

## 户口改变对流动人口家庭消费的影响

——来自微观追踪数据的证据

王乙杰 孙文凯\*

---

**内容提要** 本文基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据, 实证分析了户口改变对流动人口家庭消费行为的影响。通过采用倾向得分匹配与双重差分相结合方法克服遗漏变量和自选择性问题, 本文发现户口改变显著提高了农民工群体的家庭消费支出, 短期内消费增加主要源于收入效应, 中期收入效应和社会保障变动同时发挥了作用; 而对于城城流动人口, 获得本地城市户口对其家庭消费行为没有产生显著影响。此外, 本文发现户籍改革对消费率的促进作用在中期才能显现。本文为理解户籍制度对消费影响提供了新证据, 并且有直接政策含义, 即户籍开放应更多关注农民工群体, 对户籍开放的经济效应也应有长远眼光。

**关键词** 户籍制度 流动人口 家庭消费 双重稳健模型

---

### 一 引言

消费不足是长期困扰中国经济的一个突出问题。一些发达国家, 例如美国和日本, 消费率远高于中国。2017 年, 美国居民消费率和总消费率分别为 68.8% 和 83.1%; 日本为 55.7% 和 75.5%。一些发展中国家的消费率也高于中国, 如印度 2017 年总消费率

---

\* 王乙杰, 山东大学亚太研究所、山东大学公共治理研究院, 电子邮箱: wangyijie@ruc.edu.cn; 孙文凯 (通讯作者), 中国人民大学经济学院, 电子邮箱: sunwk@ruc.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年项目“社会身份认知对流动人口的经济影响及其政策应用”(批准号: 71603266)、国家自然科学基金面上项目“促进居民消费和优化消费环境的助推机制研究”(批准号: 71673282) 对本文研究的资助。

和居民消费率分别为 70.2% 和 58.9%<sup>①</sup>。过去多年中国的居民消费率和总消费率呈现总体下降趋势，2017 年分别仅为 38.4% 和 52.6%<sup>②</sup>。朱天和张军（2014）的研究指出，中国低消费率有大约 10% 来自于统计方法的偏误，但即便如此，中国的低消费率高储蓄率仍是共识。

目前对中国低消费现象有众多解释，部分研究从中国独特户籍制度所产生的庞大农民工群体的消费行为入手进行分析。农民工及其家庭的经济行为既不同于传统在农村务农的居民，也不同于拥有城市户口的居民（国务院发展研究中心课题组，2010；樊纲、郭万达，2013）。在消费行为方面，农民工相比于城市居民和农村未外出居民，家庭消费率是三个群体中最低的，并且呈现下降趋势，这是中国低消费率的重要原因（张勋等，2014）。从消费构成来看，农民工与城市居民有着显著差异：农民工的消费模式相对单一，生存性消费在其支出中仍占据主要地位（国务院发展研究中心课题组，2010）。除了研究关注较多的农民工群体，户籍制度还产生了大量具有非农户口、但没有流入地城市本地户口的城城流动人口，即从一个城市迁移到另外一个城市工作的人口。目前对这部分人口的专门统计数据和研究较少，但在理论上，因为没有流入地的本地户口，这部分人群同样难以充分享受城市本地的公共服务和社会福利，从而使其家庭消费行为和本地城市居民存在差异。例如北京的大量“北漂”人群，虽然具有家乡的城市户口，但是没有获得北京的城市户口，在京生活仍然面临诸多消费约束。本文将农民工和城城流动人口统称为流动人口，分别进行分析。

一些文献通过比较农民工和城镇居民，将这两个群体之间差值近似为户口对于农民工群体消费的限制程度，进一步近似为放松户口限制后农民工群体消费潜力的释放空间（蔡昉，2011；陈斌开等，2010；国务院发展研究中心课题组，2010；Chen et al., 2015）。这一结论隐含假设了农民工群体获得户口后会像城镇居民那样消费。但是农民工与城镇居民的异质性不仅来源于户口身份，生活观念、行为习惯、文化习俗等都会导致两类群体的边际消费倾向和消费偏好存在差异，所以获得城市户口的农民工未必会像城市居民那样消费。农民工和城镇居民之间可比性值得质疑。因此，本文没有采用文献中常用的对比农民工和城镇人口的方法，而是在农民工内部寻找可比的对照组和处理组，通过对比获得城市户口的农民工人口和户口没有改变的农民工人口，更加准确地度量农

① 来自世界银行世界发展指数数据库。

② 根据《中国统计年鉴》相关数据计算得到。

民工在获得本地城市户口后消费行为的变化。目前针对城城流动人口的相关分析较少。本文同样认为,相比将城城流动人口和本地城市居民进行对比,在城城流动人口内部寻找可比的对照组和处理组可以更加准确地分析户口获得对其消费行为的影响。

户籍制度对流动人口消费行为的扭曲,不仅因为直接的身份效应,更来源于本地城市户口所蕴涵的公共服务和社会福利价值。具体来说,户口在当今中国的作用可以分为两类:一个是身份效应,即劳动力市场存在户口歧视;一个是价值效应,即不同户口状态人口无法同质性地享受城市地区政府提供的公共服务和社会福利,从而使得居住在相同城市的不同户口状态人口的生存成本不同(Song, 2014)。值得注意的是,近些年随着户籍制度改革不断深入,城市本地户口的价值在不断削弱。2014年7月,国务院发布《关于进一步推进户籍制度改革的意见》(国发〔2014〕25号),提出进一步调整户口迁移政策,统一城乡户口登记,全面实施居住证制度,保障农业转移人口及其他常住人口合法权益等。2016年,国务院进一步出台《推动1亿非户籍人口在城市落户方案》,展示了推进农村人口进城落户的决心。本文作者曾于2017年8月调查广东、浙江、黑龙江等八个省份的户籍改革状况,发现各省基本都统一了居民户口登记,完善了城市居住证制度,降低了城市落户门槛,对流动人口和农业人口的公共服务覆盖持续扩大,财政在教育、失业保障、住房等方面都有相关资金支持。户籍制度改革对本地城市户口价值的削弱,也表现在流动人口长期落户意愿在近年有所下降。另根据国家卫计委流动人口动态监测数据计算发现,2010年愿意长期留在本地的流动人口比例为63%,2014年下降为56%,到2017年进一步下跌到43%。一些学术研究也发现了这个特点(唐宗力, 2015; 劳昕、沈体雁, 2015)。

户籍制度改革使得2014年成为重要分界点。2014年前城市落户难度大,本地城市户口价值高,各项影响机制都在起作用,户口获得对于流动人口消费行为的影响较大;2014年后落户难度降低,随着对流动人口公共服务覆盖的扩大,某些影响机制也不再发挥作用,因此城市户口获得的消费效应也可能随之降低。可以说,针对2014年前获得城市户口的流动人口分析,可以得到户口改变对于流动人口消费影响的上限,也可以讨论户口改变对流动人口消费影响的全部机制,这正是本文要分析的目标。因此,本文使用中国家庭追踪调查2014年及之前数据进行研究。

本文的边际贡献体现在:第一,从户籍制度层面分析居民消费行为。在中国户籍改革大背景下,流动人口获得城市户口越来越容易,研究流动人口户口改变对其消费行为影响对于评估户籍改革的经济效应有现实意义。第二,本文不沿用文献中直接对比农民工和城镇人口的做法,而是在流动人口内部寻找可比的对照组和处理组,从而

更加准确地度量流动人口在户口获得后消费行为的变化。第三，本文不是简单地将户口当作一个笼统的制度变量，而是试图具体分解户口对流动人口消费的影响机制。第四，在识别方法上，本研究使用倾向得分匹配和双重差分相结合的方法构造反事实，科学严谨地估计户口改变的消费效应。

本文剩余部分安排如下：第二部分对文献进行总结和述评；第三部分介绍研究使用的数据和主要方法；第四部分分析户口变化后流动人口家庭消费行为的变化；第五部分对基准结论进行稳健性讨论；第六部分进行机制分析；第七部分讨论户口改变对消费率的影响；第八部分给出主要结论和政策建议。

## 二 文献回顾

### （一）关于中国居民消费的探讨

关注中国居民消费不足并进行定量分析的研究出现较早，并总结了一些可能的影响因素，如年龄结构（Modigliani & Cao, 2004）、消费习惯（Chamon & Prasad, 2010）、社会文化（Carroll et al., 1994）、相对收入（Sun & Wang, 2013）、预防性储蓄（万广华等, 2001；罗楚亮, 2004；孙文凯、白重恩, 2008）等。Chamon & Prasad (2010) 使用城镇家庭调查数据对各种可能解释进行了总结性分析，认为生命周期不平滑的消费、为应对住房、教育和医疗等各种潜在支出的储蓄以及消费习惯等都导致中国居民消费不足。

### （二）对流动人口消费的研究

部分研究指出了流动人口消费率低、消费单一等现象。流动人口消费率低有多重原因。由于不具有真正的城市居民身份，流动人口就业通常更不稳定，更容易遭受周期性失业的冲击<sup>①</sup>。流动人口收入通常较低，所享受的社会保障和社会保护较少<sup>②</sup>，而且不能均等地享受义务教育和保障性住房等方面的公共服务（樊纲、郭万达, 2013；张勋等, 2014）。若干研究表明，社会保障覆盖能够促进消费，未被社会保障覆盖或者社会保障水平低，则会造成对未来的不稳定预期，从而制约消费（Darby & Munnell,

① 2008年金融危机发生后，7000万在城镇就业的流动人口春节提前返乡，其中有1200万是因为与金融危机有关的因素而返乡的（盛来运, 2010）。这是周期性失业影响流动人口的典型例证。

