

户籍制度、身份认同和风险承担*

——基于 CHFS 数据的分析

锁凌燕 陈晓宇 王正位 吕欣怡

摘要：打破城乡二元格局、实现城乡融合发展是一项重要议题。统一户籍登记制度改革标志着以“农业”和“非农业”区分户口性质的城乡二元户籍制度将成为历史，户籍制度改革带来的居民身份认同变化可能会深刻影响个体行为。本文从微观角度探讨统一户籍登记制度对个体风险承担的影响，并讨论其影响个体经济行为、金融决策的深层次机理。本文发现，统一户籍登记这一制度安排打破了城乡分离的身份认同，“身份不确定”导致的审慎风险态度得到释放，使个体做出更积极的风险承担行为。进一步地，户籍身份统一带来的更高风险偏好程度、更广泛的金融信息关注度获得是影响风险承担意愿的可能渠道。

关键词：户籍制度 身份认同 风险承担

中图分类号：F291.3 F241 **JEL 分类号：**G11 J18 P35

一、引言

党的二十大报告指出，要促进区域协调发展，大力发展新型城镇化事业，全面推进乡村振兴。建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系，是破除城乡发展差距、实现共同富裕、促进社会公平正义的应有之义。1958年，我国颁布了《中华人民共和国户口登记条例》，规定个体出生后需进行户籍登记，国家依照农村和城镇两种常住地，将居民划分为农业户口与非农业户口两种类别。基于居民户籍身份，我国构建了劳动用工、社会保障等几十项制度，户籍壁垒实质上成为资源配置的依据。在一段时期内城乡户籍制度对我国发展起到了客观的推动作用（蔡昉等，2001），然而，作为社会公共服务体系和福利政策制定的基础，城乡分离的户籍制度在一定程度上造成了我国城乡二元结构的格局，隐藏着的社会福利和发展机会的差别，造成了社会不平等（Welch，1999；蔡昉等，2001；孙祁祥等，2014；何晓斌和柳建坤，2021），使得城乡居民经济决策产生差异，社会稳定性和社会公平受到影响，成为制约“经济城镇化”和“人口城镇化”的重要因素。城乡二元经济社会结构造成了两种户籍身份间的不均等，也固化了“城里人”和“乡下人”两种身份在社会认知中的刻板印象，形成了城乡身份认同。

基于社会发展需求，2014年7月，国务院发布《关于进一步推进户籍制度改革的意

* 锁凌燕，北京大学经济学院，E-mail: lingyan_suo@pku.edu.cn；陈晓宇（通信作者），清华大学五道口金融学院，E-mail: chenxiaoyu1@pku.edu.cn；王正位，清华大学五道口金融学院，E-mail: wangzhw@pbcfs.tsinghua.edu.cn；吕欣怡，北京大学经济学院，E-mail: xinyily20@stu.pku.edu.cn。本文为教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国特色多层次养老保障体系研究”（项目编号：22JJD790091）的阶段性成果。作者感谢杨汝岱、高明、周羿、姚奕、陈卓、李波、刘冲老师及高云帆、王骥博士在写作过程中提出的宝贵意见，文责自负。

见》(以下简称《意见》),标志着我国开启了新一轮的户籍制度改革。户籍制度改革的重点举措主要有以下几点:一是降低城市落户门槛、打破人口城乡壁垒,使居住在城市而户籍不在城市的外来人口得以安居,从城市的“局外人”身份跨越为“市民”身份(陈映芳,2005),同时激励更多劳动力从农村流动到城市,提高城市的常住人口城镇化和户籍人口城镇化水平(孙祁祥等,2014);二是逐步实行户籍身份转变的登记制度,将户口类型由农业户口和非农业户口转变为统一居民户口,这使得存在于我国半个世纪之久的“城里人”和“乡下人”身份逐步取消,与户籍制度配套的一系列社会、经济制度也逐步得到一致性安排。由于户籍制度的存在,农村个体长久以来被限制在本乡本土组织经济生产。户籍制度改革有助于提高劳动力要素的流动性,改善农村个体的流动困境,给个体提供更多的经济机遇。同时,户籍制度配套的社会保障和社会福利制度也会发生变化,使原农村户籍的个体对生命周期福利改善有正向的预期(蔡昉等,2010)。社会、经济制度造就了身份刻板印象,进一步形塑了个体的观念和行为。随着身份刻板印象的消解,原户籍分类体系中农业户口和非农业户口人群在观念和行为上的差别将逐步溶化,并将改变个人的风险感知和经济决策。

已有文献从多个维度研究了城乡身份和户籍制度对城乡社会面貌和个体经济行为的影响。总体上,城乡二元格局是造成城乡差距的重要原因(万海远和李实,2013)。农业户籍身份者在工作岗位中常常遭到歧视;相较于非农业户籍者,农业户籍者的报酬更低、失业率更高、生活成本更高、消费倾向更低(Song,2014;吴贾等,2015;周文等,2017;万广华等,2022)。与此对应的是,户籍制度改革会显著提升微观主体的经济表现。已有研究从城市层面入手,以户籍制度的松绑为考察,发现户籍制度改革激励着地方政府提高其教育支出总额(陈昊等,2021)，“农转非”个体的受教育水平普遍提高,进而城乡间人力资本的差异逐步缩小(高跃光等,2021)。更宽松的落户政策为人才提供了更好的流动渠道(Wang等,2021),进而城市产业的整体创新水平得以提高(宋弘等,2022);户籍政策的松绑也使个体选择创业的可能性增加或在创业过程获取更高的收入,就业歧视现象普遍减少(宁光杰和段乐乐,2017)。进一步地,收入水平的提高降低了个体的背景风险(何兴强等,2009),使个体的消费决策更积极。测算表明,一旦户籍制度松绑,被户籍制约的、住在城市里的“农村人”的消费将提高20.8%,使消费水平出现强烈变化(陈斌开等,2010)。整体而言,2014年推进的户籍制度改革能够带来1.2万亿元净收益(都阳等,2014),相当于2014年GDP总量的2%。

当然,诸多福利待遇与户籍制度“长期挂钩、难以剥离”(张车伟等,2001),即便户籍制度实现统一登记、落户限制逐步放宽,公共服务体系也难以实现城乡均等。虽然在目前阶段,户籍制度改革在物质上仅能够提供福利待遇改善的预期,但它却打破了城乡在身份认同、社会互动中的壁垒,这一身份转换和预期转变会广泛影响个体的生命历程。本文研究分离户籍向统一户籍变化的过程中,心理层面、预期层面和社会地位层面的变化对个体的经济行为和风险承担的影响,一是因为户籍制度具有对个人福利待遇、经济行为和宏观经济的系统重要性,二是因为微观个体风险承担行为具有多样性和复杂性,由此关系到共同富裕的实现及全体人民幸福感的提升。在户籍制度和风险承担水平的相关研究中,过往文献大多以城市落户门槛为切入点,研究落户门槛放松对企业创新和数字化转型、劳动力使用、劳动力流动、地方政府教育投入和地方产业创新的影响(Chen等,2020;Wang等,2021;陈昊等,2021;宋弘等,2022;Lv和Chen,2023),

或是分析个体风险承担行为受社会保障政策、收入及收入差距、个人早年经历、家庭规模和年龄差距的影响（卢亚娟和 Turvey, 2014；汪小圈等, 2015；宗庆庆等, 2015；周广肃等, 2018），缺乏户籍制度改革中统一户籍身份对微观个体经济行为影响的研究。本文首先以户籍制度的变化为切入点，研究身份认同导致的风险偏好变化对个人风险管理头寸的影响；其次，在微观层面创举性地讨论了统一户籍登记对个人风险承担行为的影响，以此探察个体风险承受水平的变化，弥补现有文献微观证据的不足；最后，采用了新的数据和研究方法，使用双重差分法较好地克服了内生性，一系列稳健性检验也支持了本文结论。

二、制度背景

户籍制度是我国一项基本的行政制度和社会制度，承担着登记出生、死亡、亲属关系等人口管理的职能。我国户籍管理方式由来已久，起源于西周时期建立的人口登记办法，具有深厚的制度渊源。中国历史上户籍制度以家庭、家族和宗族为本位，与课税、土地赋役及社会阶层划分有着紧密的联系，不同的职业、地域及家庭出身都会影响个体的户籍身份。户籍制度也塑造了人口在赋税、徭役、入仕、荫补等社会待遇方面的差异，起到了依照人口身份进行差异化管理与资源分配的作用。

我国现代户口管理制度以个人为本位，要求公民在出生后一定时间内向户口登记机关申报出生登记，并要求公民进行常住地址、职业、居住地迁移等户籍管理信息的申报与登记，以针对不同的人口类型和人口特质进行统一管理。在户籍管理的过程中，公民在居住地区、职业、家庭结构等方面的差异及其衍生的不同社会地位、社会身份与社会福利待遇，共同塑造了差异性的身份符号，造成了身份认同的分离。

中华人民共和国的户籍管理制度延续了其人口统计与人口管理的功能，并进一步服务于国家在社会分工、经济发展、政治安排与治安管理等方面的要求，户籍制度与不同的发展时期和发展要求相适应，其功能处在不断的演变之中。本文从人口迁移限制与居民身份限制两个维度对我国户籍政策进行探讨。在人口迁移限制方面，我国户籍制度经历了由宽松到严格、再由严格到宽松的过程，按照其发展历程大致可以分为三个阶段。

一是逐步建章立制（1951—1957年）。中华人民共和国户籍管理体系的建立始于1951年7月公安部颁布的《城市户口管理暂行条例》，该条例将全国城市内的中外居民划分为住家户、工商户、公寓户、船舶户、寺庙户和外侨户六种户口类型，并要求城市居民需对出生、迁移、死亡等人口信息变动相关的事宜进行申报，这一举措使得全国城市的户口登记制度基本得到统一。1955年6月，国务院发布《关于建立经常户口登记制度的指示》，规定户口登记的统计时间为每年一次，将乡镇人口、乡镇以下的农村人口及乡镇以下行政组织纳入户籍管理的各项工作中。该指示指出要“将经常的户口登记制度逐步地建立和健全起来”，对迁移、居住地、出生、死亡、婚姻、职业等人口信息登记内容和方式进行了更为细化的规定。同时期与户口体系建设相关的工作还包括1950年8月公安部颁布的《特种人口管理暂行办法（草案）》及1953年进行的第一次全国人口普查等，与粮食统购统销、第一个五年计划及其他户籍体系建设制度共同作用，对在居住地、职业、政治身份等方面存在不同的居民实行差异化管理（陆益龙，2002）。总体来说，户籍制度主要起到人口基本信息登记的“普查性”作用，并未对居民的流动、迁移和职业选择等做出强制限制。1954年，中华人民共和国第一部《宪法》颁布

