在城市人均GDP”作为当地经济发展水平的衡量指标<sup>[21]</sup>,以“所在城市第三产业占GDP比重”表示当地未来发展前景<sup>[22]</sup>,以“所在城市商品住宅价格”代表当地房价水平<sup>[23]</sup>。城市落户门槛数据由于各地城市标准不同,也很难统一,我们采用被文献多次引用的吴开亚等计算的共46个城市的“城市落户门槛指数”<sup>[24-26]</sup>。

#### (二)描述性统计分析

上述解释变量和被解释变量的定义和描述性统计分析结果如表1所示。样本中仅27%的流动人口打算在当前工作地购房,住房公积金持有率较低,仅为33%,这一结果与其他数据的抽样结果较为一致<sup>[27-28]</sup>。相对于样本中没有公积金的流动人口,有公积金的流动人口打算在当前工作地购房的比例更高,并且其中多为年轻、男性、已婚、教育水平高、从事专业技术工作的流动人口。此外,有公积金的流动人口的平均收入水平显著较高,流动时间更长,长期居留意愿比例也更高。

表1 变量的描述性统计

变量	赋值	最小值	最大值	总体均值	没有住房公积金	有住房公积金	T-test
被解释变量							
是否打算在当前工作地购房	是=1,反之=0	0	1	0.27	0.23	0.35	-0.13***
核心解释变量							
是否有住房公积金	有=1,反之=0	0	1	0.33	0.00	1.00	-1.00
人口社会特征变量							
男性	是=1,反之=0	0	1	0.54	0.54	0.55	-0.02*
年龄分组	90后(1990—1999年出生)=0,80后(1980—1989年出生)=1,70后(1970—1979年出生)=2,60后及以上(1969年及以前出生)=3	0	3	1.06	1.09	0.99	0.10***

(续表 1)

变 量	赋 值	最小值	最大值	总体均值	没有住房公积金	有住房公积金	T-test
少数民族	是=1,反之=0	0	1	0.06	0.06	0.05	0.00
已婚	是=1,反之=0	0	1	0.74	0.73	0.78	-0.06***
个人工作和经济特征变量							
教育水平	小学及以下=0,初中=1,高中=2,大学及以上=3	0	3	1.93	1.66	2.47	-0.81***
农业户籍	是=1,反之=0	0	1	0.71	0.81	0.52	0.29***
职业类型	一线工作人员=0,专业技术人员=1,公务员=2	0	2	0.31	0.17	0.59	-0.42***
当前住房性质	租房=0,政府提供住房、公租房=1,自购住房=2	0	2	0.52	0.38	0.81	-0.43***
工资收入	月收入(元)	100	60000	4335	3688	5652	-1965***
流动特征变量							
流动范围	市内跨县=0,省内跨市=1,跨省=2	0	2	1.48	1.45	1.55	-0.10***
流动时间	年	0	43	4.97	4.70	5.52	-0.82***
与家人一起流动	是=1,反之=0	0	1	0.42	0.46	0.35	0.11***
打算长期居住(5年以上)	是=1,反之=0	0	1	0.66	0.59	0.80	-0.21***
所在城市宏观经济特征变量							
所在城市商品住宅价格	2016年(千元/平方米)	4448	45498	15014	13990	17099	-3109***
所在城市人均GDP	2016年(元)	6483	172453	98295	95700	103585.69	-7885***
所在城市第三产业占GDP比重		0	1	0.58	0.57	0.61	-0.04***
所在城市综合落户门槛指数	指数越高,落户越难	0	3	1.47	1.37	1.69	-0.32***
样本量				30692	20591	10101	

注:\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

### 三、实证方法

#### (一) 模型设定

为研究住房公积金制度对流动人口在工作地购房需求的影响,本文设定模型如下:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 HF + \alpha_2 X + \alpha_3 Z + \mu$$

其中,  $Y$  为衡量流动人口购房需求的变量,即“是否打算在当前工作地购房”(购房意愿);  $HF$  为“是否有住房公积金”;  $X$  为个体一系列外生控制变量,包括人口社会特征变量、个人工作和经济特征变量、流动特征变量;  $Z$  为当前城市宏观经济变量,以控制地区差异对个体购房需求的影响。 $\mu$  是不可观测因素。

由于被解释变量都是二元变量,所以本文选择 Probit 模型作为基准模型估计:

$$House^* = \beta_0 + \beta_1 HF + \beta_2 X + \beta_3 Z + \mu$$

这里的  $House^*$  表示个体在当前工作地购房需求的潜变量,为不可观测变量,其与个体购房意愿存在以下关系:

$$House = \begin{cases} 0, & House^* \leq C \\ 1, & House^* > C \end{cases}$$

$House$  表示购房需求,  $C$  为待估参数。当  $House^*$  小于或等于  $C$  时,个体不打算在当前工作地购房 ( $House=0$ ); 当  $House^*$  大于  $C$  时,个体打算在当前工作地购房 ( $House=1$ )。当  $\mu$  服从标准正态分布时,可以推导出样本的似然函数,并得到极大似然估计量,即得到 Probit 模型。由于 Probit 模型估计出的系数只能从

显著性和符号方面给出有限信息,因此,本文报告的回归结果都是各解释变量的边际效应。

## (二)倾向得分匹配(PSM)模型

从表1的T-test检验结果可以看出,参加公积金和没有参加公积金的这两类人可能存在显著差异,这意味着直接回归有可能存在样本选择问题,即流动人口是否参加住房公积金会受到诸如是否有劳动合同、工作单位性质、雇主等因素的影响。个人如果倾向更稳定的工作保障,在其他条件相同情况下,会更愿意选择签订劳动合同、能够提供住房公积金的单位或雇主,很可能使参加住房公积金成为个体“自我选择”的结果。为减少估计偏误,控制样本参加公积金行为的选择性,进一步采用倾向得分匹配模型进行估计。倾向得分匹配模型(Propensity Score Matching, PSM)为每个参加公积金的个体在控制组中寻找倾向得分(即采用 Logistic 或 Probit 模型估计的个体参加公积金的概率拟合值)相似可比对象进行配对分析,从而去除参加公积金行为的非随机性带来的选择性偏误和混杂偏误<sup>[29]</sup>,得到一种接近自然实验的效果。同时,采用常见的最近邻匹配方法(nearest neighbors matching)进行匹配,然后对每个处置点的处置效应进行加权平均,得到平均处理效应(ATT, average treatment effect on the treated)。

