

# 农村居民城镇化如何影响家庭储蓄率\*

张 诚<sup>1</sup> 翁希演<sup>1</sup> 尹志超<sup>2</sup>

**摘要:** 本文基于世代交叠模型,在理论上分析了农村居民城镇化对家庭储蓄率的影响,并运用2014年、2016年和2018年中国家庭追踪调查数据,分析了农村居民城镇化对家庭储蓄率的影响及其作用机制。研究表明,农村居民由农村户籍转为城镇户籍的户籍身份转换显著提升了家庭储蓄率水平。机制分析表明,户籍身份在转换提高家庭总收入的同时,并未提高常规型消费水平。原因是户籍身份转换家庭为追求相对社会地位而产生物质渴求动机,在面临流动性约束时推迟了当前消费,从而提高了家庭储蓄率。此外,户籍身份转换后子女教育等支出和收入不确定性引致的预防性储蓄动机,也是家庭高储蓄率的原因之一。异质性分析表明,对于低收入、低财富、低户主年龄和高负债家庭而言,家庭成员发生户籍身份转换对其家庭储蓄率的影响更加显著。本文研究是对中国家庭高储蓄率之谜解释的有益补充,以期对制定扩大内需政策提供参考。

**关键词:** 城镇化 户籍身份转换 预防性储蓄 家庭储蓄率

**中图分类号:** F063.4 **文献标识码:** A

## 一、引言

刺激消费、扩大内需无疑是中国当前和未来经济发展的重点。消费、投资与出口被称为拉动经济增长的三驾马车,但对经济增长的贡献却不一致。在中美贸易摩擦与投资放缓的背景下,投资与出口占国内生产总值的比重逐渐下降,最终消费对经济增长的贡献率逐年上升。2021年,最终消费对国内生产总值的贡献率为54.5%,但家庭消费率仅为38.5%<sup>①</sup>,低于经济合作与发展组织成员国的平均水平58.6%<sup>②</sup>。在人均可支配收入增速超过家庭消费率增速背景下,中国家庭储蓄率持续攀升。家庭储蓄率从2000年的28%上升至2010年的39%(甘犁等,2018),尽管近10年有所下降,但仍在35%左右<sup>③</sup>。

\*本研究得到国家自然科学基金项目“共同富裕背景下家庭负债行为及对经济不平等的影响研究”(编号:72203136)和汕头大学科研启动经费项目“中国家庭负债行为研究”(编号:STF21003)的资助。本文通讯作者:翁希演。

<sup>①</sup>资料来源:《中国统计年鉴2022》, <http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2022/indexch.htm>。

<sup>②</sup>资料来源:经济合作与发展组织数据库, <https://data.oecd.org/hha/household-spending.htm>。

<sup>③</sup>资料来源:经济合作与发展组织数据库, <https://data.oecd.org/hha/household-savings.htm>。

高储蓄率为投资提供资本积累，但随着资本回报率递减，高储蓄率通过投资拉动经济的能力将会逐渐减弱（万广华等，2022）。在出口下降的背景下，扩大内需成为构建以国内大循环为主体的新发展格局的重要战略。“十二五”规划和“十三五”规划均提出，以扩大内需作为战略基点；党的二十大报告和“十四五”规划强调，着力扩大内需，增强消费对带动经济发展的基础性作用，形成以国内大循环为主体的新发展格局，加快培育完整的内需体系，进一步凸显消费拉动经济增长对新发展阶段的重要性<sup>①</sup>。中国目前面临内需对经济增长的贡献有待提升，消费升级面临的困难增多等问题，政府需要进一步培育完整内需体系，形成强大的国内市场<sup>②</sup>。因此，现阶段厘清家庭高储蓄率、低消费问题，对扩大内需、促进经济结构转型、推进高质量发展具有重要现实意义。

尽管已有学者讨论了中国家庭高储蓄率之谜，但现有研究难以解释中国家庭储蓄率持续攀升的原因。其一，生命周期理论预测，储蓄率随着劳动年龄人口占总人口比重上升而上升。中国人口结构“少子化”“老龄化”趋势愈发严重，家庭储蓄率反而呈上升趋势（Modigliani and Cao, 2004）。其二，根据竞争性储蓄动机理论，若家庭中存在未婚男性后代，家庭为提高男性后代在婚姻市场上的竞争力，在面对日益增长的婚姻市场压力时，倾向于增加储蓄用于购房支出（Wei and Zhang, 2011）。但该理论难以解释主要由城镇家庭推动的高储蓄率（甘犁等，2018）。其三，也有学者从文化与消费习惯出发，认为当期储蓄行为受到前期消费习惯的影响（Carroll et al., 2000）。例如儒家文化等传统文化对家庭风险规避、风险共担等观念造成影响，从而影响家庭储蓄决策，但文化与消费习惯对家庭储蓄率的作用仅能解释家庭储蓄率的区域间差异，也难以解释为何近20年中国家庭储蓄率处于较高水平。

中国家庭储蓄行为在城乡结构方面存在异质性，本文尝试从农村居民城镇化视角，解释中国家庭高储蓄率之谜。从流量上看，中国家庭储蓄率持续攀升主要由城镇家庭推动（甘犁等，2018）。根据中国家庭追踪调查数据，2012—2018年中国城镇家庭储蓄率上涨6个百分点，而农村地区储蓄率则基本不变<sup>③</sup>。从存量上看，居民储蓄来源以城镇居民储蓄为主。在考虑了可支配收入与储蓄率差异后，中国城镇居民储蓄额占总储蓄额的75%（陈斌开和杨汝岱，2013）。因此，讨论城镇居民储蓄率的变化是探究中国家庭高储蓄率之谜的关键。在过去的20年间，中国人口城镇化率由39%提升至65%<sup>④</sup>，与城镇储蓄率处于同步上升趋势。这表明，进城落户的居民可能没有因可支配收入提升而释放消费需

<sup>①</sup>参见《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要（全文）》（[https://www.gov.cn/2011lh/content\\_1825838.htm](https://www.gov.cn/2011lh/content_1825838.htm)）、《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》（[https://www.gov.cn/xinwen/2016-03/17/content\\_5054992.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2016-03/17/content_5054992.htm)）、《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》（北京：人民出版社，第31页）和《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》（[https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content\\_5592681.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm)）。

<sup>②</sup>参见《中共中央 国务院印发〈扩大内需战略规划纲要（2022—2035年）〉》，[https://www.gov.cn/xinwen/2022-12/14/content\\_5732067.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2022-12/14/content_5732067.htm)。

<sup>③</sup>资料来源：中国家庭追踪调查，<http://www.iss.pku.edu.cn/cfps/>。

<sup>④</sup>资料来源：国家统计局，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0301&sj=2021>。

求，反而将收入增量转换为储蓄，导致储蓄率不断攀升。

已有学者讨论了城镇化对家庭储蓄率的影响，但研究结论不一。一方面，有文献发现城镇化通过经济增长、经济结构与通货膨胀，对储蓄率产生负向影响，且对东部地区家庭储蓄率的影响大于中西部地区（傅程远和陈蕾，2017）；另一方面，也有文献基于代际核算体系认为，城镇化率对国民储蓄率的影响较小（蒋云赞，2009）。上述文献大多从常住人口城镇化的视角进行讨论，没有考虑户籍制度这一位于城镇居民与农村居民之间的“玻璃幕墙”对个体或家庭经济行为的影响（陆铭，2011；赵奉军，2016）。有学者探究了户籍制度约束下不同个体的储蓄行为，结果发现，出于预防性储蓄动机，农民工群体相对于其他户籍类型居民具有更高的储蓄率，这能够解释中国55%的储蓄率上升（冯明，2017）。关于户籍身份对家庭储蓄影响的研究大多基于截面数据进行分析，即直接比较有“农转非”经历人群同其他人群的储蓄率差异，忽视了户籍身份转换动态过程对消费结构、预防性储蓄动机等因素的影响，从而难以较好地解释农村居民城镇化如何影响家庭储蓄率。

本文基于户籍身份转换这一动态视角，探究农村居民城镇化与中国高储蓄率的因果关系，并讨论二者之间潜在的影响机制。相比于现有文献，本文的特色之处在于：第一，研究视角新颖。目前对中国家庭高储蓄率的研究主要基于区域差异进行讨论，如仅从文化、性别比例等角度探究储蓄率变化的原因。本文拟从户籍身份转换视角出发，研究农村居民进城对中国家庭储蓄率的影响，探究同步上升的城镇化率与家庭储蓄率之间是否存在因果关系，这可能是对现有中国家庭高储蓄率之谜相关研究的有益补充。第二，机制探讨比较全面。本文从理论与实证两方面，对户籍身份转换影响家庭储蓄率的影响及其作用机制开展研究。理论分析部分，本文通过引入利他主义动机的三期世代交叠模型，初步探究农村居民户籍身份转换对家庭储蓄率的影响。实证检验部分，本文基于理论分析，使用中国家庭追踪调查数据，探讨物质渴求动机与预防性储蓄动机对家庭消费决策与储蓄决策的影响，以探究家庭储蓄率上升的原因。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）理论分析

