

子女随迁政策对农民工家庭消费的影响机制研究^{*}

胡霞 丁浩

内容提要:本文采用CHIP2002、2007、2008和2013年的流动人口数据,建立了OLG模型,从预防性储蓄动机与持久性收入两个渠道,验证了子女随迁政策对农民工家庭消费的影响机制,并利用倾向得分匹配方法缓解了样本选择偏误问题。研究发现:第一,与子女未随迁农民工家庭相比,子女随迁农民工家庭的消费率高约12%~13%、总消费高约16%~17%、劳均消费高约12%~20%、回寄款占收入比重低约5%~6%。第二,相比子女未随迁农民工家庭,子女随迁政策越宽松,子女随迁农民工家庭的消费率和消费水平越高。第三,采用Logit模型分析发现,配偶随迁、户主工作年限越长,农民工子女随迁概率越大,但一线城市的农民工子女随迁概率显著降低。

关键词:子女随迁政策 农民工家庭消费 倾向得分匹配法

一、引言与文献综述

2015年全国农民工总量为2.77亿人,其中外出农民工1.69亿人。^①在产能过剩、经济增长中枢下行的背景下,提高农民工家庭消费对扩大内需具有重要意义。但由于户籍制度的限制,特别是与之捆绑的基本公共服务不完善,其通过预防性储蓄、持久性收入和耐用品消费三个渠道,显著降低了农民工家庭消费,相比城市本地居民,农民工的消费水平低约16%~20%(Chen et al, 2015)。其中,农民工子女随迁入学作为重要的基本公共服务,其对农民工家庭消费具有重要影响。

一般而言,农民工子女随迁入学,有助于提升随迁子女人力资本积累,增加福利水平和未来收入(吕利丹,2014;Xu & Xie, 2015;叶静怡等,2015)。2003年以后,国务院印发《关于进一步做好进城务工就业农民工子女义务教育工作的意见》文件,明确提出解决随迁子女义务教育问题主要采取“两为主”政策,即“以流入地区政府管理为主,以全日制公办中小学为主”。2014年,全国义务教育阶段农民工随迁子女数量为1294.73万人,其在公办学校就学比例约为80%,其中政府购买民办学校学位124.6万个。2014

年全国28个省也已陆续启动农民工随迁子女异地高考制度改革,这有助于逐步解决农民工子女随迁问题。

然而,由于近年来一线城市人口管控力度加强,加之农民工子女的义务教育经费保障长效机制有待完善等原因(谢建社等,2011;宋锦、李实,2014;柳建平、张永丽,2015),一线城市政府对农民工子女入读义务教育公立学校、参加异地高考设置了诸多高门槛条件,只有受过良好教育和富裕的少数群体才能达到“积分入户”的门槛,从而导致大量农民工子女难以随迁入学。

观察表1,我们可以发现,无论是义务教育,还是学前教育、异地高考等,相比省会城市长沙,一线城市北京、上海的随迁子女入学政策门槛高、流程复杂。提高随迁子女入学资格成为一线城市控制农民工数量的一种手段。根据北京2005年通过的《北京城市总体规划(2004年—2020年)》、上海近期公示的《上海市城市总体规划(2015—2040)(草案)》,提出将2020年的常住人口分别控制在1800万和2500万人左右,但2015年末,北京、上海常住人口分别为2170.5万和2415.27万人,其中常住外来人口分别为822.6万和981.65万人,而减少农民工数量成为控制城市人口的主要手段,2015年上海市常住人口也首现负增长。

^{*} 胡霞、丁浩,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子邮箱:huxia@ruc.edu.cn。本文是国家社科基金青年项目“供给侧结构性改革下中国收入分配结构调整与资源配置效率改善研究”(16CJL014)的阶段性成果。感谢北京师范大学中国收入分配研究院提供的中国家庭收入调查(CHIP)数据库,感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见和修改建议,文责自负。

表1 北京、上海、长沙三市农民工子女随迁最新政策对比

	北京	上海	长沙
数据	84%入读公办学校、40万余名随迁子女(2015年)	73%入读公办学校、52万余名随迁子女(2012年)	随迁子女入学率100%(2015年)
学前教育	身份类证明,儿童户籍所在地无人监护证明,婚姻生育证明,工作类证明,在京住所证明,共约20余个证明。	先安排本市户籍适龄幼儿入园,再安排随迁子女。各区县结合实际,具体包括持《居住证》且积分达到标准分值、持《居住证》年限等条件。	按有户有房、有户无房、有房无户、无户无房的顺序入读公立幼儿园。公办园和普惠性民办园达到全市幼儿园总数的60%。
义务教育	“五证”:在京务工就业证明、在京实际住所居住证明、全家户口簿、暂住证、户籍所在地街道办事处或乡镇人民政府出具的在当地没有监护条件的证明等相关材料。部分区县进一步出台细则,实践中往往衍生出20余个证明。	持《居住证》或连续3年登记就业且持《临时居住证》满3年。	城区居住一年以上,且参加城镇社保至少一年,“七证”:①户口簿;②父母双方身份证;③父母双方从业证明;④居住证;⑤房屋租赁合同;⑥小孩出生证;⑦学前教育证明。
普通高中	随迁子女无法报考。	持《居住证》,积分达到标准分值。	在长沙取得学籍的初中毕业随迁子女。
中专	持《居住证》,有合法稳定住所,合法稳定职业已满3年,在京连续缴纳社会保险已满3年,其随迁子女具有本市学籍且已在京连续就读初中3年学习年限。	持《居住证》或连续3年登记就业且持《临时居住证》满3年,子女3年就读本市初中。	在长沙取得学籍的初中毕业随迁子女。
异地高考	持《居住证》,具有合法稳定职业及合法稳定住所,其随迁子女具有本市学籍且已在京连续就读高中阶段教育3年学习年限的,可选择在京借考高考,但回户籍所在省参加招生录取。	持《居住证》,积分达到标准分值,随迁子女本市参加中考且具有本市高中阶段完整学习经历;持《居住证》连续3年,积分达到标准分值,子女为本市高中阶段毕业生。	外省户籍学生在长沙就读高中三年,由学生向所在学校提出申请。
高职院校报考	持《居住证》,有合法稳定住所,合法稳定职业满6年,在京连续缴纳社会保险满6年,随迁子女具有本市学籍且已在京连续就读高中阶段教育3年学习年限。	持《居住证》或连续3年登记就业且持《临时居住证》满3年,随迁子女参加中专招考,具有本市中专完整学习经历。	取得长沙学籍的随迁子女享受与本地户籍学生同等权利。
其他	持《居住证》随迁子女可和户籍学生同等待遇报名参加北京市成人高等教育、高等教育自学考试、网络高等教育、开放大学的考试录取。	《居住证》或连续3年登记就业且《临时居住证》满3年,随迁子女参加大专招考,具有高等职业教育完整学习经历可参加“专升本”考试。	