② 大多数流动人口未被社会保障体系覆盖，目前流动人口参加养老保险和医疗保险的比例均不到20%（国家统计局农村社会经济调查司, 2014）。

1976; 钱文荣、李宝值, 2013)。一些直接针对流动人口的研究显示了社会保障对消费促进的重要性(卢海阳, 2014; 明娟、曾湘泉, 2014)。

也有一些比较全面的关于流动人口消费影响因素的分析。如孔祥利和栗娟(2013)利用全国28省市1860份流动人口消费调查数据,讨论了流动人口消费的影响因素,指出流动人口消费受经济、社会以及个人三维条件的约束。曹广忠等(2012)基于12个城市的抽样调查数据,对流动人口家庭消费结构的层次特征、城乡差异及其影响因素进行了分析,发现流动人口家庭消费中生存消费仍占有绝对比重,高层级消费处于抑制状态,未来倾向于定居城市的流动人口家庭消费结构层次明显高于未来打算返回老家的家庭,受教育水平的提高可以带动流动人口家庭在地位消费和享受消费上的支出。

对消费参照系的研究提供了理解流动人口消费行为的新视角,即流动人口消费时参考哪个群体的消费水平会对其消费有显著影响。Sun & Wang(2013)的研究指出,农村户口流动人口消费很大程度参照其所在村其他居民的消费水平。农村户口流动人口在身份上仍然是“农民”,但在城市工作有相对于普通农民更高的收入,如果其仍然参照农村居民的低消费水平,其消费率必然较低。也有一些研究从融入城市社会视角讨论了流动人口消费。汪丽萍(2013)指出新生代流动人口由于更认可城市生活而可能超前消费。张文宏和雷开春(2008)发现流动人口在城市的居住时间越长,其社会融合程度越高,同时家庭消费显著增加。

### (三) 从户口视角解释流动人口消费行为的研究

从中国户籍改革角度分析户口对流动人口消费影响的研究相对较少。蔡昉(2011)指出,农村劳动力向城市转移增加了农民家庭收入,有利于形成新的消费群体。但是,由于不完全的城市化,没有实现流动人口户口身份的转换,未能把流动人口纳入城市基本公共服务体系,使得流动人口尚未成为足够大的消费群体。社会保障制度的完善、劳动力市场制度的建设和包括户籍制度改革在内的相应制度变革,有助于挖掘流动人口的消费潜力。该研究提供了一些基本的总量数据描述,更多属于理论探讨。国务院发展研究中心课题组(2010)运用CGE模型,分析了流动人口市民化对扩大内需和经济增长的影响,这是一个理论模拟结合总量数据的分析。研究得出,流动人口市民化可以促进居民消费和固定资产投资的增长,降低经济增长对进出口的依赖程度。市民化还可以改善流动人口的消费结构,增加流动人口对工业产品和服务业的需求。陈斌开等(2010)利用2002年家庭收入调查数据(CHIPS)对比分析了流动人口和城镇居民边际消费倾向差异,认为如果不考虑政策调整的一般均衡效应,放松户口限制可以使2002年迁移人口人均消费水平提高20.8%,居民总体消费水平提高2.2%。Chen et

al. (2015) 使用类似数据估计了户籍制度对于流动人口消费行为的抑制效应，通过倾向得分匹配方法比较流动人口和与其可比的城镇居民，发现相比城镇居民，流动人口的消费支出低 16% 至 20%，消费率低 6.7% 至 8.5%。

上述从户籍改革视角对流动人口消费行为进行分析的文章，有的运用如 CGE 理论模型或通过简单讨论进行分析，缺少实证支持；而使用横截面数据进行实证分析的文章普遍面临遗漏变量导致的内生性等技术问题，做不到有效识别。直接对比流动人口和城镇居民的消费行为时还面临这两个群体之间可比性差的问题。相比于已有研究，本文寻找可比的对照样本，采用更加严谨的实证分析方法深入研究户口改变的消费效应，并区分了城乡流动和城城流动人口，考察了户口获得的不同时期消费效应。

### 三 数据描述与研究方法

#### （一）数据介绍

本文使用的微观数据是中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）。CFPS 由北京大学中国社会科学调查中心执行数据收集，调查覆盖 25 省市，涵盖中国 95% 的人口。CFPS2010 年基线调查的样本包含了 107 个区（县）、424 个村（居），共有 9500 个家户和 21760 个成人样本数据。经 2010 年基线调查界定出来的所有基线家庭成员及其今后的血缘、领养子女将作为 CFPS 的基因成员，成为永久追踪对象。目前已经有 2010 年、2012 年、2014 年、2016 年、2018 年追踪数据。考虑到 2014 年以后年份各地强力推进户籍制度改革，本文只使用了 2010 年、2012 年和 2014 年三年数据。

#### （二）流动人口识别

CFPS 虽然没有直接的问题来区分流动人口，但调查的户籍所在地和现居住地差异可以方便本文识别流动人口。本文首先排除 CFPS 中的农村家户，将分析限定到城市家户。根据 Song (2014) 对中国户口体系的总结，户口同时具有两个重要属性，一个是类型属性（农业和非农业），一个是属地属性（当地和外地）。根据户口属地属性，可以将这些居住在城市的家户分为两类：本地居民和流动人口<sup>①</sup>。本地居民是指持有本区

<sup>①</sup> CFPS 中询问了现在户口所在地是本村/居委会、本乡/镇/街道的其他村/居委会、本县/县级市/区的其他乡/镇/街道、本省的其他县/县级市/区，境内其他的省/自治区/直辖市。本文将本地的范围限制在前三种情况，如果户口所在地为本省的其他县/县级市/区或者其他省/自治区/直辖市，则不将其视为本地。

县城市户口的家户。流动人口是居住在本区县的城市地区、但并不具有本区县城城市户口的人群。据户口类型属性,可以进一步将流动人口区分为两类,一类为农民工(持有农村户口)<sup>①</sup>;一类为城城流动人口(持有外地城市户口)。

### (三) 处理组和控制组定义

CFPS 追踪数据性质使得本文可以观察到受访者户口身份及经济行为的变化,本文主要关注流动人口(农民工和城城流动人口)在获得本地城市户口后家庭消费行为的变动。将户口改变明确为获得本地城市户口而非获得城市户口,是因为户口改变的两个维度,一个是从农村改变为城市的户口类型改变(获得城市户口),一个是从外来变为本地的户口属地改变(获得本地户口),共同决定了不同户口类型群体所适用的不同政策,从而决定了流动人口在城市的消费行为。

本文关注的是户口获得正向变化所带来的影响,因而对于逆方向的少量特殊情况,包括农民工户口由本地农村变为外地农村、农民工户口由外地农村变为本地农村、城城流动人口户口由城市变为农村等,均予以删除。此外,无法识别户口变动的情况也予以删除。表1报告了2010年城市流动人口在2012年的户口变动情况。可以发现大部分农民工户口保持不变,发生变动的群体中户口由农业变为非农情况较多,这与农民工中本地农民工占比更大有关。城城流动人群中户口变动的情况更多,这也与目前户籍改革实践中城城流动人口比农民工更可能获得流入地户口的情况一致。本文的处理组为户口由农村变为本地城市的农民工和户口由外地变为本地的城城流动人口,对照组为户口性质和户口所在地均没有变化的对应群体(农民工/城城流动人口)。最终得到对照组和处理组分布情况:获得本地城市户口的农民工有169个,户口没有变动的农民工有1437个;获得本地城市户口的城城流动人口有106个,户口没有变动的城城流动人口有66个。

户口所在地及户口类型发生变化的原因包括:在城市就业生活,满足该地落户条件,例如积分落户、购房等等;土地被征用从而通过拆迁落户;建制改变,例如乡镇、城镇边界扩张、整村搬迁等等;读书、参军造成的临时落户。本文基本可以排除后三种情况造成的户口变动。首先,根据问卷中“过去一年是否经历住房拆迁”这一问题,发现本文所分析的户口改变的流动人口中并没有人报告经历拆迁。其次,基于

<sup>①</sup> 值得注意的是,本文农民工定义与国家统计局《农民工监测调查报告》中的定义有所不同。国家统计局将农民工定义为户口仍在农村在本地从事非农产业或外出从业6个月及以上的劳动者,将进城农民工定义为居住在城镇地域内的农民工。因此本文的“农民工”对应着国家统计局的“进城农民工”。因而,本文分析进城农民工户口获得的影响,而不是全体农民工,主要排除的是本地从事非农产业的农民工和外出在其他乡村就业的农民工。

CFPS 的数据抽样方式，本文的分析对象为居住在农村的农村人口，而建制改变会使得居住在农村的农村人口最终成为居住在城市的城市人口，并不存在作为流动人口的过度阶段，并且经过检验本文所涉及的村委会也没有出现全体人员户口改变的情况。此外，本文使用的样本排除了读书、参军造成的临时落户，CFPS 数据的抽样方式并不包括学校、军队这些特殊地点，并且本文所分析的户口变动的流动人口中也没有涉及学生和军人。综上所述，本文分析主要针对流动人口在城市达到一定标准后满足落户条件而获得本地城市户口的情况。

表 1 2010 - 2012 年流动人口户口变动

户口性质	不变	农业 - 非农	合计
农民工	1437	179	1616
城城流动	172	0	172
户口所在地	不变	外地 - 本地	合计
农民工	1599	17	1616
城城流动	66	106	172

注：本文目的是识别户口改变效应，虽然经过严格处理后样本量较少，但满足统计检验的样本要求。  
资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年和 2012 年数据计算得到。