农村居民城镇化可能通过直接效应和间接效应对家庭储蓄率产生影响。直接效应表现为：从收入上看，已有研究发现，获得城镇户籍对原农村户籍人口的收入具有正向影响（杨金龙，2018），因而个体可能在预期户籍转换带来正向收益时，才会选择进城落户。从消费上看，家庭消费行为受到消费习惯影响（Carroll et al., 2000），因此户籍转换后，家庭短期内日常需求品的消费倾向可能不变。但是，进城农民具有炫耀型消费动机（马小勇和苏云飞，2017），他们在获得城镇户籍身份后，由于收入水平上升与显示社会经济地位的需要，炫耀型消费可能增加。若家庭获得城镇户籍后消费增量超过收入增量，则家庭储蓄率降低；反之家庭储蓄率升高。此外，农村居民城镇化还可能通过社会保障体系间接影响家庭储蓄率。间接效应表现为：根据缓冲存货模型（Carroll et al., 2000），由于获得城镇户籍后能够获得更完善的社会保障服务，如教育、医疗等，户籍转换家庭预期到收入波动造成的福利损失程度下降，从而可能会降低储蓄率。

随着城镇化推进,进城落户家庭数量逐渐增加,城镇地区消费需求增加,储蓄率可能下降。但现实情况是,储蓄率与城镇化率同步提升,进城落户家庭没有受到“收入效应”影响而释放消费需求。这可能与进城落户群体的消费决策相关。一方面,已有研究发现,进城落户家庭出于物质渴求<sup>①</sup>,具有炫耀型消费动机,继而提高炫耀型消费支出(马小勇和苏云飞,2017)。其原因在于,进城落户家庭由于外部环境改变而提高炫耀型消费支出。而且,进城落户家庭为维持社会网络可能会提高相关支出,而炫耀型支出对于强化社交网络的效用较为明显(汪丽萍,2013)。如购置车辆等耐用消费品属于大额支出,当面对可预期的大额支出时,家庭可以选择负债平滑消费,达到提前消费目的,也可以通过增加储蓄推迟当前的消费。但进城落户家庭由于自有财富不足或收入不稳定,往往面临信贷约束(甘犁等,2018),因而在无法使用负债提前消费时,则提高储蓄率以推迟物质渴求引致的消费需求。

另一方面,尽管主动进城落户的农民属于潜在能力较强的群体(杨金龙,2018),但他们相比于城市本地居民,可能在人力资本水平与劳动技能上仍存在差异,导致他们在城镇劳动力市场上处于劣势地位,造成收入不确定性。此外,进城落户家庭为了获得更好的子女教育或医疗资源,需要为此承担更高的生活成本,这加剧了支出不确定性(钱文荣和李宝值,2013;文洪星和韩青,2018)。已有研究表明,收入不确定性与支出不确定性均会提高家庭的预防性储蓄动机(Chamon and Prasad, 2010)。因此,获得城镇户籍的家庭,可能由于收入波动、子女教育或医疗支出的不确定性而产生预防性储蓄动机,造成储蓄率上升。

## (二) 引入子女教育和赡养父母支出的模型

为讨论农村居民户籍转换对家庭储蓄率的影响,本文参考已有的家庭储蓄决策相关研究(甘犁等,2018;尹志超和张诚,2019),构建一个两期世代交叠模型(overlapping generation model,简称OLG)。为简化分析,本文假定经济体中其他部门对于家庭决策属于外生冲击。个体储蓄为家庭储蓄的一部分,个体储蓄决策将影响家庭储蓄率。本文通过比较户籍转换个体与非户籍转换个体的储蓄率来讨论农村居民户籍身份转换对其家庭储蓄率的影响。参考柳清瑞和刘淑娜(2020)的研究,本文设定代表性个体会赠予其他家庭成员货币,包括子女教育与赡养父母等支出。

本文做出如下假设:①代表性个体存活两期,个体在第一期拥有农村户籍,并在第二期决定是否将户籍迁移至城镇,迁移概率为 $p$ 。为简化模型, $p$ 的取值为0或1。②个体在两期的消费分别为 $C_1$ 和 $C_2$ ,收入分别为 $w_1$ 和 $w_2$ 。若个体将户籍迁移至城镇,则获得 $gw_2$ 额外工资回报,同时支付 $\tau_2 w_2$ 的成本,包括支出与收入不确定性引致的损失,以及对其他家庭成员货币赠予的变化。③个体在第一期储蓄为 $s_1$ ,与家庭总储蓄 $S_1$ 的关系为 $S_1 = \theta s_1$ ,  $0 \leq \theta \leq 1$ 。④市场利率为 $r$ ,  $0 < r < 1$ ,不考虑通货膨胀带来的实际利率变化。⑤由于不考虑实际利率变化对储蓄决策的影响,本文设定个体的效用函数为对数效用函数形式,效用的贴现因子为 $\beta$ 。

不考虑利他主义动机,个体在两期消费间决定效用最大化,效用函数为:

<sup>①</sup>物质渴求用以衡量家庭对于社会经济地位的追求,主要受到过去的收入或消费水平与相对收入的影响。

$$U = \ln C_1 + \beta \ln C_2 \quad (1)$$

(1) 式中:  $U$  表示个体的效用水平,  $C_1$  表示个体在第一期的消费,  $\beta$  为第二期效用的贴现因子,  $C_2$  表示个体在第二期的消费。个体面临如下预算约束:

$$(1+r)C_1 + C_2 = [1 + p(g - \tau_2)]w_2 + (1+r)w_1 \quad (2)$$

(2) 式中:  $r$  为利率水平,  $p$  表示迁移概率,  $g$  为收入的变化幅度,  $\tau_2$  为户籍转换后个体在第二期需支付的成本,  $w_2$  为第二期的工资水平,  $w_1$  为第一期的工资水平, 其他符号含义与 (1) 式中一致。根据效用函数与预算约束方程, 本文构造拉格朗日函数:

$$L = \ln C_1 + \beta \ln C_2 + \lambda \{ [1 + p(g - \tau_2)]w_2 + (1+r)(w_1 - C_1) - C_2 \} \quad (3)$$

(3) 式中:  $\lambda$  为影子价格, 其他符号含义与 (1) 式、(2) 式中一致。因此, 在最优跨期消费决策下, 个体储蓄为:

$$s_1 = \frac{\beta(1+r)w_1 - [1 + p(g - \tau_2)]w_2}{(1+r)(1+\beta)} \quad (4)$$

(4) 式中:  $s_1$  为个体储蓄, 其他符号含义与 (3) 式一致。(4) 式表示个体储蓄决策的影响因素可以分为两个部分: 一是第一期可支配收入, 该值越高, 个体储蓄越高; 二是第二期的可支配收入, 该值越高, 个体储蓄越低。进一步地, 个体储蓄可表示为:

$$s_1' = \frac{\beta(1+r)w_1 - w_2}{(1+r)(1+\beta)} \quad (5)$$

$$s_1'' = \frac{\beta(1+r)w_1 - (1+g-\tau_2)w_2}{(1+r)(1+\beta)} \quad (6)$$

(5) 式和 (6) 式中:  $s_1'$  为代表性个体在第二期户籍不变时的个体储蓄,  $s_1''$  为该个体在第二期发生户籍转换时的个体储蓄, 其他符号含义与 (4) 式中一致。户籍转换与非户籍转换个体的储蓄差异为:

$$\Delta s = s_1'' - s_1' = \frac{(\tau_2 - g)w_2}{(1+r)(1+\beta)} \quad (7)$$

(7) 式中:  $\Delta s$  表示户籍转换与非户籍转换个体储蓄的差异, 其他符号含义与 (4) 式、(5) 式与 (6) 式中一致。由于  $w_2$ 、 $r$  和  $\beta$  均为正值, 则  $\Delta s$  的正负由  $(\tau_2 - g)$  的大小决定。首先, 考虑到进城落户后, 家中其他家庭成员生活成本可能上升, 因此可能增加对家中其他成员的货币赠予。而劳动力市场上的信息不对称导致的摩擦性失业, 也可能使  $g$  在短期内的变化较小, 或收入波动导致  $\tau_2$  上升。当户籍转换带来的成本大于可支配收入的增长即  $(\tau_2 - g) > 0$  时,  $\Delta s > 0$ , 则个体与家庭的储蓄率上升。其次, 若个体进城落户的主要目的并非寻求更高收入, 而是为子女或其他家庭成员寻求更好的教育或医疗资源, 户籍转换个体收入可能不变, 而进城落户成本增加, 从而使个体储蓄率上升。最

