

分报告七

以户籍制度改革促进消费

——来自微观跟踪数据的证据

摘要: 本文根据 CFPS 数据库提供的跟踪数据,有效识别了户籍制度对促进当前农民工消费的可能影响。整体上看,如果户籍制度放宽使得农民工获得城市户口,相比于没有获得城市户口的农民工能提高家庭人均消费。人均消费的提高主要来自于食品支出增加,其次是文化娱乐休闲支出、交通支出和衣着支出。从长期看,这个额度大约为人均提高 1274 元。由于农民工群体庞大,这个人均消费的提高对于提高居民消费和总消费有一定影响。这意味着,在当前经济低迷时期,依靠放宽户籍这种扭曲经济的制度来改善经济,即能增加公平,也能促进效率。

关键词: 户籍改革 农民工 消费

一、引言

消费不足长期困扰中国经济。过去多年,中国的总消费率和居民消费率呈现总体下降的趋势,2013年分别仅为49.8%和36.2%。形成对比的是,在一些发达国家,例如美国和日本,这两个比重均呈现显著的提高态势而且远高于中国。2013年,美国的总消费率和居民消费率分别为83%和68%;日本为82%和61%。一些发展中国家消费率也高于中国,如印度2013年总消费率和居民消费率分别为70%和59%^①。虽然一些学者如朱天和张军(2014)指出中国的低消费率有大约10%来自于统计方法上的偏误,但即便承认如此,中国消费率低储蓄率高仍然是共识。提振消费被认为是促进中国经济增长的动力。^② 政府中央经济工作会议反复提出要采取正确的消费政策,释放消费潜力,使消费继续在推动经济发展中发挥基础作用。

对我国国内低消费现象有众多解释,但是集中对某个群体进行分析来解释整体低消费的研究还很少见。我国有独特的户籍制度,由户籍制度划分为城市人口和农村人口,近年具有农村户口而在城市工作的群体在大幅增加,称为农民工或流动人口。根据统计局公布的全国农民工监测报告,2014年我国农民工总量已达到2.73亿,占到了全国劳动力份额的相当大比重。虽然中央政府不断号召,并且适应地方产业化和城市化的需要,不同层级城市的户籍制度在不断地改革(孙文凯等,2011),但是整体上尤其是在大城市,外来务工人员及其家庭仍然不能充分享受当地福利和被当地政府及居民完全接纳。虽然一些城市对外来迁移人员有条件地开放居住、就业、入学、社会保险等权利,但由于中央政府并没有在国家层面做出实质性的制度调整,地方政府为了减少人口规模压力,农村户口流动人员的国民待遇和市民待遇仍然较差(陈映芳,2005)。农民工群体往往医疗保险在农村老家,在城市的社会福利不完备,工作稳定性不高,这些因素可能抑制其消费。

已有的一些统计数据也发现,农民工及其家庭经济社会行为既不同于传统在家乡务农的农民,也不同于拥有城市户籍的居民(国务院发展研究中心课题组,2010;樊纲、郭万达等,2013)。由于工作和居住在城市,但身份又属于“农村人”,这

^① 该数字来自世界银行世界发展指数数据库。

^② 虽然从长期增长理论看消费率提高对增长不利,但不可否认的是,至少从短期看,消费增加对于繁荣经济是有帮助的。

些来自农村的成年群体和家庭成员并没有将自己视为“城里人”，从而在融入城市上存在很大障碍，并且在面对城市给与的不公对待时选择沉默(陈映芳，2005)。李虹等(2012)调查显示只有约 23%流动人口从内心认可自己融入了城市。刘杨和方晓义(2011)对流动儿童社会身份认知状况进行了再评定，只有 11.2%的流动儿童不再认同“老家人”身份。其他很多研究都指出了流动人群在融入社会和自我身份认知上的困境(唐兴军，王可园，2014；刘博，2008；秦洁，2013)。一些社会媒体反复强调“农民工”这一术语可能加深这个群体对自身独特性的认同(李艳红，2006)。相比于城镇居民和农村居民，农民工家庭在经济行为上与其他两类居民有明显差异。在我们关心的消费上，农民工相比于城市居民和农村未外出居民家庭，其家庭消费率是三个群体中的最低(表 1)，是我国低消费率的重要原因(张勋等，2014)。从近年统计局跟踪监测的农民工消费收入数据看，其消费率仍在进一步下降。从消费构成的角度看，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，其生存性消费在支出中仍占据重要地位(国务院发展研究中心课题组，2010)。

表 1 城镇户籍居民、农民工以及在农村就业的农村居民的消费率

	2002 年	2007 年	2009
在农村就业的农村户籍居民	74.10%	77.86%	77.49%
城镇户籍居民	77.4%	68.24%	63.74%
农民工	74.02%	66.71%	56.90%

注：农村就业的农村户籍居民消费率计算来自统计年鉴，农民工和城镇户籍居民的消费率数据来自中国居民收入调查数据库(CHIPS)。张勋等(2014)通过类似方法计算三大群体的储蓄率。

数据来源：《中国统计年鉴》和中国居民收入调查数据库(CHIPS)，2009 年数据来自 RUMIC 微观调查并根据作者计算。

由以上现象可以联想到，是否是由于户籍制度限制了农民工消费，并带动了整体的居民消费率低？如果真是如此，就目前中国整体经济状况而言，扩大消费需求的目标能够通过户籍制度改革的途径达到。近年，农民工工资上涨迅速(李实，2013)，农民工规模持续扩大，其收入从总量看已经是一个相当大的数额，具有巨大的消费需求潜力。根据 2014 年统计局公布的农民工监测数据，全国有近 2.74 亿农民工，人均月收入达到 2864 元，计年总收入超过 9.4 万亿，而其自身消费不到 3 万亿，存在巨大的消费增长空间。由户籍身份带来的一系列问题在理论上确实可能