## (三)Biprobit 模型和 IVprobit 工具变量模型

PSM 方法主要考虑了基于可观测因素的样本选择性偏误,如果样本参加公积金行为的选择性偏误来自不可观测因素,则 PSM 估计方法可能不再有效。同时,是否参加住房公积金与住房需求可能存在反向因果关系,即住房公积金不仅会影响购房意愿<sup>[30-33]</sup>,购房意愿也会反向影响是否参加住房公积金。这意味着购房意愿更高的流动人口在寻找工作时更倾向于提供公积金的职业或岗位,即住房公积金变量存在内生性问题。此外,还有可能存在遗漏变量问题,即有其他因素同时影响住房需求和住房公积金,比如个人偏好、社会文化等。因此,本文进一步建立似不相关 Biprobit 联立模型和工具变量模型 IVprobit,以剔除可能存在的变量内生性问题和无法观测因素的影响,从而得到更加稳健的结果。“是否有住房公积金”和“是否打算在当前工作购房”都是二元离散变量,而 Biprobit 模型就是用来估计具有相关的二元分类变量的联立方程,通过该模型可以得到无偏一致估计结果<sup>[34]</sup>,这已运用在一些研究中<sup>[35-36]</sup>。同时,本文也尝试采用工具变量模型 IVprobit 来剔除可能存在的内生性问题和遗漏变量问题。同样“是否有住房公积金”属于二元离散变量,参考已有文献的做法<sup>[37]</sup>,使用线性概率模型 2SLS 进行回归。

# 四、估计结果和分析

## (一)基准分析——Probit 模型回归结果

基准 Probit 模型回归结果如表2所示。列(1)显示总样本回归结果,有住房公积金会使流动人口的购房意愿显著提高 5.6%。由于样本包括实际已经购房人群,且他们与没有购房的流动人口可能有较大的异质性,所以对实际已经购房和没有购房样本分别进行回归,结果报告显示在列(2)和列(3)。可以发现,有住房公积金的影响为正,但对于已经购房的流动人口不显著。这再次表明,这两大群体住房需求的影响因素存在异质性。对于没有购房的样本,有住房公积金的回归系数变大。这表明,公积金在促进没有购房的流动人口需求方面具有更加显著的作用。进一步按照户籍将没有购房样本划分为农业户籍流动人口和非农户籍流动人口,观察户籍制度对流动人口住房需求的差异影响。可以看出,农业户籍流动人口样本回归系数更大(7.3%),即住房公积金对农业户籍流动人口的住房需求能够起到更大的正向作用。这也验证了本文的猜测:基于住房市场的过滤模型,住房公积金确实能够提高拥有相对稳定工作的流动人口的住房需求,尤其是对农业户籍流动人口支持作用更大。这与已有学者的研究观点是一致的<sup>[38-40]</sup>。此外,还可以看到控制变量中,农业户籍、跨省流动、所在城市商品住宅价格都对购房意愿产生显著负向影响;而已婚、从事专业技术工作、收入水平越高、流动时间越长、与家人一起流动、当地城市经济发展水平越高和发展前景越好的流动人口,其购房意愿也显著更高。这一结果与作者的预期是一致的。

表 2 Probit 模型的估计结果(边际效应)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	已经购房样本	没有购房样本	没有购房样本	
				非农户籍	农业户籍
核心解释变量					
住房公积金	0.056*** (0.0058)	0.019 (0.0115)	0.070*** (0.0066)	0.059*** (0.0152)	0.073*** (0.0073)
人口社会特征变量					
男性	-0.027*** (0.0052)	-0.023* (0.0110)	-0.018** (0.0058)	-0.025 (0.0143)	-0.014* (0.0063)
年龄(90后=0)					
80后	0.011 (0.0071)	-0.006 (0.0166)	0.014 (0.0076)	0.044* (0.0190)	0.007 (0.0082)
70后	-0.048*** (0.0087)	-0.063** (0.0200)	-0.049*** (0.0094)	-0.043 (0.0244)	-0.053*** (0.0101)
60后	-0.077*** (0.0116)	-0.080** (0.0275)	-0.080*** (0.0124)	-0.075* (0.0333)	-0.084*** (0.0130)
少数民族	0.010 (0.0106)	0.021 (0.0226)	0.014 (0.0118)	0.073* (0.0289)	-0.005 (0.0130)
已婚	0.032*** (0.0075)	0.012 (0.0192)	0.030*** (0.0080)	0.029 (0.0187)	0.032*** (0.0089)
个人工作和经济特征变量					
教育水平(小学及以下=0)					
初中	0.040*** (0.0106)	-0.032 (0.0361)	0.048*** (0.0107)	0.197*** (0.0429)	0.040*** (0.0106)
高中	0.109*** (0.0113)	-0.006 (0.0364)	0.114*** (0.0117)	0.208*** (0.0415)	0.106*** (0.0119)
大学及以上	0.179*** (0.0122)	-0.010 (0.0369)	0.210*** (0.0132)	0.305*** (0.0412)	0.205*** (0.0142)
农业户籍(非农户籍=0)	-0.027*** (0.0061)	0.015 (0.0116)	-0.042*** (0.0070)		
职业类型(一线工作人员=0)					
专业技术人员	0.019** (0.0068)	0.004 (0.0126)	0.023** (0.0080)	0.003 (0.0168)	0.034*** (0.0095)
公务员	0.016 (0.0103)	0.001 (0.0171)	0.031* (0.0134)	0.036 (0.0241)	0.033 (0.0178)
当前住房性质(租房=0)					
政府提供住房、公租房	-0.041 (0.0215)				
自购住房	-0.065*** (0.0057)				
工资收入(元/月,对数形式)	0.075*** (0.0056)	0.058*** (0.0108)	0.082*** (0.0065)	0.102*** (0.0146)	0.075*** (0.0073)
流动特征变量					
流动范围(市内跨县=0)					
省内跨市	0.014 (0.0098)	0.059*** (0.0167)	0.000 (0.0120)	-0.021 (0.0321)	0.008 (0.0126)