#### （四）描述性统计

虽然 CFPS 提供了四类家庭支出，分别是消费性支出、转移性支出、保障性支出和建房购房贷款支出，但为了与相关文献保持一致（陈斌开等，2010；Chen et al., 2015），本文只选取了家庭消费性支出作为主要研究对象<sup>①</sup>，具体包括食品支出、衣着支出、交通通讯支出、家庭日常/家电/服务支出、居住支出、医疗保健支出、文娱休闲支出、教育支出和其他支出。表 2 报告了处理组和控制组在不同年份之间消费情况的变化，可以发现农民工群体的处理组样本消费支出的绝对值和年度增幅都要大于控制组样本；城城流动人群的消费模式则不同于农民工群体，其处理组样本的消费支出反而小于控制组样本，并且年度增幅的变动在处理组和控制组之间没有表现出规律性。

<sup>①</sup> 根据《中国家庭追踪调查用户手册（第三版）》，尽管 CFPS 支出问卷的明细内容及提问形式在不同调查轮次间存在变动，在一定程度上影响到了测量的精度，但总的来说，支出的大类基本一致，跨年份的消费性支出和总支出的综合变量基本可比。由于调查数据搜集的支出数据不可避免地存在异常值，本文对家庭消费支出采用 0.5% Winsorize 极端值处理方法，排除极端值的影响。具体做法为：如果一个样本家庭消费支出大于 99.5 分位数或者小于 0.5 分位数，则该样本被删除。



表2 流动人口家庭人均消费变动情况

		2010年			2012年			2014年		
		观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
农民工	处理组	169	8571	5659	169	13452	9782	125	18507	18411
	控制组	1437	6838	8777	1437	9856	8749	1147	12410	12134
城城流动	处理组	106	14300	11328	106	20713	19965	79	24358	22299
	控制组	66	20757	29402	66	32708	41588	44	33581	23131

注：为了消除通货膨胀的影响，家庭支出按照分省居民消费价格指数进行了调整，以2010年为100；相比2010-2012年追踪数据，2014年样本量缺失是因为有的家庭进行了重组和变动（体现为家户号的变化），无法与基年的情况进行合理对比，因此予以删除。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010年、2012年和2014年数据计算得到。

除了消费模式上的差异，处理组和控制组在家庭特征方面也存在较大不同。从表3可以看出，农民工群体中，获得本地城市户口的处理组家庭户主的年龄、教育水平高于一直未能获得城市户口的家庭，家庭收入和家庭净资产也表现出类似特征，并且家庭规模较小、老年人占比较低、孩子占比较高。不同于农民工群体，城城流动人口中获得本地户口的处理组家庭收入和净资产反而低于一直未能获得本地户口的家庭，户主的教育水平也较低。不过类似农民工群体，家庭规模较小、老年人占比较低、孩子占比较高。这意味着户口改变的流动人口家庭本身存在一定选择性，而本文使用的匹配和双重差分结合方法一定程度上能够解决这个问题。此外，考虑到农民工群体和城城流动人群的处理组和控制组在消费模式和家庭特征方面的差异性，本文对农民工群体和城城流动人群分别进行分析。

表3 流动人口特征变量描述性统计

	变量	处理组			对照组		
		观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
农民工	户主年龄	169	53.01	13.38	1437	48.27	11.89
	户主性别(1=男性, 0=女性)	169	0.657	0.476	1437	0.713	0.453
	户主婚姻(1=在婚, 0=其他)	169	0.834	0.373	1437	0.914	0.280
	户主教育年限	169	7.91	4.856	1437	6.70	3.916
	户主健康(1=非常健康, 5=不健康)	169	1.852	1.022	1437	1.755	0.959
	户主党员(1=是, 0=否)	169	0.189	0.393	1437	0.057	0.232
	户主民族(1=汉族, 0=少数)	169	0.964	0.186	1437	0.951	0.215
	家庭人口规模	169	3.337	1.362	1437	3.836	1.555
	家庭60岁以上老人占比	169	0.104	0.152	1437	0.149	0.173

续表

	变量	处理组			对照组		
		观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
农民工	家庭 15 岁以下孩子占比	169	0.235	0.344	1437	0.133	0.274
	家庭纯收入的对数	169	10.08	1.131	1437	9.87	1.028
	家庭净资产的对数	169	11.67	3.286	1437	11.13	3.726
城 城 流 动	户主年龄	106	46.65	13.99	66	47.12	15.33
	户主性别(1 = 男性, 0 = 女性)	106	0.623	0.487	66	0.606	0.492
	户主婚姻(1 = 在婚, 0 = 其他)	106	0.783	0.414	66	0.879	0.329
	户主教育年限	106	10.85	3.669	66	11.52	3.465
	户主健康(1 = 非常健康, 5 = 不健康)	106	1.585	0.729	66	1.682	0.826
	户主党员(1 = 是, 0 = 否)	106	0.236	0.427	66	0.136	0.346
	户主民族(1 = 汉族, 0 = 少数)	106	0.943	0.232	66	0.985	0.123
	家庭人口规模	106	2.849	1.614	66	2.879	0.920
	家庭 60 岁以上老人占比	106	0.092	0.152	66	0.116	0.167
	家庭 15 岁以下孩子占比	106	0.199	0.339	66	0.176	0.337
	家庭纯收入的对数	106	10.49	0.718	66	10.98	0.861
	家庭净资产的对数	106	11.86	2.034	66	12.37	3.912

注：为了行文简洁，并且后文匹配也只用了基年的特征变量，本表只报告了 2010 年情况。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年数据计算得到。

### （五）方法介绍

以往研究户籍制度对流动人口消费行为影响的文献，很少用到追踪数据，只使用横截面数据可能忽略流动人口和城市居民不可观测的异质性，使得结论可靠性和外推性受到限制。本文使用包含了丰富个人家庭信息的面板数据，采用倾向得分匹配和双重差分相结合的方法，能够相对有效地解决遗漏变量、样本选择性偏差等问题。倾向得分匹配能够减弱选择性偏误，得到在共同支撑域内可比较的处理组和控制组样本。双重差分又能够帮助克服不可观测变量的影响，尤其是可以消除随时间不变因素和随时间同步变化因素的影响。

在具体数据计算上，两种方法相互结合与普通倾向得分匹配模型最大的不同就是结果变量。结果变量不再是截面数据，而是连续时间内数据的变化值。本文首先对处理组和控制组的家庭消费支出在时间序列上做差，消除不可观测的随时间不变因素影响。然后以差分值得作为被解释变量，通过一系列的特征变量进行匹配，估计平均处理效应。

为了保证结果的可靠性，本文在分析方法上进行了稳健性讨论。首先，将采用

不同的匹配方法进行稳健性检验，来检验结果对匹配方法的敏感性。本文使用了一对一匹配法、k 个最邻近匹配法、半径匹配法、核匹配法和局部线性回归匹配法等来估计平均处理效应。其次，为不同匹配方法尝试不同的匹配参数，检验结果对匹配参数的敏感性。此外，本文也采用了双重稳健模型（Double Robust Model, DR）来估计户口改变对流动人口家庭消费行为的影响，作为倾向得分匹配和双重差分结合方法的稳健性检验。倾向得分匹配方法虽然在匹配的过程中不需要设定方程形式，但是在估计倾向得分的时候，估计方程设定是否正确直接影响了最终估计结果。双重稳健模型也是利用倾向得分来估计处理变量对结果变量的影响，它的优点是可以允许方程形式设定有偏误（Robins & Rotnitzky, 1995, Robins et al., 1995; Robins & Ritov, 1997）。Robins & Rotnitzky (1995) 指出，在倾向得分估计方程和结果估计方程中只要有一个方程形式设定正确，DR 模型得到的结果就会是一致的，因此被称双重稳健模型<sup>①</sup>。

#### 四 实证结果

本文使用倾向得分匹配和双重差分结合方法，估计户口改变对流动人口家庭消费行为的影响。在报告最终估计结果前，需要说明几个辅助结果。首先，匹配方法的基本思路是先估计一个进入处理组的概率，之后按照此概率（即倾向得分）进行处理组和控制组的匹配。例如，处理组为 2012 年获得本地城市户口的农民工家庭，控制组为两年户口保持不变的农民工家庭。表 4 报告了影响农民工群体进入处理组概率的各个因素的估计系数，控制变量选择很大程度参考了已有研究中影响流动人口流动的解释因素（孙文凯等，2011）。其他分析的控制变量类似，但是对城城流动人口的分析不包括是否本地户口这一变量<sup>②</sup>。

表 4 协变量对农民工户口改变的影响

控制变量	系数	标准误
年龄	-0.003	0.068
年龄 * 年龄	0.000	0.001

① 本文采用 Emsley et al. (2008) 提供的 STATA 命令进行 DR 模型估计。

② 出于篇幅考虑具体结果没有报告，感兴趣的读者可以向作者索取。

续表

控制变量	系数	标准误
男性	-0.436 **	0.191
已婚	-0.695 **	0.274
教育年限	0.082	0.105
教育 * 年龄	0.000	0.002
健康水平	0.071	0.090
党员	0.800 ***	0.262
汉族	0.166	0.457
本地户口	-0.409	0.306
家庭规模	-0.206 ***	0.076
15岁以下孩子占比	-0.043	0.667
60岁以上老人占比	0.028	0.426
家庭收入对数值	-0.272	0.684
收入对数值平方	0.029	0.036
家庭净资产对数值	-0.020	0.033
净资产对数值平方	0.007 *	0.004
常数项	-3.123	3.907
观察值数	1606	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.107	

注：因变量为户主户口改变，即该家庭中户主的户口由农村户口变为本地城市户口；控制变量为2010年的户主特征变量和家庭特征变量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010年数据计算得到。