影响农民工的消费行为。如果农民工就业稳定性提高,收入增加,被更多的社会保障和社会保护覆盖,享受到更均等的公共服务,就会对未来具有更加稳定和乐观的预期并进而提高消费。如果能够完全实现市民化,获得正式的市民身份,真正融入城市,农民工也可能会和当前城市居民一样的消费模式,大大提高当前消费。

一个自然的问题就是:将农民工户籍改变立刻会提高其消费么?其向城镇居民消费模式的变动路径是什么?类似的想法在一些学术文献中有所涉及(蔡昉,2011,陈斌开等,2010;国务院发展研究中心课题组,2010;Song et al, 2010),但对户籍制度对农民工消费效应的更全面可靠实证分析还有待进一步探究,因为已有研究在识别机制上有待深化,且没有区分长短期效应。本研究将使用一个较新且规模较大的微观数据库,分析农民工市民化后短期和长期的消费提高比例。短期分析指农民工获得城市户口后立刻的消费模式变化,长期假定农民工实现市民化后,其消费将按照城市居民的消费模式进行。由于个体消费往往存在惯性,因此我们预期短期消费效应不大,而长期消费效应很大。

本研究以下部分组织如下:第二部分对文献进行总结和述评;第三部分对研究使用的数据进行详细介绍,并介绍使用的主要方法;第四部分分析户籍身份变化后的短期消费冲击;第五部分考察如果农民工实现完全的市民化,长期消费效应;第六部分给出主要结论和政策建议。

二、文献回顾

1)关于中国低消费率的一般性探讨

关注到中国不正常的高储蓄率和低消费率、并进行定量分析的研究较早,并总结出了一些可能的影响因素,如年龄结构(Modigliani and Cao, 2004)、消费习惯(Chamon and Prasad, 2010)、社会文化(Carroll et al. 1994)、相对收入(Sun and Wang, 2013)、预防性储蓄(Meng, 2003;宋铮,1999;万广华等,2001;罗楚亮,2004;孙凤,2001;孙文凯和白重恩,2008)等。总的看,通过经济改革带来不确定性增加导致的储蓄率高消费率低是一个最重要的解释。。Chamon and 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、教育和医疗的各种潜在支出的储蓄以及消费习惯等都导致中国居民的高储蓄。

2)对农民工消费的一般性研究

对于农民工的低消费现象也有一些研究。一般来讲,研究都指出了农民工消费率低、消费单一的特殊现象。农民工消费率低有多重原因。由于不具有真正的城市居民身份,农民工就业通常更不稳定,更容易遭受周期性失业的冲击^①。农民工收入通常较低,所享受的社会保障和社会保护更少^②,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(中国发展研究基金会,2010;樊纲、郭万达等,2013;张勋等,2014)。若干研究表明,社会保障覆盖能够促进消费(Feldstein, 1974; Munnell, 1974; 张继海, 2008)。反之,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。农民工的不稳定状况会抑制其消费动力(钱文荣和李宝值, 2013)。一些直接针对农民工的一些研究显示了社会保障对消费的重要性(卢海阳, 2014, 明娟和曾湘泉, 2014)。

有一些比较全面的关于农民工消费影响因素的分析。比如,孔祥利和栗娟(2013)利用全国 28 省区 1860 份农民工消费调查数据,讨论了农民工消费的影响因素,指出农民工消费受经济、社会以及个人三维条件的约束。曹广忠、李凯、刘涛(2012)基于 12 个城市的抽样调查数据,对农民工家庭消费结构的层次特征、城乡差异及其影响因素进行了探究,发现农民工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家庭的消费结构层次明显高于未来打算返回老家的家庭吗,受教育水平的提高可以带动农民工家庭在地位消费和享受消费上的支出。其他类似研究不再一一列举。

对消费参照系的研究提供了理解农民工可能消费的新视角,即农民工消费时参考哪些群体的消费水平对其消费会有显著影响。Sun and Wang (2013)的研究指出,农民消费很大程度参照其所在村其他居民的消费水平。由于农民工身份上仍然是“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。一些研究从融入城市社会视角讨论了农民工消费,如汪丽萍(2013)讨论了新生代农民工由于更认可城市生活而可能超前消费。张文宏、雷开春(2008)发现农民工在城市的居住时间越长,其社会融合程度

^① 2008 年金融危机发生后,7000 万在城镇就业的农民工春节前提前返乡,其中有 1200 万是由于与金融危机有关的因素返乡(盛来运, 2010)。这是周期性失业影响农民工的典型例证之一。

^② 大多数农民工未被社会保障体系覆盖,目前外出农民工参加养老保险和医疗保险的比例均不到 20%(国家统计局农村司, 2014)。

越高,同时家庭消费显著增加。

总体来看,针对农民工消费因素已有一些研究,部分以讨论为主,也有使用微观调查数据进行的研究。但都不够深入,一些研究仅根据对农民工群体进行的调查进行分析,缺少对照组比较分析。一些研究虽然有城市居民对比,但只使用横截面数据,且研究方法还比较简单。