(续表 2)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	已经购房样本	没有购房样本	没有购房样本	
				非农户籍	农业户籍
跨省	-0.048*** (0.0103)	0.052** (0.0183)	-0.080*** (0.0125)	-0.088** (0.0333)	-0.073*** (0.0131)
流动时间(年)	0.008*** (0.0006)	0.001 (0.0011)	0.009*** (0.0007)	0.009*** (0.0018)	0.009*** (0.0007)
与家人一起流动	0.055*** (0.0061)	0.018 (0.0124)	0.068*** (0.0070)	0.061*** (0.0174)	0.068*** (0.0076)
所在城市宏观经济特征变量					
所在城市商品住宅价格(千元/平方米,对数形式)	-0.099*** (0.0090)	0.131*** (0.0212)	-0.142*** (0.0096)	-0.116*** (0.0259)	-0.147*** (0.0102)
所在城市人均GDP(元,对数形式)	0.005 (0.0070)	-0.041* (0.0178)	0.018* (0.0073)	-0.009 (0.0191)	0.026** (0.0078)
所在城市第三产业占GDP比重	0.163*** (0.0300)	-0.212** (0.0660)	0.255*** (0.0329)	0.298*** (0.0807)	0.225*** (0.0360)
所在城市综合落户门槛指数	-0.011 (0.0062)	-0.071*** (0.0130)	-0.001 (0.0069)	0.007 (0.0174)	-0.004 (0.0075)
样本量	30502	8574	21927	4747	17223
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0734	0.0138	0.1185	0.0618	0.1212
LR卡方值	2625.2114	149.5027	2930.7174	388.0038	2164.9792

注:括号里是稳健标准误;\*表示  $p < 0.05$ , \*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

## (二) 倾向得分匹配估计结果

图2为最小邻近1:1匹配法中匹配前后实验组(有住房公积金)和控制组(没有住房公积金)倾向得分值的概率密度分布(其他的匹配方式结果相似,不再逐一展示)。很显然,匹配前两组样本差异极为显著,匹配后两组样本的分布基本一致。这表明,倾向得分匹配法较好地降低了实验组和控制组可观测特征的差异。附表1给出了匹配前后实验组和控制组关键变量的对比情况(以没有购房的农业户籍流动人口为例)。在进行倾向得分匹配后,几乎所有变量实验组和对照组之间的差异在统计上不再显著。附表2表明,匹配后的数据通过了平衡条件的整体检验。表3展示了采用最小近邻匹配的估计结果。例如,以近邻匹配(1:3)为例,总样本、没有购房样本、非农业户籍样本和农业户籍样本的ATT估计结果分别为2.3%、5.1%、4%和5.1%,对应的T值分别为2.55、4.9、1.86和4.65。根据经验,一般来说T的绝对值大于1.96,则显著性水平在5%以下,可见,除了没有购房的城镇流动人口,公积金对其余样本流动人口的住房需求的影响都是显著的。这与Probit模型估计结果基本一致。同时,本文采用不同最小近邻匹配个数,估计结果的符号和显著程度几乎不变,系数大小都较为接近。

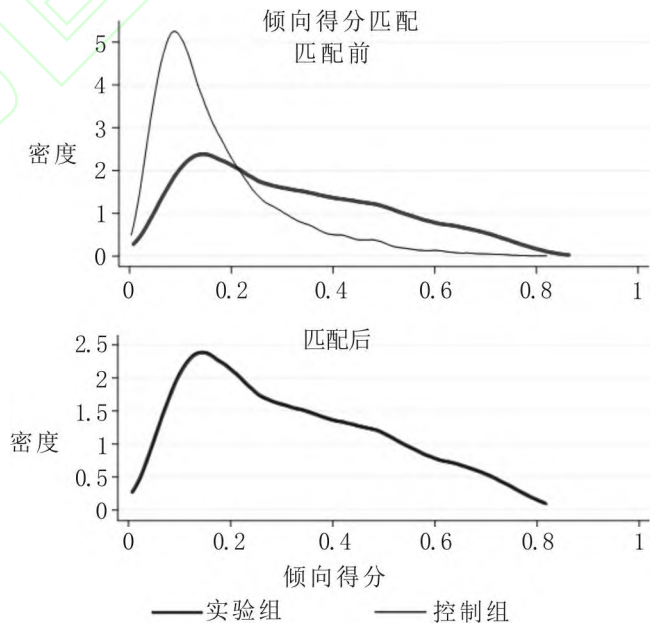


图2 匹配前后实验组和控制组倾向得分比较

表 3 倾向得分匹配的估计结果

	总样本			没有购房样本			没有购房样本					
							非农户籍			农业户籍		
	ATT	SE	T 值	ATT	SE	T 值	ATT	SE	T 值	ATT	SE	T 值
近邻匹配(1:1)	0.020	0.0108	1.87	0.041	0.0121	3.35	0.038	0.0250	1.54	0.051	0.0130	3.95
近邻匹配(1:2)	0.023	0.0094	2.41	0.050	0.0109	4.65	0.033	0.0229	1.46	0.050	0.0116	4.32
近邻匹配(1:3)	0.023	0.0091	2.55	0.051	0.0103	4.90	0.040	0.0216	1.86	0.051	0.0110	4.65
近邻匹配(1:4)	0.024	0.0088	2.77	0.048	0.0100	4.82	0.044	0.0209	2.12	0.048	0.0107	4.49
样本量	30502			21927			4747			17223		

### (三) Biprobit 回归结果

以上分析初步表明,住房公积金对没有购房流动人口的住房需求有显著正向效应。但鉴于“是否有住房公积金”和“是否打算在当前工作购房”都是二元离散变量,为考察变量潜在的内生性问题,本文采用 Biprobit 再次进行回归。借鉴已有文献<sup>[41-42]</sup>,使用参保城镇职工基本医疗保险(以下简称“城职保”)作为住房公积金的工具变量。一方面,个人是否参保城职保与个人是否有住房公积金高度相关;另一方面,是否有城职保不会直接影响流动个体的住房需求,所以参保城职保满足工具变量的相关性和外生性条件。