此外，进行匹配后需要检验匹配质量，即平衡性检验。一个办法是观察匹配前后控制组和处理组在各个协变量上均值是否有显著差异。表5报告了农民工群体2010年协变量匹配前后在处理组和控制组间的比较。进行匹配前各个因素在控制组和处理组间差异较大，但匹配后都没有显著区别。总体联合检验也接受这些协变量无差异的结论。同样地，其他分析的匹配结果也通过了平衡性检验<sup>①</sup>。

① 出于篇幅考虑具体结果没有报告，感兴趣的读者可以向作者索取。

表5 协变量匹配质量的检验 (农民工)

变量	样本	均值		T 检验	
		处理组	控制组	T 值	p >  t
年龄	未匹配	53.01	48.27	4.84	0.000
	匹配	51.89	52.63	-0.50	0.615
年龄 * 年龄	未匹配	2988.30	2471.20	5.17	0.000
	匹配	2856.70	2950.30	-0.59	0.557
男性	未匹配	0.66	0.71	-1.51	0.132
	匹配	0.66	0.68	-0.27	0.786
已婚	未匹配	0.83	0.91	-3.38	0.001
	匹配	0.84	0.87	-0.69	0.490
教育年限	未匹配	7.91	6.69	3.72	0.000
	匹配	7.68	7.36	0.66	0.513
教育 * 年龄	未匹配	397.52	305.21	5.80	0.000
	匹配	373.39	365.25	0.32	0.749
健康水平	未匹配	1.85	1.76	1.23	0.217
	匹配	1.85	1.81	0.31	0.759
党员	未匹配	0.19	0.06	6.41	0.000
	匹配	0.15	0.19	-0.97	0.335
汉族	未匹配	0.96	0.95	0.76	0.445
	匹配	0.96	0.96	-0.11	0.913
本地户口	未匹配	0.90	0.92	-0.89	0.376
	匹配	0.90	0.89	0.31	0.759
家庭规模	未匹配	3.34	3.84	-3.99	0.000
	匹配	3.40	3.35	0.28	0.778
15岁以下孩子占比	未匹配	0.10	0.15	-3.17	0.002
	匹配	0.11	0.11	0.10	0.918
60岁以上老人占比	未匹配	0.24	0.13	4.46	0.000
	匹配	0.21	0.25	-0.88	0.378
家庭收入对数	未匹配	10.08	9.87	2.50	0.012
	匹配	10.03	9.98	0.38	0.706
收入对数平方	未匹配	102.88	98.44	2.80	0.005
	匹配	101.92	101.00	0.38	0.701

续表

变量	样本	均值		T 检验	
		处理组	控制组	T 值	p >  t
家庭净资产对数	未匹配	11.67	11.13	1.80	0.072
	匹配	11.59	11.42	0.44	0.660
净资产对数平方	未匹配	147.01	137.85	3.65	0.000
	匹配	145.66	143.55	0.52	0.600
联合检验	Ps R2	LR chi2	p > chi2		
未匹配	0.103	111.01	0.000		
匹配	0.010	4.36	0.999		

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010年数据计算得到。

在以上检验基础上，本文区分不同类型流动人口和不同时间区间，全面分析户口改变对流动人口家庭消费的影响。表6的分析结果包括四个内容：上半部分报告农民工群体获得城市本地户口后消费的变化，分为短期效应和中期效应；下半部分报告城城流动群体获得本地户口后消费的变化，也分为短期效应和中期效应。短期效应的估计基于CFPS2010年到2012年的面板数据，对比2010年和2012年两年内流动人口获得城市户口后消费变化，可以视为户口改变的短期效果。中期效应估计基于CFPS2010年到2014年的面板数据<sup>①</sup>，对比2010年和2014年四年内流动人口获得城市户口后消费变化，可以视为户口改变时间更长的效应。

表6结果表明，户主户口改变使得农民工家庭人均消费显著提高，短期效应大小在2104元到3297元之间，相当于基年（2010年）农民工家庭人均消费均值的29.74%到46.61%，中期效应大小在3604元到3780元之间，相当于基年（2010年）农民工家庭人均消费均值的50.95%到53.44%。农民工家庭在获得本地城市户口后，家庭消费支出获得了统计上和经济上显著的提升。对于城城流动人口，本文没有发现户口改变对于其家庭消费行为影响的有力证据。

<sup>①</sup> 虽然CFPS保证了对于所有基年家庭进行追踪调查，但是本文分析中的2014年样本量仍有下降。主要是因为本文的分析主体为家庭行为，如果家庭进行了重组和变动，就无法与基年的情况进行合理对比，因此本文将家庭变动的样本予以删除。此外，为了保证估计得到的结果确实是户口变动时间更加长的影响，对于2012年到2014年有户口变动的家庭，也予以删除。最终中期效应的处理组为从2010年到2012年户口改变，并且2012年和2014年间保持户口不变的流动人口；控制组为2010年、2012年、2014年均保持户口不变动的流动人口。

表6 户主户口改变对流动人口家庭消费的影响

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	短期	k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.05$	4883	2779	2104 **	931	158	1437
		半径: $\delta = 0.05$	4904	1740	3164 ***	840	164	1437
		核: k = norm; bw = 0.05	4904	1820	3084 ***	815	164	1437
		局部线性: k = norm; bw = 0.05	4904	1607	3297 ***	845	164	1437
	中期	k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.05$	9924	6320	3604 *	2052	92	1079
		半径: $\delta = 0.05$	9790	6072	3718 **	1881	97	1079
		核: k = norm; bw = 0.05	9790	6010	3780 **	1859	97	1079
		局部线性: k = norm; bw = 0.05	9790	6110	3680 *	1888	97	1079
城城流动 - 本地户口	短期	k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.05$	7087	19972	-12885	9943	75	66
		半径: $\delta = 0.05$	6583	6404	179	8731	101	66
		核: k = norm; bw = 0.05	6583	6979	-396	8141	101	66
		局部线性: k = norm; bw = 0.05	6583	7411	-828	8841	101	66
	中期	k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.05$	16159	20046	-3887	7436	15	27
		半径: $\delta = 0.05$	9262	16118	-6856	5001	35	27
		核: k = norm; bw = 0.05	9497	15952	-6455	4710	36	27
		局部线性: k = norm; bw = 0.05	9497	15572	-6075	4786	36	27

注: 为了消除通货膨胀的影响, 家庭支出按照分省居民消费价格指数进行了调整, 以2010年为100; 表格中前两列数值是相应组别(处理组或者对照组)的家庭人均消费支出在两年间变化量的均值; 平均处理效应为两年家庭人均消费支出变化量的差分值; 共同支持样本量指满足共同支撑假设的样本数量; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

资料来源: 根据中国家庭追踪调查(CFPS)2010年、2012年和2014年数据计算得到。

## 五 稳健性检验

### (一) 估计方法的稳健性检验

#### 1. 匹配参数

为了防止第四部分分析结论的出现是选择了特定参数的原因, 本文尝试了为各类匹配方法分配不同参数, 以检验结论对于匹配参数的稳健性。估计结果如表7所示, 农民工群体和城城流动群体的分析结果在不同匹配方法和匹配参数之间保持稳健。户口改变显著提高了农民工群体家庭的人均消费支出水平, 其中显著短期效应的均值为2719元, 显著中期效应的均值为3726元<sup>①</sup>。此外, 仍然没有发现户口改变对于城城流动家庭消费具有显著性影响的证据。

<sup>①</sup> 所有短期效应的均值为2693元, 所有中期效应的均值为3359元。

表 7 户主户口改变对流动人口家庭消费的影响 - 不同匹配参数

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理 效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	短期	k 最邻近: k = 1	4904	1988	2916	1775	164	1437
		k 最邻近: k = 1; $\delta = 0.1$	4841	2724	2117	1468	163	1437
		k 最邻近: k = 5; $\delta = 0.1$	4841	2032	2809 ***	1006	163	1437
		k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.1$	4841	2179	2662 ***	927	163	1437
		k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.05$	4883	2779	2104 **	931	158	1437
		半径: $\delta = 0.01$	4916	3174	1742 *	894	157	1437
		半径: $\delta = 0.05$	4904	1740	3164 ***	840	164	1437
		半径: $\delta = 0.10$	4904	2045	2859 ***	810	164	1437
		核: k = norm; bw = 0.01	4904	1927	2977 ***	892	164	1437
		核: k = norm; bw = 0.05	4904	1820	3084 ***	815	164	1437
		核: k = norm; bw = 0.10	4904	2566	2338 ***	777	164	1437
		核: k = biweight; bw = 0.05	4904	1740	3164 ***	840	164	1437
	局部线性: k = norm; bw = 0.01	4904	3092	1812 **	899	164	1437	
	局部线性: k = norm; bw = 0.05	4904	1607	3297 ***	845	164	1437	
	局部线性: k = norm; bw = 0.10	4904	1714	3190 ***	840	164	1437	
	局部线性: k = biweight; bw = 0.05	4936	2068	2868 ***	852	163	1437	
	中期	k 最邻近: k = 1	9790	8770	1020	2661	97	1079
		k 最邻近: k = 1; $\delta = 0.1$	9790	8770	1020	2661	97	1079
		k 最邻近: k = 5; $\delta = 0.1$	9790	6526	3263	2058	97	1079
		k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.1$	9790	6298	3492 *	1998	97	1079
		k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.05$	9924	6320	3604 *	2052	92	1079
		半径: $\delta = 0.01$	9971	5908	4063 **	2006	91	1079
		半径: $\delta = 0.05$	9790	6072	3718 **	1881	97	1079
		半径: $\delta = 0.10$	9790	5970	3820 **	1855	97	1079
核: k = norm; bw = 0.01		9790	6087	3703 *	1924	97	1079	
核: k = norm; bw = 0.05		9790	6010	3780 **	1859	97	1079	
核: k = norm; bw = 0.10		9790	5972	3818 **	1815	97	1079	
核: k = biweight; bw = 0.05		9790	6072	3718 **	1881	97	1079	
局部线性: k = norm; bw = 0.01	9790	5793	3997 *	2059	97	1079		
局部线性: k = norm; bw = 0.05	9790	6110	3680 *	1888	97	1079		
局部线性: k = norm; bw = 0.10	9790	6158	3632 *	1882	97	1079		
局部线性: k = biweight; bw = 0.05	9790	6378	3412 *	1913	97	1079		