3)从户籍视角解释农民工低消费的研究

目前,就作者所知,明确从户籍制度放开提高中国农民工消费视角的主要有四个研究。蔡昉(2011)指出,农村劳动力向城市转移增加了农民家庭的收入,有利于形成新的消费者群体。但是,由于不完全的城市化,没有实现农民工户籍身份的转换,从而也未能把农民工纳入城市基本公共服务,使得农民工尚未成为足够大的消费者群体。社会保障制度的完善、劳动力市场制度建设和包括户籍制度改革在内的相应制度变革,有助于挖掘农民工的消费潜力。这个研究结合了一些基本总量数据描述,更多的属于理论探讨。Song et al. (2010)使用理论模型分析为主结合简单调查数据分析,数据中同时包括农民工与城市居民两个群体。对两个群体进行了对比分析发现,农民工的边际消费倾向更低,农民工消费需求的收入弹性还不到城市居民的一半。这样,如果采取措施加快农民工市民化进程,农民工的潜在消费需求就可以得到很大程度的释放。该研究方法比较简单,通过消费与收入的简单回归,估计了农民工与城市居民的消费弹性与边际消费倾向。另一个研究中,陈斌开等(2010)也使用横截面数据采用分析对比农民工和城镇居民边际消费倾向差异的视角,认为户籍制度导致了农民工低消费率。与 Song et al (2010)相比,陈斌开等(2010)的估计方程控制了较多其他影响消费的因素,从而在相对可比的视角下分析农民工和城镇居民消费行为差异。当然,由于农民工和城镇居民有众多不同,因此横截面数据仍然不能控制所有特征变量。最后一个研究是国务院发展研究中心课题组(2010)运用CGE模型,分析了农民工市民化对扩大内需和经济增长的影响,这是一个理论模拟分析结合总量数据。分析显示,农民工市民化可以促进居民消费和固定资产投资增长,降低经济增长对进出口的依赖程度。市民化还可以改善农民工的消费结构,增加农民工对工业产品和服务业的需求。加快户籍制度改革,逐步有序将农民工纳入城镇居民保障体系,真正实现无差异市民身份,将会释放出强大的内需增长潜力。由于理论模拟需要假设多个参数,其对实际户籍效应的估计还有待加强。

综合以上研究总结,我们可以看到,从户籍放开视角对农民工消费进行的分析

相对较少,在有限的几个分析中,运用如 CGE 理论模型或简单讨论进行的分析缺少实证支持,而使用横截面数据对比的方法可能面临遗漏变量等技术问题,即做不到有效识别。因为农民工和城镇居民有很多区别,二者可比性差,即使放开户籍,农民工也未必像当前城市居民那样扩大消费。因此,寻找可比的农民工对照样本、采用更严谨的实证分析方法估计户籍制度改革的长短期效应仍有待深入。

三、数据描述与研究方法

1)CFPS 数据介绍

本文主要使用的微观数据库是中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS),由北京大学中国社会科学调查中心执行数据收集,旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,为学术研究和公共政策分析提供数据基础。

CFPS 重点关注中国居民的经济与非经济福利,以及包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题,是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。CFPS 借鉴美国 PSID 数据的结构,收集五个层面的数据:村居数据、家户数据、家户成员数据、成人数据和儿童数据。数据调查覆盖除西藏、青海、新疆、宁夏、内蒙古、海南、香港、澳门、台湾的 25 省市,涵盖我国 95%的人口,目标样本规模为 16000 户,调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。CFPS 在 2008、2009 两年在北京、上海、广东三地分别开展了初访与追访的测试调查,并于 2010 年正式开展访问。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。CFPS2010 年基线调查的全国代表性样本数据最终包含了 107 个行政性区(县)、424 个行政性村(居),共有 9500 个家户样本和 21760 个成人。目前有 2010、2012 两年的跟踪数据,使得我们可以观察到个体和家庭户籍身份及经济行为变化。在本文分析中,由于我们只对居住在城市、户口为农村或城市的家庭进行分析,且需要有跟踪信息,另外将一些信息不明确的家庭排除,因此去掉了较多样本,主要是去掉了在农村的家庭。最终,我们的分析样本中 2010 和 2012 年分别有 4583 个家庭,涉及 15649 个个体。

2)数据基本描述

我们根据 2010 和 2012 年跟踪的样本家庭和个体信息进行简要描述。由于我

们分析的是户籍制度改革对农民工消费影响,我们只保留三类样本:一直没有户籍状态变化的农民工及其家庭、存在户籍变化的农民工及其家庭、城镇户籍居民及其家庭。我们描述两年中三类居民家庭消费率变化如表 2 所示。

CFPS 关于消费和支出的问卷设计非常复杂,项目组提供了一个直接的计算得到了消费支出和家庭收入,其中涉及到一些对特殊情况的处理,比如对拒绝回答或漏答的如何处理的细节问题。本文直接使用 CFPS 项目组提供的消费和收入,同时,我们将三类家庭户主特征和家庭人口特征的描述统计都列在表 2 中。

表 2 各年三类群体描述统计

	Variable	2010			2012		
		Obs	Mean	Std.Dev.	Obs	Mean	Std.Dev.
户口由农村变为城镇	家庭人均消费性支出(元)	328	9110	8319	316	14453	16457
	家庭人均收入(元)	354	13407	18452	363	18267	23354
	家庭人均资产(元)	359	162750	316827	355	210588	297462
	户主年龄	375	53.96	13.46	375	55.95	13.46
	户主教育年限	375	7.277	4.843	375	7.331	4.854
	户主健康 (1=非常健康,5=不健康)	375	1.808	0.957	375	3.355	1.149
	户主性别 (1=男性;0=女性)	375	0.661	0.474	375	0.659	0.475
	户主婚姻 (1=在婚;0=其他)	375	0.883	0.322	375	0.875	0.332
	户主民族 (1=汉族,0=少数)	375	0.955	0.208	375	0.955	0.208
	家庭人口规模	375	3.613	1.734	375	3.603	1.727
	家庭医保覆盖率	375	0.582	0.362	375	0.666	0.325
	家庭养老保险覆盖率	375	0.324	0.396	375	0.389	0.381
	家庭劳动力比例	375	0.539	0.335	375	0.539	0.346