表 4 报告的 Biprobit 回归结果显示,除了“已经购房样本”,其他样本的回归结果都与基准 Probit 模型回归结果完全一致<sup>①</sup>,住房公积金回归系数符号的显著性完全一致,仅大小不同。对全样本来说,有住房公积金将提高 8.6% 的购房意愿;但有住房公积金对已经购房样本和没有购房样本的影响差异显著,这再次表明,这两个群体可能存在较大异质性。对于没有购房的农业户籍流动人口和非农户籍流动人口来说,住房公积金的影响更大,分别将住房需求显著提高 21% 和 18%,系数较 Probit 回归结果更大。住房公积金对其他变量的影响也与 Probit 回归结果大体一致。同时,除了已经购房的样本,当地房价对流动人口购房意愿仍产生显著的负向影响<sup>②</sup>。

表 4 Biprobit 模型的估计结果(边际效应)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	已经购房样本	没有购房样本	没有购房样本	
				非农户籍	农业户籍
住房公积金	0.086*** (0.0167)	-0.157*** (0.0342)	0.174*** (0.0166)	0.211*** (0.0431)	0.180*** (0.0182)
人口社会和工作经济特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
流动特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
所在城市宏观经济变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	30502	8574	21927	4747	17334
athrho	-0.062 (0.0330)	0.330 (0.0673)	-0.249 (0.0389)	-0.270 (0.0456)	-0.300 (0.0892)
Wald 卡方值	1152.26	2591.40	8455.56	5421.04	1787.11

注:括号里是稳健标准误;\*表示  $p < 0.05$ ,\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

### (四) IVprobit 模型估计结果

IVprobit 模型估计结果如表 5 所示。结果表明:在控制了相关人口社会和工作经济特征变量、流动特征变量和所在城市宏观经济变量后,除了已经购房样本,公积金对其他类型样本住房需求的影响显著为正,这

① 篇幅所限,这里只列出主要回归结果,其他变量的符号和显著性与 Probit 模型基本一致。

② 表 4 中没有显示相应的回归结果,如有需求请向作者索取。

与 Biprobit 模型回归结果高度一致,与 Probit 模型结果也大体是一致的。因而,本文的模型设定和估计结果都是稳健的。

表 5 IVPbit 模型的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	已经购房样本	没有购房样本	没有购房样本	
				非农户籍	农业户籍
住房公积金	0.131*** (0.0229)	-0.207*** (0.0457)	0.259*** (0.0271)	0.248*** (0.0559)	0.273*** (0.0310)
人口社会和工作经济特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
流动特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
所在城市宏观经济变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
DHW-WU 检验	10.84 (0.001)	27.42 (0.000)	51.86 (0.000)	12.15 (0.000)	45.93 (0.000)
样本量	30692	8610	22081	4747	17334
一阶段结果					
一阶段 F 值	823.45	281.48	395.57	148.00	184.16
工具变量 t 值	43.83	23.97	36.55	19.38	31.15

注:括号里是稳健标准误;\*表示  $p < 0.05$ , \*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

#### (五) 住房公积金对住房需求影响的异质性分析

以上结果表明,住房公积金对流动人口住房需求有显著的积极影响。但以上结论只反映样本的平均效应,并未考虑流动个体购房意愿的异质性。下面以农业户籍流动人口样本为例,从年龄、技能水平、工资收入水平、流动时间、流动方式(是否家庭化流动)和城市级别六个方面分组,采用 Probit 模型进行估计(边际效应),分析公积金对住房需求的异质性影响。

##### 1. 年龄

表 6 报告的结果显示,住房公积金对 80 后、90 后农业户籍流动人口产生非常显著影响(对 90 后的影响程度最大),而对 70 后和 60 后及以前群体影响的显著性程度相对较低。这表明,住房公积金对 90 后和 80 后这一批“新生代”住房需求起到了更加积极的作用,而对 70 后和 60 后及年龄更大的一代人的住房需求影响相对更低。当前流动人口年轻化趋势加强<sup>[43]</sup>,年轻的农业户籍流动人口普遍缺乏基本的农业生产技术和经验,对自身在城市的发展、未来的生活以及子女的教育等有较高的期望,更希望能够获得与城市户籍人口平等的教育、就医、养老等基本公共服务,因而长期居住意愿更高,购房意愿也更高。这表明,住房公积金对年轻一代的农业户籍流动人口的购房需求发挥了显著积极的作用。

表 6 住房公积金对不同年龄农业户籍流动人口住房需求的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	90 后	80 后	70 后	60 后及以前
住房公积金	0.097*** (0.0120)	0.070*** (0.0121)	0.038* (0.0168)	0.060* (0.0298)
人口社会和工作经济特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
流动特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
所在城市宏观经济变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	5911	6718	3311	1394
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1294	0.1109	0.0939	0.1229
LR 卡方值	792.4611	851.6557	280.4984	119.5599

注:括号里是稳健标准误;\*表示  $p < 0.05$ , \*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

## 2. 技能水平

本文使用受教育水平衡量流动人口技能水平,即受教育水平越高,劳动技能也越高,两者正相关<sup>[44]</sup>。表7报告的是对不同技能水平的分组回归结果,可以看到,住房公积金的影响具有较强的规律性,即劳动技能水平越高,公积金的影响越大,大学及以上打算购房概率是小学及以下的接近6倍;而对小学及以下的农业户籍流动人口的影响甚至不显著。可能的解释是,流动人口当前工作地的经济发展水平一般高于户籍地,特别是北上广深一线大城市和二线城市。模型在控制了工资收入、职业类型和房价等因素后,无论是城市落户政策还是购房政策都有较强的技能偏向性,使高技能流动人口有较高的落户和购房预期,大大降低了低技能流动人口获得城市户口和购房的打算,因此导致住房公积金对高技能流动人口的购房需求的影响更大,即住房公积金制度具有明显的技能偏向性。

表7 住房公积金对不同技能水平农业户籍流动人口住房需求的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	小学及以下	初中	高中	大学及以上
住房公积金	0.016 (0.0291)	0.061*** (0.0113)	0.085*** (0.0139)	0.091*** (0.0176)
人口社会和工作经济特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
流动特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
所在城市宏观经济变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1398	7848	4807	3281
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1317	0.0858	0.0839	0.0683
LR 卡方值	123.2346	572.1937	437.7208	298.0437