并得以实施，其中规定公民有“迁徙和居住的自由”。

二是城乡二元分割户籍制度的建立与发展（1958—1978年）。在这一阶段，服务于国家工业化战略，我国采用计划经济的方式组织生产，对城市和农村实行了严格的要素流动限制，严格确立“城市发展重工业以保障国防和经济发展、农村发展农业以保障基本口粮”的分工，推动农业劳动力依附于农田、在农村大力发展农业保障粮食及原料产出。同时，为了防止农村人口由于职业选择、社会福利、基础设施等因素大量流入城市，并缓解中华人民共和国成立早期城市内部存在的失业率高、通货膨胀高企和治安混乱问题，1958年1月，我国政府发布了《户口登记条例》（以下简称《条例》），依照农村和城镇两种常住地将居民划分为农业户口与非农业户口两种类别，将城乡居民根据居住地和分工进行严格区分，并基于户籍身份构建劳动用工、社会保障等几十项制度，非农业户口人群的上述待遇高于农业户口人群，户籍壁垒实质上成为一种生活资源和生产资源配置的依据。同时，《条例》对人口迁移进行了严格限制，设置了人口常住地变迁的严格审批标准，规定了工作调动、随军、夫妻投靠等少数允许户口迁移和常住地变化的情况。《条例》指出，“公民因私事离开常住地外出、暂住的时间超过三个月”、“在常住地市、县范围以外的城市暂住三日以上”乃至“旅店住宿”等发生人口流动的情况，均需上报并进行审批。自《条例》颁布以来，我国相继出台了一系列户籍管理文件与配套措施，对人口自由流动尤其是城乡间的人口流动，实行严格限制，城乡二元的户籍制度正式建立。1975年，《宪法》进行了修改，取消了关于人口迁徙自由的规定，严格限制城乡人口流动的户籍管理体制的合法性与稳定性进一步增强。

客观而言，二元分割的城乡户籍制度在一定时期内对我国发展起到了推动作用，使中国迅速建成了现代化工业体系，为中国未来大量的基础设施建设和经济腾飞奠定了资本基础。但与此同时，户籍制度具有地域性和世袭性，除非个人经过努力而获得学历的提升和职业的变化，否则个人的户籍身份将严格由父辈传递给子辈。城乡间的社会流动受阻，城乡间的社会福利待遇差距也在代际继承与传递，使得非农业户口和农业户口两类人群之间的壁垒不断扩张，造成中国的城乡二元结构。

三是户籍制度改革阶段（1978年至今）。伴随着改革开放，严格限制农业和非农业劳动的模式已经无法适应“以经济建设为中心”这一首要目标。一方面，户籍制度所造成的城乡二元差距导致了城乡的不平等，城乡居民在教育、养老、医疗和就业等方面面临着差别化待遇。城市居民和农村居民在经济行为和经济结果上表现出不同特征，户籍背后隐藏着的社会福利和发展机会的差别引发了社会不平等（Welch, 1999; Yang, 1999），并逐步拉大了社会的收入差距（Sicular等, 2007），可能造成社会的潜在不稳定；另一方面，严格的人口流动限制渐渐不再适应经济社会发展的需要，劳动力迫切需要进行自由流动以改善自身经济状况，个体的需求和户籍限制不再匹配，成为亟须解决的问题。

基于经济发展与社会秩序维护的需求，我国对户籍制度进行了调整，城乡居民流动逐步放开，户籍管理体系逐步进入“半开放”时期。1984年10月，国务院发布《关于农民进入集镇落户问题的通知》，允许农民进入集镇并落户为非农业户口，初步放宽了农村居民向城市流动、向非农业身份转化的限制。至2001年，我国相继颁布并实施了《中华人民共和国居民身份证条例》、《关于城镇暂住人口管理的暂行规定》、《小城镇户籍管理制度改革试点方案》、《关于完善农村户籍管理制度的意见》和《关于推进小城镇户籍

管理制度改革的意见》等人口管理与户籍管理政策，进一步放松了农村居民流动、农业户口转非农业户口及农村居民非农落户的限制，缓解了落户难带来的“人户分离”问题，使更多居民享有了城市基本公共服务与城镇户口身份派生出的社会福利待遇。

虽然针对农村居民的迁移与落户限制不断放松，但城乡居民享受的社会福利待遇及基本公共服务水平仍存在差异，户籍制度改革在城乡居民平等性上的目标仍未实现。为了打破城乡身份限制、实现城乡居民共享发展成果，我国对户籍制度进行了进一步优化。2012年2月，国务院办公厅发布《关于积极稳妥推进户籍管理制度改革的通知》，进一步规范并优化了落户制度，提出保障农民各项权益，“逐步满足符合条件的农村人口落户需求，逐步实现城乡基本公共服务均等化”，户籍制度改革更是被列为2013年的四项重点工作之一，户籍身份下的基本公共服务覆盖的问题得到进一步关注。

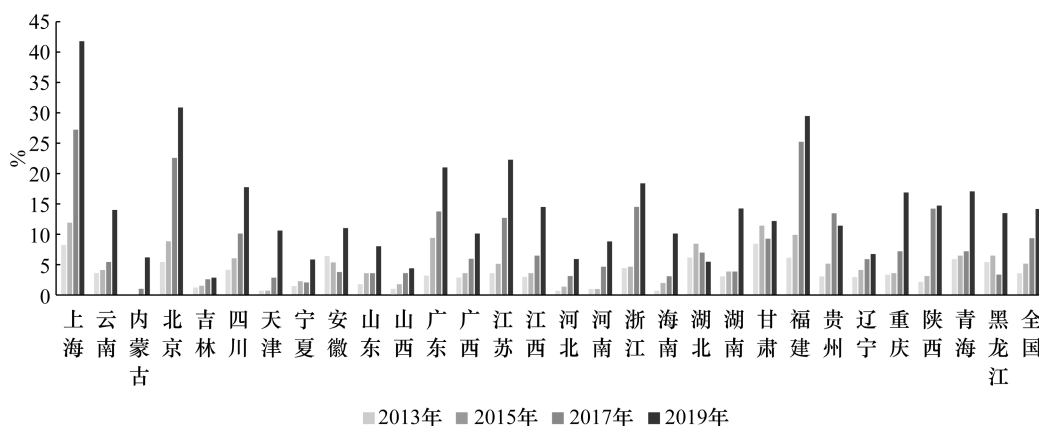
2014年7月，经过户籍政策优化的铺垫，基于社会发展需求，国务院发布《关于进一步推进户籍制度改革的意见》（以下简称《意见》），我国开启了新一轮的户籍制度改革，旨在打破户籍身份带来的社会经济限制，提高人口城乡流动性。《意见》指出，要逐步实行户籍身份由农业户口和非农业户口转变为统一居民户口的登记制度，统筹推进户籍制度改革和基本公共服务均等化，不断扩大教育、医疗、养老、住房保障、就业等基本公共服务覆盖面。这使得存在于中国半个世纪之久的“城里人”和“乡下人”身份逐步得以取消，城乡居民在社会经济地位方面的差距逐步缩小。

《意见》发布前，我国已有省份进行了统一城乡户口政策的尝试。比如，2004年山东省提出“取消农业、非农业户口性质的划分，实行统一的户口登记管理制度；推行积极的人口迁移政策，促进人口合理有序流动”。2009年，辽宁省提出“取消农业户口、非农业户口性质划分，实行‘一元制’的户籍登记管理制度，按照公民的实际居住地登记户口，统一登记为‘居民户口’”。《意见》发布后，我国迎来了统一户籍制度改革的全面推进阶段，多个省份、自治区、直辖市相继发布了关于取消农业与非农业户口、建立统一居民户口等促进户口“一元化”转型的政策文件，在实行统一户籍制度改革的地区，居民如前往地方政府或公安机关办理与身份登记、家庭户口证明相关的业务，则其户口性质将自动转变为统一居民户口。同时，各省市政策也指出要“建立完善与统一城乡户口登记制度相适应的教育、卫生计生、就业、社保、住房、土地及人口统计制度”，打破城乡居民身份划分及社会待遇限制的统一户籍改革在全国内逐步实施。截至2016年，已有30个省份出台了取消农业与非农业户口、建立统一居民户口的相关政策。^①

图1展示了依据中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）数据样本计算出的各年度各省份获得统一居民户口的个体占总样本的比例，以表明2013—2019年统一户籍登记政策在全国推进的过程。图1中可见，居民登记为统一居民户口的比例有所上升，政策由试点省份逐步推进到全国。在全国范围内，抽样样本的统一户籍登记比例从2013年的3.67%逐步扩大到14.4%，但由于实施难度、实施激励、制度嵌套、非强制性等多方面原因，统一户籍登记人口依然占总人口的少数，并呈现出强烈的地区间差异性。

^① 因篇幅所限，本文省略了户籍制度的改革历程表格，感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

图1 统一户籍登记演进过程



注：纵坐标为省区范围内的统一户籍登记比例，通过 CHFS 数据分年计算得出，其中新疆、西藏和港澳台地区未包含到 CHFS 数据当中。

从人口迁移限制的角度来看，随着计划经济体制的确立与深化，我国户籍制度对人口流动与迁移的限制日益严格，这在农村居民身上体现得尤为明显。户籍制度带来的人口迁移限制打破了城乡居民生活空间发生重叠的可能性，在一定程度上阻碍了城乡人口间的交流，长期以来形成了城乡间差异化的生活环境、生活方式及文化环境。户籍制度对居民身份的限制主要体现在农业身份向非农身份的变更上，因此非农业户口与农业户口的户口类型差别最终形塑了“城里人”和“乡下人”的身份差异。

在农业与非农业的户籍管理体系下，城镇地区居民所享有的较高水平的基本公共服务、较完善的社会保障制度均与其非农业户口身份紧密相连，非农业户口居民在城镇教育、医疗、职业选择、子女入学和养老等方面均享有较为优厚的待遇。在城乡二元的管理模式下，农业户口居民即使迁入城市定居、成为城市常住人口，依然无法享有附加在户口性质上的城镇福利，“城里人”与“乡下人”的身份限制伴随户口管理体制长久存在，无法通过人口空间流动限制的放松而被打破。1978年后，户籍制度进入人口流动限制放松的改革阶段，农业户口向非农业户口转变的机会逐渐呈现。我国最初的“农转非”人口产生于城市规划与发展的需要。20世纪80年代初，国家安置农民进入集体所有制企业工作，将部分农业劳动人口转变成为第三产业劳动人口，并由国家按照市镇粮食定量供应办法供应口粮，实现了农业户口向非农业户口的转变。部分农民的土地因国家建设或地方政府公用事业建设而被征用，从而形成了“被征地农转非”人口。同时，为了激励各类人才支援边远贫困地区、前往艰苦工作岗位，国家也以人事系统农转非的方式，帮助党政机关、事业单位中在艰苦岗位工作的职工等群体解决户口困难，帮助这类居民实现农业户口向非农业户口的转变。由于城乡在社会待遇等方面存在的差距和身份流动的限制，“农转非”作为一种补偿或奖励性的政策，对参与个体有着较高的要求。

1989年后，我国对“农转非”实行指标控制，每年度不同省、市、区县均有着固定数目的“农转非”名额限制。“农转非”指标是一种指令性计划指标，具有很强的严肃性与约束性。指标控制政策实施以来，政府部门规定农村招工、农村学生招生、侨属侨汇购房等各类情形下的“农转非”名额上限，并明确不得超用、挪用、混用指标。市场经济的发展伴随着户籍制度对空间流动管控的放松，在很大程度上促进了劳动力的跨地