续表

		2010			2012		
户 口 一 直 为 农 村	家庭人均消费性支出(元)	1431	6694	7580	1404	10837	19893
	家庭人均收入(元)	1500	8596	11357	1566	11868	18197
	家庭人均资产(元)	1556	73975	276830	1569	92841	192595
	户主年龄	1603	49.05	12.47	1603	51.05	12.48
	户主教育年限	1603	5.941	4.246	1602	5.706	4.301
	户主健康 (1=非常健康,5=不健康)	1603	1.790	0.979	1603	3.266	1.177
	户主性别 (1=男性;0=女性)	1603	0.754	0.431	1603	0.752	0.432
	户主婚姻 (1=在婚;0=其他)	1603	0.888	0.316	1603	0.883	0.321
	户主民族 (1=汉族,0=少数)	1603	0.947	0.224	1603	0.947	0.224
	家庭人口规模	1603	3.782	1.590	1603	3.817	1.661
	家庭医保覆盖率	1603	0.637	0.315	1603	0.745	0.287
	家庭养老保险覆盖率	1603	0.155	0.318	1603	0.514	.402
	家庭劳动力比例	1603	0.545	0.299	1603	0.602	0.313
户 口 一 直 为 城 镇	家庭人均消费性支出(元)	2095	12309	12361	2086	17880	21357
	家庭人均收入(元)	2235	17771	28852	2287	23328	44813
	家庭人均资产(元)	2250	191653	422737	2262	240127	419517
	户主年龄	2309	51.93	13.49	2309	53.91	13.50
	户主教育年限	2304	9.830	4.520	2309	9.614	4.641
	户主健康 (1=非常健康,5=不健康)	2309	1.826	0.889	2309	3.394	1.033
	户主性别 (1=男性;0=女性)	2309	0.594	0.491	2309	0.593	0.491

续表

		2010			2012		
户口一直为农村	户主婚姻 (1=在婚;0=其他)	2309	0.842	0.365	2309	0.835	0.371
	户主民族 (1=汉族,0=少数)	2309	0.961	0.193	2309	0.961	0.193
	家庭人口规模	2309	3.074	1.372	2309	3.097	1.372
	家庭医保覆盖率	2309	0.614	0.342	2309	0.686	0.322
	家庭养老保险覆盖率	2309	0.445	0.422	2309	0.251	0.353
	家庭劳动力比例	2309	0.573	0.350	2309	0.573	0.364

表 2 中,我们整理了三类家庭按户和年的严格面板数据。从表 2 可以看到,三类家庭各方面存在较大的不同。其中,能够获得城市户口的农民工家庭人均收入高于一直未能获得城市户口的农民工家庭,同时低于一直是城镇居民的家庭。人均净资产上,改变户籍的农民工财产明显高于其他农民工,接近城市居民。其他很多方面都表现出类似特征,包括我们关心的平均消费率(家庭消费/家庭收入),改变了户籍状态的农民工消费率在改变前后都更接近城市居民。这也意味着,改变户籍的家庭本身存在一定选择性,我们下文使用的匹配方法一定程度上解决了这个问题。

3)方法:短期 PSM+DID 与长期对比方法

本文有两个估计目标,即户籍制度改革短期影响和长期影响。其中,短期影响指户籍身份发生变化后的消费即时反映,长期指身份稳定后的城市居民与农民工状态消费差异。对这二者的分析采用不同方法。

1、户籍短期影响:匹配与双重差分结合方法

1)简单匹配或双重差分介绍

以往研究户籍制度对农民工消费促进作用中,很少用到跟踪数据,而只使用横截面数据可能忽略农民工和城市居民不可观测异质性,使得结论可靠性和外推受到限制。在本文中,我们使用跟踪面板数据,且有丰富的个人、家庭等各方面信息,可以采用一种基于匹配对比和双重差分方法结合的方法,能够相对有效地解决遗漏变量、选择性等导致的内生性问题。

基于倾向得分的平均处理效应 (Average Treatment Effect on the Treated, ATT) 方法本质是通过计算一个倾向得分匹配控制组和对照组, 基本思想和常用的反事实估计相同。首先基于各类协变量估算个体 i 会出现在处理组 (如获得城市户口) 的概率, 即用 Logit 估计倾向得分:

$$p(X_i) = \Pr(D_i = 1 / X_i) = \frac{\exp(\beta X_i)}{1 + \exp(\beta X_i)} \quad (1)$$

其中 $D = \{0, 1\}$ 表示是否处于处理组, 对应本文的经济意义是处理组代表农民工获得城市户口, 不在处理组 (控制组) 代表一直没有获得城市户口。 X_i 代表协变量特征的向量, β 是相应的参数。倾向得分基础上的常用匹配方法包括最相邻样本匹配、最小半径匹配、核估计匹配和分层匹配等 (Becker and Ichino, 2002)。以最相邻样本匹配为例, 设 T 和 C 分别为处理组和控制组构成的集合, Y_i^T 和 Y_j^C 为二者的被解释变量, $C(i)$ 表示与处理组中第 i 个观察值对应的控制组匹配样本构成的集合, 相应的倾向得分值为 p_i , 则匹配原则可表示为:

$$C(i) = \min_j \| P_i - P_j \| \quad (2)$$

根据 (2) 式寻找到概率最接近的对照样本, ATT 的估计式相应为:

$$\tau = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j Y_j^C \quad (3)$$

其中 N^T 为处理组的观测对象数; 假设处理组中第 i 个观察值有 N_i^C 个匹配对象, 若 $j \in C(i)$, 则设定权重为 $w_{ij} = 1/N_i^C$, 否则设定权重 $w_{ij} = 0$, 权重 w_j 则定义为 $w_j = \sum_i w_{ij}$ 。若 $N_i^C = 1$, 则被称为一对一匹配。基于倾向匹配得分的 ATT 估计法优点是容易控制处理组和对比组的人数, 并且不过分依赖于方程的线性形式。