注:括号里是稳健标准误;\*表示  $p < 0.05$ , \*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

## 3. 工资收入水平

为分析住房公积金对不同工资收入水平流动人口的异质性影响,本文将农业户籍流动人口的工资收入分成三组:低收入、中等收入和高收入。表8的回归结果显示,相对于高收入农业户籍流动人口,住房公积金更加促进低收入和中等收入农业户籍流动人口的住房需求。这表明,住房公积金缓解了不同收入水平农业户籍流动人口的住房不平等,这一结果与何欣和路晓蒙的研究结论是一致的<sup>[45]</sup>。

表8 住房公积金对不同工资收入水平农业户籍流动人口住房需求的影响

	(1)	(2)	(3)
	低收入	中等收入	高收入
住房公积金	0.075*** (0.011)	0.077*** (0.013)	0.056*** (0.014)
人口社会和工作经济特征变量	Yes	Yes	Yes
流动特征变量	Yes	Yes	Yes
所在城市宏观经济变量	Yes	Yes	Yes
样本量	8248	4598	4488
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1114	0.1573	0.1121
LR 卡方值	917.50	698.58	583.79

注:括号里是稳健标准误;\*表示  $p < 0.05$ , \*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

## 4. 流动时间

表1描述性统计结果表明,有稳定工作的流动人口平均流动时间为5年,且有住房公积金的流动人口平

均流动时间显著高于没有公积金的流动人口,因此,以5年为限将流动时间划分为短期流动和长期流动。表9的回归结果表明,住房公积金对长期流动的农业户籍人口购房意愿的影响小于短期流动的农业户籍人口<sup>①</sup>。结合表2基准回归中的回归结果(流动时间每增加1年,农业户籍流动人口购房概率会显著提高0.9%),可以发现,住房公积金对于长期流动的农业户籍人口的购房意愿发挥的作用有限。可能的解释是,相比短期流动的农业户籍人口,已经有长期工作和生活经历的农业户籍流动人口在当地的的教育、生育、医疗和养老需求不断提高,长期居留意愿和购房意愿随之提高。但是相比住房公积金,在他们是否打算在当地购房的决策中,收入水平、房价等可能才是更加重要的影响因素。

表9 住房公积金对不同流动时间的农业户籍流动人口住房需求的影响

	(1)	(2)
	短期流动(5年以下)	长期流动(5年及以上)
住房公积金	0.079*** (0.0107)	0.060*** (0.0102)
人口社会和工作经济特征变量	Yes	Yes
流动特征变量	Yes	Yes
所在城市宏观经济变量	Yes	Yes
样本量	11329	6005
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1345	0.0944
LR 卡方值	1570.4260	595.7091

注:括号里是稳健标准误;\*表示  $p < 0.05$ , \*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

#### 5.流动方式(是否家庭化流动)

研究住房公积金对家庭化迁移人口住房需求的影响的文献很少。本文将流动方式分为独自流动和与家人一起流动(与配偶和子女一起流动)。表10的回归结果表明,住房公积金对与家人一起流动的农业户籍流动人口购房需求的影响小于独自流动的农业户籍流动人口。对于与家人一起流动的个体,相比住房公积金,可能有其他更重要的因素影响他们在当地的购房决策。

表10 住房公积金对不同流动方式农业户籍流动人口住房需求的影响

	(1)	(2)
	独自流动	与家人一起流动
住房公积金	0.073*** (0.0090)	0.067*** (0.0124)
人口社会和工作经济特征变量	Yes	Yes
流动特征变量	Yes	Yes
所在城市宏观经济变量	Yes	Yes
样本量	9954	7380
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1252	0.1146
LR 卡方值	1231.6793	929.0361

注:括号里是稳健标准误;\*表示  $p < 0.05$ , \*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

#### 6.城市等级

不同等级城市的房价有很大差异,很可能对流动人口的购房意愿和住房消费能力产生重要影响。因此,住房公积金对农业户籍流动人口购房的影响也可能呈现相应的城市地区差异。表11的回归结果显示:从回

<sup>①</sup> 本文尝试采用3年或者4年标准划分,回归结果是类似的,都表明对于长期流动人口的影响较小。

归系数大小来看,住房公积金对二线城市的影响最大,对三线城市、一线城市也有较为显著的影响,但对四线及以下城市的影响不显著。结合 2016 年前后不同等级城市制定的发展政策,可以发现,一线城市为控制人口规模,落户、购房等政策持续收紧,苏州、武汉、重庆等二线城市为吸引人才纷纷放宽户籍和购房政策,因而二线城市相比一线、三线和四线及以下城市更具吸引力,住房公积金发挥的作用也就更大。此外,和一线城市极高的落户和购房门槛以及高房价相比,三线城市尽管竞争力相对较弱,但政府通过降低落户门槛甚至实行“零门槛”落户,吸引流动人口就业,从而三线城市的住房公积金效应大于一线城市。

表 11 住房公积金对不同级别城市住房需求的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	一线城市	二线城市	三线城市	四线及以下城市
住房公积金	0.045*** (0.0105)	0.091*** (0.0114)	0.056** (0.0175)	0.032 (0.0594)
人口社会和工作经济特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
流动特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
所在城市宏观经济变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	5070	7352	4298	613
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1121	0.1189	0.1025	0.1619
LR 卡方值	454.4937	931.2754	506.2394	131.8589

注:括号里是稳健标准误;\*表示 p<0.05,\*\*表示 p<0.01,\*\*\*表示 p<0.001。

#### (六) 影响机制检验

本文进一步探讨住房公积金对流动人口购房需求的影响机制。已有文献表明,长期居住意愿越高的流动人口,购房意愿也越高<sup>[46-47]</sup>。有住房公积金往往意味着有稳定的工作和较高的长期居住意愿,进而在当地购房的意愿和购房需求也相应较高。为验证这一机制,本文采用 Baron 和 Kenny 提出的检验中介效应的逐步法(causal steps approach)<sup>[48]</sup>,以“打算长期居住(5 年及以上)”变量表示长期居住意愿,并将其作为中介变量构建中介效应回归方程,进而估计中介效应和直接效应。由于篇幅限制,本文以流动人口总样本、没有购房流动人口样本和没有购房的农业户籍流动人口样本为例进行说明<sup>①</sup>,回归结果见表 12。总样本中,列(2)显示有住房公积金会使流动人口的长期居住意愿显著提高 4.2 个百分点,比较列(1)和列(3),控制长期居住意愿变量后,住房公积金影响的显著性没变但系数变小,这符合“部分中介效应”的要求<sup>[49]</sup>。