后, 根据缓冲存货模型 (Carroll et al., 2000), 户籍转换的个体预期到城镇社会保障水平相对较高, 收入冲击造成的福利损失程度减少, 即当  $(\tau_2 - g) < 0$ 、 $\Delta s < 0$  时, 个体储蓄率下降。据此, 本文提出研究假说 H1。

H1: 农村居民城镇化使得个体储蓄率上升, 从而家庭储蓄率增加。

### (三) 引入预防性储蓄动机和物质渴求动机的模型

本文进一步将代表性个体户籍转换决策后的时期进行划分, 将二期 OLG 模型扩展至三期, 并引入物质渴求动机、利他主义动机与预防性储蓄动机来讨论农村居民城镇化如何影响家庭储蓄率。一方面, 代表性个体可能面临流动性约束 (甘犁等, 2018), 具有物质渴求动机, 从而推迟当期消费并提高储蓄率, 以满足未来消费需求, 则当期消费的效用将下降, 而未来期消费的效用将增加。另一方面, 个体具有利他主义动机 (柳清瑞和刘淑娜, 2020), 可能会为家庭其他成员消费, 并赠予其他家庭成员货币。该赠予可能影响户籍转换代表性个体的预防性储蓄动机, 从而影响储蓄决策。在考虑跨期消费与为家庭其他成员的消费后, 个体效用为:

$$U = \ln C_1 + \beta(1-\varphi)\ln C_2 + \beta^2\varphi\ln C_3 + \eta(\ln H_1 + \gamma\ln H_2 + \gamma^2\ln H_3) \quad (8)$$

(8) 式中:  $U$  为个体效用,  $\varphi$  为个体物质渴求动机,  $C_3$  表示个体在第三期的消费,  $\eta$  为个体利他主义动机,  $\gamma$  衡量为其他家庭成员消费的贴现率,  $H_1$ 、 $H_2$  和  $H_3$  分别表示个体在第一期、第二期和第三期为其他家庭成员的消费, 其他符号含义与 (1) 式一致。个体三期的消费决策面临的预算约束为:

$$C_1 + H_1 + \frac{C_2 + H_2}{1+r} + \frac{C_3 + H_3}{(1+r)^2} = (1-\tau_1)w_1 + \frac{[1+p(g-\tau_2)]w_2}{1+r} + \frac{[1+p(g-\tau_3)]w_3}{(1+r)^2} \quad (9)$$

(9) 式中:  $\tau_1$  衡量个体在第一期所支付的成本, 包含对其他家庭成员的货币赠予,  $\tau_3$  衡量将户籍迁移至城镇后, 在第三期所支付的成本,  $w_3$  表示个体在第三期的收入, 其他符号含义与 (2) 式、(8) 式一致。求解个体预算约束下的效用最大化, 解得  $C_1$  以及各期消费与  $C_1$  的关系:

$$C_1 = \frac{C_2}{\beta(1-\varphi)(1+r)} = \frac{C_3}{\beta^2\varphi(1+r)^2} = \frac{H_1}{\eta} = \frac{H_2}{\eta\gamma(1+r)} = \frac{H_3}{\eta\gamma^2(1+r)^2} \quad (10)$$

(10) 式中的符号含义与 (2) 式、(8) 式一致。解得  $C_1$  为:

$$C_1 = \frac{[1+p(g-\tau_3)]w_3 + (1+r)[1+p(g-\tau_2)]w_2 + (1+r)^2(1-\tau_1)w_1}{(1+r)^2(1+\beta+\eta+\beta^2\varphi-\beta\varphi+\eta\gamma+\eta\gamma^2)} \quad (11)$$

$$= \frac{W(w_i, \tau_i, p, g, r)}{(1+r)^2 V(\beta, \eta, \varphi, \gamma)}$$

(11) 式中:  $W(w_t, \tau_t, p, g, r)$  为由  $w_t$ 、 $\tau_t$ 、 $p$ 、 $g$ 、 $r$  构成的多项式, 其中,  $t$  分别表示第一期至第三期,  $t \in [1, 3]$ ;  $V(\beta, \eta, \varphi, \gamma)$  为由  $\beta$ 、 $\eta$ 、 $\varphi$ 、 $\gamma$  构成的多项式; 其他符号含义与 (8) 式、(9) 式一致。进一步地, 可以获得第一期的储蓄  $s_1$  和第二期的储蓄  $s_2$ :

$$s_1 = (1 - \tau_1)w_1 - \frac{(1 + \eta)W(w_t, \tau_t, p, g, r)}{(1 + r)^2 V(\beta, \eta, \varphi, \gamma)} \quad (12)$$

$$s_2 = [1 + p(g - \tau_2)]w_2 + (1 + r)(1 - \tau_1)w_1 - \frac{W(w_t, \tau_t, p, g, r)(1 + \beta + \eta - \beta\varphi + \eta\gamma)}{(1 + r)V(\beta, \eta, \varphi, \gamma)} \quad (13)$$

(12) 式与 (13) 式中的符号含义与 (8) 式、(9) 式和 (11) 式一致。为讨论物质渴求动机对储蓄率的影响, 将  $s_2$  对  $\varphi$  求偏导, 可得:

$$\frac{\partial s_2}{\partial \varphi} = \frac{W(w_t, \tau_t, p, g, r)}{(1 + r)} \cdot \frac{\beta^3 + \beta^2(1 + \eta + \eta\gamma) + \beta\eta\gamma^2}{V^2(\beta, \eta, \varphi, \gamma)} > 0 \quad (14)$$

(14) 式中的符号含义与 (8) 式和 (11) 式一致。当个体物质渴求动机提高, 且面临流动性约束而无法提前消费时, 该个体在短期内会提高储蓄率。户籍转换个体不断增加将使得储蓄率上升。随着城镇化推进, 储蓄率会不断上升。据此, 本文提出研究假说 H2。

H2: 农村居民城镇化提高了个体物质渴求动机, 导致家庭储蓄率上升。

接下来, 本文考察农村居民城镇化进程中, 预防性储蓄动机导致储蓄率的变化。将  $s_1$  对户籍转换导致未来可能承担的额外成本  $\tau_2$  与  $\tau_3$  求偏导可得:

$$\frac{\partial s_1}{\partial \tau_2} = \frac{(1 + \eta)pw_2}{(1 + r)V(\beta, \eta, \varphi, \gamma)} > 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial s_1}{\partial \tau_3} = \frac{(1 + \eta)pw_3}{(1 + r)^2 V(\beta, \eta, \varphi, \gamma)} > 0 \quad (16)$$

(15) 式、(16) 式中的符号含义与 (8) 式、(9) 式和 (11) 式一致。将  $s_2$  对  $\tau_3$  求偏导可得:

$$\frac{\partial s_2}{\partial \tau_3} = \frac{(1 + \beta + \eta - \beta\varphi + \eta\gamma)pw_3}{(1 + r)V(\beta, \eta, \varphi, \gamma)} > 0 \quad (17)$$

(17) 式中的符号含义与 (8) 式、(9) 式、(11) 式一致。当该代表性个体户籍转换后 ( $p=1$ ), 若预期到进城落户将导致未来教育成本升高、收入不确定性增大或其他成本增加, 使收支发生更大波动, 导致可支配收入下降时, 个体将提高储蓄率, 从而导致家庭储蓄率上升。据此, 本文提出研究假