资料来源:截至2016年8月,作者根据北京、上海、长沙三市教育、公安等部门最新文件整理得到。

严格的子女随迁政策直接造成了两个不利后果:(1)增加了农民工面临的不确定性,提高了其预防性储蓄动机,从而降低了农民工家庭的当期消费(孔祥利、粟娟,2013;赵卫华,2015),进而不利于我国拉动内需、促进经济结构转型升级;(2)由于无法满足流入地的高入学门槛,大量农民工子女只能返回原居住地入学,而城乡之间的教育水平差异巨大,且由于长期与父母分离,留守儿童的身心健康、学业成绩受到严重影响,不利于中国下一代的人力资本积累(叶敬忠等,2006;李云森,2013)。子女教育问题的确是促使部分农民工回迁的重要因素(刘庆玉,2015),但相当部分农民工为寻求更高收入而继续在城市工作,因此,大城市的人口管控政策并未完全实现意图效果。

根据教育部公布的《2014年全国教育事业发

展统计公报》,全国义务教育阶段在校生当中,农村留守儿童共2075.42万人。据此计算,2014年留守子女数量是随迁子女数量的1.6倍。此外,配偶未随迁、农民工工作不稳定、城市生活成本提高,以及居住、监护等客观条件的限制也是农民工子女难以随迁的原因(宋锦、李实,2014;Wu & Zhang, 2015)。

为解决农民工子女随迁难题,2015年11月28日,国务院印发《关于进一步完善城乡义务教育经费保障机制的通知》(国发〔2015〕67号)文件,决定从2016年起实现义务教育经费随学生流动可携带,以“合法稳定就业、合法稳定住所”为基本条件,完善权责对等、梯度赋权的随迁子女公共教育服务制度。进一步地,2016年7月27日,国务院印发《关于实施支持农业转移人口市民化若干财政政策的通知》

(国发〔2016〕44号),提出“将农业转移人口及其他常住人口随迁子女义务教育纳入公共财政保障范围,逐步完善并落实中等职业教育免学杂费和普惠性学前教育的政策”。这一文件意在通过将财政转移支付和农民工市民化挂钩,从而激励地方政府积极推进农民工市民化,逐步实现城镇基本公共服务常住人口全覆盖,进而有助于促进农民工家庭消费。

针对我国居民消费率较低的问题,许多学者从不同理论和视角进行了大量深入的讨论,并提出了理论见解。首先,很多学者认为住房、教育和医疗等方面的改革,加大了居民的预防性储蓄动机,提高了居民储蓄率(Meng, 2003; Giles & Yoo, 2007; 易行健等, 2008; 杨汝岱、陈斌开, 2009; 甘犁等, 2010; Rosenzweig & Zhang, 2014; 李蕾、吴斌珍, 2014),特别是城乡分割的户籍制度显著降低了农民工消费(Chen et al, 2015),而提升居民的福利待遇能增加消费率(雷潇雨、龚六堂, 2014)。其次,众多学者还从流动性约束(万广华等, 2001)、经济转轨过程中不确定性的增加(罗楚亮, 2004)、劳动力人口占比提高(Modigliani & Cao, 2004; Chamon & Prasad, 2010)、房价上涨(陈斌开、杨汝岱, 2013; 赵西亮等, 2014)、农村集体土地制度(Zhao, 1999)、家庭固定资产的“财富效应”较低(李涛、陈斌开, 2014)、劳动力转移(张勋等, 2014)等方面分析了我国居民低消费原因,这为理解影响我国农民工消费的因素奠定了基础。

通过对已有文献的梳理,可以发现相关研究取得了较丰硕的成果,但关于政府农民工子女随迁政策对农民工家庭消费的影响尚缺乏充分研究,也缺少经验数据的支撑,特别是现有研究中产生的小样本数据和内生性问题等尚未得到解决,这正是本文研究的着力点。

本文的创新点在于:一是基于中国居民收入调查项目(CHIP)2002、2007、2008和2013年的微观调查数据,从预防性储蓄和持久性收入两个渠道,研究政府的农民工子女随迁政策对农民工家庭消费的影响机制;二是采用倾向得分匹配方法(Propensity Score Matching, PSM)解决内生性问题,即子女随迁农民工家庭与有子女但未随迁农民工家庭在收入、就业、家庭特征等方面存在显著差异,直接对比这两类群体消费行为的差异可能会导致计量回归结果出现样本选择偏误(Bias),但通过一些典型变量,在满足共同支撑假设和平行假设^①基础上,来匹配与子女随迁农民工家庭特征相似度高的

未随迁农民工家庭,进而比较两者之间消费情况的差异,就可以将这种差异归因于子女随迁政策的影响。

二、假说提出与理论模型

(一)假说提出

从理论上来说,政府完善农民工子女随迁政策,增加随迁子女教育支出对农民工家庭消费的影响是不确定的。

一方面,子女随迁能提高农民工家庭在城市长期工作、生活的预期(叶静怡等, 2015),适用生命周期理论和持久性收入理论,从而有助于增加其教育消费和耐用消费品等长期消费,即“子女随迁→农民工城市长期就业→增加农民工家庭消费”。