表 12 住房公积金对住房需求的影响机制

	(1)	(2)	(3)
	当地购房意愿	打算长期居住(5 年及以上)	当地购房意愿
总样本			
住房公积金	0.056*** (0.0058)	0.042*** (0.0058)	0.038*** (0.0055)
打算长期居住(5 年及以上)			0.327*** (0.0057)
中介效应			0.311*** (0.0089)
直接效应			0.209*** (0.0280)

① 已经购房流动人口样本和没有购房的非农业户籍流动人口样本的回归结果没有列出,如有需要请向作者索取。

(续表 12)

	(1)	(2)	(3)
	当地购房意愿	打算长期居住(5年及以上)	当地购房意愿
没有购房流动人口样本			
住房公积金	0.072*** (0.0069)	0.034*** (0.0079)	0.051*** (0.0063)
打算长期居住(5年及以上)			0.314*** (0.0050)
中介效应			0.300*** (0.0135)
直接效应			0.280*** 0.0308
没有购房农业户籍流动人口样本			
住房公积金	0.074*** (0.0076)	0.040*** (0.0094)	0.052*** (0.0070)
打算长期居住(5年及以上)			0.282*** (0.0055)
中介效应			0.279*** (0.1403)
直接效应			0.328*** (0.4219)

注:括号里是稳健标准误;\*表示  $p < 0.05$ , \*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

### (七) 稳健性检验

以上分析的是流动人口中“签订劳动合同的雇员”(占比 37%, 共计 5 万人)的行为,“未签订合同的雇员”“雇主”“自营劳动者或其他”没有包括在样本中,它们分别占流动劳动人口的 21%、9%和 34%<sup>①</sup>。为检验估计结果的稳健性,将样本扩大到未签订合同的雇员、非雇员身份(包括本调查数据中的雇主、自营劳动者及其他)的流动人口,运用 Probit 模型和 IVprobit 模型重新进行回归(已控制“就业身份”变量)。如表 13 所示,稳健性检验的结果均支持前文的模型结果,系数符号和显著性大部分都保持高度一致,只是大小不同。总体而言,住房公积金对流动人口购房意愿具有显著的正向效应,其中,对农业户籍流动人口的影响更大。

表 13 稳健性检验结果——样本扩大到所有流动劳动人口

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	已经购房样本	没有购房样本	没有购房样本	
				城镇流动人口	农业户籍流动人口
Probit 模型					
住房公积金	0.067*** (0.0054)	0.034** (0.0103)	0.079*** (0.0063)	0.077*** (0.0140)	0.081*** (0.0073)
样本量	73000	18924	54074	8140	45934
IVProbit 模型					
住房公积金	0.172*** (0.0209)	-0.140*** (0.0399)	0.304*** (0.0254)	0.292*** (0.0519)	0.314*** (0.0296)
DHW-WU 检验	26.76 (0.000)	21.01 (0.000)	86.07 (0.000)	18.93 (0.000)	70.46 (0.000)

① 这部分流动人口持有公积金比例很低:“未签订合同的雇员”有 397 人,占比 1%;“雇主”有 419 人,占比 2%;“自营劳动者或其他”有 719 人,占比 2%。

(续表 13)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	已经购房样本	没有购房样本	没有购房样本	
				城镇流动人口	农业户籍流动人口
样本量	73000	18924	54074	8140	45934
一阶段结果					
一阶段 F 值	1253.15	871.11	550.68	327.81	260.63
工具变量 t 值	51.94	28.89	42.42	21.64	35.85

注:括号里是稳健标准误;\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

## 五、研究结论与政策启示

### (一) 研究结论

本文运用 2016 年流动人口动态监测抽样调查数据和代表性城市的宏观经济指标的匹配数据,研究住房公积金和流动人口购房意愿之间的关系。第一,采用 Probit 模型的基准回归结果表明,住房公积金对满足“劳动关系稳定”的流动人口的住房需求有显著的积极作用,提升该群体购房意愿 5.6~7.3 个百分点。第二,为纠正可能存在的样本选择偏误和内生性问题,采用倾向得分匹配模型、Biprobit 模型和工具变量模型进行检验,回归结果显示,核心解释变量估计系数的方向和显著性与基准回归结果基本一致。第三,针对农业户籍流动人口,进一步分析住房公积金的异质性影响。结果表明:公积金显著提升了“新生代”(80 后和 90 后)、中低收入、劳动技能水平高、二线城市的农业户籍流动人口的购房需求;但对于长期流动、举家迁移的农业户籍流动人口的购房需求,住房公积金的作用却相对较弱。第四,本文还考察了公积金对流动人口购房需求的影响机制。结果表明,住房公积金通过提高流动人口长期居住意愿进而提高住房需求。此外,当把样本量扩大到包括“未签订合同的雇员”“雇主”“自营劳动者或其他”在内的全体流动劳动人口之后,上述研究结论依然稳健。

### (二) 政策启示

#### 1. 加速政策调整,提升市场应变能力

在我国住房制度改革初期,为培育和发展住房市场确立的住房公积金制度为众多城市职工提高住房购买能力、获得自有产权住房、改善住房条件和居住环境提供了政策支持。但是随着城市经济的发展、劳动力人口在城市间流动的加速,外来劳动人口成为许多城市住房市场主要的刚性需求者,但住房公积金政策并未能及时调整政策对象和内容,将提升外来劳动人口住房购买能力作为政策的重心。政策调整的滞后抑制了住房刚性需求的有效释放,因此需要对公积金制度进行改革。

2020 年全国“两会”再次掀起有关住房公积金制度“存废”的大讨论。本文认为,为提升制度的市场应变能力,有必要从解决现实问题出发,积极探讨政策的调整,渐进式地完善制度,而不是替代式的废旧立新。