续表

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
城城流动 - 本地户口	k 最邻近: k = 1	6583	17137	-10554	13190	101	62	
	k 最邻近: k = 1; $\delta = 0.1$	7039	18326	-11287	12742	92	66	
	k 最邻近: k = 5; $\delta = 0.1$	7039	14540	-7501	9995	92	66	
	k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.1$	7039	14601	-7562	9911	92	66	
	k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.05$	7087	19972	-12885	9943	75	66	
	半径: $\delta = 0.01$	7653	18589	-10936	9609	84	66	
	半径: $\delta = 0.05$	6583	6404	179	8731	101	66	
	半径: $\delta = 0.10$	6583	6464	119	8068	101	66	
	核: k = norm; bw = 0.01	6583	15711	-9128	9767	101	66	
	核: k = norm; bw = 0.05	6583	6979	-396	8141	101	66	
	核: k = norm; bw = 0.10	6583	7893	-1310	7462	101	66	
	核: k = biweight; bw = 0.05	6583	6404	179	8731	101	66	
	局部线性: k = norm; bw = 0.01	6583	18664	-12081	9864	101	66	
	局部线性: k = norm; bw = 0.05	6583	7411	-828	8841	101	66	
	局部线性: k = norm; bw = 0.10	6583	5414	1169	8965	101	66	
	局部线性: k = biweight; bw = 0.05	6583	8811	-2228	9125	101	66	
	中期	k 最邻近: k = 1	9497	18642	-9145	6160	36	27
		k 最邻近: k = 1; $\delta = 0.1$	14528	21514	-6986	6991	22	27
		k 最邻近: k = 5; $\delta = 0.1$	14528	21514	-6986	5908	22	27
		k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.1$	14528	21514	-6986	5908	22	27
		k 最邻近: k = 10; $\delta = 0.05$	16159	20046	-3887	7436	15	27
		半径: $\delta = 0.01$	16159	18759	-2600	7240	15	27
		半径: $\delta = 0.05$	9262	16118	-6856	5001	35	27
		半径: $\delta = 0.10$	9497	15623	-6126	4563	36	27
		核: k = norm; bw = 0.01	9497	18039	-8542	5287	36	27
		核: k = norm; bw = 0.05	9497	15952	-6455	4710	36	27
核: k = norm; bw = 0.10		9497	16658	-7161	4593	36	27	
核: k = biweight; bw = 0.05		9262	16118	-6856	5001	35	27	
局部线性: k = norm; bw = 0.01		9497	18917	-9420	5804	36	27	
局部线性: k = norm; bw = 0.05		9497	15572	-6075	4786	36	27	
局部线性: k = norm; bw = 0.10		9497	15967	-6470	4704	36	27	
局部线性: k = biweight; bw = 0.05		9672	16591	-6919	5078	32	27	

注: 为了消除通货膨胀的影响, 家庭支出按照分省居民消费价格指数进行了调整, 以2010年为100; 表格中前两列数值是相应组别(处理组或者对照组)的家庭人均消费支出在两年间变化量的均值; 平均处理效应为两年家庭人均消费支出变化量的差分值; 共同支持样本量指满足共同支撑假设的样本数量; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

资料来源: 根据中国家庭追踪调查(CFPS)2010年、2012年和2014年数据计算得到。

## 2. 双重稳健模型检验

为了防止第四部分分析结论的出现是选择特定倾向得分估计方程的原因，本文尝试了双重稳健模型（Double Robust Model, DR），以检验结论对于倾向得分方程设定的稳健性。DR 方法同时估计两个方程：一个是结果方程，估计处理变量和其他协变量对结果变量的影响；另一个是倾向得分估计方程，估计每个样本接受处理的概率。Robins & Rotnitzky（1995）指出，在倾向得分估计方程和结果估计方程中只要有一个方程形式设定正确，DR 模型得到的结果就是一致的。为了与第四部分采用的倾向得分匹配和双重差分结合的方法一致，本文 DR 模型的因变量也为家庭人均消费支出的差值，实际上为 DR 模型和双重差分相结合的方法。结果如表 8 所示，DR 估计方法的结果与第四部分结论保持一致，户主户口变化显著增加了农民工群体的家庭人均消费支出，但是对城城流动群体没有产生显著影响。

表 8 户主户口改变对流动人口家庭消费的影响：DR 估计方法

	农民工 - 短期	农民工 - 中期	城城流动 - 短期	城城流动 - 中期
户口改变	1401* (838)	5838*** (2060)	-2161 (6535)	373 (6083)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观察值数	1606	1180	172	91

注：为了消除通货膨胀的影响，家庭支出按照分省居民消费价格指数进行了调整，以 2010 年为 100；因变量为家庭人均消费支出在两年间变化量；农民工的户口改变为当年家庭户主户口是否变为本地城市户口，城城流动人口的户口改变为当年家庭户主户口是否变为本地户口；控制变量与之前匹配方法所用一致；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为稳健标准误。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

## （二）关键定义的稳健性检验

### 1. 家庭类型定义

第四部分根据家庭中户主的户口状态对家庭进行分类，即户主为流动人口那么该家庭就视为流动人口家庭。这是一种较为宽泛的定义，包括了很多户主为流动人口但是家庭其他成员为本地城市人口的情况。因此本文尝试将流动人口家庭限制为家庭所有成员的户口状态都不是本地城市户口，从而样本量从 1778 个家庭缩小到 1554 个家庭。处理组仍定义为家庭户主户口变的流动人口家庭；控制组仍为家庭户主户口从未发生变化的流动人口家庭。采用第四部分相同的估计方法，

结果通过了变量平衡性检验。户口改变对流动人口家庭消费行为影响如表9所示。户口改变显著提高了农民工群体的家庭人均消费支出，短期效应的范围在2353元到2957元之间，中期效应的范围在4900元到5153元之间。户口改变对家庭消费的增长效应要大于第四部分使用宽泛定义的流动人口的估计结果（表6），这主要因为严格定义的流动人口家庭中排除了本地城市居民的稀释作用，使得户口改变的影响更为明显。对于城城流动人口，户主户口改变对于家庭消费行为仍然没有显著影响。

表9 户主户口改变对严格定义的流动人口家庭消费的影响

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	5072	2712	2360 **	1114	98	1320
		半径: $\delta = 0.05$	5125	2772	2353 **	1051	101	1320
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	5125	2350	2775 ***	1033	101	1320
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	5125	2168	2957 ***	1059	101	1320
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	11292	6139	5153 *	3063	48	993
		半径: $\delta = 0.05$	11597	7138	4459	2774	54	993
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	11597	6697	4900 *	2747	54	993
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	11597	6651	4946 *	2777	54	993
城城流动 - 本地户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	6750	-572	7322	8067	41	52
		半径: $\delta = 0.05$	7895	-2831	10726	7948	64	52
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	7393	-3425	10818	7494	70	52
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	7393	-4543	11936	8413	70	52
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	4785	13757	-8972	6672	12	22
		半径: $\delta = 0.05$	12091	12425	-334	5181	26	22
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	12091	12901	-810	5368	26	22
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	12091	13014	-923	5445	26	22

注：为了消除通货膨胀的影响，家庭支出按照分省居民消费价格指数进行了调整，以2010年为100；表格中前两列数值是相应组别（处理组或者对照组）的家庭人均消费支出在两年间变化量的均值；平均处理效应为两年家庭人均消费支出变化量的差分；共同支持样本量指满足共同支撑假设的样本数量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010年、2012年和2014年数据计算得到。

## 2. 处理组和控制组定义

第四部分依据家庭户主户口的变化情况，来确定流动家庭归属处理组还是控制组。但是户主户口变化只是家庭户口变化的一种情况，可能有家庭中除户主以外的人（例如户主子女、户主配偶）户口发生改变而户主的户口保持不变的情况。作为稳健性检验，本文尝试使用家庭中所有人户口的变化情况来定义处理组和对照组。家庭中如果有任何成员户口改变，则该家庭归属为处理组，而控制组样本为家庭所有成员的户口均没有变化的家庭。也就是处理组的定义变得宽泛，而控制组的定义变得严格。最终样本量从 1778 个家庭缩小到 1729 个家庭，并且处理组和控制组的分布也有所变动，处理组由 275 个家庭增加到 325 个家庭。采用与第四部分相同的估计方法，结果通过了变量平衡性检验。表 10 展示了家庭任意成员户口改变对流动人口家庭消费行为影响的估计结果，与第四部分结论保持一致。

## 3. 户主定义

第四部分是通过 CFPS 问卷中“谁是家中的主事者”这一问题来识别户主身份。但该问题回答率并不是 100%，所以存在少量无法通过这个问题识别户主身份的情况。对于这部分家庭，第四部分进行了人工插补，即通过比较家中所有成员来选择最合适的人作为户主。具体选择规则为，先将家庭中 22 周岁到 60 周岁男性和 20 周岁到 60 周岁的女性作为户主候选人，然后在获选人中选择年龄最大的作为户主，如果有年龄相同情况则选取男性，如果年龄与性别均相同则选取受教育水平最高的。本文尝试把这部分进行插补的家庭删除，只选取可以根据问卷问题确定户主的家庭做分析，最终样本量从 1778 个家庭缩小到 1727 个家庭，其中处理组从 275 个家庭缩小到 271 个家庭。处理组仍定义为家庭户主户口改变的流动人口家庭；控制组仍为家庭户主户口从未发生变化的流动人口家庭。采用与第四部分相同的估计方法，结果通过了变量平衡性检验。表 11 展示了使用插补前样本分析户主户口改变对流动人口家庭消费影响的估计结果，与第四部分结论一致。