另一方面,政府支出与私人教育支出可能存在替代关系(Yuan & Zhang, 2015),即政府增加对随迁子女的教育支出,可能会挤出农民工家庭的私人教育支出,并不能增加农民工家庭消费,但同时也存在“挤入效应”,即政府完善农民工子女随迁政策,这使得农民工家庭有了更多留存收入用于其他消费支出。

本文认为,政府完善子女随迁政策,如增加随迁子女教育支出、放宽农民工子女义务教育入学、降低异地中考和异地高考门槛,这将有助于降低农民工家庭的预防性储蓄动机,“预期稳定效应”强于“替代效应”。此外,相比教育资源和服务相对落后的农村地区,城市的教育产品种类更为丰富,生活成本客观上也比农村更高,农民工的家庭消费也会随之提升。因此,本文提出:

假说1:从降低预防性储蓄动机来看,政府完善子女随迁政策能提高农民工家庭消费。

尽管农民工随迁子女存在失学率高、学习成绩低、城市认同感低等现象(谢建社等, 2011),但客观上来说,城市的教学资源 and 教学质量比农村地区更高,随迁子女也能得到来自父母的陪伴和监护,有研究发现农民工随迁子女在数学测试、学习时间以及身高、体重、饮食多样性等方面均显著高于留守儿童(Xu & Xie, 2015),这表明子女随迁既有利于提高随迁子女未来的人力资本回报预期,也能增加农民工在城市工作时间,从而增加家庭持久性收入,进而提升农民工家庭即期消费,即产生“子女随迁→提高农民工子女人力资本→提高持久性收入→增加农民工家庭即期消费”的良性循环。据此,本文提出:

假说2:子女随迁能提高农民工子女的人力资

本,增加持久性收入,进而促进农民工家庭消费。

(二)理论模型

结合中国农民工家庭的实际情况,通过对 Piracha & Zhu(2012)的模型进行简化和修正,提出如下两期 OLG 模型,来分析子女随迁政策对农民工家庭消费的影响。

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

U 为农民工家庭的效用水平, C_1 和 C_2 分别为农民工家庭在第 1 期和第 2 期的消费水平, δ 为折现率。

第 1 期,农民工家长工作,农民工家庭第 1 期的消费水平如式(2)所示:

$$C_1 \leq \omega_p h_p - S - q \quad (2)$$

第 2 期,农民工家长退休,同时农民工子女进入劳动市场,家庭消费第 1 期储蓄和子女的收入, P 为农民工的养老金,子女负责父母养老,第 2 期的消费水平如式(3)所示:

$$C_2 \leq S(1+r) + P + \omega_k h_k \quad (3)$$

h_p 、 h_k 分别为家长和子女的人力资本水平, ω_p 、 ω_k 分别为家长和子女的税后工资率。 S 为家长在第 1 期的储蓄, r 为税后的资本回报率。 q 代表农民工家庭的教育支出等投资性支出。

h_k 为政府对农民工子女的教育支出 g 和私人投资性支出 q 的凹函数,见式(4)所示:

$$h_k = h(g, q) \quad (4)$$

其中, $\frac{\partial h_k}{\partial g} > 0$, 表明增加政府对农民工子女教育支出 g , 即完善农民工子女随迁政策, 有助于提高农民工子女的人力资本水平 h_k 。

所以,研究问题变为农民工家庭在约束条件(2)(3)(4)基础上,选择最优的储蓄(消费)水平,从而实现最大化的效用水平。式(1)的一阶条件为:

$$U_s = \frac{\partial U}{\partial S} = 0 \Rightarrow -\delta(1+r)C_1 + C_2 = 0 \quad (5)$$

式(5)对政府的农民工子女教育支出 g 求导得:

$$\frac{\partial U_s}{\partial g} = \frac{\partial C_2}{\partial g} = \omega_k \frac{\partial h_k}{\partial g} > 0 \quad (6)$$

本文的第 1 个目标是分析政府的农民工子女随迁政策对农民工家庭消费的直接影响。对于那些工作较为稳定,同时,居住、监护等客观条件也较为完备的农民工家庭,政府逐步放松子女随迁政策门槛,如放宽异地中考和异地高考,同时配套增加农民工子女教育支出,有助于提高农民工家庭在城市长期工作生活的预期,产生“子女随迁→农民工城市长期就业→预防性储蓄动机降低→增加农民工家庭即期消费”的良性循环。目标 1 如下所示。

在式(5)、式(6)基础上,利用隐函数定理可得:

$$\frac{\partial S}{\partial g} = -\frac{\partial U_s / \partial g}{\partial U_s / \partial S} = -\frac{\omega_k \frac{\partial h_k}{\partial g}}{(1+r)(1+\delta)} < 0 \quad (7)$$

式(7)意味着政府增加农民工子女教育支出 g , 有助于降低农民工家庭储蓄水平,从而提高农民工家庭消费,与假说 1 相一致。

本文的第 2 个目标是分析子女随迁政策对农民工家庭消费的间接影响,即完善子女随迁政策,通过提高农民工子女人力资本,分析其对农民工家庭消费的影响。

目标 2 在式(5)基础上,利用隐函数定理可得:

$$\frac{\partial S}{\partial h_k} = -\frac{\partial U_s / \partial h_k}{\partial U_s / \partial S} = -\frac{\omega_k}{(1+r)(1+\delta)} < 0 \quad (8)$$