区流动，但“农转非”的户籍身份流动限制仍然十分严格，从而导致了严重的“人户分离”的问题，常住于城市的农业居民被长期排除在居住地的各项福利措施及基本公共服务外，“农转非”的需求远远超过计划指标上限。居民获得非农业身份的愿望十分强烈，而城镇社会保障体系的短期承载力不足，因此我国对“农转非”指标的资格进行更加严格的限制与审查，以防止农业户口向非农业户口的无序转化。

改革开放以来，虽然“农转非”的机会不断增多，但各种资格限制与审查仍长期存在，居民通过城市招生、招工及婚姻等渠道达成农业身份向非农业身份的转变（郑冰岛和吴晓刚，2013）。此外，获得专业技术职务，从事科研工作，获得公务员、干部或军人身份等，也能够使农业户口居民优先获得“农转非”资格。在这样的情况下，“农转非”的选择性较强（郑冰岛和吴晓刚，2013），对个体的受教育水平和社会身份都有着一定要求，往往是农业人口中受教育水平较高、拥有较多社会资源的个体实现了向非农业身份的转变。随着市场经济的进一步深化，虽然“农转非”的限制逐步放松，国家也不再统一下达年度分地区的“农转非”指标，但针对个体的种种限制条件仍然存在，农业户口居民只有在满足创业、购房、拥有城镇稳定工作和缴纳一定年限社保等条件时，才能获得“农转非”资格。

2014年《关于进一步推进户籍制度改革的意见》的发布正式确立了统一居民户口的登记方式，户籍制度对居民身份的限制被彻底打破，农业户口与非农业户口间的分隔也随之消失。与“农转非”不同，统一居民户口登记以行政区为单位整体推行，户籍登记在该行政区内的所有个体均可无门槛、自动获得统一居民户口，没有资格审查、申报环节和指标名额限制。是否获得统一居民户口、能否获得统一居民户口与个体所处的社会经济地位、拥有的社会资源均无关，并非个体自行选择的结果。

三、理论分析与研究假设

从身份认同的视角出发，户籍身份转变和个人身份认同的转变相伴相生。Akerlof 和 Kranton（2000，2002，2010）提出了以身份认同这一概念为核心的身份经济学，认为身份认同是一种针对个体行为的社会规范，它根源于社会环境和人与人之间的互动关系，包含个体对自我身份的确认和对所属群体的认知两个维度。个体在身份认同的完成过程中会整合群体内行为模式，使个体的行动具有群体性特征（张淑华等，2012）。被社会所建构的身份内生影响着日常行为，使个体形成符合身份特征的某种行为范式；同时，身份的变迁会导致行为方式的变化，偏离当前身份的行为会造成个体的不适感。许多经济学和管理学的相关研究也尝试从官员身份认同、投资者社会偏好、高管行为等角度研究个体决策者的身份认同对经济行为的影响（李书娟等，2016；唐棣和金星晔，2022；潘越等，2019）。

户籍身份和城乡差异对个体经济行为的影响是身份认同对经济决策影响的其中一例。城乡二元户口登记制度将个体划分为农业户口和非农业户口两类人群，形成了政治身份和经济身份的双重意涵（陆益龙，2002），造成了基本公共服务制度的城乡二元化（孙祁祥等，2014），逐步塑造了城乡身份认同。作为一种社会空间层级（Cheng 和 Selden，1994），户籍身份的隔离将个体分割为两个层面，户籍身份和个人的居住地高度同步化，“城里人”和“农村人”这一对社会身份在政治话语中被建构（项蕴华，2009），“农村人”成为“城里人”的对立面，这种身份的刻板印象形成了“城里人”和“城外”的

价值观念，被贴上“群体属性的标签”（王爱君，2011），拉大了两类群体间的社会距离（崔岩，2012），阻碍了城镇化进程中的社会融合（何晓斌和柳建坤，2021）。

城乡差异的嵌入性社会制度给城乡之间的要素流动、人口流动和福利流动造成困难，使得被排斥的“非市民”缺少完整的“市民权”，其社会福利待遇的平等获取被制约，从而建构起“市民”和“非市民”的不同生活样貌。“市民权”有“权利”和“身份认同”两个方面，一个是现实意义上的，是社会制度建构出的差别性优待；一个是心理意义上的，是对“城里人”和“农村人”的刻板印象或身份认同（陈映芳，2005）。2014年户籍制度改革的相关举措中包含逐步推动城乡登记制度变更为统一户籍登记制度，这一制度可以改变心理意义上的城乡身份认同，为城乡居民提供未来身份的“确定性预期”（Hogg，2000），而城乡对立的溶化会深刻影响个体的经济行为。

由此，户籍身份的不平等产生于社会制度安排和个人身份认同两个层面，并形塑了城乡两种户籍身份间不同的社会面貌和个体生活方式。本文的研究问题是统一户籍登记这一外部冲击所打破的城乡身份认同对个体投资行为的影响。本文认为，废除农业户口和非农业户口、将身份统一登记为居民户口使城乡身份认同“由分到合”，户籍身份的统一可以消除城乡二元结构差异，提高个人的身份认同程度；同时，统一户籍所提供的资源弥合预期也有助于提高个人的身份资本，造成风险管理行为和投资决策的一系列变化，并对个体资产配置选择产生影响。从保险购买决策模型、传统资产配置模型和身份认同理论出发（Campbell 和 Viceira，2002；Grossman 和 Stiglitz，1980；Mas-Colell 等，1995；Arrow，1964；平新乔，2001；Zetterdahl 和 Hellström，2015），作为个人资源禀赋的一部分，“户籍身份资本”可以代表更多的社会沟通机会和身份建构机会，而公平性的加强有利于减弱社会成员之间的相对剥夺感，提高个体的身份认同；“户籍身份资本”越高，个体的风险规避程度越低，而低风险规避程度使得个体倾向于配置更多风险资产，采用更少的保险等风险转移手段。基于本文理论模型，保险配置数目与风险规避程度呈正相关关系，风险规避程度由于统一户籍登记而降低，保险配置数目减少，而与风险规避程度呈负相关关系的风险资产配置比例因“户籍身份资本”的影响而提升。^①

风险态度的转变是统一户籍登记影响居民资产配置“纽带”，而户籍登记方式的变化影响着个体取得身份资本的过程，同时也影响着其社会互动资源和实物资源的取得。对个体而言，风险态度在一段时间内具有稳定性，但风险态度可能因为外生冲击产生强烈变化（Dohmen 等，2017；Schildberg-Hörisch，2018），受到社会政策、经济繁荣程度和居民身份地位等多个因素的影响（Dohmen 等，2017）。个人的风险态度会进一步转化为对其投资行为的影响，使个体的股票投资意愿等发生变化（Hong 等，2004；李涛和郭杰，2009；任昶宇等，2020）。户籍身份资本的提升既提高了个体在社会互动过程中可获得的禀赋，又通过身份认同的正向心理预期降低了风险规避水平，两者共同降低了个体的保险购买水平，提高了风险资产投资意愿，提升了风险承担能力。

实际上，户籍登记方式已对个体的客观禀赋和主观态度产生了强烈影响（张车伟等，2022）。由于户籍歧视，农业户籍人口与非农业户籍人口有着不同的购买力和生活成本，更高的背景风险提高了个人的风险厌恶程度，降低了个体的风险承担水平（Baptista，2008；Angerer 和 Lam，2009；Cardak 和 Wilkins，2009；何兴强等，2009）。另外，金融

^① 理论模型及具体推导过程请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

知识等教育资源可得性在城乡身份之间也展现出不同(尹志超等, 2015)。含有户籍购买门槛的商品定价显示, 特定的户口类型购买统一商品时对应着差异化的商品价格, 表明户籍身份具有隐性价格, 体现了户籍登记和身份认同的价值特征(Chen 等, 2019)。就户籍身份导致的主观差异而言, “身份不确定理论”(Hogg, 2000)和“人际交流理论”(Berger 和 Calabrese, 1974)认为, 两个对立的社会群体阻碍了群体间的对话和沟通, 相互削弱了彼此的社会互动程度, 减弱了彼此的信任感; 而居民的社会信任度和生活满意度会对其风险金融市场参与产生显著影响, 亲社会偏好会促使家庭进行风险投资(唐棣和金星晔, 2022), 更高的社会互动程度会提高个体参与经济市场的意愿, 促进股票、债券和理财等投资项目的参与(魏先华等, 2014)。同时, 相同身份个体的行为方式往往趋同, 并展现出对其他身份的歧视, 不同群体的整合也有利于经济行为的统一和公平(Chen 和 Li, 2009)。

本文旨在研究城乡户籍转化为统一居民户籍的经济影响。值得指出的是, 城乡户籍登记制度的变化将带来个体社会福利政策的伴生改变, 城乡户籍个体在医疗、就业、职工社保和子女入学等方面的待遇差距也将被抹除, 旨在从现实层面打破“城里人”与“乡下人”在社会资源可得性上的屏障, 因此, 统一户籍登记制度带来了强烈的待遇改善预期。但从现实来看, 统一户籍登记制度推出后, 虽然《意见》提出“稳步推进义务教育、就业服务、基本养老、基本医疗卫生、住房保障等城镇基本公共服务覆盖全部常住人口”, 但是针对户籍变化个体的相关政策待遇相对滞后, 城乡身份屏障打破仍停留在预期这一心理层面, 尚未在现实物质层面完全实现落实。户籍登记政策推行与待遇政策落实之间存在着时间差, 已经获得统一居民户口的个体实际上是获得了“半个市民权”, 受到统一户籍登记制度影响的个体在预期层面实现了从“乡下人”到“城里人”的身份转变, 然而在现实层面则并未如预期那样完全受惠于待遇改善。待遇政策滞后所带来的“窗口期”, 为我们分离出心理层面的身份认同的影响提供了可能。本文讨论的是农村户口和城镇户口转化为统一居民户口这一身份转化完成而社会福利政策仍未完全实现改革, 个体在风险态度和投资行为上的变化。伴随着户籍制度改革和相关制度的演进, 个体的经济结果和经济行为将如何改善等微观层面的问题, 依然值得进一步探究。为此, 本文提出以下研究假说。

假说 1: 统一户籍登记制度能够提高个体的身份认同, 使其增购风险资产、减购保险, 风险承担意愿增强。

假说 2: 统一户籍登记制度可以影响个体的风险态度和金融信息获取, 进而影响其风险承担意愿。

假说 3: 个体更高的风险承担意愿可以使个体做出更积极的经济决策和投资决策。

四、研究设计

(一) 数据与变量

本文使用西南财经大学的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)数据库, 选用 2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年的数据(甘犁等, 2013)构建四期面板数据进行实证研究。西南财经大学中国家庭金融调查中心于 2009 年开展工作, 每两年进行一次中国家庭金融调查, 该调查对个人在基本信息、金融行为、经济决策等方面进行连续跟踪, 涵盖了我国 29 个省份(除西藏、新疆和港澳台地区), 地理覆