表 10 家庭任意成员户口改变对流动人口家庭消费的影响

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	短期	k 最邻近: $k = 10$ ; $\delta = 0.05$	4748	2737	2011 ***	772	210	1342
		半径: $\delta = 0.05$	4680	2116	2564 ***	698	212	1342
		核: $k = \text{norm}$ ; $\text{bw} = 0.05$	4706	1815	2891 ***	689	214	1342
		局部线性: $k = \text{norm}$ ; $\text{bw} = 0.05$	4706	1585	3121 ***	717	214	1342

续表

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	9521	5738	3783 **	1615	125	1009
		半径: $\delta = 0.05$	10263	6280	3983 **	1684	131	1009
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	10263	6134	4129 **	1659	131	1009
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	10263	6174	4089 **	1689	131	1009
城城流动 - 本地户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	7017	11670	-4653	10116	72	62
		半径: $\delta = 0.05$	6680	12471	-5791	8678	97	62
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	6680	9267	-2587	7999	97	62
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	6680	10942	-4262	8943	97	62
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	16160	20046	-3886	7436	15	27
		半径: $\delta = 0.05$	9262	16118	-6856	5001	35	27
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	9498	15953	-6455	4710	36	27
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	9498	15572	-6074	4786	36	27

注: 为了消除通货膨胀的影响, 家庭支出按照分省居民消费价格指数进行了调整, 以 2010 年为 100; 表格中前两列数值是相应组别 (处理组或者对照组) 的家庭人均消费支出在两年间变化量的均值; 平均处理效应为两年家庭人均消费支出变化量的差分; 共同支持样本量指满足共同支撑假设的样本数量; \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

资料来源: 根据中国家庭追踪调查 (CFPS) 2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

表 11 户主户口改变对流动人口家庭消费的影响: 插补前的样本

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	5275	3593	1682 *	904	149	1348
		半径: $\delta = 0.05$	5230	3281	1949 **	852	150	1348
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	5230	3359	1871 **	838	150	1348
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	5230	3285	1945 **	859	150	1348
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	9668	5296	4372 **	2072	89	1019
		半径: $\delta = 0.05$	9559	5552	4007 **	1939	91	1019
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	9559	5958	3601 *	1914	91	1019
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	9559	6067	3492 *	1937	91	1019

续表

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
城城流动 - 本地户口	短期	k 最邻近: $k = 10$ ; $\delta = 0.05$	9352	16177	-6825	10025	58	65
		半径: $\delta = 0.05$	6627	7994	-1367	9087	99	65
		核: $k = \text{norm}$ ; $\text{bw} = 0.05$	6627	6909	-282	8340	99	65
		局部线性: $k = \text{norm}$ ; $\text{bw} = 0.05$	6627	7379	-752	8992	99	65
	中期	k 最邻近: $k = 10$ ; $\delta = 0.05$	17441	14767	2674	7940	13	27
		半径: $\delta = 0.05$	9396	16145	-6749	5105	35	27
		核: $k = \text{norm}$ ; $\text{bw} = 0.05$	9626	16010	-6384	4713	36	27
		局部线性: $k = \text{norm}$ ; $\text{bw} = 0.05$	9627	15386	-5759	4789	36	27

注：为了消除通货膨胀的影响，家庭支出按照分省居民消费价格指数进行了调整，以2010年为100；表格中前两列数值是相应组别（处理组或者对照组）的家庭人均消费支出在两年间变化量的均值；平均处理效应为两年家庭人均消费支出变化量的差分值；共同支持样本量指满足共同支撑假设的样本数量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010年、2012年和2014年数据计算得到。

## 六 机制分析

第四部分分析发现，户口改变显著提高了农民工群体的家庭消费量，对于城城流动群体没有显著影响。本文试图讨论该结论出现的可能原因，即户口改变影响流动人口消费行为的具体机制。在机制分析之前，需要明确户口除了身份符号之外，对城乡居民的生活和工作产生了哪些实质性影响。参考 Song（2014）对中国户口体系的梳理，本文将户口在当今中国的作用分为两大类：一个是身份效应，即劳动力市场存在户口歧视；另一个是价值效应，即不同户口状态人口无法同质性地享受城市提供的公共服务和社会福利，使得居住在相同城市的不同户口状态人口的生存成本不同。由此对应了本地城市户口对流动人口消费行为影响的三个可能机制：歧视消失带来的收入效应；与户口直接相关的生活成本降低；被纳入本地城市社会保障体系带来的消费变化。本文将分别检验这三个机制。

### （一）收入效应

已有文献说明了中国劳动力市场上存在着对农村户口的歧视（万海远、李实，

2013; Song, 2014), 收入则是决定消费水平的重要因素, 特别是户口歧视消失带来的收入增加在户籍制度环境中可以视为永久性收入增长。因此无论是从当期收入增加还是从永久收入增加的角度, 可以推测获得本地城市户口后歧视消失所带来的收入增加会带来家庭消费的增加。表 12 展示了户口改变对于农民工群体的影响, 与预期一致, 户口改变使得农民工家庭收入显著提高。与第四部分基准回归结果(表 6)中获得本地城市户口农民工家庭的消费变动趋势一致, 从而说明户口改变后的收入增加效应是家庭消费支出提高的重要原因。

表 12 户主户口改变对流动人口家庭收入的影响

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	3683	-943	4626 ***	1291	158	1437
		半径: $\delta = 0.05$	3475	-772	4247 ***	1139	164	1437
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	3475	-827	4302 ***	1111	164	1437
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	3475	-1102	4577 ***	1145	164	1437
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	5748	-963	6711 ***	1306	90	1097
		半径: $\delta = 0.05$	5667	-476	6143 ***	1140	91	1097
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	5667	40	5627 ***	1108	91	1097
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	5667	-414	6081 ***	1145	91	1097
城城流动 - 本地户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	7779	7240	539	7556	75	66
		半径: $\delta = 0.05$	6308	5174	1134	6777	101	66
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	6308	4971	1337	6629	101	66
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	6308	4474	1834	7012	101	66
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	9165	12347	-3182	6420	22	29
		半径: $\delta = 0.05$	9474	14949	-5475	4960	47	29
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	8679	14384	-5705	5438	50	29
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	8679	14253	-5574	5785	50	29

注: 为了消除通货膨胀的影响, 家庭收入按照分省居民消费价格指数进行了调整, 以 2010 年为 100; 表格中前两列数值是相应组别(处理组或者对照组)的家庭人均纯收入在两年间变化量的均值; 平均处理效应为两年家庭人均纯收入变化量的差分值; 共同支持样本量指满足共同支撑假设的样本数量; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

资料来源: 根据中国家庭追踪调查(CFPS) 2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

劳动力市场上的户口歧视主要是针对农村户口，因此城城流动人口在获得本地户口后很有可能并没有因为歧视消失而收入增长。表 12 展示了户口改变对于城城流动群体的影响，确实没有发现支持户口改变显著增加城城流动人口的家庭收入的证据。

## （二）生活成本

除了影响居民在劳动力市场上的收入之外，户口身份与居民能够获取的政府公共服务和社会福利直接挂钩。城市户口的社会福利主要包括享受户口所在地的住房补贴、教育福利和针对本地城市居民的社会保障项目（Song, 2014）。住房补贴使得持有本地户口的城市居民可以较低价格租房或者较低价格买房（例如廉租房和经济适用房）。教育福利保证本地城市居民子女可以接受当地公立学校教育。社会保障保证本地城市居民老有所养、病有所医，在暂时或永久丧失劳动能力以及由于各种原因而导致生活困难时可以获得物质帮助<sup>①</sup>。

与户口身份相关的公共服务和社会福利，会使得不同户口状态的人口在不同的城市生存成本不同。以教育为例，流动人口为了让子女在本地接受公立教育往往需要付出额外的金钱成本。虽然中央政府已有规定要求地方政府必须为流动人口子女提供九年义务教育，但在落实情况上不尽如人意（Song, 2014）。此外义务教育不包括高中阶段，流动人口子女还面临回户口地高考的问题。以医疗为例，农民工难以被城镇职工医疗保险覆盖<sup>②</sup>，生病就医只能通过户口所在地参加的新型农村合作医疗保险进行报销，但是异地就医手续繁琐并且会导致就医成本大大增加。

流动人口在获得本地城市户口后，自然能够获取与本地城市户口挂钩的公共服务和社会福利，其直接影响很可能是降低相应的生活成本。CFPS 数据中没有合适变量来准确衡量与户口直接相关的房屋、教育和社会保障支出，本文目前只能选取两个较为

① 中国的社会保障体系包括社会救济（例如最低生活保障等）、社会福利（例如残疾人补贴等）和社会保险（例如养老保险、医疗保险等）等方面。

② 中国医疗保险包括两类：一类是城市和农村地区基于户口的医疗保险，城市和农村地区基于户口的社会保险只覆盖本地户口，城市居民有城镇居民医疗保险，农村居民有新型农村合作医疗保险；一类是城市地区基于就业的医疗保险。理论上和法律上，基于就业的医疗保险不受到户口状态的限制，但是现实中大量的流动人口并没有被城镇职工医疗保险覆盖。因此农民工往往没有城镇职工保险，只有户口所在地的新型农村合作医疗保险。