式(8)意味着通过子女随迁提高农民工子女的人力资本,有助于增加农民工家庭持久性收入,降低农民工家庭储蓄率,从而提高农民工家庭消费,与假说 2 相一致。

三、变量选取与统计描述

(一)数据来源

本文数据来源于中国居民收入调查项目(Chinese Household Income Project,CHIP)2002、2007、2008 和 2013 年的流动人口数据。其中,CHIP2002 年的流动人口数据覆盖 28 个城市,由国家统计局组织进行;CHIP2007 和 2008 年的流动人口数据由北京师范大学、澳大利亚国立大学的学者发起,并得到国家统计局和德国劳动研究所(the Institute for the Study of Labor,IZA)的支持;CHIP2013 年的流动人口数据覆盖 14 个省的 128 个县(区),具体调查过程由国家统计局城乡一体化常规住户调查办公室执行,流动人口数据调查得到国家自然科学基金资助和国家统计局的支持,由北京师范大学中国收入分配研究院联合国内外专家共同完成。

CHIP 流动人口数据不仅包括个体年龄、受教育程度、就业状况、社会保险、时间分配、农业经营等个体层次信息,还包括家庭收支、消费、财产、子女教育、居住条件、家庭社会关系、生活事件等家庭层次变量,也包括农村老家的基本信息,变量较为丰富。

CHIP2007 和 2008 年的流动人口样本覆盖 9 个省 15 个城市,包括上海、广州、深圳(一线城市),重庆、成都、南京、杭州、武汉、合肥、郑州(其他直辖市和省会城市),东莞、无锡、宁波、蚌埠、洛阳(地级市),覆盖我国东部、中部、西部三大区域,具有很强的地域代

表性,中国的大部分流动人口也集中于上述 15 个城市及其附近都市圈范围内。

本文仅考察有小于等于 18 岁家庭成员(包括城市和农村老家)的农民工家庭。^③如果农民工的城市家庭成员中,有年龄小于等于 18 岁的在校学生或学龄前儿童,则定义为“子女随迁”,否则定义为“子女未随迁”。

(二)变量选取

本文关心的主要问题是政府的子女随迁政策对农民工家庭消费的影响,因此,主要变量涉及政府的子女随迁政策、农民工家庭消费、就业、社会保障等家庭特征变量。表 2 对本文使用的主要变量定义进行了说明。

1. 农民工子女是否随迁。政府关于子女随迁政策的直接表现形式就是农民工子女是否进行随迁,子女能随迁一般说明政府的子女随迁政策比较包容,子女不能随迁则表明政府的子女随迁政策相对严格。举例来说,北京的农民工子女随迁要办理“五证”(见表 1),在实践中往往衍生出需办理 20 多个相关子证明^④,大量农民工显然无法同时满足这样苛刻的条件而无法随迁,许多农民工子女只能返回老家入学。相比北京,省会城市长沙的农民工仅需在长沙城区居住一年以上,且参加城镇社保至少一年,实际提交 7 个证明即可办理子女随迁。

2. 城市等级。一般而言,城市等级越高,外来人口比例越高,政府的农民工子女随迁政策越严格。有研究通过计算全国 46 个城市的投资、就业落户门槛指标,发现上海、深圳、北京、广州四个“一线城市”

的落户门槛最高,而其他直辖市和省会城市、地级市的落户难度依次递减。总体而言,流动人口比例越高、越靠近东部沿海地区落户门槛越高(吴开亚等,2010)。^⑤尽管农民工落户门槛与政府的子女随迁政策并不完全等同,但落户门槛越高的城市,子女随迁政策往往越严格,后文的 Logit 模型也发现城市等级越高,农民工子女随迁的概率越低。其主要原因在于,一线城市政府面对资源承载压力和人口超出城市规划的现实,采取清理低端产业、收紧子女随迁政策等方式控制人口规模。

3. 农民工家庭消费。主要包括消费率、 $\ln(\text{总消费})$ 、 $\ln(\text{劳均消费})$ 和回寄款/收入四个变量,分别从消费比例、总消费水平、劳均消费水平和消费区域四个维度衡量农民工家庭消费。其中,本文采用 $\ln(\text{劳均消费})$ 而不采用人均消费的原因在于,子女随迁农民工家庭的的城市人口规模计算包括了随迁子女,而有子女未随迁农民工家庭的的城市则无随迁子女,因此,采用人均消费计算会降低子女随迁农民工家庭的消费水平,从而产生测度偏差,故采用劳均消费指标使得研究具有可比性。尽管回寄款并不属于农民工家庭在城市的消费,采用回寄款/收入这一变量的原因在于,回寄款/收入比例越高,表明农民工家庭越倾向于在农村老家消费,农民工家庭的预防性储蓄动机越强,城市的消费率和消费水平也越低,可以作为消费变量的补充。

4. 配偶随迁。根据宋锦、李实(2014)的分析,配偶是否随迁对子女是否随迁的解释力度达到约 20%。

表 2 主要变量定义及说明

变量性质	变量名称	变量定义及说明
因变量	消费率	消费率=消费性总支出/家庭总收入
	$\ln(\text{总消费})$	家庭消费性总支出的对数
	$\ln(\text{劳均消费})$	城市劳动人口人均消费的对数
	回寄款/收入	全年寄回及带回老家的钱物净值/家庭总收入
自变量	子女随迁	子女随迁农民工家庭=1,子女未随迁=0
	城市等级	北京、上海、广州、深圳=3,天津、重庆和其他各省会城市=2,地级市、县级市=1
控制变量	配偶随迁	配偶随迁=1,其他=0
	$\ln(\text{劳均收入})$	农民工家庭城市劳动人口人均收入的对数
	养老保险比	有城镇养老保险的家庭成员数/家庭劳动人口总数
	城市劳动人数	有工作或暂时失业且具有劳动能力的成年家庭成员数量
	户主工作年限	户主从事当前职业的工作年限
	户主自我雇佣	户主自我雇佣=1,其他=0
	户主受教育程度	文盲\半文盲=0,小学=1,初中=2,高中\中专\技校\职高=3,大专及以上=4
	户主年龄	户主的年龄