虽然匹配方法原理上较好, 但还是会有遗漏控制变量等问题 (Dehejia, 2005), 双重差分方法可以补充修正这个问题。双重差分方法 (Difference in Difference, DID) 属于面板数据固定效应线性模型, 能够控制不可观测的个体效应, 一定程度上解决遗漏变量问题。一般地, DID 方法可以表示为如下方程:

$$Y_{it} = \alpha P_{it} + \beta X_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, Y_{it} 代表关心的消费指标, P_{it} 代表是否城市户口, X_{it} 代表其他控制变量, δ_i 代表不可观测的固定效应, μ_t 表示时间效应, ϵ_{it} 代表随机扰动项。这个模型中控制了不可观测效应, 相比于使用横截面数据线性回归得到的参数估计更可能得到一致的系数估计量。

2) PSM—ATT 与 DID 结合的方法

本文主要采用 DID 和基于倾向得分匹配的平均处理效应结合的方法来估计农民工获得城市户口对消费的短期影响。首先,对“处理组”和“控制组”的两类农民工消费变量在各自时间序列上做差,这能够消除可能的不可观测的随时间不变因素影响。然后,以差分消费值为被解释变量,根据一系列的特征变量进行匹配,进行平均处理效应估计,即得到不依赖线性回归的双重差分估计量。通过上述处理,我们可以通过考察处理组和控制组之间消费变动差异的分析,识别出户籍制度的影响。

倾向得分匹配能够减弱选择性偏误,得到可比较的处理组和控制组样本。而双重差分又能够帮助克服不可观测到变量的影响,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。假设 Y_{1i}^T 是第 1 时期处理组个体 i 的结果变量; Y_{0i}^T 是第 0 时期处理组个体 i 的结果变量。类似的, Y_{1i}^C 和 Y_{0i}^C 是控制组个体在不同时期的结果变量。 T 是虚拟变量,当为 1 的时候代表处理组,当为 0 的时候代表控制组。 $P(X_{0i})$ 是根据第 0 时间的特征变量估计得到的倾向得分。双重差分和倾向得分匹配相结合的数学表达如下:

$$PSM-DID = E[Y_{1i}^T - Y_{0i}^T | P(X_{0i}), T=1] - E[Y_{1i}^C - Y_{0i}^C | P(X_{0i}), T=0] \quad (5)$$

在具体数据计算上,两种方法相互结合与普通倾向得分模型最大的不同就是结果变量。结果变量不再是截面的消费水平,而是连续时间内消费水平的变化值。Glazerman, Levy and Myers(2002)指出了这种做法的相比于简单 PSM 更有效。

为了保证结果的可靠性,本文将从两个方面进行稳健性检验。第一,检验结果对匹配方法的敏感性。本文除了使用最邻近匹配即一对一匹配法(one-to-one matching)外,也将采用 k 个最邻近对照组匹配法(k -nearest neighbor matching)、半径匹配法(radius matching)、核匹配法(kernel matching)来估计平均处理效应。这些方法都在 Becker and Ichino(2002)中进行了介绍。第二,我们使用获得户籍的工具变量方法结合 DID 进行重新分析,即在传统线性模型框架下考虑可能内生性问题,与本文主要使用的组合方法结果进行比较。此外,上文所述的替换被解释变量也是一种稳健性检验。由于我们使用两个数据库进行分析,本身具有稳健性检验意义。

2. 长期对比方法

与短期估计的思路不同,在长期,获得城市户籍的居民完全市民化,可能和农民工状态时的消费行为有更大区别。我们可以比较城镇居民和农民工家庭在其他因素相同的情况下消费差异,并分析如果农民工家庭按照城镇居民家庭消费总消费的变动。首先,我们分别对样本中总是农村户籍的农民工和总是城镇户籍的城镇居民进行如下回归分析:

$$conpc = \alpha_i + \beta incpc + \gamma family + \lambda HEAD + \phi t + u \quad (6)$$

其中, $conpc$ 是指家庭年人均消费, $incpc$ 是指家庭人均可支配收入和人均净资产, $family$ 代表一系列家庭层面变量,包括家庭规模、劳动力比重、医疗保险覆盖比例和养老保险覆盖比例, $HEAD$ 是一组影响消费的户主个人特征变量,包括户主性别、年龄、民族、健康状况和受教育年限, α_i 代表家庭固定效应, t 代表时间效应, u 是随机误差项。陈斌开等(2010)使用横截面数据采用这种方法估计比较农民工和城镇家庭边际消费倾向差异。相比于使用横截面数据的分析,面板数据能更好地识别各个变量对消费的边际影响,它能控制其他不可观测固定效应。

在估计了农民工和城镇永久居民各个因素边际消费倾向差异后,利用城镇居民各因素边际消费倾向,结合农民工家庭各个因素均值,可以计算完全市民化后的消费。这个基本思想是:给定农民工家庭的个人、家庭和财富特征,如果按照城市居民消费模式进行消费,会增加(减少)多少消费。