说 H3。

H3: 农村居民城镇化提高了个体预防性储蓄动机, 导致家庭储蓄率上升。

根据以上分析, 农村居民城镇化对家庭储蓄率的影响机制如图 1 所示。

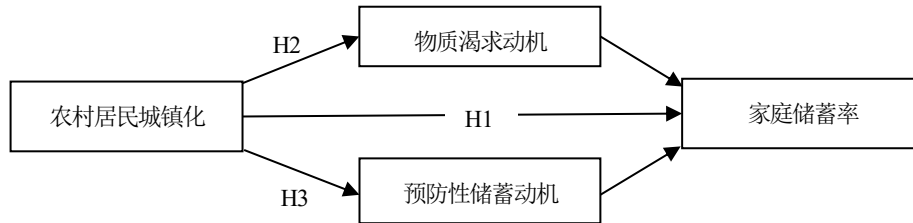


图 1 农村居民城镇化对家庭储蓄率的影响机制

### 三、数据来源与研究设计

#### (一) 数据来源

本文使用的数据来源于北京大学社会科学调查中心开展的中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, 简称 CFPS) 数据库。CFPS 在 2010—2020 年共开展了 6 轮调查, 跟踪收集了家庭的消费、收入与户籍等数据, 反映了家庭经济决策与人口流动情况。CFPS 每个子样本使用三阶段分层抽样得到, 数据覆盖了中国 25 个省份, 具有全国代表性。考虑到 2010 年与 2012 年的调查相对于 2014 年、2016 年和 2018 年的调查存在家庭消费与收入统计项目不一致的问题, 而 2020 年家庭经济库数据尚未公布, 无法进行匹配, 本文使用 2014 年、2016 年和 2018 年的数据作为研究样本。在剔除了仅有单次访问记录与存在变量缺失值的样本后, 本文总共获得 6348 户家庭的 16032 个观测值, 为非平衡面板数据。

#### (二) 变量设定

1. 被解释变量: 家庭储蓄率。由于家庭医疗支出与教育支出具有较强刚性, 本文参照尹志超和张诚 (2019) 的做法, 使用家庭总收入减去常规型消费之差与家庭总收入的比值作为储蓄率。家庭总收入为家庭过去一年工资性收入、经营性收入、财产性收入与其他收入之和, 常规型消费即家庭过去一年家庭总消费剔除医疗支出与教育支出的部分。本文将储蓄率的上限调整至 1, 下限调整至-2。常规储蓄率的表达式如下:

$$savings_1 = \frac{income - (consume - med - edu)}{income} \quad (18)$$

(18) 式中:  $savings_1$  表示常规储蓄率,  $income$  表示家庭总收入,  $consume$  表示家庭总消费,  $med$  表示医疗支出,  $edu$  表示教育支出。

此外, 本文参照吴卫星等 (2021) 的做法构造调整后储蓄率。当家庭总收入与常规型消费之差大于 0 时, 储蓄率为家庭总收入减去常规型消费之差与家庭总收入的比值; 当家庭总收入与常规型消费之差小于或等于 0 时, 储蓄率为家庭总收入减去常规型消费之差与常规型消费的比值。使用这种方法构造调整后储蓄率的优势在于, 可以避免问卷统计偏误导致储蓄率过大的情况。调整后储蓄率的表达



式如下：

$$savings_2 = \begin{cases} \frac{income - (consume - med - edu)}{income}, & \text{若 } income > consume - med - edu \\ \frac{income - (consume - med - edu)}{consume - med - edu}, & \text{若 } income \leq consume - med - edu \end{cases} \quad (19)$$

(19) 式中： $savings_2$  表示调整后储蓄率，其他符号含义与 (18) 式一致。调整后储蓄率属于窄口径的家庭储蓄率。

2. 核心解释变量：户籍身份转换。本文从“农转非”户籍身份转换视角，探究农村居民城镇化与家庭储蓄率的关系。已有文献多采用“是否有农转非经历”作为解释变量（董志勇和戴圣涛，2021），使用此类方法定义的户籍身份转换虚拟变量可能出现偏误，原因在于样本发生户籍身份转换的时间不一致，难以识别是否存在其他因素的干扰。若大部分样本户籍身份转换时间距离调查时间较远，则可能由于获得城镇户籍后逐渐融入城市生活，户籍身份转换对被解释变量的平均处理效应被错误估计。因此，本文将“户籍身份转换”作为核心解释变量，使用“家庭成员在样本时间内，户口是否由农村户籍转为城镇户籍（农转非）”度量，以缓解度量偏误。具体而言，本文通过比较当期与上一期户籍情况，判断样本是否为户籍身份转换个体。若家庭成员当期城镇户籍，而上一期为农村户籍，则属于户籍身份转换个体。当家庭中存在户籍身份转换个体时，“户籍身份转换”虚拟变量在转换后年份赋值为 1，否则为 0。本文参照 Chen et al. (2015) 的做法，将对照组界定为其他未发生过农转非的城镇家庭与农村家庭。

3. 控制变量。本文选择户主层面、家庭层面与省份层面控制变量。据前文分析，生命周期、预防性储蓄动机以及其他影响家庭总收入与常规型消费的因素都可能对家庭储蓄率产生影响（Modigliani and Cao, 2004；谢勇，2011；林光华，2013）。本文控制户主年龄和户主年龄平方来消除生命周期对储蓄率的影响。同时，户主婚姻状况、受教育水平等也可能通过影响收入与消费决策，或影响预防性储蓄动机来影响家庭储蓄率，因此本文控制户主婚姻、户主受教育年限和户主工作状态。家庭中的幼年与老年人口数量也可能影响家庭储蓄率，同时家庭经济情况也是储蓄决策的重要影响因素，因此本文控制了家庭层面的变量，包括家庭 60 岁以上老人数量、3 岁及以下孩子数量、4~6 岁孩子数量、7 岁及以上孩子数量、家庭规模、家庭净资产与家庭总负债。省份层面控制变量为省份人均地区生产总值。本文控制家庭固定效应来控制农转非家庭不随时间变化的风险偏好、进取心等遗漏变量，并控制年份固定效应以控制宏观经济等因素的影响。

4. 机制变量。本文从物质渴求动机与预防性储蓄动机两方面讨论户籍身份转换对家庭储蓄率的影响机制。本文参考周广肃等（2018）的研究，将物质渴求定义为自评经济地位与实际经济地位之比。自评经济地位取值范围为 0~5，实际经济地位为家庭总财富排序，用家庭总财富在所有家庭总财富中的 10 分位排序衡量。对于支出不确定性与收入不确定性引致的预防性储蓄动机，本文选择教育支出和医疗支出占家庭总收入的比例分别表示家庭教育负担与医疗负担，以此来度量支出不确定性；参考尹志超等（2022）的做法，使用户主受教育年限、户主年龄、户主年龄平方项、户主性别、区县固

定效应和时间固定效应对家庭总收入进行回归，获得残差的绝对值以衡量收入不确定性。

### （三）计量模型设定

本文从户籍身份转换视角研究城镇化对家庭储蓄率的影响，计量模型设定如下：

$$Saving_{ijt} = \beta_1 Huj_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \alpha_j + \lambda_t + \mu_{ijt} \quad (20)$$

（20）式中： $Saving_{ijt}$  为  $i$  省份家庭  $j$  在  $t$  年的储蓄率； $Huj_{ijt}$  为家庭是否发生户籍身份转换，即由农业户籍转为非农业户籍； $X_{ijt}$  为包括户主、家庭与省份层面的控制变量； $\alpha_j$  为家庭固定效应； $\lambda_t$  为年份固定效应； $\mu_{ijt}$  为随机扰动项。

### （四）主要变量描述性统计

表 1 报告了本文主要变量的描述性统计。将被解释变量最小值与最大值分别调整至 -2 与 1 后，本文共获得 15961 个观测值，常规储蓄率的均值为 0.11。根据变量定义，调整后储蓄率最小值与最大值分别为 -1 和 1，本文共获得 16032 个观测值，调整后储蓄率的均值为 0.24。核心解释变量均值为 0.06，即 2014—2018 年间，约有 6% 的家庭中有家庭成员由农村户籍转为城镇户籍。在户主层面控制变量中，大部分户主已婚，平均年龄约为 52 岁，户主平均受教育年限为 7 年。为使估计系数尺度易于解读，本文回归时将年龄与年龄平方项、家庭净资产和家庭总负债进行标准化处理。

表 1 变量定义和描述性统计

变量类别	变量名称	变量定义	观测值数	均值	标准差
被解释变量	常规储蓄率	家庭总收入减去常规型消费之差与家庭总收入的比值	15961	0.11	0.77
	调整后储蓄率	若家庭总收入 > 常规型消费，调整后储蓄率为家庭总收入减去常规型消费之差与家庭总收入的比值；若家庭总收入 ≤ 常规型消费，调整后储蓄率为家庭总收入减去常规型消费之差与常规型消费的比值	16032	0.24	0.48
核心解释变量	户籍身份转换	是否有家庭成员由农村户籍转为城镇户籍：是=1，否=0	16032	0.06	0.23
控制变量	户主婚姻	户主是否已婚：已婚=1，未婚=0	16032	0.96	0.19
	户主年龄	户主的实际年龄（岁）	16032	51.69	12.92
	户主受教育年限	户主的受教育年限（年），范围为 0~22	16032	7.34	4.39
	户主工作状态	户主是否有工作：是=1，否=0	16032	0.50	0.50
	60 岁以上老人数量	家庭 60 岁以上成员数量（人）	16032	0.81	0.90
	3 岁及以下孩子数量	家庭 3 岁及以下成员数量（人）	16032	0.11	0.35
	4~6 岁孩子数量	家庭 4~6 岁成员数量（人）	16032	0.10	0.34
	7 岁及以上孩子数量	家庭 7~15 岁成员数量（人）	16032	0.34	0.63
	家庭规模	家庭成员数量（人）	16032	3.97	1.80
	家庭净资产	家庭净资产存量（万元）	16032	55.92	148.31
	家庭总负债	家庭总负债存量（万元）	16032	3.39	12.83
	省份人均地区生产总值	省份层面的人均地区生产总值（万元/人）	16032	4.81	2.29