资料来源:根据 CHIP2002、2007、2008 和 2013 年数据制成。

其原因在于,一方面,配偶随迁提高了农民工家庭在城市的监护条件,有助于提高子女随迁概率;另一方面,随迁配偶如果进入劳动力市场,则能够增加家庭收入,提升子女随迁的经济基础。

5. $\ln(\text{劳均收入})$ 。无论是绝对收入假说,还是生命周期假说与持久性收入假说,抑或流动性约束与预防性储蓄,这些经典消费理论均将居民收入作为影响家庭消费的重要影响因素。为了便于两类农民工群体间进行对比分析,故采用 $\ln(\text{劳均收入})$ 代表家庭收入。

6. 养老保险比。政府的农民工子女随迁政策,往往对农民工缴纳社会保险的年限作出要求,详见表 1。养老保险的情况既会影响农民工子女是否能够随迁,也会影响农民工家庭的消费(白重恩等,2012)。

7. 城市劳动人数。家庭城市劳动力人数可能对农民工子女是否随迁具有影响,子女随迁农民工家庭与子女未随迁农民工家庭的劳动力人数也可能存在差异。为避免遗漏变量问题,本文将这一变量加入影响农民工子女是否随迁的 Logit 模型。

8. 户主工作年限。除了缴纳社会保险的年限,政府的农民工子女随迁政策,往往对农民工的工作年限作出要求,详见表 1。一般而言,在其他条件不变的情况下,户主工作年限越长,越能满足相关政策要求,城市监护环境也相对更好,子女随迁概率更高。

9. 户主自我雇佣。户主如果自我雇佣,则缴纳社会保险的概率降低,子女进入公办学校就读的概率相应降低。但是,在不能满足相关政策要求的情况下,许多农民工可选择让子女进入民办学校就读。另外,自我雇佣的农民工就业灵活,往往有更多时间

照顾子女。因此,户主自我雇佣对农民工子女随迁的影响尚不明确。

10. 户主受教育程度和户主年龄。户主受教育程度对子女随迁的影响并不明确,但户主受教育程度越高,农民工家庭消费越高。户主年龄对农民工子女随迁和家庭消费的影响可能存在“倒 U”型关系。

(三) 统计描述

表 3 为剔除缺失关键变量和包含明显错误数据的样本后的主要变量的统计描述。相比有子女未随迁农民工家庭,子女随迁农民工家庭的总消费、总收入和消费率^⑥均更高,回寄款占收入的比重更低,两类群体的消费行为确实存在显著差异。尽管 2002—2013 年间,农民工家庭的收入和消费水平不断提升,但消费率却不断下滑,且子女随迁农民工家庭的消费率的降低幅度更大,这可能与政府的子女随迁政策有关。从城市等级来看,子女随迁农民工家庭所在城市的等级相对更低,且差距并未缩小。此外,子女随迁农民工家庭配偶随迁比例均超过 95%,显著高于有子女未随迁农民工家庭。从城市总人数和劳动力总人数来看,子女随迁农民工家庭的总人口更多,但劳动力总人数差异较小。从户主就业等情况来看,子女随迁户主的自我雇佣概率相对更高,工作年限更长,受教育程度和年龄差异较小。

整体来看,子女随迁农民工家庭的经济条件要显著好于有子女未随迁农民工家庭。但倾向得分匹配法得到的匹配样本,其与子女随迁农民工家庭在消费情况、配偶随迁、城市等级等方面的差异显著降低,具体可见表 3 匹配样本和子女随迁样本之间的对比。

表 3 主要变量统计描述

	变量	子女随迁样本			有子女未随迁样本			匹配样本		
		均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量
2002	总消费	13208.50	8446.07	667	10431.41	6907.58	884	11167.46	7105.86	343
	总收入	18404.05	18093.24	667	15186.18	14352.75	884	16765.71	18189.27	343
	消费率	0.82	0.32	667	0.75	0.30	884	0.76	0.38	343
	回寄款/收入	0.04	0.11	667	0.13	0.25	884	0.11	0.22	343
	城市等级	1.41	0.62	667	1.65	0.69	884	1.53	0.67	343
	配偶随迁	0.96	0.21	667	0.85	0.36	884	0.93	0.25	343
	城市总人数	3.44	0.67	667	2.39	0.78	884	2.50	0.75	343
	劳动力总数	1.83	0.46	667	1.77	0.57	884	1.81	0.54	343
	户主自我雇佣	0.69	0.47	666	0.64	0.48	884	0.66	0.47	343
	户主工作年限	9.04	5.49	667	7.09	5.15	884	8.44	5.79	343
	户主受教育程度	1.80	0.89	667	1.73	0.85	884	1.71	0.85	343
	户主年龄	36.62	5.39	666	35.81	9.32	884	35.91	8.80	343