四、短期效应的实证结果

1) 基本实证结果:户籍改变对消费影响

采用上文所说的短期估计方法,我们在本节报告使用匹配结合双重差分估计的消费变动。在报告这个主要结果前,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。本文的处理组是 2010 年在城市工作但为农村户口、而到了 2012 年变为家庭有个体户口变为城镇户口的家庭,我们选取的控制组为这两年都为农村户口而又在城市工作的家庭。表 3 中报告影响进入处理组的概率的各因素估计系数。

表 3 协变量对户口改变的影响 (Logit Regression)

	家庭户口改变	户主户口改变
	系数	系数
	标准误	标准误
age	-0.038 0.041	0.009 0.050
age2	0.001 * *	0.000
	0.000	0.000
male	-0.653 * * *	-0.725 * * *
	0.168	0.202
eduyear	0.110 * * *	0.099 * * *
	0.019	0.023
health	0.020	0.070
	0.077	0.090
han	0.034	0.292
	0.359	0.468
familysize	0.019	-0.078
	0.050	0.065
pension_rate	1.049 * * *	1.147 * * *
	0.190	0.221
labour_fam	0.980 * * *	0.545
	0.286	0.343
faminc_per	0.000 * * *	0.000 * * *
	0.000	0.000
asset_per	0.000	0.000
	0.000	0.000
_cons	-3.669 * * *	-4.458 * * *
	1.042	1.307
N	1526	1417
Pseudo R2	0.1098	0.1121

注:户口改变专指由 2010 年的农村户口变为 2012 年的城镇户口。第一列因变量为家庭户口改变,该家庭中任意一个人或多人的户口由农村户口变为城镇户口。第二列因变量为户主户口改变,该家庭中户主的户口由农村户口变为城镇户口。控制变量均为 2010 年的户主特征变量和家庭特征变量。

* * * $p < 0.01$, * * $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

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4报告了基于2010年协变量在匹配前后处理组和控制组间的比较。

表 4 协变量匹配质量检验:家庭户口改变

变量	样本	均值		偏差率%	偏差降低比率%	T 检验	
		处理组	控制组			T 值	p> t
age	未匹配	53.96	49.05	37.9		6.76	0.00
	匹配	52.99	53.16	-1.4	96.4	-0.15	0.88
age2	未匹配	3092	2561	38.1		6.97	0.00
	匹配	2984	3012	-2.0	94.9	-0.22	0.83
male	未匹配	0.66	0.75	-20.5		-3.68	0.00
	匹配	0.71	0.73	-4.8	76.6	-0.57	0.57
eduyear	未匹配	7.28	5.95	29.3		5.32	0.00
	匹配	7.47	7.19	6.0	79.4	0.71	0.48
health	未匹配	1.81	1.79	2.0		0.35	0.73
	匹配	1.79	1.78	0.7	63.2	0.09	0.93
han	未匹配	0.95	0.95	3.6		0.61	0.54
	匹配	0.96	0.97	-3.3	6.5	-0.45	0.65
familysize	未匹配	3.61	3.78	-10.1		-1.81	0.07
	匹配	3.49	3.56	-3.9	61.4	-0.48	0.63
pension_rate	未匹配	0.32	0.15	47.4		8.89	0.00
	匹配	0.32	0.32	-1.8	96.2	-0.19	0.85
labour_fam	未匹配	0.54	0.54	-1.8		-0.32	0.75
	匹配	0.56	0.56	1.7	3.0	0.20	0.84
faminc_per	未匹配	13407	8591	31.4		6.26	0.00
	匹配	12958	14021	-6.9	77.9	-0.71	0.48
asset_per	未匹配	1.6e+05	74010	29.8		5.32	0.00
	匹配	1.4e+05	1.2e+05	5.6	80.7	0.44	0.66
联合检验		Pseudo R2		LR chi2			p>chi2
未匹配		0.119		212.48			0.000
匹配		0.004		3.04			0.995

从表 4 可以看到,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。

在以上准备基础上,我们报告主要的估计结果。表 5 报告了几种不同匹配方法得到的户籍对消费促进效应。可以看到,各种匹配方法都显示存在户口变化的家庭人均消费显著提高,范围在 2108—3451 之间。

表 5 家庭户口改变对家庭人均消费的影响

	处理组	对照组	平均	标准误	共同支持样本量	
	两年变化	两年变化	处理效应		处理组	对照组
一对一匹配:k=1	5691	2239	3451 * *	1475	277	1248
k 最邻近匹配:k=10	5691	3583	2108 *	1175	277	1248
半径匹配: $\delta=0.01$	6050	3589	2461 * *	1157	263	1248
半径内 k 最邻近匹; $\delta=0.01;k=10$	6050	3598	2352 * *	1178	263	1248
核匹配:k;norm;bw;0.01	5691	3361	2330 * *	1134	277	1248

注:表格中前两列数值是相应组别(处理组或者对照组)的家庭人均消费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变化量的二次差分。共同支持样本量指满足共同支撑假设的样本数量。

* * * $p < 0.01$, * * $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

表 6 户主户口改变对家庭人均消费的影响

	处理组	对照组	平均	标准误	共同支持样本量	
	两年变化	两年变化	处理效应		处理组	对照组
一对一匹配:k=1	5936	2877	3058 * * *	1148	169	1248
k 最邻近匹配:k=10	5936	4351	1585	1150	169	1248
半径匹配: $\delta=0.01$	6130	4195	1935 *	1128	157	1248
半径内 k 最邻近匹; $\delta=0.01;k=10$	6130	4693	1437	1164	157	1248
核匹配:k;norm;bw;0.01	5936	3738	2197 * *	1081	169	1248