盖范围高。对各省份样本信息的综合，有利于克服经济发展水平和政策不一致而导致的内生性问题。

CHFS 数据详细记录了个人户籍登记信息，对个人户籍信息进行了翔实的更新，既覆盖了尚未进行居民户籍统一登记改革个人的农业户籍和非农业户籍信息，又包含了已经进行户籍制度改革个人的统一居民户籍信息，这使得本文构造关于户籍制度变迁的拟自然实验成为可能。在控制变量方面，本文选择了可能与经济决策相关的个人特质变量，包括教育程度、个人身份和家庭消费等个人和家户的特征变量和社会经济地位变量。参考陈斌开等（2010）研究户籍影响下城镇居民和城镇移民的消费在控制变量方面的思路，本文同时控制了个体固定效应和时间固定效应，以避免模型设定中的遗漏变量问题。被解释变量从风险规避和投资决策两个角度出发，以商业健康保险平均每年的缴费数额和商业人寿保险的保费数额作为衡量个体风险减量管理特征的变量；采用有股票账户个人的股票资产总额度和股票账户余额作为衡量个体风险增量管理特征的变量，并用股票资产和股票账户现金占总资产比例等变量提高股票资产变化程度的稳健性。为了检验身份认同和风险管理之间的作用机制，并对个人风险偏好程度与经济行为进行全面刻画，我们在被解释变量中加入了风险态度、金融信息、消费支出和负债性质等变量。

实行统一户籍登记制度后，嵌生在城乡户籍中的社会制度差异化待遇逐步倾向公平，城乡居民保险的统一管理也开始启动，为人民提供了社会保障制度同步变化的预期；同时，与户籍统一登记同步的户籍制度改革为人口流动提供方便，人口在大中型城市的便捷流动有利于个体追求更好的经济机遇，个体也会因为有更多的经济选择而提高其投资意愿、增强其风险承担水平。如果统一户籍登记会对个人造成影响，那么风险增量管理和风险减量管理水平的代理变量在个体采用统一的户籍登记前后的变化就可以代表个体在经济决策行为上的变化。

相关变量的描述性统计如表 1 所示，核心因变量和自变量均列示如下。由于因变量样本量较少，本文保留了较多控制变量，回归结果的样本量约束主要由较少的因变量造成。

表 1 所有变量的描述性统计

变 量	样本量	均 值	标准差
股票资产总额度（对数）	19 123	10.67	1.36
股票账户余额（对数）	26 908	6.47	4.94
商业人寿保险保费（对数）	15 362	7.27	3.00
商业健康保险保费（对数）	7 491	7.04	2.33
教育程度（年）	440 635	7.85	5.28
身份（党员=1，非党员=0）	440 635	0.06	0.25
总消费（对数）	440 635	10.68	0.82
净资产（对数）	309 959	12.72	1.56
总收入（对数）	417 156	10.63	1.27
股票资产占总资产比例	19 123	0.06	0.09
年龄	440 635	41.56	21.77
风险偏好程度	314 037	1.93	1.17
股票账户余额占总资产比例	26 908	0.02	0.05
商业人寿保险保费占总资产比例	15 362	0.04	0.40
商业健康保险保费占总资产比例	7 491	0.01	0.10

(续表)

变 量	样本量	均 值	标准差
幸福感指数	440 224	2. 25	0. 85
金融信息关注度	353 673	1. 99	1. 08
医药消费 (对数)	431 224	5. 88	3. 78
耐用品消费 (对数)	439 508	4. 92	3. 99
衣物支出 (对数)	423 472	6. 67	2. 46
教育支出 (对数)	436 985	4. 91	4. 25
是否负债 (是=1)	440 635	0. 61	0. 49

注：括号中标注对数的自变量均作取对数处理。其中，主回归中的受教育程度做了对数取值，为数值展示需要，表中展示了绝对数值。风险偏好程度、金融信息关注度和幸福感指数均为 1 到 5 的整数，数值越高代表个体的风险偏好程度、金融信息关注度和幸福感指数越高。

(二) 模型设定

个体无法决定属地的统一户籍登记政策，统一户籍登记政策却可以为个人带来全新的户籍身份，拥有较多社会资源的自主迁移人群也不例外。统一户籍登记制度是在省区范围内施行的外生社会制度，个人是否具备拥有统一户籍的机会，取决于当时当地户籍政策的外生影响，而迁移人群能否获得统一户籍登记，则主要取决于迁移目的地的户籍政策。个体所在目的地或迁去目的地既有可能是统一户籍登记政策的执行地区，也可能是非统一户籍登记政策地区，这部分定居个体或迁移个体因外生政策而随机进入处理组和控制组，无论年龄长幼、学历高低、收入多寡，政策处理的外生性对每个个体一视同仁。作为一个单纯的身份符号，“统一户籍登记”在短期内不挂靠社会福利待遇和公共品可获资源，个体不会因为追求居民户口的“身份符号”而寻求政策迁移。

本文采取渐进双重差分法 (DID) 分析户籍制度的变迁对个人经济行为的影响。户籍身份是个体生命历程中的重要信息，户籍身份的变迁会深刻决定个体生命历程的走向，并影响个体的潜在经济资源和决策机会。统一城乡户籍作为户籍制度改革的重要一环，被作为一项重要任务在各个省份和城市展开试点。截至 2019 年底，已有多省市分批次进行了城乡户籍制度的统一。如果个体的户籍身份挂靠于实行统一户籍登记的地区，当个体前往公安机关办理业务时，公安机关即告知其身份转化，个体无法选择沿用原来的二元户籍身份，从而实现统一户籍的身份转换。但是依然有部分未实行户籍制度改革的城市和已实行户籍制度改革城市的部分个人由于信息不对称等种种原因保存了原有的农业户籍和非农业户籍登记，社会上—时形成了农业户籍、非农业户籍和统一居民户籍三者并存的状况。

这一农业户籍、非农业户籍和统一居民户籍三者并存的状况恰好为本文提供了一项基于准自然实验的渐进双重差分法的识别策略。本文从个体是否进行统一户籍登记出发，以是否进行统一户籍登记作为处理组和控制组的分类标准，基于此构建反事实，以分析统一户籍登记对个人的风险管理行为产生的影响。

渐进 DID 方法可以克服最小二乘法估计时面临的内生性问题。分离潜在政策干扰之后，渐进 DID 识别项得到的结果为某项政策对核心解释变量造成的干净的处理效应；同时，本文渐进 DID 方法的政策冲击——统一户籍登记制度大多以省区和城市为单位施行，以此进行反事实构建控制组和控制组的合理之处在于，统一户籍登记制度是外生政策，并非所有省区和城市都实行了这一制度，使得统一户籍登记制度这一反事实满足双重差

分法的适用条件 (Li 等, 2016)。为了避免其他变量对回归结果的干扰, 本文在渐进 DID 差分模型中引入个体固定效应和时间固定效应, 并控制了相关协变量, 借助面板数据和双重差分法消除无关变量或潜在遗漏变量对核心因变量的干扰, 以相对干净地得到户籍制度改革本身对个体经济行为的净影响, 所测得的结果即政策实施的唯一效应。

本文渐进 DID 模型的基准回归设定如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Hukou_{it} + \delta X_{it} + \tau_t + id_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表个体层面的编号, t 为面板数据每一期所代表的时间, Y_{it} 代表若干城乡户籍制度改革实施效果的衡量指标, 该指标为个体层面的变量, 控制相关自变量 X_{it} , 时间固定效应 τ_t 和个体固定效应 id_i ; ε_{it} 表示扰动项。在渐进 DID 模型中, 区别于一般的 DID 模型定义的 $Treated_{it} \times Post_{it}$ 这一交乘项, 衡量政策是否施行的时间变量 $Post_{it}$ 和衡量个体是否适用于该政策的 $Treated_{it}$ 变量是因个人而异的, 故本文定义, 对在某年度登记为统一户籍的个体, 渐进 DID 模型识别项 $Hukou_{it}$ 取值为 1; 对在某年度仍然施行农业和非农业户籍登记制度的个体, 其识别项 $Hukou_{it}$ 取值为 0, 这与刘冲等 (2019) 的 DID 模型识别策略保持一致。本文在渐进 DID 方法的运行过程中, 假设已经统一户籍登记的个体所面临的处理效应相同。这一假设的合理性在于, 户籍登记制度是瞬时的身份变化, 改变户籍身份的瞬时, 个体所面临的背景风险、身份认同等因素就已经发生了变化, 从而对个体的经济决策直接产生冲击。渐进 DID 的识别项是本文的核心被解释变量, 其系数代表着统一户籍登记对个体风险增量管理和风险减量管理的影响。

五、结果分析

(一) 基准回归

基准回归中已控制个体固定效应和时间固定效应, 估计结果如表 2 所示。由于所有因变量的取值均采用对数形式, 故因变量均需要从百分比变化的角度理解。对股民的股票投资而言, 股票价值衡量了持有股票资产的总量, 但个体参与股票投资时通常不会满仓操作, 因此有必要将持仓比例加入其中, 以全面衡量个体的股票资产账户总额度。本文亦加入股票账户余额这一变量, 以全面反映个体的风险增量投资的增长状况, 这与任昶宇等 (2020) 等关于股票投资的因变量选择保持一致。第 (1) 列和第 (2) 列展示了股票投资水平的估计结果。在进行统一户籍登记后, 相对于依然保留原城乡户籍, 个体股票资产持有金额增加 11%, 股票账户余额增加 51%, 个体的投资意愿有所增强, 个体

表 2 双重差分法回归结果

变 量	股票价值 (1)	股票账户余额 (2)	人寿险保费 (3)	健康险保费 (4)
是否统一户籍登记	0.11** (0.04)	0.51** (0.20)	-0.34* (0.20)	-0.66** (0.33)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	5 677	8 280	3 200	1 047
调整后的 R^2	0.64	0.16	0.45	0.28

注: 所有因变量及控制变量中的教育年份、总消费均为对数取值; 结果保留两位小数, 括号号为所估计系数的标准差; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 后同。

风险增量承受度得到提高。第(3)列和第(4)列展示了商业保险的决策,登记为统一户籍的个体在人寿险保费和健康险保费的花费相对于非统一户籍者在登记后分别降低了34%和66%,个体的风险减量管理头寸降低,表明个体的风险承受意愿更高。股票投资代表了风险的增量管理,商业险购买代表了风险的减量管理,个体登记为统一户籍提高了风险增量管理水平、提高了股票投资意愿,并减小了风险减量管理水平、降低了保险购买意愿,体现为统一户籍带来的确定性预期对个人风险承受意愿的提高。