相关变量，加以简单说明，分别为家庭人均教育支出和家庭人均医疗支出。结果如表13和表14所示，无论对于农民工群体还是城城流动人口，户口改变后家庭人均教育支出和家庭人均医疗支出都没有显著变动。对于农民工群体，这可能是由于户口改变虽然可能使教育和医疗直接成本下降，但同时因为收入增长使得人们追求更高质量的教育和医疗，从而相互抵消。对于城城流动人口群体，这可能是由于城城流动人口不同于农民工群体，其外地户口所带来的教育（或者医疗）生活成本提高有限，因此户口改变后带来的生活成本下降也不明显。

表 13 户主户口改变对流动人口家庭教育支出的影响

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	-81	260	-341	374	158	1437
		半径: $\delta = 0.05$	-60	193	-253	337	164	1437
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	-60	165	-225	331	164	1437
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	-60	171	-231	338	164	1437
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	361	1465	-1104	909	100	1189
		半径: $\delta = 0.05$	372	1378	-1006	730	101	1189
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	372	1200	-828	717	101	1189
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	372	1335	-963	733	101	1189
城城流动 - 本地户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	1269	1369	-100	1289	75	66
		半径: $\delta = 0.05$	1005	1333	-328	1109	101	66
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	1005	1593	-588	1036	101	66
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	1005	1559	-554	1112	101	66
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	-239	903	-1142**	570	19	29
		半径: $\delta = 0.05$	819	823	-4	656	49	29
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	830	569	261	1050	52	29
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	830	654	176	1114	52	29

注：为了消除通货膨胀的影响，家庭支出按照分省居民消费价格指数进行了调整，以2010年为100；表格中前两列数值是相应组别（处理组或者对照组）的家庭人均教育支出在两年间变化量的均值；平均处理效应为两年家庭人均教育支出变化量的差分值；共同支持样本量指满足共同支撑假设的样本数量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

资料来源：根据国家家庭追踪调查（CFPS）2010年、2012年和2014年数据计算得到。

表 14 户主户口改变对流动人口家庭医疗支出的影响

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理 效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	-45	-35	-10	215	158	1437
		半径: $\delta = 0.05$	-44	-11	-33	193	164	1437
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	-44	-5	-39	189	164	1437
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	-44	-12	-32	193	164	1437
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	379	35	344	338	100	1189
		半径: $\delta = 0.05$	375	135	240	324	101	1189
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	375	186	189	316	101	1189
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	375	179	196	326	101	1189
城城流动 - 本地户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	331	624	-293	714	75	66
		半径: $\delta = 0.05$	422	-272	694	604	101	66
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	422	-163	585	564	101	66
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	422	-151	573	606	101	66
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	210	473	-263	1062	19	29
		半径: $\delta = 0.05$	134	516	-382	852	49	29
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	121	516	-395	865	52	29
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	121	325	-204	925	52	29

注：为了消除通货膨胀的影响，家庭支出按照分省居民消费价格指数进行了调整，以 2010 年为 100；表格中前两列数值是相应组别（处理组或者对照组）的家庭人均医疗支出在两年间变化量的均值；平均处理效应为两年家庭人均医疗支出变化量的差分值；共同支持样本量指满足共同支撑假设的样本数量；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

### （三）社会保障

与户口身份挂钩的公共服务和社会福利，除了通过改变生活成本的直接渠道影响家庭消费支出以外，还可以通过社会保障这一间接渠道影响家庭消费支出。流动人口获得本地城市户口，被纳入当地城市社会保障体系后，会降低未来不确定性，从而减少预防性储蓄而增加当期消费；此外还会提高对退休收入的预期，从而增加当期消费。

完整社会保障制度包括社会保险、社会福利、社会救济、社会优抚等方面。CFPS 数据中只有社会保险中的医疗保险和养老保险数据可得，因此本文以家庭中城市医疗保险和养老保险的覆盖率为因变量<sup>①</sup>，简单分析户口改变对于流动人口家庭的城

① 城市医疗保险包括公费医疗、城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、补充医疗保险，但是不包括针对农村人口的新型农村合作医疗。城市养老保险包括政府事业单位的养老保险、企业基本养老保险、企业补充养老保险和城镇居民养老保险，但是不包括针对农村人口的农村社会养老保险。覆盖率定义为家庭中具有城市医疗保险或者城市养老保险的成年人数量除以家庭成年人的总数量。

会保障覆盖率的影响。表 15 的结果表明，农民工群体获得本地城市户口后，短期内城市社会保险覆盖率没有显著变化，中期内城市社会保险覆盖率获得了显著提升。因此户口改变后城市社会保障提高这一间接渠道也是农民工家庭消费支出提高的重要原因。

城城流动家庭不同于农民工家庭，本身具有外地城市户口，已经被城市社会保障体系覆盖。因此城城流动人口在获得本地户口后社会保障变动应该不明显，也无从影响家庭消费支出。表 15 展示了户口改变对于城城流动人口的影响，发现户口改变的确对城城流动人口的城市社会保险覆盖率没有显著影响。

表 15 户主户口改变对流动人口家庭城市社会保险的影响

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	0.116	0.057	0.059	0.036	158	1437
		半径: $\delta = 0.05$	0.115	0.071	0.044	0.033	164	1437
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.115	0.066	0.049	0.033	164	1437
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.115	0.067	0.048	0.034	164	1437
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	0.190	0.091	0.099 **	0.047	100	1189
		半径: $\delta = 0.05$	0.188	0.100	0.088 **	0.041	101	1189
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.188	0.106	0.082 **	0.040	101	1189
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.188	0.105	0.083 **	0.041	101	1189
城城流动 - 本地户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	0.094	0.111	-0.017	0.077	75	66
		半径: $\delta = 0.05$	0.063	0.052	0.011	0.072	101	66
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.063	0.056	0.007	0.068	101	66
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.063	0.046	0.017	0.073	101	66
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	0.053	0.251	-0.198	0.144	19	29
		半径: $\delta = 0.05$	0.144	0.224	-0.080	0.134	49	29
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.155	0.201	-0.046	0.111	52	29
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.155	0.224	-0.069	0.117	52	29

注：表格中前两列数值是相应组别（处理组或者对照组）的家庭城市医疗保险和城市养老保险覆盖率在两年间变化量的均值；平均处理效应为两年家庭覆盖率变化量的差分；共同支持样本量指满足共同支撑假设的样本数量；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

## 七 消费率讨论

在中国高储蓄率低消费率的背景下，除了第四部分分析的流动人口家庭消费绝对量，流动人口的家庭消费率也具有重要含义。张勋等（2014）指出农民工群体是中国低消费率的重要原因。如果流动人口的户口变动不仅提高了居民消费绝对值，还能有效提高居民消费率，将进一步明晰户籍制度改革对于解决中国低消费问题的宏观意义。

本部分将流动人口家庭消费支出除以家庭纯收入得到的家庭消费率<sup>①</sup>，作为主要分析变量。从表 16 的结果可以看出，短期内户主户口改变使得农民工家庭消费率显著降低，中期内户口改变对于农民工家庭消费率没有显著影响。农民工家庭在获得本地城市户口后，短期内消费增长滞后于收入增长，表现为消费率下降；中期内消费逐步增加导致消费率与户口改变前没有显著差别<sup>②</sup>。由于获得户口的农民工相比于没有获得的农民工收入显著上涨，其消费率从理论上应该下降，因此中期没有下降的消费率反向说明了中期消费率有所提高。表 16 报告了户口变动对于城城流动人口的影响，可以看出无论在短期内还是在中期内，户主户口改变对于城城流动人口家庭消费率都没有统计上显著的影响。

表 16 户主户口改变对流动人口家庭消费率的影响

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	0.364	0.850	-0.486 ***	0.170	99	903
		半径: $\delta = 0.05$	0.353	0.808	-0.455 ***	0.151	104	903
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.331	0.791	-0.460 ***	0.162	112	903
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.331	0.809	-0.478 ***	0.177	112	903

① 由于调查数据搜集的收入和支出数据不可避免地存在异常值，计算得到的消费率也存在异常值，存在消费率为两位数的情况。本文对计算得到的消费率采用 10% Winsorize 极端值处理方法，因此本小节的样本量要小于上文消费行为的样本量。

② 考虑到 2014 年以后各地强力推进户籍制度改革，使得户口价值在不同地区和不同时间上发生较大变化，无法使用 2016 年和 2018 年数据讨论户口改变对于农民工家庭消费率的更长期效应。

续表

	匹配方法	处理组	对照组	平均处理效应	标准误	共同支持样本量		
		两年变化	两年变化			处理组	对照组	
农民工 - 本地城市户口	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	0.416	0.644	-0.228	0.226	52	634
		半径: $\delta = 0.05$	0.453	0.673	-0.220	0.230	58	634
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.442	0.669	-0.227	0.229	61	634
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.442	0.712	-0.270	0.260	61	634
城城流动 - 本地户口	短期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	0.526	0.427	0.098	0.296	41	52
		半径: $\delta = 0.05$	0.600	0.602	-0.002	0.253	58	52
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.600	0.603	-0.003	0.250	58	52
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.600	0.589	0.011	0.249	58	52
	中期	k 最邻近: $k = 10; \delta = 0.05$	0.119	0.506	-0.387	0.274	13	22
		半径: $\delta = 0.05$	0.354	0.473	-0.119	0.236	26	22
		核: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.354	0.504	-0.150	0.222	26	22
		局部线性: $k = \text{norm}; bw = 0.05$	0.354	0.413	-0.059	0.223	26	22

注：表格中前两列数值是相应组别（处理组或者对照组）的家庭消费率在两年间变化量的均值；平均处理效应为两年家庭消费率的差分；共同支持样本量指满足共同支撑假设的样本数量；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