注: * * * $p < 0.01$, * * $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

上文使用的是家庭中任何一个成年人户口发生变化作为处理组,作为稳健性检验,我们也使用户主户口发生变化作为对照组重新估计。相比于家庭其他成员

户口变化,户主的户口变化可能对家庭产生更多影响。由于户主户口变化只占总户口变化的一部分,因此样本量有所减小,对照的控制组样本仍为从未发生户口变化的农民工家庭。采用和上文相似的计算过程,平衡性也通过了检验,得到的户籍对消费影响如表 6 所示。根据表 6 可以看到的户籍获得促进消费作用与表 5 类似。

2) 户籍改变对消费影响的路径分析

从表 5 和表 6 可以看到,户籍制度的短期消费促进效应非常显著,那么这主要来自于哪些消费项目的提高呢?我们以分项消费为分析对象,重复以上对总消费的估计思路,观察户籍变化对居民分项消费影响。估计的项目包括食品、衣着、居住、家庭设备、医疗保健、交通通讯和教育支出。需要说明的是,居住支出中,CFPS 数据对自有住房使用了较好的等价租金方法估计居住消费支出,符合国际惯例。对分项消费的估计结果如表 7 所示。可以看到,人均消费的提高主要来自于食品支出增加,其次是文化娱乐休闲支出、交通支出和衣着支出。其他项目没有显著变化。

表 7 家庭户口改变对家庭分项人均消费的影响(核匹配结果)

	处理组	对照组	平均	标准误
家庭人均:	两年变化	两年变化	处理效应	
食品支出	2663	1978	685 * *	340
家庭设备及日用品支出	1721	1021	700	606
交通通讯支出	248	-59	308 * *	161
居住支出	399	235	164	145
医疗保健支出	105	258	-153	301
衣着支出	341	160	180 * *	74
教育支出	-29	-21	-8	179
文化娱乐休闲支出	415	87	328 *	202

五、长期效应分析

户籍制度的长期影响可以通过直接对比农民工和城镇居民的消费影响因素获得。在以往使用横截面数据进行的研究中主要是这个思想,如陈斌开等(2010)。由于我们的数据是面板数据,能够更好地识别估计各个影响消费因素的边际影响系数。我们使用式(6)所示的方程估计消费函数,在进行固定效应和随机效应分别估计后,Hausman 检验显示使用随机效应模型是较好的选择。^① 我们分别使用随机效应模型对纯粹农民工家庭和纯粹城市居民(即户口状态从未发生改变的家庭)进行估计,得到结果如表 8 所示。

表 8 农民工和城镇居民分别的消费函数估计

	农民工	城镇居民
家庭人均收入	0.222 * * *	0.078 * * *
	0.015	0.007
家庭人均财产	0.002 * * *	0.013 * * *
	0.001	0.001
户主男性	340.395	258.727
	977.621	542.987
户主年龄	-18.830	-56.391 * *
	38.364	25.835
户主教育年限	295.459 * * *	371.347 * * *
	87.252	66.122
户主健康水平	-145.171	356.919
	221.167	259.742
户主为汉族	226.332	1610.686
	1920.027	1379.321

^① Hausman 检验固定效应和随机效应两个模型系数是否有系统差异,结果得到值较小,对应概率较大,意味着二者没有显著差异,此时选择随机效应模型会是有效的方法。

续表

	农民工	城镇居民
家庭规模	-990.457 * * *	-1558.273 * * *
	211.135	197.872
医疗保险覆盖率	103.717	2597.075 * * *
	764.824	756.053
养老保险覆盖率	-1053.140 * *	-22.088
	567.061	612.725
16—60 人口比例	290.905	1277.468
	1008.552	853.307
2012 年	3720.937 * * *	3906.869 * * *
	495.853	592.794
常数项	7585.862 * *	7769.906 * * *
	3066.378	2491.021
Within R2	0.2154	0.1305
样本数	2797	4130

注：* * *、* * 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 显著性水平。

表 8 显示,相比于城镇居民家庭,农民工家庭的收入边际消费倾向较高,但财产边际消费倾向较低,这有可能是农民工财产变现能力较差。此外,户主教育水平促进家庭人均消费,年龄则与消费呈反向关系。家庭规模越大,人均消费越低。医疗保障提高能促进消费,但养老保险降低当前消费。

使用这些估计系数,结合农民工家庭各项影响消费因素均值,我们可以估计如果农民工家庭的各项特征按照城镇居民消费边际影响会如何改变消费。即取城镇居民家庭各变量系数与农民工家庭各变量系数作差,然后分别乘以农民工家庭各个因素均值,加总得到总的可能人均消费变动。计算结果得到的消费变动额大约为提高 1274 元,农民工家庭两年人均消费均值为 8745 元,提高额度达到 14.5%

以上。^{①②}

根据国家统计局抽样调查结果,2014 年全国农民工总量为 27395 万人。^③ 根据中国统计年鉴 2013 显示,2012 年国内 GDP 为 529238.4 亿元,总消费 261832.8 亿元,居民消费 190584 亿元,^④最终消费率占到 49.5%,居民消费率占 36.0%,居民消费占总消费比重为 72.7%。按照我们上文估计,如果户籍放开,农民工人均消费提高 1274 元将使得整个居民消费提高 3490 亿,从而提高最终消费率为 50.1%(假设 GDP 保持不变),提高居民消费率为 36.67%,提高居民消费占总消费比重到 73.15%。而且,如果使用短期户籍制度的消费促进作用计算,放开户籍带来的消费促进作用更大。而随着农村迁入城市人数和农民工增加,户籍放开促进消费的累积效应会极大。