续表 3

	变量	子女随迁样本			有子女未随迁样本			匹配样本		
		均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量
2007、 2008	总消费	27435.60	15309.13	1714	17593.94	12208.38	2535	21800.78	13310.73	1263
	总收入	39732.33	26865.72	1714	30746.71	21528.76	2535	37182.44	25150.11	1263
	消费率	0.75	0.26	1714	0.59	0.23	2535	0.61	0.22	1263
	回寄款/收入	0.06	0.10	1714	0.17	0.22	2535	0.13	0.18	1263
	城市等级	1.94	0.63	1714	2.03	0.68	2535	2.01	0.68	1263
	配偶随迁	0.95	0.22	1714	0.49	0.50	2535	0.83	0.38	1263
	城市总人数	3.41	0.74	1714	1.65	0.78	2535	2.06	0.74	1263
	劳动力总数	1.82	0.57	1714	1.49	0.63	2535	1.80	0.61	1263
	户主自我雇佣	0.56	0.50	1714	0.22	0.42	2535	0.32	0.47	1263
	户主工作年限	7.19	5.43	1714	6.52	5.43	2535	6.80	5.34	1263
	户主受教育程度	1.89	0.77	1714	1.93	0.75	2535	1.90	0.75	1263
户主年龄	35.04	7.03	1714	34.70	6.98	2535	35.12	7.08	1263	
2013	变量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量			
	总消费	38043.26	18547.69	284	34749.67	20024.53	418			
	总收入	66954.98	36360.11	284	61936.07	35047.90	418			
	消费率	0.62	0.23	284	0.60	0.23	418			
	城市等级	1.39	0.67	284	1.61	0.79	418			
	配偶随迁	0.98	0.14	284	0.69	0.46	418			
	城市总人数	3.87	0.93	284	2.56	1.26	418			
	劳动力总数	1.88	0.70	284	1.88	0.91	418			
	户主自我雇佣	0.27	0.44	284	0.21	0.41	418			
	户主固定工作	0.17	0.38	284	0.19	0.40	418			
	户主工作年限	8.06	7.12	284	6.62	8.38	418			
户主受教育程度	2.19	0.86	284	2.46	0.95	418				
户主年龄	39.66	6.92	284	38.72	12.09	418				

资料来源:根据CHIP2002、2007、2008和2013年数据制成,2013年418户实际为“除子女随迁农民工家庭外其他所有农民工家庭”,未能删除无子女农民工家庭,原因在于2013年的调查问卷缺乏相关变量。

四、子女随迁的影响因素分析

要分析子女随迁对农民工家庭消费的影响,首先要把握农民工子女随迁的主要影响因素。宋锦、李实(2014)利用CHIP2007年的数据分析发现,配偶随迁、户主就业稳定性是影响农民工子女是否随迁的主要因素,同时还发现高户籍门槛城市的农民工收入水平越高,子女随迁概率越低。此外,通过观察表1可知,北京、上海、长沙三城市的农民工子女随迁政策通常对农民工的就业年限、缴纳社保、居住年限等提出了相应要求,且北京、上海的农民工子女随迁政策的严格程度明显高于省会城市长沙。

因此,综合已有文献对子女随迁影响因素的分析,结合各城市具体政策要求,本文采用是否一线城市、是否省会城市、配偶随迁、户主工作年限、户主自

我雇佣、养老保险占比、 $\ln(\text{劳均收入})$ 、户主年龄、户主年龄的平方、户主受教育程度、家庭劳动人数,共11个解释变量,建立如下Logit模型分析子女随迁的主要影响因素。

$$Migkid = \alpha + \beta \cdot Citylevel + \chi \cdot Migspouse + \gamma X + \varepsilon \quad (9)$$

其中, $Migkid$ 代表农民工子女是否随迁, $Citylevel$ 代表城市等级,具体包括一线城市和省会城市, $Migspouse$ 代表配偶随迁, X 为户主就业、年龄、受教育程度等变量。表4报告了基于Logit模型的计量回归结果。

第一,一线城市的系数均在1%的显著性水平上显著为负,且随着时间的推移,一线城市的系数绝对值先降后增,呈U型分布。这可能表明2002年一线城市农民工子女的随迁概率显著低于非一线城市,但随着2003年以后不断落实“两为主”政策,农

民工子女随迁难度逐步降低,而近年来由于大城市人口控制政策加强,且义务教育经费“钱随人走”的转移支付制度尚不完善,一线城市政府提高了农民工子女随迁的门槛,子女随迁政策趋向严格。这与宋锦、李实(2014)的分析相一致,即随着一线城市强化农民工子女随迁政策,农民工一般难达到子女随迁门槛,故只在一线城市追求更好的就业机会和收入,而放弃子女随迁。

第二,观察“省会城市”的系数可知,2002年“省会城市”系数在1%的显著性水平上显著为负,但其绝对值比一线城市系数小,这表明2002年省会城市农民工子女的随迁概率显著低于地级市,但第(2)、第(3)列的“省会城市”系数尽管为负,但不显著,这可能表明随着解决随迁子女问题的“两为主”政策不断落实,省会城市农民工子女的随迁难度逐步降低,省会城市的包容度得到显著提高。

第三,配偶随迁的系数均在1%的显著性水平上显著为正,这表明配偶随迁能够显著提高农民工子女随迁的概率,这可能与配偶随迁有助于提升监护条件和扩展家庭收入来源有关。

第四,户主工作年限的系数均显著为正,表明户主工作年限越长,子女随迁概率越高。一方面,政府的农民工子女随迁政策对户主工作年限具有最低年限的客观要求;另一方面,户主工作年限越长,工作技能和稳定性程度往往越高,能够为子女随迁提供更好的外部条件。此外,户主自我雇佣对子女随迁的影响并不明确,如农民工从事个体工商户等灵活就业工作,则能够提供更多的时间照看子女,但如果从事小摊小贩等较不稳定的工作,则可能无法提供良好的监护环境,从而降低子女随迁概率。

第五,养老保险占比系数均为正,尽管只有2007、2008年在1%的显著性水平上显著为正。养老保险系数为正可能与政府的农民工子女随迁政策的客观要求有关,但显著性水平不高可能与农民工的城镇养老保险程度参与率较低且保障水平不高有关。

此外,劳均收入和户主受教育程度对子女随迁的影响并不明确。户主年龄与子女随迁存在“倒U”型关系,即在一定年龄前,户主年龄越高,子女随迁概率越高,而超过一定年龄后,户主年龄越高,子女随迁概率越低。城市劳动人数的系数基本显著为负,这可能说明城市劳动人数越多,照顾子女的人数越少,子女随迁概率越低。