(二) 平行趋势

双重差分法需要满足平行趋势假定,即如果政策的处理组没有实行相应的政策,处理组和控制组应该在变量的表现上保持一致,即在个体的户籍被确立为统一户籍之前,其与没有被确立为统一户籍的个体应当有相同的经济行为表现,渐进 DID 模型的平行趋势检验模型为:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-m}^n \beta_k Hukou_{ik} + \delta X_{it} + \tau_t + id_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,交互项是从相对于确立为处理组的前 m 期出发,一直加总到实验后的第 n 期,定义方式均遵从双重差分原则。若政策实施前的交乘项系数不显著,则认为政策实施前所观测的个体核心因变量具有相同的趋势,应当通过平行趋势进行检验。

表3展示了加入平行趋势各年交乘项后,以政策适用期前一年为基期时股票价值、股票账户余额、商业人寿险保费和商业健康险保费的平行趋势检验结果。其中,由于样本量原因健康险保费事后第三期无回归结果。从表3的结果可以知道,以-1期为基期,在政策实施之前,股票价值、股票账户余额、商业人寿险保费和商业健康险保费在处理组和控制组之间没有统计意义上的差距;在政策实施后,股票价值和股票账户余额呈现显著正向增长,而商业人寿险保费支出呈现显著负向变化。尽管健康险保费在分期视角下未有显著促进证据,但主回归结果表明,处理组和控制组在政策试点这一段时间的政

表3 平行趋势检验

变 量	股票价值 (1)	股票账户余额 (2)	人寿险保费 (3)	健康险保费 (4)
-3期	0.18 (0.15)	-0.53 (0.67)	0.72 (0.74)	0.87 (0.56)
-2期	0.04 (0.07)	0.25 (0.35)	0.36 (0.45)	0.18 (0.65)
0期	0.14** (0.05)	0.60** (0.25)	-0.54* (0.31)	-0.21 (0.54)
1期	0.58 (0.08)	0.13 (0.36)	-0.10 (0.38)	-0.70* (0.60)
2期	-0.06 (0.13)	0.44 (0.55)	-1.49*** (0.47)	-1.73 (1.95)
3期	-0.42** (0.19)	0.38 (1.29)	-4.44*** (1.23)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	5 677	8 280	3 200	1 047
调整后的 R^2	0.64	0.16	0.45	0.28

策平均效应显著为正。以上结果表明，统一户籍对风险资产购买、保险购买的效应符合平行趋势；政策试点前，处理组和控制组之间在风险资产购买、保险购买行为上不存在差别，主回归所识别的结果为排除了时间趋势的政策效应。

（三）政策处理时间的安慰剂检验

借助外生的统一户籍登记政策，渐进双重差分法很好地克服了逆向因果问题；通过控制时间固定效应和个体固定效应，渐进双重差分法所评估的政策结果也最大限度地解决了遗漏变量偏误和因变量随时间变化的自相关问题。但是，渐进双重差分法依然可能面临一定的内生性问题，如同期其他政策的干扰也可能影响因变量趋势在处理组和控制组之间的差异。为解决该问题，本文将处理组的户籍统一登记为居民户口的时间提前一年，构建一组“假处理组”加入原模型以进行安慰剂检验，即假设所有被统一登记为居民户口的个体都提前一期进行了登记。倘若以此期作为政策发生年观测到上述变量不显著，则证明通过安慰剂检验，可以在一定程度上排除其他政策对户籍政策识别的干扰。表4的结果中，统一户籍时间前置变量一行的所有变量均无法提供有显著性的证据，证明所识别的统一户籍登记政策对因变量的影响并非偶然，而是具有因果性和必然性的。

表4 政策处理时间安慰剂检验

变 量	股票价值 (1)	股票账户余额 (2)	人寿险保费 (3)	健康险保费 (4)
统一户籍时间前置	0.15 (0.12)	0.92 (0.58)	0.13 (0.54)	1.12 (0.68)
是否统一户籍变量	0.09*	0.38*	-0.36*	-0.85**
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	5 677	8 280	3 200	1 047
调整后的 R^2	0.64	0.16	0.45	0.28

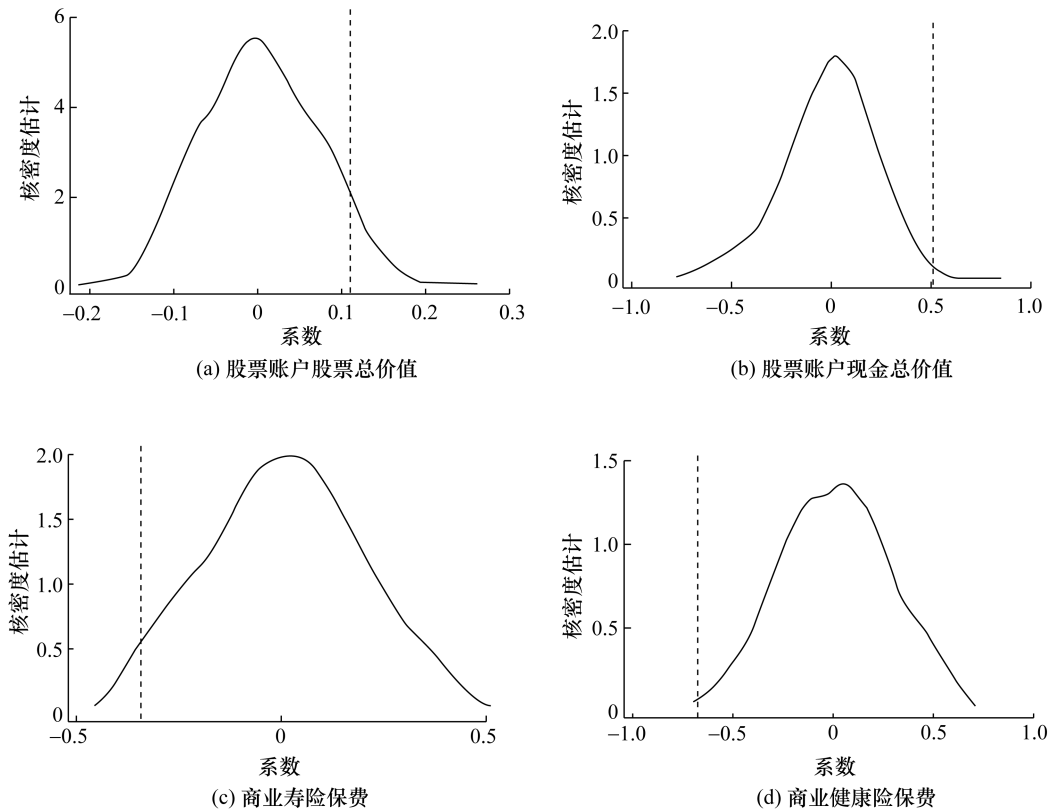
（四）随机生成处理组的安慰剂检验

在利用双重差分法进行因果推断时，遗漏的非观测特征与交乘项应当没有相关关系，也即上述渐进 DID 模型中户籍与时间的交叉变量和残差项 ε_{it} 应当不存在相关性，否则估计出来的处理效应会因为该相关性而有偏。事实上，基于模型设定，本文已经尽可能地排除了上述提及的相关性：第一，本文采用的渐进双重差分法控制了处理组和控制组之间的共同趋势，而控制组和处理组分布于各个省区，因此相对于单城市试点或多城市试点的定义方法，可以避免单一试点地区因受其他政策和城市偶然性因素而导致的虚假处理效应，识别策略是干净的。第二，本文采取的控制组和处理组的方法主要基于数据库中个体是否为统一户籍的反馈答案，是基于个体维度进行的定义方法，相对于整个地区的定义方法更随机。第三，基于时间固定效应和个体固定效应渐进双重差分法排除了可能存在的时间趋势的干扰和省份政策异质性，得到的结果即为只受到统一户籍登记影响的平均处理效应，残差项应当与户籍与时间的交叉变量不相关。

为了验证前文的结论，我们采取随机选取处理组的安慰剂方法进行检验，让统一户籍政策的冲击随机发生在个体身上，即由程序生成随机政策处理组个体，再根据原来处理组和控制组的构造和原模型估计“假想交乘项”的回归系数，由单个因变量生成回归系数 200 次并生成核密度频率估计图，估计结果如图 2 所示。其中，竖线为原回归结果

中的系数估计值。可以看到，以随机生成处理组的方式进行回归，四个变量所得到的交乘项的回归系数均呈现钟形分布特征，随机生成估计系数的均值接近于0，证明了不存在影响渐进 DID 交乘项的、未放入模型中的某误差项 a_{it} ，使渐进 DID 的系数估计结果因为被忽略的 a_{it} 对 Y_{it} 的影响而显著不为0。同时，户籍制度的交乘项回归系数显著异于0，可以识别出的回归系数放入随机生成处理组的结果中，该交乘系数颇有“极端值”的意味，即使该结果为偶然发生，其发生概率也是极小的。

图2 随机生成处理组的安慰剂检验



注：核心因变量均为对数取值，由左到右、由上到下分别为股票价值、股票账户余额、人寿险保费和健康险保费，图中钟形线为200次随机模拟所产生的交叉项系数的核密度，竖线为渐进 DID 模型交乘项的估计结果。

(五) 替换变量

本文在主回归结果中控制了个体固定效应和时间固定效应，同时控制了教育年份、身份和消费支出等可能影响个人风险管理水平的协变量，避免了绝大多数遗漏变量问题。在这一部分，本文采用替换被解释变量、替换控制变量等方法，进一步验证了结果的稳健性。首先，参考尹志超等（2014）的做法，并考虑样本中居民较低的金融资产持有总量及比例（李凤等，2016），本文定义个人持有的股票价值占总资产的比例为股票价值比例指标，来衡量居民股票资产配置程度；采用替换被解释变量的方式改变风险承担意愿的度量指标，将其作为被解释变量重新使用基准回归模型进行分析。同时，本文还采用替换控制变量的方式改变模型中控制的协变量，如将个人总收入、家庭净资产变量替换

为居民总消费金额变量、将年龄变量替换为个人身份变量，以此进行稳健性检验，所得结果如表 5 所示。替换被解释变量和控制变量的结果表明，个体进行统一户籍登记后，相比于保留原城乡户籍，风险承担意愿提高，结论与主回归保持一致。其中，表 5 第 (1) 列和第 (2) 列的结果显示，将居民总消费金额替换为个人总收入或家庭净资产后，统一户籍登记对股票价值的识别结果在数值和统计含义中与主回归结果几乎相同，体现为显著的促进效应；将股票价值替换为股票价值占总资产的比例并控制家庭净资产变量后，表 5 第 (3) 列的识别结果在 1% 的水平上显著为正，统一户籍登记使得个体股票资产的配置比例显著提升了 0.1%。第 (4) 列到第 (6) 列的被解释变量与主回归结果保持一致，同时对控制变量进行替换，所得结果在经济学含义和统计学含义上也与主回归模型保持一致。整体上，替换被解释变量与控制变量的结果表明，个体进行统一户籍登记后，相比于保留原城乡户籍，个体的风险承担水平得到了提高，该结论与主回归结果保持一致。