表 1 (续)

机制变量	物质渴求	自评经济地位与实际经济地位之比	15812	2.56	1.76
	教育支出收入比	教育支出占家庭总收入的比例 (%)	12115	0.36	0.44
	医疗支出收入比	医疗支出占家庭总收入的比例 (%)	16032	0.40	0.44
	收入不确定性	标准化收入决定方程所获残差的绝对值	15963	0	1

表 2 报告了实验组和控制组的户籍身份转换与家庭储蓄率概况。为避免实验组和控制组观测值数差距较大导致的偏误,本文使用 Bootstrap 分层抽样获得 t 值。未发生户籍身份转换家庭的常规储蓄率均值为 0.1022,户籍身份转换家庭的常规储蓄率均值为 0.2148,二者差值为-0.1127。未发生户籍身份转换家庭的调整后储蓄率均值为 0.2354,户籍身份转换家庭的调整后储蓄率均值为 0.3050,二者差值为-0.0696。实验组与控制组差值均在 1%水平上显著,说明户籍身份转换家庭的储蓄率高于未发生户籍身份转换家庭。但是,户籍身份转换与家庭储蓄率之间是否存在因果关系,以及户籍身份转换对家庭储蓄率的影响机制是什么,仍需要进一步检验。

表 2 户籍身份转换与家庭储蓄率概况

	观测值数		均值		差值	t 值
	控制组	实验组	控制组	实验组		
常规储蓄率	14970	991	0.1022	0.2148	-0.1127	-5.1458***
调整后储蓄率	15039	993	0.2354	0.3050	-0.0696	-4.7688***

注:①\*\*\*表示 1%的显著性水平。②t 值使用 Bootstrap 获得,根据实验组与控制组分层抽样,抽样次数为 300。

## 四、回归结果分析

### (一) 基准回归

本文将常规储蓄率和调整后储蓄率作为被解释变量,将户籍身份转换作为核心解释变量,使用双向固定效应模型进行估计。基准回归模型的估计结果如表 3 所示。回归结果显示,户籍身份转换对常规储蓄率和调整后储蓄率具有显著的正向影响,表明农村居民城镇化显著提高了家庭储蓄率,假说 H1 得以验证。

表 3 基准回归模型的估计结果

变量	回归 1 常规储蓄率		回归 2 调整后储蓄率	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
户籍身份转换	0.0996**	0.0502	0.0682**	0.0307
户主婚姻	-0.0966	0.0639	-0.0691*	0.0398
户主年龄	0.0057	0.0075	0.0028	0.0046
户主年龄平方	-0.0000	0.0001	-0.0000	0.0000
户主受教育年限	-0.0042	0.0038	-0.0042*	0.0024
户主工作状态	-0.0545**	0.0234	-0.0242*	0.0147

表3 (续)

60 岁以上老人数量	-0.0256	0.0182	-0.0120	0.0113
3 岁及以下孩子数量	0.0084	0.0304	-0.0010	0.0189
4~6 岁孩子数量	0.0041	0.0331	-0.0004	0.0200
7 岁及以上孩子数量	0.0291	0.0220	0.0159	0.0133
家庭规模	0.0786***	0.0121	0.0535***	0.0075
家庭净资产	0.0098	0.0087	0.0104*	0.0056
家庭总负债	-0.0351***	0.0088	-0.0201***	0.0055
省份人均地区生产总值	-0.0076	0.1433	0.0056	0.0866
常数项	-0.1875	1.5473	-0.0602	0.9345
家庭固定效应		已控制		已控制
年份固定效应		已控制		已控制
观测值数		15961		16032
组内 R <sup>2</sup>		0.0095		0.0111

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②稳健标准误差聚类到家庭层面。

## (二) 自选择导致的内生性问题处理

本文核心解释变量估计系数可能存在自选择导致的偏误。家庭由农村户籍转为城镇户籍可能具有自选择效应而非随机的，户籍身份转换决策受到落户意愿、个人能力等不可观测因素的影响（杨金龙，2018）。农村户籍转为城镇户籍的个体往往是能力较强的个体，故收入水平或受教育水平较高。若家庭成员户籍身份发生转换，消费水平保持不变，则储蓄率处于较高水平，直接比较实验组与控制组的家庭储蓄率可能导致户籍身份转换系数中包含这类人群的固定效应。因此，本文使用倾向得分匹配法（propensity score matching，简称 PSM）缓解自选择导致的估计偏误。

在匹配前，本文讨论关于匹配方式选择的两个问题。第一，由于实验组仅占总样本的约 6%，使用 k 近邻匹配将会损失大量控制组样本，而半径匹配更适用于实验组数量较多的样本，因此，本文使用核匹配方法。第二，PSM 适用于截面数据，当数据为面板数据时，学者多将面板数据视为混合截面数据进行混合匹配。但是，混合匹配可能会导致自匹配与不同期匹配的问题，即某个家庭可能被匹配到其他期该家庭或其他家庭，故本文选择逐期匹配的方式获得倾向得分。具体而言：首先，采用 Logit 模型将所有协变量对户籍身份转换虚拟变量进行回归，获得倾向得分值。其次，使用核匹配法获得实验组与控制组样本。再次，检验匹配后协变量在控制组与实验组之间是否仍存在显著差异。平衡性检验结果表明<sup>①</sup>，各年份、各变量标准化偏差均大幅缩小，协变量均在 5%水平上拒绝“实验组与控制组存在显著差异”的原假设，表明本文选择的协变量与匹配方法是合适的。最后，本文选择处于实验组与控制组中的个体作为样本，重新估计基准回归模型。

<sup>①</sup>由于篇幅限制，平衡性检验结果从略。

表 4 报告了使用 PSM 方法调整样本后的估计结果。在考虑控制变量、家庭固定效应和年份固定效应的情况下，户籍身份转换对常规储蓄率影响的估计系数为 0.0948，对调整后储蓄率影响的估计系数为 0.0653，与基准回归模型估计结果基本一致。估计结果显示，在缓解了自选择导致的估计偏误后，户籍身份转换仍对家庭储蓄率具有正向影响，表明基准回归结果具有一定稳健性。

表 4 使用 PSM 方法调整样本后的估计结果

变量	回归 1 常规储蓄率		回归 2 调整后储蓄率	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
户籍身份转换	0.0948*	0.0503	0.0653**	0.0308
控制变量	已控制		已控制	
家庭固定效应	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
观测值数	15907		15978	
组内 R <sup>2</sup>	0.0099		0.0114	

注：①\*\*和\*分别表示 5%和 10%的显著性水平。②稳健标准误差聚类到家庭层面。

### （三）遗漏变量与反向因果导致的内生性问题处理

本文估计结果还可能受到遗漏变量与反向因果的影响。第一，遗漏变量。尽管本文控制了可能影响家庭户籍身份转换决策与家庭储蓄行为的户主层面、家庭层面的变量，同时在估计中控制家庭固定效应与年份固定效应，但仍然可能存在不可观测因素，如随时间变化的个人能力等，使得户籍身份转换估计系数有偏。遗漏变量偏误公式为  $\hat{\beta} = \beta + \gamma\omega$ ， $\gamma$  为遗漏变量对户籍身份转换的影响， $\omega$  为遗漏变量对家庭储蓄率的影响。能力越强的个体，越倾向于获得城镇户籍以进一步增加自身收入，寻求阶级的向上跃迁，因而  $\gamma$  方向为正。此外，农村户籍转换为城镇户籍的个体往往受教育年限较长或能力较强，具备投资金融市场的知识或能力，而进城后城市金融可得性提高，因此，他们可能将部分储蓄资产转换为风险资产或其他更高收益的资产，以寻求财富增值。可见，遗漏的个人能力变量可能导致储蓄率下降，即  $\omega$  方向为负，从而  $\gamma\omega < 0$ ， $E(\hat{\beta}) - \beta < 0$ 。本文预期家庭户籍身份转换对储蓄率的影响方向为正，即  $\hat{\beta}$ 、 $\beta$  方向为正，因此， $E(\hat{\beta}) < \beta$ ，表明直接使用固定效应模型估计可能低估户籍身份转换对家庭储蓄行为的影响。第二，反向因果。若家庭拥有在城镇落户的意愿但还未落户，为应对进城后的不确定性，可能出于预防性储蓄动机提前进行储蓄。此外，部分城市落户门槛也可能导致家庭增加储蓄来应对购房落户。因此，家庭储蓄行为可能影响家庭的户籍身份转换决策。综上所述，遗漏变量与反向因果导致的内生性都可能导致户籍身份转换的估计系数产生偏误。