表4 子女随迁的影响因素分析:Logit模型

	(1)	(2)	(3)
	2002	2007,2008	2013
一线城市	-1.105*** (0.198)	-0.416*** (0.115)	-0.884*** (0.262)
省会城市	-0.683*** (0.124)	-0.005 (0.092)	-0.313 (0.229)
配偶随迁	1.187*** (0.249)	2.890*** (0.146)	2.807*** (0.439)
户主工作年限	0.049*** (0.011)	0.012* (0.007)	0.042*** (0.015)
户主自我雇佣	-0.081 (0.125)	1.000*** (0.084)	-0.085 (0.221)
养老保险占比	0.115 (0.341)	0.306*** (0.102)	0.235 (0.245)
ln(劳均收入)	0.232** (0.097)	-0.036 (0.083)	0.077 (0.176)
户主年龄	0.830*** (0.138)	0.079** (0.039)	0.609*** (0.153)
户主年龄的平方	-0.010*** (0.002)	-0.001* (0.001)	-0.008*** (0.002)
户主受教育程度	0.044 (0.071)	-0.000 (0.052)	-0.224** (0.109)
城市劳动人数	0.040 (0.137)	-0.214** (0.084)	-0.439*** (0.132)
样本量	1550	4230	702
Pseudo-R ²	0.155	0.240	0.227
log-likelihood	-894.882	-2169.153	-366.398

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内为稳健标准差。

五、子女随迁政策对农民工家庭消费的影响机制

(一)模型设定

基于上述分析,与Becker的家庭经济学决策框架相一致,本文将分析政府的子女随迁政策对农民工家庭消费的影响机制。基准OLS模型设定为:

$$Con = \alpha + \beta \cdot Migkid + \gamma X + \epsilon \quad (10)$$

其中Con代表消费率、ln(总消费)、ln(劳均消费)和回寄款/收入四个变量,Migkid代表是否为子女随迁农民工家庭,反映子女随迁政策对农民工家庭消费的影响。

本文最为关心回归系数 β 的方向和显著性情况,如果 β 显著为负,则表明子女随迁农民工家庭的消费更低,说明政府完善农民工子女随迁政策有助于提高农民工家庭消费。根据相关文献的分析

(Giles & Yoo, 2007; Chen et al, 2015; Chu et al, 2015), 本文在回归模型中还控制了可能影响农民工家庭消费行为的变量 X, 主要包括家庭劳均收入、养老保险比、户主受教育程度、户主年龄、户主年龄的平方, ϵ 为误差项。

(二) 子女随迁政策对农民工家庭消费的影响机制: 预防性储蓄动机

为定量考察子女随迁政策对农民工家庭消费的影响, 表 5 使用 CHIP2002 和 CHIP2007、2008 年数据分别进行 OLS 回归。

首先, 从消费率、 $\ln(\text{总消费})$ 、 $\ln(\text{劳均消费})$ 作为被解释变量的计量结果来看, 子女随迁的系数均在 1% 的显著性水平上显著为正, 这表明子女随迁农民工家庭的消费率和消费水平显著高于子女未随迁农民工家庭。同时, 为进一步验证预防性储蓄动机这一影响机制, 第(4)列和第(8)列汇报了以回寄款/收入作为被解释变量的计量回归结果, 发现子女随迁的系数均在 1% 的显著性水平上显著为负, 说明子女随迁农民工家庭的回寄款占家庭收入比重, 比子女未随迁农民工家庭显著低 10% 左右。这表明子女随迁家庭的预防性储蓄动机更弱, 消费率、总消费和劳均消费均高于子女未随迁农民工家庭, 假说 1 得到初步验证, 即从降低预防性储蓄动机来看, 政府完善子女随迁政策能提高农民工家庭消费。

其次, $\ln(\text{劳均收入})$ 的系数表明, 劳均收入越高, 农民工家庭消费率越低, 与边际消费倾向递减规律一致, 但劳均收入越高, 消费水平越高, 回寄款占收入的比重越低。这说明提高收入才是促进农民工家庭消费的根本。

最后, 户主的受教育程度基本显著为正, 可能反映户主受教育程度更高, 收入水平相对更高, 消费观念相对开放, 农民工家庭的消费率和消费水平更高。具体有待今后进一步更细致的研究。同时, 户主年龄与家庭消费呈“倒 U”型关系, 这与 Rosenzweig & Zhang(2014) 以及李蕾、吴斌珍(2014) 的发现基本一致, 也符合生命周期理论的预期。

(三) 子女随迁政策对农民工家庭消费的影响机制: 持久性收入

除了提到的预防性储蓄动机外, 还可能存在持久性收入这一影响机制, 但难以直接观测。此处考察不同城市的子女随迁对农民工家庭消费的异质性影响, 主要在于不同城市的子女随迁政策和持久性收入不同。一般来说, 子女随迁政策越宽松, 子女随迁农民工家庭的预期持久性收入越高, 因此, 子女随迁对农民工家庭当期消费的影响越强。

具体来看, 上海的子女随迁政策越来越严格的不确定性较高, 因而子女随迁农民工家庭的持久性收入较低。子女随迁样本比未随迁样本的消费率仅

表 5 子女随迁对农民工家庭消费的影响机制: 预防性储蓄动机

	2002 年				2007 年和 2008 年			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	消费率	$\ln(\text{总消费})$	$\ln(\text{劳均消费})$	回寄款/收入	消费率	$\ln(\text{总消费})$	$\ln(\text{劳均消费})$	回寄款/收入
子女随迁	0.116*** (0.020)	0.184*** (0.026)	0.142*** (0.023)	-0.100*** (0.010)	0.170*** (0.007)	0.525*** (0.016)	0.293*** (0.013)	-0.107*** (0.005)
$\ln(\text{劳均收入})$	-0.347*** (0.025)	0.446*** (0.027)	0.580*** (0.030)	-0.077*** (0.023)	-0.108*** (0.013)	0.476*** (0.058)	0.778*** (0.015)	0.007 (0.005)
户主受教育程度	0.014 (0.013)	0.042*** (0.015)	0.012 (0.014)	0.015* (0.008)	0.005 (0.005)	0.041*** (0.012)	0.016* (0.009)	0.002 (0.003)
户主年龄	0.011 (0.008)	0.047*** (0.013)	0.015 (0.009)	0.022*** (0.005)	-0.008* (0.004)	-0.031*** (0.010)	-0.009 (0.006)	0.005** (0.002)
户主年龄的平方	-0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000* (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)
样本量	1550	1550	1550	1550	4233	4233	4233	4233
Adj-R ²	0.275	0.332	0.471	0.113	0.163	0.317	0.509	0.080
log-likelihood	-655.011	-1050.056	-862.463	324.102	135.766	-3621.694	-2421.322	1234.992