表 5 替换变量

变 量	股票价值 (1)	股票价值 (2)	股票价值 比例 (3)	股票账户 余额 (4)	人寿险保费 (5)	健康险保费 (6)
是否统一户籍登记	0.12** (0.06)	0.10** (0.04)	0.01*** (0.00)	0.41** (0.18)	-0.54** (0.22)	-0.68** (0.27)
教育年份	0.08 (0.05)	0.01 (0.04)	0.00 (0.00)	-0.24 (0.19)	0.28* (0.14)	-0.07 (0.20)
年龄	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.00 (0.00)	-0.03 (0.09)	0.07 (0.10)	-0.04 (0.07)
净资产	0.31*** (0.03)		-0.04*** (0.00)		0.02 (0.08)	
个人总收入		0.09*** (0.02)		0.16* (0.08)		0.07 (0.08)
常数	5.54*** (0.94)	9.03*** (0.82)	0.57*** (0.06)	6.60 (4.09)	4.10 (3.97)	8.17*** (2.51)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4 567	7 648	4 567	11 377	2 752	1 426
调整后的 R^2	0.60	0.62	0.43	0.14	0.45	0.34

注：核心因变量中的股票价值、股票账户余额、人寿险保费、健康险保费及控制变量中的教育年份、净资产和个人总收入均为对数取值。

(六) 考虑省区固定效应及其交叉固定效应

由于政策试点大多以省区为试点单位推进，在省区内部具有协同性，但不同省区的政策差异和经济条件差异较大，实行时间亦存在差异。为了避免前文所述的时间变化和地理位置差异等因素的影响，同时为了保证省区特征的一致性，本文在渐进 DID 差分模型中引入省份固定效应 ($prov_j$) 和时间固定效应 (τ_t)，构造如下模型进行稳健性检验：

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta_1 Hukou_{it} + \delta X_{it} + \tau_t + prov_j + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

由于政策试点过程不同涉及各省区推进统一户籍登记的程度不同，政策实行时间不一致可能造成政策实施效果的差异。因此，本文引入了时间固定效应 τ_t 和省区固定效应

α_i 的交乘项 $\tau_i \times prov_j$ 进行稳健性检验，构造模型如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Hukou_{it} + \delta X_{it} + \tau_i + prov_j + \tau_i \times prov_j + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

基于公式 (3) 和式 (4) 所得到的回归结果分别如表 6 和表 7 所示。表 6 中加入了省区固定效应和时间固定效应，回归结果显示，统一户籍登记制度显著提升了个人持有的股票价值和个人在股票账户上的余额，显著降低了商业人寿险和商业健康险的购买额度，其经济学含义和统计学含义相较于主回归均未发生变化。表 7 中加入了省区固定效应、时间固定效应及其交叉项，回归结果表明，对于股票价值和股票账户余额，“是否统一户籍登记”的政策影响均在 1% 的水平上显著，且经济含义为正向促进作用；对于健康险保费，“是否统一户籍登记”的政策影响系数在 5% 的水平上显著为负；对于人寿险保费，“是否统一户籍登记”的系数虽然不具有统计意义上的显著性，但其系数的经济含义未发生变化。就政策含义而言，表 6 和表 7 与主回归保持一致，证明了结果的稳健性。

表 6 省区固定效应

变 量	股票价值 (1)	股票账户余额 (2)	人寿险保费 (3)	健康险保费 (4)
是否统一户籍登记	0.12*** (0.03)	0.37*** (0.09)	-0.13* (0.07)	-0.18* (0.10)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19 123	26 908	15 362	7 491
调整后的 R^2	0.10	0.01	0.15	0.03

表 7 省区固定效应及其交叉项

变 量	股票价值 (1)	股票账户余额 (2)	人寿险保费 (3)	健康险保费 (4)
是否统一户籍登记	0.10*** (0.03)	0.38*** (0.09)	-0.11 (0.07)	-0.19** (0.10)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
固定效应交叉项	控制	控制	控制	控制
观测值	19 123	26 908	15 362	7 482
调整后的 R^2	0.11	0.03	0.15	0.04

(七) 统一户籍的政策效应：以户籍制度省区试点为切入点

在上述实证策略中，本文已经通过研究设计解决了大部分内生性问题。首先，从时间演进的角度来说，统一户籍登记政策在全国各地区的实施时间具有很大差异，在演进过程中统一户籍登记政策推进程度逐步加深且不具有线性特征。也就是说，统一户籍登记政策是多时点弥散推行的；即使有其他政策干扰，相关政策与多时点分别推行的统一户籍登记也很难保持时间上的一致，加之统一户籍登记政策和其他政策实施的双重外生性，两者的交叠就更不会影响户籍制度的测评结果。其次，统一户籍政策在全国的推进具有地区差异性，不同省市区的推进程度呈现出明显差异（如图 1 所示）。实地访谈的证据表明，统一户籍登记的实践中，公安机关并非采用强制命令、统一转化的方式，而是在个人办理户籍业务时进行告知和转化。由于个人办理户籍业务这一事件具有随机性，且户籍业务包括居民临时身份证的办理、居民身份证的管理和本市人口信息查询、核对、

更正纠错等一系列偶然发生的业务，采用个体统一户籍登记作为识别策略较少存在逆选择问题，因此可以建立统一户籍登记个体和传统户籍登记个体的一对可比反事实。同时，户籍身份转换的非强制性也使得还有省市区未实现全域的统一户籍登记，这一条件使得控制组和处理组具有代表性，控制组和处理组的差异在控制省区固定效应后即体现为户籍制度所造成的差异。

由于统一户籍登记制度以省级行政层级为推进单位，本文以各省政府官网、北大法宝、西南财经大学户籍政策文件数据库为文件来源，从省、自治区和直辖市的政策文件出发，以各省首份决定实施统一户籍登记制度的政策文件所规定时间，为该省实行统一户籍登记制度的时间。设定个体问卷时间大于和等于该政策时间时政策变量 ($Hukou_Prov_j$) 取值为 1，问卷时间小于该政策时间时政策变量取值为 0，以此代替模型 (1) 中的 $Hukou_{it}$ ，建立省区政策试点的渐进 DID 策略，其中协变量与稳健性检验的第四部分保持一致。由于政策变量 $Hukou_Prov_j$ 在省区范围内定义，本文依照稳健性检验的第五部分，控制了省区固定效应。为了进一步讨论模型的稳健性，本文还加入了股票和保险相对于总资产的比例作为因变量，以避免股票和保险购买的绝对数值造成测量误差。除前文提到的股票价值比例，本文还分别定义股票账户余额比例、人寿险保费比例和健康险保费比例为股票账户余额、人寿险保费和健康险保费与个人拥有总资产的比值，以此作为新的被解释变量。基于以上，本文构建模型如下：

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta_1 Hukou_Prov_j + \delta X_{it} + \tau_t + \rho_{j,t} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

依照省区试点建立的渐进 DID 策略既可以探究省区户籍政策的整体作用，也可以检验主回归结果中采用个体政策试点作为识别策略的稳健性，探究微观个体政策适用性与宏观政策适用性之间的协同性，所得结果如表 8 所示。表 8 第 (5) 列和第 (6) 列表明，在个体所在省区实施统一户籍登记制度以后，个体所购股票价值占总资产的比例提高了 0.7%，在股票账户中的账户现金余额占总资产的比例提高了 0.4%，这两个结果在 1% 的显著性水平下呈现为正向促进作用。表 8 第 (1) 列和第 (2) 列也表明，统一户籍对个体购买股票行为的经济含义与主回归一致。同时，表 8 第 (3) 列、第 (4) 列、第 (7) 列和第 (8) 列表明，个体花费的健康险保费因省区实施的统一户籍登记制度降低了 24%，健康险保费占总资产比例降低了 0.2%，两个结果均具有统计学含义。从整体上看，以户籍制度省区试点为切入点的识别结果与主回归模型保持一致，表明无论是采用省区政策试点还是采用个体统一户籍登记制

表 8 以户籍制度省区试点为切入点的双重差分法

变 量	股票价值	股票账户 余额	人寿险 保费	健康险 保费	股票价值 比例	股票账户 余额比例	人寿险 保费比例	健康险 保费比例
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
统一户籍 登记政策	0.07 (0.04)	0.26* (0.14)	0.05 (0.10)	-0.24** (0.12)	0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)	-0.01 (0.01)	-0.00* (0.00)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	13 570	19 046	11 346	5 744	13 570	19 046	11 346	5 744
调整后的 R^2	0.191	0.029	0.172	0.034	0.157	0.048	0.070	0.172

注：股票价值、股票账户余额、人寿险保费、健康险保费及控制变量中的教育年份、净资产均为对数取值。由于比例提升数值限制，结果保留两位小数，括号为所估计系数的标准差。保留三位小数时，股票账户余额比例系数为 0.004，健康险保费比例系数为 -0.002。

度的适用性作为识别策略,统一户籍登记制度的识别结果均是提高了个体的风险承担水平和风险资产的购买水平,降低了商业保险的购买水平,风险承担意愿得到提升。

(八) 统一户籍影响投资行为的机制分析

实行统一户籍登记制度后,个体倾向于提高股票投资这一风险增量管理行为而倾向于降低保险购买这一风险减量管理行为。从理论上讲,这是因为统一城乡户籍登记打破了城乡之间的沟通壁垒,推动了城乡之间的社会互动,使得微观个体拥有更高的风险承担意愿,但有关影响机制有赖相关实证依据的验证。在此动因下,本文基于 CHFS 数据提供的问卷调查,基于风险偏好程度、居民主观幸福感和金融信息关注度三个指标构建中介变量,以此初步探讨统一户籍影响个体投资行为的机制。

理论假说已经表明,居民的风险态度和风险管理行为密切相关;而实际上,居民主观幸福感与城乡身份认同和投资行为也有着密切的关系。“仓廩实而知礼节”,居民理财行为是生活状态的后置行为,更安定的生活使得个体转而采取更主动的风险管理手段。然而,由城乡户籍身份带来的社会生活机会不均等会降低居民主观幸福感(何立新和潘春阳,2011)。同时,我国低收入群体和在户籍地以外生活的个体,由于在获得公共服务方面处于相对劣势地位,对公共服务满意度较低,而较低的公共服务的可得性与满意度也会降低部分居民的主观幸福感(周绍杰等,2015),从而影响居民的风险管理行为。统一户籍可能通过提高个体的风险偏好和居民幸福感来提高个体的股票投资程度、减少个体的减量风险管理意愿,而更高的社会互动程度也可能正面影响个体的投资意愿。显而易见地,更高的社会互动程度可以带来更多的沟通机会,个体通过社会互动将有更多获取信息的渠道,从而拥有更高的金融信息关注度。因此,本文根据 CHFS 调查数据,构造了一系列中介变量进行分析。针对风险偏好 CHFS 问卷调查设置了诸多问题,但由于在不同年度问卷中部分问题表述有所差别,本文在 2013—2019 年四期数据中,采用了各年度表述均相同的关于不同风险程度资产投资意愿这一问题衡量个体的风险偏好程度,数据取值为 1 到 5 的整数,数值越高表明个体的风险承受程度越高。居民主观幸福感变量方面,根据 CHFS 的问卷设计,调查幸福感的问题表述为“总的来说,您现在觉得幸福吗?”,要求被调查者选择以下五项:“1. 非常幸福”、“2. 幸福”、“3. 一般”、“4. 不幸福”、“5. 非常不幸福”,以此将“居民主观幸福感”作为中介变量,使用基准回归模型进行分析。在金融信息关注层面,本文采用 CHFS 问卷在各年度表述相同的“对经济、金融方面的信息关注程度”这一问题作为衡量变量,在 1 到 5 的变量分布中,越高的数字代表了越高的信息关注度,以上指标构建思路也与已有文献保持了一致(任昶宇等,2020;尹志超等,2015)。