#### 2. 强化住房公积金的政策性金融地位,推动其向流动劳动人口倾斜

住房公积金制度在创建之初最重要的目的和任务是通过提供优惠的政策性贷款来提高城市职工的住房购买能力,促进住房市场的形成和发展,事实证明这一目的和任务在制度确立之后已很好地实现。但是,一方面,随着住房市场的快速发展,一些城市房价涨势过快,高房价使住房公积金制度的政策性金融地位有所削弱;另一方面随着经济周期的变化,民间企业特别是中小企业的生存压力越来越大,配合政府为员工支付住房公积金的能力和意愿显著下降,很多城市住房公积金的筹资规模也没有随着流动劳动人口的增加而增长。这不仅导致许多流动劳动人口流离在该制度之外,还影响了政策性金融作用的正常发挥。与此同时,随着城市产业结构的调整,灵活就业人口(流动劳动人口是其中的重要组成部分)加速增长,劳动关系不稳定性增加,吸引这类人群缴纳住房公积金的难度越来越大,住房公积金制度在资金筹集和消费支持方面均面临



着新的发展危机。因此,有必要再一次强调住房公积金的政策性金融定位,强化其对流动劳动人口的政策倾斜。这有助于协助制度本身走出困局,并可以通过释放更多刚性的住房需求,引导住房消费实现良性循环。建议通过提高住房公积金可用于政策性贷款的额度或增加可用于政策性贷款的项目,来提升制度的吸引力、增加制度的参与人数、扩大公积金筹资规模。

### 3. 增强政府财政支持力度,提升企业和劳动者的参与积极性

确保公积金政策性金融作用的发挥还需要更强的财政支持。由于中国企业制度不同于完全的市场经济体制国家,因此,在实现住房公积金制度的政策调整中有必要充分考虑国有企事业单位与民营企业在政府财政支持力度上的区别,适度增加政府对民营企业、特别是中小企业承担职工公积金缴费比例的财政支持力度,如将民营企业缴费的一定比例转由财政分担。此外,考虑到目前就业方式的变化,增设非强制性的缴费政策,通过构建多层次的固定缴费金额,为没有稳定劳动关系的流动人口创造参加住房公积金制度的机会,使其分享政策性住房金融带来的益处。

### 4. 增设以功能性改善为目的的住房公积金贷款,促进住房市场更加健康有序发展

公积金贷款主要为消费者提供购房资金的贷款支持,从而提高其购房能力。众所周知,大多数流动人口的住房消费能力相对较弱,而且根据发达市场经济国家住房市场的发展经验和国外住房市场研究中的住房过滤模型可以了解到<sup>[50]</sup>,住房消费能力较弱的群体,一般更多会选择购买二手房等价格相对低廉的房屋,其中有些房屋存在基础功能弱、质量差等问题。因此,为促进我国住房市场健康有序的发展,住房公积金政策有必要在满足这类人群购房消费的同时,提供用于改善和提升住房功能和质量的改善性贷款支持。各地政府可根据当地经济社会的发展需要确定基本的住房功能要求,并按规定在购房的同时提供修缮类资金的贷款支持。

### 5. 增强住房公积金个人储蓄功能的发挥,保障低收入者基本的住房消费支出

我国的住房公积金制度除了具有政策性住房金融的功能,还具有个人住房储蓄的功能。流动人口更多选择以租赁方式解决住房需求。收入较低的人群一旦失业,就面临房屋租金等住房消费支出方面的困难。2020年初的“新冠”疫情,一定程度上影响了企业的生产,并波及低收入流动人口的生活。为此,从保障低收入人群居住权利的角度出发,有必要使住房公积金个人储蓄功能进一步发挥,支持低收入者支付与住房消费有关的租金、物业管理费、水电费等基本支出。

附表 1 倾向得分匹配中平衡条件的主要结果:实验组和对照组关键变量对比

变量名	倾向匹配之前				倾向匹配之后				%误差减少
	实验组	控制组	t	P> t	实验组	控制组	t	P> t	
男性	0.558	0.546	1.24	0.215	0.558	0.559	-0.09	0.931	91.2
年龄=80后	0.460	0.370	9.81	0.000	0.460	0.461	-0.10	0.918	98.6
年龄=70后	0.143	0.202	-7.84	0.000	0.144	0.148	-0.57	0.571	91.8
年龄=60后	0.027	0.092	-12.81	0.000	0.027	0.028	-0.38	0.706	97.7
少数民族	0.042	0.059	-3.78	0.000	0.043	0.045	-0.60	0.550	82.1
已婚	0.683	0.696	-1.54	0.124	0.683	0.698	-1.35	0.177	-11.4
受教育水平=初中	0.269	0.499	-24.71	0.000	0.269	0.270	-0.10	0.921	99.5
受教育水平=高中	0.298	0.272	3.07	0.002	0.299	0.295	0.33	0.744	86.3
受教育水平=大学及以上	0.403	0.135	37.54	0.000	0.403	0.405	-0.14	0.888	99.4
职业类型=专业技术人员	0.237	0.091	24.00	0.000	0.237	0.242	-0.50	0.617	96.5
职业类型=公务员	0.072	0.017	17.5	0.000	0.071	0.077	-0.91	0.361	89.5
收入(工资月收入,对数形式)	8.281	8.068	25.17	0.000	8.280	8.261	1.70	0.089	91.0
流动范围=省内跨市	0.334	0.346	-1.39	0.164	0.334	0.343	-0.82	0.410	25.3
流动范围=跨省	0.617	0.578	4.11	0.000	0.617	0.609	0.68	0.495	79.2

(附表 1)

变量名	倾向匹配之前				倾向匹配之后				%误差减少
	实验组	控制组	t	P> t	实验组	控制组	t	P> t	
本次流动时间(年)	4.603	4.324	3.08	0.002	4.595	4.692	-0.85	0.393	64.9
与家人一起流动	0.345	0.446	-10.75	0.000	0.345	0.374	-2.53	0.011	71.0
所在城市商品住宅价格(千元/平方米,对数形式)	2.723	2.503	18.55	0.000	2.723	2.720	0.21	0.835	98.5
所在城市人均 GDP(元,对数形式)	11.541	11.423	13.90	0.000	11.541	11.531	1.09	0.275	91.4
所在城市第三产业占 GDP 比重%(对数形式)	0.599	0.572	12.43	0.000	0.599	0.598	0.45	0.652	95.3
所在城市综合落户门槛指数	1.723	1.451	16.18	0.000	1.722	1.708	0.65	0.519	94.9