基于此，本文参考曹翔等（2021）的做法，使用城市河流长度作为户籍身份转换的工具变量。工具变量需要满足相关性与外生性假设。第一，相关性假设，城市河流长度与发展水平相关，城市发展水平越高，对河流的依赖性越强（刘沁萍等，2012）。而城市发展水平是农村户籍人口迁移至城镇的

拉力，城市发展水平越高，社会保障与基础设施越丰富，越能吸引农村人口进城落户。因此，城市河流长度应与农村居民城镇化呈现正相关关系。第二，外生性假设，在交通发达与通信设施完善的情况下，地理环境难以直接影响家庭经济决策。因此，城市河流长度可能仅通过影响家庭的户籍身份转换，间接影响家庭储蓄率。由于城市河流长度非时变变量，直接估计可能导致第二阶段估计失效，因此本文将城市河流长度与市级层面户籍身份转换均值的交乘项作为工具变量。

表 5 报告了使用工具变量法的估计结果。第一阶段估计结果表明，城市河流长度与市级层面户籍身份转换均值的交乘项对户籍身份转换具有显著的正向影响。回归 2 是以常规储蓄率为被解释变量的估计结果，回归 3 是以调整后储蓄率为被解释变量的估计结果。第二阶段估计结果表明，户籍身份转换显著提高了家庭储蓄率。Kleibergen-Paap rk LM 统计量表明本文所选工具变量通过了不可识别检验，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量表明，本文所选工具变量不存在弱工具变量问题。综上所述，农村居民城镇化对家庭储蓄率具有显著的正向影响。

表 5 使用工具变量法的估计结果

变量	第一阶段	第二阶段	
	回归 1 户籍身份转换	回归 2 常规储蓄率	回归 3 调整后储蓄率
户籍身份转换		0.4952** (0.2424)	0.3119** (0.1450)
城市河流长度×市级层面户籍身份转换均值	0.1241*** (0.0112)		
控制变量	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	97.622		
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	122.769		
观测值数	12939	12649	12708

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。

## 五、进一步检验

据上文理论分析，农村居民城镇化可能通过物质渴求动机与预防性储蓄动机对家庭储蓄率产生影响。本文接下来对这两种机制进行检验。具体而言：本文先检验户籍身份转换如何影响家庭总收入与常规型消费，并讨论物质渴求动机是否影响家庭消费结构，进而影响家庭储蓄率；然后从教育支出、医疗支出与收入不确定性三个方面，检验预防性储蓄动机是否为户籍身份转换影响家庭储蓄率的机制。

### （一）物质渴求动机

本文先讨论农村居民城镇化如何通过影响家庭总收入和常规型消费来影响家庭储蓄率。家庭总收

入与常规型消费在回归时均取对数处理。估计结果如表 6 回归 1 和回归 2 所示。户籍身份转换对家庭总收入具有显著的正向影响，但户籍身份转换对常规型消费的影响不显著，收入水平上升而消费水平不变可能是户籍身份转换推高家庭储蓄率的原因。

接着，本文讨论户籍身份转换是否改变了家庭消费结构。本文将家庭消费结构划分为日常消费、炫耀型消费和其他消费。日常消费占比为食物、衣物和住房消费占常规型消费的比重；炫耀型消费指能够满足主观福利的需求，使“名誉”和“社会地位”提升的消费（马小勇和苏云飞，2017），炫耀型消费占比使用首饰、汽车等高档品消费占常规型消费的比重度量；其他消费占比为交通通信、文化娱乐、旅游消费和其他消费占常规型消费的比重。结果表明，户籍身份转换对日常消费占比与其他消费占比影响不显著，而对炫耀型消费占比具有显著的负向影响。

表 6 户籍身份转换对家庭总收入、家庭常规型消费与家庭消费结构影响的估计结果

变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5
	家庭总收入	常规型消费	日常消费占比	炫耀型消费占比	其他消费占比
户籍身份转换	0.0972** (0.0473)	-0.0210 (0.0400)	0.0074 (0.0103)	-0.0172* (0.0095)	0.0099 (0.0072)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	15966	15966	15895	15963	15895
组内 R <sup>2</sup>	0.0548	0.0355	0.0035	0.0023	0.0041

注：①\*\*和\*分别表示 5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。

进一步地，本文通过检验家庭是否具有物质渴求动机来讨论家庭是否推迟了当期炫耀型消费，从而使得个体户籍身份转换对当期炫耀型消费产生抑制作用，估计结果如表 7 回归 1 至回归 3 所示。回归 1 结果显示，户籍身份转换显著提高了家庭物质渴求，其边际影响为 0.2340。回归 2 和回归 3 检验物质渴求对家庭储蓄率的影响，结果表明，物质渴求在 1%显著性水平上提高了家庭常规储蓄率和调整后储蓄率，其边际影响分别为 0.1383 和 0.0919。据此，本文研究发现，户籍身份转换的家庭出于物质渴求动机而提高储蓄率。

家庭除了通过储蓄推迟当期消费外，还可使用负债平滑消费。但户籍身份转换家庭由于财富积累不足，可能面临信贷约束，从而只能通过储蓄来推迟当期消费。本文将物质渴求与信贷约束相乘获得交乘项<sup>①</sup>，进一步检验这一猜想。表 7 回归 4 和回归 5 显示，交乘项显著且系数方向为正，表明当家庭存在物质渴求动机时，它面临的信贷约束显著提高了家庭储蓄率。

<sup>①</sup>信贷约束变量根据调查对象对问卷中“您家借钱金额较大时，有没有被拒绝的经历？”问题的回答定义：若回答“有”，该变量赋值为 1；否则，该变量赋值为 0。

表 7 物质渴求机制分析的估计结果

变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5
	物质渴求	常规储蓄率	调整后储蓄率	常规储蓄率	调整后储蓄率
户籍身份转换	0.2340* (0.1384)				
物质渴求		0.1383*** (0.0031)	0.0919*** (0.0019)	0.1380*** (0.0043)	0.0916*** (0.0026)
物质渴求×信贷约束				0.0359** (0.0151)	0.0208** (0.0089)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	15812	15807	15812	9432	9436
组内 R <sup>2</sup>	0.0098	0.1982	0.2280	0.2091	0.2379

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。

综上所述，户籍身份转换的家庭成员出于物质渴求动机，在自身财富积累不足而面临信贷约束时，选择推迟当期消费、提高储蓄率，以满足未来消费需求。因此，假说 H2 得以验证。

## （二）预防性储蓄动机

本文进一步检验户籍身份转换的家庭是否由于支出和收入不确定性产生预防性储蓄动机，从而提高家庭储蓄，表 8 报告了估计结果。回归 1 和回归 4 结果表明，家庭教育支出的负担越大，户籍身份转换后家庭储蓄率越高，系数估计值分别为 0.4215 和 0.2392。回归 2 和回归 5 检验结果显示，家庭医疗支出越高，户籍身份转换对储蓄率的正向影响越大。回归 3 和回归 6 为收入不确定性对户籍身份转换家庭储蓄率的影响，结果表明，收入不确定性的增加提高了家庭储蓄率。综上所述，户籍身份转换的家庭由于存在对未来教育、医疗支出与收入不确定性的担忧，产生了预防性储蓄动机，从而提高储蓄率，H3 得以验证。

表 8 预防性储蓄机制分析的估计结果

变量	常规储蓄率			调整后储蓄率		
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
户籍身份转换	0.0291 (0.0576)	0.0318 (0.0467)	0.0924* (0.0500)	0.0292 (0.0361)	0.0377 (0.0295)	0.0678** (0.0309)
户籍身份转换×教育支出收入比	0.4215* (0.2519)			0.2392* (0.1426)		
户籍身份转换×医疗支出收入比		0.4797*** (0.1702)			0.1692* (0.0994)	
户籍身份转换×收入不确定性			0.0503* (0.0277)			0.0302* (0.0176)