根据相关文献(Dell, 2010),如果变量 M 是 X 和 Y 之间的机制,且 M 和 Y 之间必然存在关联,那么将 M 放入主回归模型当中代替 Y 的位置, X 对 M 影响效应的方向就是 M 作为 X 的机制以影响 Y 的渠道。在本文中,统一户籍身份在主回归中正向影响股票资产购买、负向影响保险资产购买,且具有统计学意义,证实了 X 对 Y 的正向关系。而风险偏好程度和金融信息关注度被认为是影响居民资产配置的关键因素(宗庆庆等,2015;尹志超等,2015;唐棣和金星晔,2022),作为投资者教育的一环,更高的金融知识可得性可以提高家庭金融市场的参与程度(周弘,2015),而居民幸福感作为生活安稳性的象征,对居民的风险承担行为有正向作用。本文的理论框架也表明,更高的风险偏好可以提高居民的风险承担意愿,进而提高风险资产的配置占比,减少保险资产的购买额度。从而,风险偏好程度、居民幸福感和金融信息关注度这一机制变量 M 作为影响家庭金融资产的关键因素,和 Y 存在

逻辑上和理论上的必然联系。因此,只要证明统一户籍身份变量 X 对 M 的作用,即可认为风险偏好程度、居民幸福感和金融信息关注度是影响户籍身份和资产配置渠道因素。

$$M_{ij} = \alpha + \beta_1 Hukou_{it} + \delta X_{it} + \tau_t + prov_j + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

按照回归模型(6)的设定,表9检验了上述机制在身份认同和投资行为之间的中介效应。回归结果表明,统一户籍登记带来了更高的风险偏好程度,进而使个体投资行为表现出更加激进的特征;统一户籍登记提高了个体居民幸福感和金融信息关注度,表明统一户籍登记后身份刻板印象的打破增强了生活的安定感,增加了社会互动,进一步提高了个体的幸福感和金融信息可获得性及关注度,表明身份认同导致的风险偏好改变和社会互动两个机制是影响统一户籍登记后个体投资行为的重要因素。

表9 机制检验

变 量	风险偏好程度 (1)	幸福感 (2)	金融信息关注度 (3)
是否统一户籍登记	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.03** (0.01)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	309 549	435 598	204 072
调整后的 R^2	0.75	0.64	0.30

注:教育年份、净资产均为对数取值。

(九) 统一户籍、风险消释和其他经济行为

理论分析及实证检验结果显示,统一户籍登记能够提升居民风险增量管理水平,表现为股票资产配置增加;同时,统一户籍登记也能够降低居民风险减量管理水平,表现为保险购买的下降。本部分将进一步研究户口差距消弭带来的身份认同差距消释对居民其他经济行为的影响。

居民消费、借贷与身份认同和心理感受有着密切的关系。当人们与其他社会群体进行比较而发现自己处于劣势、有权享有但无法享有某种社会资源时,会产生自己被其他群体剥夺的负面心理体验,这种消极感受被称为相对剥夺感(relative deprivation)。城乡分离的户籍制度会固化“城里人”和“乡下人”的身份隔阂,与户籍相联系的社会福利体系会进一步加剧城乡机会不均等,在收入、就业、公共服务等诸多方面塑造不同身份群体间的相对剥夺感。这种相对剥夺感不仅仅存在于农村个体中,就业、养老乃至土地权的城乡待遇相对差异,对城市个体、农村个体的心理感知和消费、借贷行为均会产生影响。已有文献对户籍制约下城镇居民和城镇移民的整体消费特点进行了分析(陈斌开等,2010),然而缺乏对居民细分消费行为的细致刻画。基于此,本文考察了统一户籍后整体居民消费行为和几类细分消费行为的变化,用个人收入替代了消费作为控制变量,同时控制了个体固定效应和时间固定效应,回归结果如表10所示。就政策效应而言,居民在统一户籍后整体消费水平受到3%的促进效应,且在1%的显著性水平下成立。值得注意的是,就消费细分项所受到的政策促进效应而言,居民耐用品消费和教育支出在1%的显著性水平下为正,而医药消费和衣物消费则没有受到政策影响。从某种意义上来说,教育是一种特殊的风险投资行为。教育经济学家认为,教育投入的周期长且教育回报不稳定,是一种风险较大的投资产品。在我国,个人教育投资也呈现出了回报不稳定且收益十分有限的特点(Maurer-Fazio, 1999)。

因此,居民个人的教育投资可以被视作一种周期长、回报不确定性强的风险资产,教育投资的上升表明居民的风险偏好更强,风险承担意愿更高,这与主回归研究结论保持一致。作为消费升级的象征,居民耐用品也与生活品质的提升密切相关,统一户籍身份给居民带来的安定感也促进了耐用消费品的购买行为。与耐用消费品形成对比,医药消费、衣物消费等弹性较小的日常开销则没有受到户籍政策的影响。

在居民借贷行为方面,本文将“居民是否借债”作为被解释变量使用基准模型进行分析,回归结果显示,对于是否借债,“是否统一户籍登记”的系数在1%的显著性水平上为正,统一户籍登记显著提高了3%居民的借贷概率。本文实证结果表明,统一户籍登记后,居民对偿债风险的规避程度下降,居民也拥有了更高的借债意愿,表明居民偿债行为及其表征的身份意识、背景风险认知的转变。

表 10 身份认同与其他经济行为

变 量	总消费 (1)	医药消费 (2)	耐用品消费 (3)	衣物消费 (4)	教育支出 (5)	是否借债 (6)
是否统一户籍登记	0.03*** (0.01)	-0.04 (0.03)	0.10*** (0.03)	0.03 (0.02)	0.49*** (0.04)	0.03*** (0.00)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	282 167	273 179	281 247	265 580	278 684	282 167
调整后的 R^2	0.52	0.52	0.62	0.41	0.42	0.44

注:总消费、医药消费、耐用品消费、衣物消费、教育支出及控制变量中的教育年份、个人总收入均为对数取值。

六、结论及建议

社会公平正义是中国特色社会主义的应有之义,城乡区域发展、社会分配制度和公共服务体系的不断完善是中国特色社会主义制度优越性的体现,也是党和人民的 core 关切,社会政策也在与时俱进不断变迁、力求不断增强人民的获得感和幸福感。户籍制度的改革功在当代、利在千秋,是解决我国城乡差距和城乡隔阂的重要手段。国务院《关于进一步推进户籍制度改革的意见》发布实施后,户籍身份的统一也箭在弦上、势在必行,城乡身份认同的取消、统一居民身份认同感的建立,将促进人民对于美好生活的向往,提高人民的认同感、确定性和幸福感。

本文以统一居民户籍登记作为切入点,研究了户籍登记统一安排对个体风险承担意愿的影响。本文发现,通过溶化被污名化的“城外入”身份、解除城乡之间的观念壁垒,户籍制度改革及统一户籍登记制度提高了个体的风险承担意愿。其中,风险偏好程度的增加,社会互动所带来的安定感和金融信息的增加是导致个体提高风险承担意愿的主要渠道。结合一系列稳健性检验,统一户籍登记对个体风险承担意愿的影响为因果效应。机制上,统一登记为居民户口的户籍制度通过心理因素对个体的风险承担行为产生影响,而户籍制度嵌生的社会福利制度所体现的“半个市民权”问题,则需要户籍制度改革的进一步推进得以逐步解决。

区别于以往文献,本文分析了长期以来户籍制度所建构的城乡身份认同对个体风险观念和投资行为的影响,综合社会学理论、心理学理论和经济学理论分离出影响个体风险承

担行为的机制;方法上,本文采用了效用分析框架、渐进 DID 模型衡量了上述因果效应,并用诸多稳健性检验的方法证明了该结论的稳健性。限于数据,本文是基于 CHFS 四年数据进行的全样本推测,其中所得到的结果在大样本条件下成立,但也可能因为样本选取而产生偏差;由于统一户籍登记政策超前于客观条件变化,配套社会保障制度暂时无法与统一的居民户籍身份同步,本文也无法探察这些伴生制度的可能影响。伴随这些制度的推进,我们依然无法探知城乡差异是否可以彻底消除,有关城乡间不平等的议题,也依然值得进一步探讨。

“从群众中来,到群众中去”是我们党的重要工作方法,深入贯彻以人民为中心的发展思想,促进惠民举措落地实施,是人民生活不断改善的前提。以此为落脚点,本文建议如下:第一,统一户籍登记将改变居民的城乡身份认同,影响居民的风险态度,因此建议同步优化对金融市场及城乡经济的管理,提供良好的投资环境与发展环境。第二,统一户籍登记提高了金融信息关注度,因此建议加强金融知识普及、居民金融教育,畅通信息沟通,避免居民投资可能出现的非理性化及盲目化倾向。第三,基于新户籍身份下的社会福利与社会资源分配还未能密切衔接的事实,建议加强农村地区社会保障制度和转移支付等方面的政策倾斜。第四,鉴于统一户籍等级制度会提高人民的普遍幸福感和安全感、降低居民的不确定性,建议完善内生于户籍登记的相关制度,逐步消除城乡制度差异。

参考文献:

1. 蔡昉、都阳、王美艳:《户籍制度与劳动力市场保护》[J],《经济研究》2001年第12期,第41—49、91页。
2. 陈斌开、陆铭、钟宁桦:《户籍制约下的居民消费》[J],《经济研究》2010年第S1期,第62—71页。
3. 陈昊、陈海英、王柏皓:《市民化能提高地方政府教育投入吗?——以户籍制度改革为例》[J],《财经研究》2021年第12期,第79—92页。
4. 陈映芳:《“农民工”:制度安排与身份认同》[J],《社会学研究》2005年第3期,第119—132、244页。
5. 崔岩:《流动人口心理层面的社会融入和身份认同问题研究》[J],《社会学研究》2012年第5期,第141—160、244页。
6. 都阳、蔡昉、屈小博、程杰:《延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利》[J],《经济研究》2014年第8期,第4—13、78页。
7. 甘犁、尹志超、贾男、徐舒、马双:《中国家庭资产状况及住房需求分析》[J],《金融研究》2013年第4期,第1—14页。
8. 高跃光、冯晨、唐雅:《户籍的代际关联、“农转非”与长期人力资本》[J],《世界经济》2021年第11期,第102—120页。
9. 何立新、潘春阳:《破解中国的“Easterlin 悖论”:收入差距、机会不均与居民幸福感》[J],《管理世界》2011年第8期,第11—22、187页。
10. 何晓斌、柳建坤:《中国城市社区中的户籍隔离、群内互动与邻里信任分化》[J],《社会学评论》2021年第6期,第100—117页。
11. 何兴强、史卫、周开国:《背景风险与居民风险金融资产投资》[J],《经济研究》2009年第12期,第119—130页。
12. 李凤、罗建东、路晓蒙、邓博夫、甘犁:《中国家庭资产状况、变动趋势及其影响因素》[J],《管理世界》2016年第2期,第45—56、187页。
13. 李书娟、徐现祥、戴天仕:《身份认同与夜间灯光亮度》[J],《世界经济》2016年第8期,第169—192页。
14. 李涛、郭杰:《风险态度与股票投资》[J],《经济研究》2009年第12期,第41—49、91页。