附表 2 倾向得分匹配中平衡条件的整体检验

样本	伪 R <sup>2</sup>	LR 卡方	P>卡方	均值偏差	中位数偏差
未匹配时	0.138	2390.18	0.000	23.5	23.8
匹配后	0.002	17.64	0.672	1.7	1.4

## 参考文献:

- [1][43] 国家卫生健康委员会.中国流动人口发展报告 2018[M].北京:中国人口出版社,2018.
- [2] Sweeney J L.Quality, Commodity Hierarchies, and Housing Markets[J].Econometrica,1974,42(1):147-167.
- [3][41] 周京奎.收入不确定性、公积金约束与住房消费福利——基于中国城市住户调查数据的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2015(9):95-127.
- [4] Tang M, Coulson N E.The Impact of China's Housing Provident Fund on Homeownership, Housing Consumption and Housing Investment[J].Regional Science and Urban Economics,2016,63:25-37.
- [5] 陈峰,张妍.住房公积金到底支持谁购房?——住房公积金制度存续的微观证据[J].财政研究,2018(9):93-104.
- [6] Chen Chun, Feng Changchun, Wu Zhigang.China's Housing Provident Fund: Inequitable and Inefficient[C]//CRIOCM 2006 International Symposium on Advancement of Construction Management and Real Estate,2006.
- [7] 肖作平,尹林辉.我国个人住房消费影响因素研究:理论与证据[J].经济研究,2014(S1):66-76.
- [8] 顾澄龙,周应恒,严斌剑.住房公积金制度、房价与住房福利[J].经济学(季刊),2016(1):109-124.
- [9][17][19][33][42][45][49] 何欣,路晓蒙.公积金制度加剧了中国住房不平等吗?[J].社会保障研究,2019(2):69-82.
- [10] 王桂新,胡健.城市农民工社会保障与市民化意愿[J].人口学刊,2015(6):45-55.
- [11][20][36] 祝仲坤.住房公积金与新生代农民工留城意愿——基于流动人口动态监测调查的实证分析[J].中国农村经济,2017(12):33-48.
- [12][30][38] 刘一伟.住房公积金与农民工定居城市的关联度[J].重庆社会科学,2017(1):45-53.
- [13][18][27][31][39][47] 汪润泉,刘一伟.住房公积金能留住进城流动人口吗?——基于户籍差异视角的比较分析[J].人口与经济,2017(1):22-34.
- [14] 刘卫民,邓郁松.完善流动人口住房公积金政策的建议[EB/OL].[2012-10-18] <http://www.drc.gov.cn/xscg/20121018/182-224-2860144.htm>.
- [15][32][40] 李君甫,孙嫣源.住房公积金制度对流动人口购房的影响——基于国家卫计委 2013 年流动人口动态监测数据的研究[J].公共行政评论,2018(2):62-72.
- [16] 王先柱,王敏,吴义东.住房公积金支持农民工住房消费的区域差异性研究[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),2018(2):148-158.
- [21][22] 中国经济与社会发展统计数据库[DB/OL].[2019-12-28].<http://tongji.cnki.net/kns55/Dig/dig.aspx>.

- [23] 国泰安数据中心[DB/OL].[2019-12-28].<http://cndata1.csmar.com/SingleTable>.
- [24][44] 魏东霞, 谌新民. 落户门槛、技能偏向与儿童留守——基于2014年全国流动人口监测数据的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2018(1): 549-578.
- [25] 夏怡然, 陆铭. 城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J]. 管理世界, 2015(10): 78-90.
- [26] 吴开亚, 张力, 陈筱. 户籍改革进程的障碍: 基于城市落户门槛的分析[J]. 中国人口科学, 2010(1): 66-74.
- [28] 祝仲坤. 就业境况、社会互动与农民工住房公积金缴存[J]. 财贸研究, 2018(9): 55-65.
- [29] Rosenbaum P, Rubin D. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects [J]. *Biometrika*, 1983(1): 41-55.
- [34] Greene W H. *Econometric Analysis* [M]. New Jersey: Prentice Hall, 2011.
- [35] Sajaia Z. Maximum Likelihood Estimation of a Bivariate Ordered Probit Model; Implementation and Monte Carlo Simulations [J]. *The Stata Journal*, 2008, 8(2): 1-18.
- [37] 陈昊, 吕越. 官员家庭抑制子女创业之谜: 基于教育筛选的解释[J]. 财经研究, 2017(10): 67-82.
- [46] 王玉君. 农民工城市定居意愿研究——基于十二个城市问卷调查的实证分析[J]. 人口研究, 2013(4): 19-32.
- [48] Baron R M, Kenny D A. The Moderator - mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [50] 李晶. 英国劳动力移民的住房政策及启示[J]. 国际城市规划, 2010(5): 103-107.

## Study on Housing Provident Fund System and Housing Demand of Internal Migrants —Evidence from 2016 Internal Migrant Dynamic Monitoring Survey

CHAI Huamin LI Jing

**Abstract:** Based on data from the 2016 Internal Migrant Dynamic Monitoring Survey and matching data of relevant urban macroeconomic indicators, this paper adopts Probit model to study the impact of housing provident fund on housing demand of internal migrants with job-contract. The study has found that having housing provident fund has significantly increased the housing demand of internal migrants with job-contract, which especially significantly increase the housing demand of migrants with agricultural household registration born in 1980s and 1990s, with high level of labor skills or low and middle-income, working in secondary cities, but has a weak impact on long-term and whole family migrants with agricultural household registration. Further research shows that having housing provident fund promotes housing demand by increasing long-term residence intention. Therefore this paper puts forward some policy suggestions such as accelerating the policy adjustment of housing provident fund, strengthening policy-based financial status of housing provident fund, strengthening fiscal support from the government, setting up a new housing provident fund loan for functional improvement, enhancing the function of personal savings of housing provident fund.

**Key words:** housing provident fund, internal migrants, housing demand, long-term residence intention, endogenous

(责任编辑:H)