表8 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	12115	15961	15958	12115	16032	15963
组内 R <sup>2</sup>	0.0897	0.1099	0.0188	0.0910	0.0994	0.0153

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。

## 六、异质性分析

本文分别从家庭收入和财富、户主年龄与家庭总负债三个方面，讨论户籍身份转换对家庭储蓄率影响的异质性。其原因在于：从家庭收入和财富上看，一方面，高收入与高财富家庭面临的流动性约束较小，能够通过借贷等方式提前消费，以满足物质渴求动机的需要，因此无须提高家庭储蓄率；另一方面，低收入和低财富家庭可能通过储蓄和财富的逐步积累来缓解流动性约束。从户主年龄上看，生命周期假说认为，个体年龄是影响家庭储蓄率的重要因素。从家庭总负债上看，家庭加杠杆有利于促进消费，但杠杆水平过高又会抑制消费，提高家庭储蓄率的意愿（高东胜等，2020）。因此，户籍身份转换对家庭储蓄率的影响可能在不同收入和财富、不同年龄与不同负债规模的家庭间存在异质性。表9展示了异质性分析回归结果。

表9 异质性检验的估计结果

变量	被解释变量：常规储蓄率							
	低收入	高收入	低财富	高财富	低年龄	高年龄	低负债	高负债
户籍身份转换	0.2162** (0.1057)	0.0752 (0.0511)	0.1504* (0.0906)	0.0871 (0.0750)	0.1622* (0.0830)	0.0097 (0.0793)	0.0073 (0.0720)	0.2132** (0.0979)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	6814	6759	6501	6402	6693	7423	5775	5829
组内 R <sup>2</sup>	0.0215	0.0072	0.0165	0.0091	0.0085	0.0142	0.0096	0.0147
变量	被解释变量：调整后储蓄率							
	低收入	高收入	低财富	高财富	低年龄	高年龄	低负债	高负债
户籍身份转换	0.1362** (0.0613)	0.0533 (0.0327)	0.1031* (0.0556)	0.0571 (0.0464)	0.1249** (0.0489)	-0.0105 (0.0486)	0.0175 (0.0482)	0.1517*** (0.0570)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

表9 (续)

观测值数	6819	6759	6528	6442	6728	7459	5813	5856
组内 R <sup>2</sup>	0.0268	0.0088	0.0202	0.0101	0.0095	0.0170	0.0129	0.0174

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。③由于分组回归后存在与固定效应完全共线的观测值，部分样本丢失。

第一，家庭收入和财富方面。表9 家庭收入分组回归结果显示，户籍身份转换对低收入组家庭储蓄率具有显著的正向影响，而在高收入组中，户籍身份转换的估计系数不显著。家庭总资产分组回归结果表明，户籍身份转换对家庭储蓄率的影响在低财富组别中显著，在高财富组别中不显著。一个可能的解释是，低收入和低财富家庭由于资产积累较少，面临流动性约束，故户籍身份转换会提升他们的家庭储蓄率。

第二，户主年龄方面。本文仅保留户主发生户籍身份转换的样本，并根据户主年龄的中位数（51岁）分组回归，检验户籍身份转换对不同户主年龄家庭储蓄率的影响。回归结果表明，户籍身份转换显著提高户主低年龄组别的储蓄率。可能的原因是，低年龄户主处于收入上升、财富积累阶段，因此储蓄率的增幅较大。此外，户籍身份转换的群体由于消费习惯效应（Carroll et al., 2000），短期内消费不会随着收入提高而增加，因此储蓄率增加。

第三，家庭总负债方面。本文根据家庭总负债中位数来界定高负债与低负债家庭，检验户籍身份转换对不同负债水平家庭储蓄率的影响。表9 家庭负债分组估计结果显示，户籍身份转换对高负债家庭储蓄率具有显著的正向影响。高负债家庭面临还本付息的压力，在收入增幅低于支出增幅的情况下，户籍身份转换对家庭储蓄率的影响较为显著。

## 七、稳健性检验

本文采用更换 PSM 匹配方法、替换被解释变量度量方式与调整固定效应层级、剔除非户主户籍身份转换样本、考虑金融资产与经营性资产投资、使用 Tobit 模型估计和考虑遗漏变量偏误等方式做进一步检验，结果表明，本文研究结果具有较强的稳健性。

### （一）更换 PSM 匹配方法

本文将 PSM 核匹配方式更换为一对四近邻匹配、一对九近邻匹配与半径匹配，检验 PSM 估计结果是否受到匹配方式的影响。表 10 汇报了更换 PSM 匹配方法的回归结果。估计结果表明，使用 k 邻匹配将损失大量控制组样本，但户籍身份转换仍然对储蓄率有显著的正向影响。同时，本文将匹配方法更换为半径匹配后，户籍身份转换对储蓄率的影响系数与基准回归结果基本一致。

表 10 更换 PSM 匹配方法的回归结果

变量	一对四近邻匹配		一对九近邻匹配		半径匹配	
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
	常规储蓄率	调整后储蓄率	常规储蓄率	调整后储蓄率	常规储蓄率	调整后储蓄率
户籍身份转换	0.2361*	0.1301*	0.1689**	0.0908*	0.0948*	0.0653**
	(0.1343)	(0.0791)	(0.0859)	(0.0535)	(0.0503)	(0.0308)

表 10 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	2098	2102	4898	4917	15907	15978
组内 R <sup>2</sup>	0.0176	0.0163	0.0122	0.0144	0.0099	0.0114

注：①\*\*和\*分别表示 5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。

### (二) 替换被解释变量度量方式与调整固定效应层级

本文通过替换被解释变量度量方式，即以包含医疗支出与教育支出的家庭总消费来计算宽口径的家庭储蓄率，具体而言：第一，宽口径的常规储蓄率为家庭总收入减去家庭总消费之差与家庭总收入的比值。第二，若家庭总收入大于家庭总消费，宽口径的调整后储蓄率为家庭总收入减去家庭总消费与家庭总收入的比值；若家庭总收入小于等于家庭总消费，宽口径的调整后储蓄率为家庭总收入减去家庭总消费与家庭总消费的比值。第三，本文参考 Chamon and Prasad (2010) 的做法，重新构造对数储蓄率，使用家庭总收入的对数减去家庭总消费的对数之差度量。结果均表明，将被解释变量替换为使用不同度量方式的家庭储蓄率进行回归，所得估计系数与基准回归基本相同。此外，本文将固定效应层级调整为社区层级，以防止解释变量组内无变化值过多而导致估计偏误。估计结果均表明<sup>①</sup>，农村居民城镇化对家庭储蓄率具有显著的正向影响。

### (三) 剔除非户主户籍身份转换样本

本文选择财务问题回答人作为户主，因此户主以外的家庭成员发生户籍身份转换可能不对家庭储蓄率产生影响。本文将非户主户籍身份转换的样本从实验组剔除，重新进行估计。结果表明，剔除非户主户籍身份转换的样本后，本文研究结果基本不受影响。

### (四) 考虑金融资产与经营性资产投资

由于家庭的金融市场参与和经营性资产投资均可能对储蓄率造成影响，本文进一步考虑对金融资产与经营性资产的投资是否影响户籍身份转换家庭的储蓄决策。本文从家庭净资产中拆分出金融资产与经营性资产，作为家庭金融市场参与和经营性资产投资的代理变量。在控制了该变量后，户籍身份转换对家庭储蓄率仍然具有正向影响，表明家庭的投资决策不会影响本文研究结果。

### (五) 使用 Tobit 模型估计

本文参考尹志超和张诚 (2019) 的研究，将常规储蓄率的上下限分别设定为-2 和 1，将调整后储蓄率的上下限分别设定为-1 和 1，有少部分样本位于极值处。出于稳健性考虑，本文使用 Tobit 模型，并控制社区固定效应进行重新估计。估计结果显示，使用 Tobit 模型估计不会影响本文研究结果。

### (六) 考虑遗漏变量偏误

本文基准回归中控制了户主、家庭与省份层面的变量，同时加入家庭固定效应与年份固定效应，

<sup>①</sup>由于篇幅限制，稳健性检验部分估计结果从略。

避免非时变家庭特征与宏观经济因素对估计结果的影响，但仍然可能存在家庭层面的遗漏变量或时变的不可观测变量，影响户籍身份转换变量的估计系数。因此，本文参考 Oster（2019）的做法，使用边界检验方法讨论不可观测变量对户籍身份转换估计系数的影响，本质上是根据可观测变量对核心解释变量户籍身份转换的影响强度，基于参数设定估算不可观测变量对估计结果的影响。使用边界检验方法的估计结果表明，本文基准回归结果受不可观测变量影响而出现偏误的可能性较小。