15. 刘冲、耿伟栋、洪欣欣:《专利质押对企业创新的影响研究》[J],《北京大学学报(哲学社会科学版)》2019年第5期,第101—112页。
16. 卢亚娟、Calum G. Turvey:《中国家庭风险资产持有的影响因素及城乡差异》[J],《财贸经济》2014年第9期,第35、72—81页。
17. 陆益龙:《1949年后的中国户籍制度:结构与变迁》[J],《北京大学学报(哲学社会科学版)》2002年第2期,第123—130页。
18. 宁光杰、段乐乐:《流动人口的创业选择与收入——户籍的作用及改革启示》[J],《经济学》(季刊)2017年第2期,第771—792页。
19. 潘越、宁博、戴亦一:《宗姓认同与公司治理——基于同姓高管“认本家”情结的研究》[J],《经济学》(季刊)2019年第1期,第351—370页。
20. 平新乔:《微观经济学十八讲》[M],北京大学出版社,2001年。
21. 任昶宇、肖潇、周羿:《教育会改变家户的股票市场行为吗?来自义务教育法的证据》[J],《经济学报》2020年第4期,第156—188页。
22. 宋弘、罗吉罡、蒋灵多:《城市落户门槛变化如何影响人才流动与产业创新》[J],《财贸经济》2022年第5期,第82—95页。
23. 孙祁祥、锁凌燕、郑伟:《城镇化背景下社会公平保障体系建设的国际经验及其启示》[J],《中共中央党校学报》2014年第2期,第46—53页。
24. 唐棣、金星晔:《投资者亲社会偏好与风险投资》[J],《金融研究》2022年第5期,第114—132页。
25. 万广华、罗知、张勋、汪晨:《城乡分割视角下中国收入不均等与消费关系研究》[J],《经济研究》2022年第5期,第87—105页。
26. 万海远、李实:《户籍歧视对城乡收入差距的影响》[J],《经济研究》2013年第9期,第43—55页。
27. 汪小圈、张红、刘冲:《幼年饥荒经历对个人自雇选择的影响》[J],《金融研究》2015年第5期,第18—33页。
28. 王爱君:《身份经济学研究述评》[J],《经济学动态》2011年第10期,第120—125页。
29. 魏先华、张越艳、吴卫星、肖帅:《我国居民家庭金融资产配置影响因素研究》[J],《管理评论》2014年第7期,第20—28页。
30. 吴贾、姚先国、张俊森:《城乡户籍歧视是否趋于止步——来自改革进程中的经验证据:1989—2011》[J],《经济研究》2015年第11期,第148—160页。
31. 项蕴华:《身份建构研究综述》[J],《社会科学研究》2009年第5期,第188—192页。
32. 尹志超、宋全云、吴雨:《金融知识、投资经验与家庭资产选择》[J],《经济研究》2014年第4期,第62—75页。
33. 尹志超、宋全云、吴雨、彭嫦燕:《金融知识、创业决策和创业动机》[J],《管理世界》2015年第1期,第87—98页。
34. 张车伟、赵文、李冰冰:《农民工现象及其经济学逻辑》[J],《经济研究》2002年第3期,第9—20页。
35. 张淑华、李海莹、刘芳:《身份认同研究综述》[J],《心理研究》2012年第1期,第21—27页。
36. 郑冰岛、吴晓刚:《户口、“农转非”与中国城市居民中的收入不平等》[J],《社会学研究》2013年第1期,第160—181、244页。
37. 周广肃、樊纲、李力行:《收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资》[J],《世界经济》2018年第4期,第53—74页。
38. 周弘:《风险态度、消费者金融教育与家庭金融市场参与》[J],《经济科学》2015年第1期,第79—88页。
39. 周绍杰、王洪川、苏杨:《中国人如何能有更高水平的幸福感——基于中国民生指数调查》[J],《管理世界》2015年第6期,第8—21页。
40. 周文、赵方、杨飞、李鲁:《土地流转、户籍制度改革与中国城市化:理论与模拟》[J],《经济研究》2017

年第6期,第183—197页。

41. 宗庆庆、刘冲、周亚虹:《社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据》[J],《金融研究》2015年第10期,第99—114页。
42. Akerlof, G. A., Kranton, R. E., 2000, “Economics and Identity” [J], *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 3: 715-753.
43. Akerlof, G. A., Kranton, R. E., 2002, “Identity and Schooling: Some Lessons for the Economics of Education” [J], *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 4: 1167-1201.
44. Akerlof, G. A., Kranton, R. E., 2010, *Identity Economics* [M], Princeton University Press.
45. Angerer, X., Lam, P. S., 2009, “Income Risk and Portfolio Choice: An Empirical Study” [J], *Journal of Finance*, Vol. 64, No. 2: 1037-1055.
46. Arrow, K. J., 1964, “The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk-bearing” [J], *The Review of Economic Studies*, Vol. 31, No. 2: 91-96.
47. Baptista, A. M., 2008, “Optimal Delegated Portfolio Management with Background Risk” [J], *Journal of Banking & Finance*, Vol. 32, No. 6: 977-985.
48. Berger, C. R., Calabrese, R. J., 1974, “Some Explorations in Initial Interaction and Beyond: Toward a Developmental Theory of Interpersonal Communication” [J], *Human Communication Research*, Vol. 1, No. 2: 99-112.
49. Campbell, J., Viceira, L., 2002, *Strategic Asset Allocation: Portfolio Choice for Long-Term Investors* [M], Oxford University Press.
50. Cardak, B. A., Wilkins, R., 2009, “The Determinants of Household Risky Asset Holdings: Australian Evidence on Background Risk and Other Factors” [J], *Journal of Banking & Finance*, Vol. 33, No. 5: 850-860.
51. Chen, D., Gao, H., Luo, J., Ma, Y., 2020, “The Effects of Rural-urban Migration on Corporate Innovation: Evidence from a Natural Experiment in China” [J], *Financial Management*, Vol. 49, No. 2: 521-545.
52. Cheng, T., Selden, M., 1994, “The Origins and Social Consequences of China’s Hukou System” [J], *The China Quarterly*, Vol. 139: 644-668.
53. Chen, Y., Li, S. X., 2009, “Group Identity and Social Preferences” [J], *American Economic Review*, Vol. 99, No. 1: 431-457.
54. Chen, Y., Shi, S., Tang, Y., 2019, “Valuing the Urban Hukou in China: Evidence from a Regression Discontinuity Design for Housing Prices” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 141: 102381.
55. Dell, M., 2010, “The Persistent Effects of Peru’s Mining Mita” [J], *Econometrica*, Vol. 78, No. 6: 1863-1903.
56. Dohmen, T. J., Falk, A., Golsteyn, B. H. H., Huffman, D., Sunde, U., 2017, “Risk Attitudes across the Life Course” [J], *The Economic Journal*, Vol. 127, No. 605: F95-F116.
57. Grossman, S. J., Stiglitz, J. E., 1980, “On the Impossibility of Informationally Efficient Markets” [J], *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 3: 393-408.
58. Hogg, M. A., 2000, “Subjective Uncertainty Reduction through Self-categorization: A Motivational Theory of Social Identity Processes” [J], *European Review of Social Psychology*, Vol. 11, No. 1: 223-255.
59. Hong, H., Kubik, J. D., Stein, J. C., 2004, “Social Interaction and Stock-market Participation” [J], *The Journal of Finance*, Vol. 59, No. 1: 137-163.
60. Li, P., Lu, Y., Wang, J., 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 18-37.
61. Lv, X. Y., Chen, X. Y., 2023, “Settlement Threshold, Company Transformation and Digital Development” [D], Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4357792>.

62. Mas-Colell, A. , Whinston, M. D. , Green, J. R. , 1995, *Microeconomic Theory* [M], Oxford University Press.
63. Maurer-Fazio, M. , 1999, “Earnings and Education in China’s Transition to a Market Economy Survey Evidence from 1989 and 1992” [J], *China Economic Review*, Vol. 10, No. 1: 17-40.
64. Schildberg-Hörisch, H. , 2018, “Are Risk Preferences Stable?” [J], *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 32, No. 2: 135-154.
65. Sicular, T. , Ximing, Y. , Gustafsson, B. , Shi, L. , 2007, “The Urban-Rural Income Gap and Inequality in China” [J], *Review of Income and Wealth*, Vol. 53, No. 1: 93-126.
66. Song, Y. , 2014, “What Should Economists Know about the Current Chinese Hukou System?” [J], *China Economic Review*, Vol. 29: 200-212.
67. Wang, F. , Milner, C. , Scheffel, J. , 2021, “Labour Market Reform and Firm-level Employment Adjustment: Evidence from the Hukou Reform in China” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 149: 102584.
68. Welch, F. , 1999, “In Defense of Inequality” [J], *American Economic Review*, Vol. 89, No. 2: 1-17.
69. Yang, D. T. , 1999, “Urban-Biased Policies and Rising Income Inequality in China” [J], *American Economic Review*, Vol. 89, No. 2: 306-310.
70. Zetterdahl, E. , Hellström, J. , 2015, “Ladies and Gentlemen: Gender Identity and Financial Risk-Taking” [J], *Umeå Economic Studies*, Vol. 905.

Household Registration System, Identity Recognition and Risk-taking: Analysis based on CHFS Data

Suo Lingyan¹, Chen Xiaoyu², Wang Zhengwei², Lyu Xinyi¹

(1. School of Economics, Peking University)

(2. PBC School of Finance, Tsinghua University)

Abstract: Eliminating the urban-rural dichotomy and promoting the integration of urban and rural areas is an important issue. The reform of the unified household registration system marks the end of the dual urban-rural household registration system that distinguishes “agricultural” and “non-agricultural” household registration, and resulting changes in residents’ identity may profoundly affect their behaviors. We explore the impact of the unified household registration system on individual risk-taking from a microscopic perspective, with the aim of discovering the deep-seated mechanisms that influence individual economic behavior and financial decisions. We find that the institutional arrangement of unified household registration dismantles the identity separation between urban and rural areas, which releases the prudent risk attitude caused by “identity uncertainty”, promoting individuals to engage in more proactive risk-taking behavior. Further, higher risk preference and enhanced financial knowledge, facilitated by the unified household registration system, are potential channels through which risk-taking intentions are influenced.

Keywords: household registration system; identity recognition; risk-taking

JEL Classification: G11;J18; P35