六、简要总结

本文根据 CFPS 数据库提供的跟踪数据,有效识别了户籍制度对促进当前农民工消费的可能影响。整体上看,如果户籍制度放宽使得农民工获得城市户口,相比于没有获得城市户口的农民工能提高家庭人均消费。人均消费的提高主要来自于食品支出增加,其次是文化娱乐休闲支出、交通支出和衣着支出。从长期看,这个额度大约为人均提高 1274 元。由于农民工群体庞大,这个人均消费的提高对于提高居民消费和总消费有一定影响。这意味着,在当前经济低迷时期,依靠放宽户籍这种扭曲经济的制度来改善经济,即能增加公平,也能促进效率。

① 由于我们使用的数据中还包含户口状态改变的农民工家庭,如果分别将其农村户口时状态加入农民工组、将其城市户籍状态时样本加入城镇家庭组,重新计算得到的结果和正文中类似。

② 回归结果中有一些变量系数不显著,如果推算时不考虑这些变量及系数,结果仍然变化不大。

③ 资料来源于统计局主页: http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201504/t20150429_797821.html

④ 2013 年统计年鉴没有给出支出法国内生产总值中居民消费额度,我们按照 2010 年统计年鉴中的居民消费占总消费比重计算得到 2012 年居民消费。由于居民消费占比近年相对稳定,因此这个估计偏误不会很大。

参考文献

- [1]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。
- [2]蔡昉、都阳(2011):《工资增长、工资趋同与刘易斯转折点》,《经济学动态》第9期。
- [3]曹广忠、李凯、刘涛(2012):《中国农民工家庭消费结构与完全城镇化——基于城市农民工调查数据的实证研究》,中国地理学会2012年学术年会学术论文集,10月,河南开封—郑州。
- [4]都阳、王美艳(2010):《农村剩余劳动力的新估计及其含义》,《广州大学学报》社会科学版第9卷第4期。
- [5]樊纲、郭万达等(2013):《农民工早退:理论、实证与政策》,中国经济出版社。
- [6]国家统计局(2010):《中国统计年鉴》(2010),中国统计出版社。
- [7]国家统计局农村司(2014):《中国农村住户调查年鉴》(2014),中国统计出版社。
- [8]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。
- [9]孔祥利、栗娟(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42卷第1期。
- [10]李实(2013):《中国劳动力市场中的农民工状况》,《劳动经济研究》第1卷第1期。
- [11]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。
- [12]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。
- [13]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。
- [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。
- [15]盛来运(2010):《金融危机中农民工就业面临新挑战》,载于《城乡福利一体化:探索与实践》,社会科学文献出版社。
- [16]宋铮(1999):《中国居民储蓄行为研究》,《金融研究》第6期。
- [17]栗娟,孔祥利(2012):《中国农民工消费结构特征及市民化趋势分析——基于全国28省1249份有效样本数据检验》,《统计与信息论坛》第27卷第12期。
- [18]孙凤(2001):《预防性储蓄理论与中国居民消费行为》,《南开经济研究》第1期。
- [19]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》第6期。
- [20]孙文凯,白重恩,谢沛初(2011):《户籍制度改革对农村劳动力流动影响》,《经济研究》

第 1 期。

- [21] 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。
- [22] 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。
- [23] 王美艳(2013):《农民工消费水平的变化及其影响因素》,载于蔡昉主编《中国人口与劳动问题报告 No.14——从人口红利到制度红利》,社会科学文献出版社。
- [24] “新生代农民工研究”课题组(2011):“新生代农民工的数量、结构和特点”,载于蔡昉主编《中国人口与劳动问题报告 No.12——“十二五”时期的挑战:人口、就业和收入分配》,社会科学文献出版社。
- [25] 张继海(2008):《社会保障对中国城镇居民消费和储蓄行为影响研究》,中国社会科学出版社。
- [26] 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。
- [27] 中国发展研究基金会(2010):《中国发展报告 2010:促进人的发展的中国新型城市化战略》,人民出版社。
- [28] Becker, Sascha O., and Andrea Ichino. 2002. Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores. *Stata Journal* 2 (4): 358 - 77.
- [29] Carroll, Christopher, Byung-Kun Rhee, and Changyong Rhee, 1994. “Are There Cultural Effects on Saving? Some Cross-Sectional Evidence,” *Quarterly Journal of Economics*, 109(3): 685 - 99.
- [30] Chamon, Marcos, and Eswar Prasad, 2010. “Why are Saving Rates of Urban Households in China Rising?”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (1):93-130.
- [31] Dehejia, R., 2005. “Practical propensity score matching: a reply to Smith and Todd”. *Journal of Econometrics* 125: 355-364.
- [32] Feldstein, M. 1974. “Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation.” *Journal of Political Economy*, 82(5):905-926.
- [33] Meng, Xin, 2003. “Unemployment, Consumption Smoothing, and Precautionary Saving in Urban China,” *Journal of Comparative Economics*, 31(3): 465-485.
- [34] Modigliani, Franco, and Shi Larry Cao, 2004. “The Chinese Saving Puzzle and the Life cycle Hypothesis,” *Journal of Economic Literature*, 42: 145 - 70.
- [35] Munnell, A. 1974. “The Effect of Social Security on Personal Savings”. Cambridge,

Mass.: Ballinger.

- [36] Song, L.; Wu, J. and Zhang, Y. 2010. "Urbanization of Migrant Workers and Expansion of Domestic Demand." *Social Sciences in China*, 2010, Vol.XXXI, No.3, pp. 194—216.
- [37] Sun, Wenkai, and 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.