## 八 总结及政策含义

通过比较短期（2010 - 2012 年）和中期（2010 - 2014 年）户口改变的流动人口家庭和户口不变的流动人口家庭，本文分析了户口改变对流动人口家庭消费行为的影响。为了克服个体自选择问题和遗漏变量偏误问题，本文采用倾向得分匹配与双重差分相结合的方法来构造反事实，在准实验的条件下估计户口改变的影响。此外，本文也进行了若干稳健性讨论和机制检验。

实证估计结果发现，户口改变对于农民工和城城流动人口家庭消费的影响并不相同。对于农民工群体，户口改变会提高家庭消费支出；在短期内，家庭消费增加主要通过收入效应，即获得本地城市户口后劳动力市场歧视消除带来的收入增加；在中期内，除了收入效应外，流动人口家庭因为户口改变开始并入城市社会保障体系，有效提高了家庭消费。无论短期和长期，农民工群体的户口改变带来的直接生活成本变动并不起主

要作用，户口改变对消费行为的影响机制主要集中在与户口相关的歧视因素和社会福利。对于城城流动人口，无论短期还是中期，获得本地户口基本不改变家庭消费行为。因此户籍改革的消费效应主要是集中在农民工群体身上，城市户口获得更加有利于低收入群体（农民工），减少了受歧视程度，提高了收入及社会保障，有利于消费量提高。

同时，本文还讨论了户口改变对于流动人口家庭消费率的影响，发现农民工家庭在获得本地城市户口后，短期内消费增长滞后于收入增长，表现为消费率下降，中期内消费逐步增加导致消费率与户口改变前没有显著差别。由于本地城市户口获得导致收入上升，消费率没有显著差异本质上意味着消费率提高了。对于城城流动人口，无论短期还是中期，户主户口改变对于家庭消费率都没有统计上显著的影响。因此户籍改革的消费率提高效应在中长期才能显现。

本文研究结论对于重新认识户口变动对微观和宏观的消费影响提供了新依据，对于户籍改革政策制定和认识户籍制度对消费影响具有新的意义。对于农民工群体，户口放开能够显著提高家庭的收入水平和消费水平。这意味着户口放开既提高了效率（提高了收入）及生活水平（提高了消费），又有助于解决宏观上中国经济长期消费不足的问题，对于发展和繁荣经济有很大作用。农民工群体是中国流动人口的主力，因此针对这部分人口进行户籍改革的经济效应无疑很大。

户口放开的消费效应只对农民工群体显著。目前各地户籍政策改革主要由中央统一推进、地方政府分散实行，但很多大城市仍表现出只针对高端人才的户口大力开放，对农民工群体仍然有诸多限制。正确认识到户籍开放能够带来经济增长和繁荣，可以减小地方政府对户籍开放的成本提高的担忧，有更大动力投入更多让低收入流动人口享有与城镇户口居民同等的社会保障和公共服务。

本文发现户口城市化对整体消费率的提高效应在中期才开始体现。短期内农民工户口变化导致消费率降低；在中期，户口改变的农民工家庭消费率回到初始状态，由于获得本地城市户口导致收入上升，消费率没有显著差异，本质上意味着消费率提高了。这意味着通过户籍改革对消费率的促进可能需要在中长期才能发挥有效作用。这是本文对已有研究的一个补充，对于认识户口对消费率影响提供了新的经验证据。

## 参考文献：

蔡昉(2011)，《农民工市民化与新消费者的成长》，《中国社会科学院研究生院学报》

- 第3期,第5-11页。
- 曹广忠、李凯、刘涛(2012),《中国流动人口家庭消费结构与完全城镇化——基于城市流动人口调查数据的实证研究》,载于中国地理学会、河南省科学技术协会主编《中国地理学会2012年学术年会学术论文集》,开封-郑州。
- 陈斌开、陆铭、钟宁桦(2010),《户籍制约下的居民消费》,《经济研究》第S1期,第62-71页。
- 樊纲、郭万达(2013),《农民工早退:理论、实证与政策》,北京:中国经济出版社。
- 国家统计局农村社会经济调查司(2014),《中国农村住户调查年鉴(2014)》,北京:中国统计出版社。
- 国务院发展研究中心课题组(2010),《农民工市民化对扩大内需和经济增长的影响》,《经济研究》第6期,第4-16页。
- 孔祥利、粟娟(2013),《我国农民工消费影响因素分析——基于全国28省区1860个样本调查数据》,《陕西师范大学学报(哲学社会科学版)》第1期,第24-33页。
- 劳昕、沈体雁(2015),《中国地级以上城市人口流动空间模式变化——基于2000和2010年人口普查数据的分析》,《中国人口科学》第1期,第15-28页。
- 卢海阳(2014),《社会保险对进城农民工家庭消费的影响》,《人口与经济》第4期,第33-42页。
- 罗楚亮(2004),《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》,《经济研究》第4期,第100-106页。
- 明娟、曾湘泉(2014),《农民工家庭与城镇住户消费行为差异分析——来自中国城乡劳动力流动调查的证据》,《中南财经政法大学学报》第4期,第3-9页。
- 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。
- 盛来运(2010),《金融危机中农民工就业面临的新挑战》,载于都阳主编《城乡福利一体化:探索与实践》,北京:社会科学文献出版社,第283-290页。
- 孙文凯、白重恩(2008),《我国农民消费行为的影响因素》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第6期,第133-138页。
- 孙文凯、白重恩、谢沛初(2011),《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》,《经济研究》第1期,第28-41页。
- 唐宗力(2015),《农民进城务工的新趋势与落户意愿的新变化——来自安徽农村地区的调查》,《中国人口科学》第5期,第113-125页。

- 万广华、张茵、牛建高 (2001), 《流动性约束、不确定性与中国居民消费》, 《经济研究》第 11 期, 第 35 - 44 页。
- 万海远、李实 (2013), 《户籍歧视对城乡收入差距的影响》, 《经济研究》第 9 期, 第 43 - 55 页。
- 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。
- 张文宏、雷开春 (2008), 《城市新移民社会融合的结构、现状与影响因素分析》, 《社会学研究》第 5 期, 第 117 - 141 页。
- 张勋、刘晓、樊纲 (2014), 《农业劳动力转移与农户储蓄率上升》, 《经济研究》第 4 期, 第 130 - 142 页。
- 朱天、张军 (2014), 《中国的消费率被低估了多少?》, 《经济学报》第 2 期, 第 42 - 67 页。
- Carroll, Christopher, Byung-Kun Rhee & Changyong Rhee (1994). Are there Cultural Effects on Saving? Some Cross-Sectional Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 109 (3), 685 - 699.
- Chamon, Marcos & Eswar Prasad (2010). Why are Saving Rates of Urban Households in China Rising? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (1), 93 - 130.
- Chen, Binkai, Ming Lu & Ninghua Zhong (2015). How Urban Segregation Distorts Chinese Migrants Consumption? *World Development*, 70, 133 - 146.
- Darby, Michael & Alicia Munnell (1976). The Effect of Social Security on Personal Saving. *Journal of Finance*, 31 (1), 186.
- Emsley, Richard, Mark Lunt, Andrew Pickles & Graham Dunn (2008), Implementing Double-Robust Estimators of Causal Effects. *Stata Journal*, 8 (3), 334 - 353.
- Modigliani, Franco & Larry Cao Shi (2004). The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis. *Journal of Economic Literature*, 42 (1), 145 - 170.
- Robins, James & Andrea Rotnitzky (1995). Semiparametric Efficiency in Multivariate Regression Models with Missing Data. *Journal of the American Statistical Association*, 90 (429), 122 - 129.
- Robins, James & Ya'acov Ritov (1997). Toward a Curse of Dimensionality Appropriate (CODA) Asymptotic Theory for Semi-parametric Models. *Statistics in Medicine*, 16 (3), 285 - 319.



Robins, James, Andrea Rotnitzky & Lueping Zhao (1995). Analysis of Semiparametric Regression Models for Repeated Outcomes in the Presence of Missing Data. *Journal of the American Statistical Association*, 90 (429), 106 – 121.

Song, Yang (2014). What Should Economists Know about the Current Chinese Hukou System? *China Economic Review*, 29, 200 – 212.

Sun, Wenkai & Xianghong Wang (2013). Do Relative Income and Income Inequality Affect Consumption? Evidence from the Villages of Rural China. *The Journal of Development Studies*, 49 (4), 533 – 546.

## **Effect of Hukou Change on Migrant Household Consumption: Evidence from Panel Data**

Wang Yijie<sup>1,2</sup> & Sun Wenkai<sup>3</sup>

(Institute of Asia-Pacific Studies, Shandong University<sup>1</sup>;

Institute of Governance, Shandong University<sup>2</sup>;

School of Economics, Renmin University of China<sup>3</sup>)

**Abstract:** Based on three-year Chinese Family Panel Studies (CFPS) data, this paper estimates the effect of hukou change on migrant household consumption. To deal with problems of self-selection and omitted variables, we combine propensity score matching with the difference-difference method. The results show that the hukou change significantly increases family consumption for rural-to-urban migrants. The short-term increase in consumption is mainly attributed to the increase of family income, while the income increase and the change of social security both play important roles in the mid-term consumption increase. However, for urban-to-urban migrants, obtaining local hukou has no significant effect on household consumption. In addition, this paper finds that hukou change promotes only mid-term consumption rate. Overall, this paper provides new evidences for understanding the impact of hukou on consumption, and it addresses policy implications with a long-term perspective for rural-to-urban migrants.

**Keywords:** Hukou system, migration population, household consumption, double robust model

**JEL Classification:** J61, D12, R23

(责任编辑:一帆)