## 八、研究结论与政策启示

中国家庭高储蓄率之谜引发了国内外学者的讨论，厘清中国高储蓄率的原因有助于扩大内需，强化消费对经济增长的拉动作用，但现有文献较少关注快速推进的城镇化与持续攀升的储蓄率之间是否存在关联。据此，本文研究了农村居民城镇化过程中，户籍身份转换对家庭储蓄率的影响。本文通过构建 OLG 模型，从理论上推导户籍身份转换对家庭储蓄率具有正向影响，并利用 2014 年、2016 年和 2018 年 CFPS 数据，研究发现农村居民户籍身份转换推高了家庭储蓄率。这一结果在使用 PSM 和工具变量法估计后仍然成立。机制分析发现，农村居民户籍身份转换提高了家庭总收入，而由于消费习惯，家庭日常消费不会发生较大变化，但物质渴求动机与信贷约束导致家庭通过提高储蓄率推迟当期炫耀型消费。同时，本文发现出于预防性储蓄动机，刚性支出与收入不确定性导致家庭储蓄率提高。此外，本文发现对于低收入、低财富、低户主年龄和高负债的家庭，户籍身份转换对家庭储蓄率的正向影响较显著。本文通过更换 PSM 匹配方法等方式进行稳健性检验，结果表明研究结论具有较强的稳健性。

释放进城落户居民的消费需求、降低其预防性储蓄动机有利于促进储蓄率下降，提高居民消费对经济增长的贡献。基于上述分析，本文得到如下政策启示：第一，持续推进普惠金融的发展，提高进城落户家庭获取信贷的便利性。如为进城落户家庭提供较优惠的贷款政策，提高这类家庭通过贷款平滑消费的能力，释放进城落户家庭的消费需求。另外，相关部门也应当加强金融教育，使户籍身份转换家庭在不陷入财务困境的前提下，通过适度贷款来缓解消费压力。第二，建立健全进城落户家庭的社会保障制度，如医疗保障制度和子女教育保障制度，减少这类家庭的医疗负担与教育负担，降低其预防性储蓄动机。此外，为进城落户的农民工提供就业培训，提高其劳动技能，有助于他们进入工作较稳定的岗位，缓解收入不确定性导致的储蓄率上升。第三，尽管近两年最终消费对拉动经济增长的贡献有所提升，但应当认识到相比于发达国家，中国家庭部门消费仍处于较低水平，这不利于构建国内大循环为主体的新发展格局。因此，政府部门应当继续坚持将扩大内需作为战略基点，降低国民经济对出口和投资的依赖程度，进一步提升消费对经济的拉动作用。

### 参考文献

- 1.曹翔、高瑀、刘子琪，2021：《农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响分析》，《中国农村经济》第 10 期，第 64-83 页。
- 2.陈斌开、杨汝岱，2013：《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》，《经济研究》第 1 期，第 110-122 页。

- 3.董志勇、戴圣涛, 2021: 《城乡流动、户籍转换与社会地位认同感》, 《经济与管理评论》第3期, 第5-19页。
- 4.冯明, 2017: 《农民工与中国高储蓄率之谜——基于搜寻匹配模型的分析》, 《管理世界》第4期, 第20-31页、第59页、第187页。
- 5.傅程远、陈蕾, 2017: 《人口因素对居民储蓄率的影响研究》, 《经济经纬》第3期, 第147-152页。
- 6.甘犁、赵乃宝、孙永智, 2018: 《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》, 《经济研究》第12期, 第34-50页。
- 7.高东胜、岳岐峰、杨迪、邓东雅、龚旭, 2020: 《居民杠杆率对消费的影响效应: 促进还是抑制》, 《经济学家》第8期, 第100-109页。
- 8.蒋云赞, 2009: 《我国人口结构变动对国民储蓄的影响的代际分析》, 《经济科学》第1期, 第30-38页。
- 9.柳清瑞、刘淑娜, 2020: 《家庭杠杆率的生育效应及其城乡差异——基于扩展 OLG 模型的实证检验》, 《人口研究》第2期, 第87-101页。
- 10.陆铭, 2011: 《玻璃幕墙下的劳动力流动——制度约束、社会互动与滞后的城市化》, 《南方经济》第6期, 第23-37页。
- 11.刘沁萍、田洪阵、杨永春, 2012: 《基于 GIS 和遥感的中国城市分布与自然环境关系的定量研究》, 《地理科学》第6期, 第686-693页。
- 12.林光华, 2013: 《农户收入风险与预防性储蓄——基于江苏农户调查数据的分析》, 《中国农村经济》第1期, 第55-66页。
- 13.马小勇、苏云飞, 2017: 《中国城乡居民炫耀性消费的比较分析——基于 CFPS 数据的经验研究》, 《福建论坛(人文社会科学版)》第12期, 第32-41页。
- 14.钱文荣、李宝值, 2013: 《不确定性视角下农民工消费影响因素分析——基于全国 2679 个农民工的调查数据》, 《中国农村经济》第11期, 第57-71页。
- 15.文洪星、韩青, 2018: 《非农就业如何影响农村居民家庭消费——基于总量与结构视角》, 《中国农村观察》第3期, 第91-109页。
- 16.吴卫星、张旭阳、吴锬, 2021: 《金融素养与家庭储蓄率——基于理财规划与借贷约束的解释》, 《金融研究》第8期, 第119-137页。
- 17.万广华、江葳蕤、赵梦雪, 2022: 《城镇化的共同富裕效应》, 《中国农村经济》第4期, 第2-22页。
- 18.汪丽萍, 2013: 《融入社会视角下的新生代农民工消费行为——市民化消费和炫耀性消费》, 《农村经济》第6期, 第126-129页。
- 19.谢勇, 2011: 《中国农村居民储蓄率的影响因素分析》, 《中国农村经济》第1期, 第77-87页。
- 20.杨金龙, 2018: 《户籍身份转化会提高农业转移人口的经济收入吗?》, 《人口研究》第3期, 第24-37页。
- 21.尹志超、吴子硕、蒋佳伶, 2022: 《移动支付对中国家庭储蓄率的影响》, 《金融研究》第9期, 第57-74页。
- 22.尹志超、张诚, 2019: 《女性劳动参与对家庭储蓄率的影响》, 《经济研究》第4期, 第165-181页。
- 23.周广肃、樊纲、李力行, 2018: 《收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资》, 《世界经济》第4期, 第53-74页。

- 24.赵奉军, 2016: 《城市让生活更美好——户籍身份变动与居民生活满意度》, 《中国农村观察》第4期, 第56-71、第96页。
- 25.Carroll, C. D., J. Overland, and D. N. Weil, 2000, “Saving and Growth with Habit Formation”, *American Economic Review*, 90(3): 341-355.
- 26.Chamon, M. D., and E. S. Prasad, 2010, “Why are Saving Rates of Urban Households in China Rising?”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1): 93-130.
- 27.Chen, B., M. Lu, and N. Zhong, 2015, “How Urban Segregation Distorts Chinese Migrants’ Consumption?”, *World Development*, Vol. 70: 133-146.
- 28.Modigliani, F., and S. L. Cao, 2004, “The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis”, *Journal of Economic Literature*, 42(1): 145-170.
- 29.Oster, E., 2019, “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.
- 30.Wei, S. J., and X. Zhang, 2011, “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China”, *Journal of Political Economy*, 119(3): 511-564.

(作者单位: <sup>1</sup>汕头大学商学院;  
<sup>2</sup>首都经济贸易大学金融学院)  
(责任编辑: 柳 荻)

## How Does the Urbanization of Rural Residents Affect the Household Savings Rate?

ZHANG Cheng WENG Xiyan YIN Zhichao

**Abstract:** Based on the overlapping generation model, this study theoretically analyzes that the impact of the urbanization of rural residents on the household savings rate. Using data from the 2014-2018 China Family Panel Studies, we find that the acquisition of urban household registration significantly raises the household savings rate. The mechanism analysis shows that the conversion of the household registration status, which increases the household income, does not increase the household consumption. The reason is that households are motivated by material cravings in pursuit of relative social status and postpone current consumption when being faced with liquidity constraints, which increases the household savings rate. In addition, the precautionary saving motive due to the uncertainty of expenditure and income also contributes to the high household savings rate. Heterogeneity analysis shows that the effect of rural urbanization on the household savings rates is more significant for low-income, low-wealth, young-head, and high-indebted households. This paper helps explain the mystery of the high household savings rate in China, and provides insights for policy-making to expand the domestic demand.

**Keywords:** Urbanization; Conversion of the Household Registration Status; Precautionary Saving Motive; Household Savings Rate