注: (1) *、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著, 括号内为稳健标准差。(2) 为控制不可观测因素的影响, 本文还尝试使用 CHIP2007—2008 年面板数据, 但由于是连续两年追踪调查数据, 因而数据变动不大, 且部分变量完全相同, 与截面数据结果基本一致, 故未汇报面板数据结果。此外, 由于 CHIP2013 年数据只提供了城市随迁子女数据, 未提供农民工家庭在农村老家子女数据, 从而无法识别农民工家庭是否有子女, 因此, OLS 模型和后文的 PSM 分析均无法对 CHIP2013 年的数据进行分析。

高约 9.2%，比表 5 中 17% 的基准水平显著要低，沿海省会、内陆省会和重庆则分别高出 13.3%、18.8% 和 26.5%。此外，从劳均消费为因变量的回归来看，上海、沿海省会、内陆省会和重庆的子女随迁系数依次增加。这些回归结果与我们的预期一致，即相比子女未随迁农民工家庭，子女随迁政策越宽松，子女随迁农民工家庭的消费率和消费水平越高。自此，假说 2 得到验证，即子女随迁能提高农民工子女的人力资本，增加持久性收入，进而促进农民工家庭消费。这意味着提升对农民工子女随迁的包容性，能释放农民工家庭的消费潜力。

六、子女随迁政策对农民工家庭消费影响的稳健性分析

尽管上述分析初步验证了假说 1 和假说 2，但子女随迁家庭与子女未随迁家庭消费率和消费水平之间的差异，既可能与政府子女随迁政策之外的其他因素有关，如家庭收入、户主工作年限、配偶随迁等有关，也可能与其他不可观察因素有关，从而可能出现样本选择性偏误问题，进而影响本文的研究结论。因此，后文采用倾向得分匹配法来尽可能控制内生性问题的影响。实际上，采用上述 OLS 回归计算的政策效应是有偏估计的 ATT：

$$\frac{E[Y_i | T_i = 1] - E[Y_i | T_i = 0]}{\text{观察到的消费差异}}$$

$$= \frac{E[Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1]}{\text{实际 ATT}} + \frac{\{E[Y_{0i} | T_i = 1] - E[Y_{0i} | T_i = 0]\}}{\text{样本选择偏误}} \quad (11)$$

其中， $T=1$ 代表子女随迁， $T=0$ 代表子女未随迁， Y 代表农民工家庭消费。

具体来说，子女随迁农民工家庭是经过就业年限、缴纳社保、居住年限、家庭收入等“正向选择”筛选出来的农民工家庭，与子女未随迁农民工家庭存在显著差异，我们要分析政府的子女随迁政策对农民工家庭消费的影响，必须要克服样本自选择问题。

(一) 倾向得分匹配法的基本思路

本文接下来使用倾向得分匹配法 (PSM) 来尽可能缓解内生性问题 (Rosenbaum & Rubin, 1983)。倾向得分匹配法的基本思路是：在评估政府的子女随迁政策效果的时候，如果能找到和处理组 (即子女随迁样本) 相似度较高的控制组 (即子女未随迁的有孩样本)，也就是要找到与子女随迁样本在收入、配偶随迁、就业等方面极为相似的子女未随迁的有孩样本，从而有效降低样本选择偏误，识别出政府子女随迁政策对农民工家庭消费的影响。

但是，在构造与处理组尽可能相似的控制组的时候，需要满足共同支撑假设和结构平衡假设，这就需要寻找多个变量来达到合意的匹配效果，从而将多元特征变量合成一个倾向匹配得分值，在一定程

表 6 子女随迁对农民工家庭消费的影响机制：持久性收入

	因变量：消费率				因变量：ln(劳均消费)			
	(1)上海	(2)沿海省会	(3)内陆省会	(4)重庆	(5)上海	(6)沿海省会	(7)内陆省会	(8)重庆
子女随迁	0.092*** (0.021)	0.133*** (0.016)	0.188*** (0.014)	0.265*** (0.024)	0.175*** (0.036)	0.239*** (0.028)	0.331*** (0.025)	0.403*** (0.035)
ln(劳均收入)	-0.052*** (0.018)	-0.125*** (0.018)	-0.145*** (0.013)	-0.147*** (0.030)	0.862*** (0.042)	0.774*** (0.040)	0.763*** (0.024)	0.804*** (0.047)
户主受教育程度	-0.013 (0.017)	0.014 (0.010)	0.012 (0.009)	-0.002 (0.015)	-0.025 (0.025)	0.010 (0.020)	0.044*** (0.014)	-0.000 (0.025)
户主年龄	0.000 (0.011)	-0.006 (0.007)	0.005 (0.008)	-0.029*** (0.009)	-0.004 (0.019)	0.002 (0.017)	0.004 (0.012)	-0.040*** (0.014)
户主年龄的平方	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)
样本量	458	926	1359	411	457	926	1359	411
Adj-R ²	0.054	0.120	0.168	0.266	0.620	0.419	0.520	0.522
log-likelihood	67.947	78.072	-92.036	19.536	-191.643	-550.283	-821.840	-176.700

注：(1) *、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著，括号内为稳健标准差；(2) 本表使用 CHIP2007、2008 年数据，沿海省会包括广州、南京、杭州三市，内陆省会包括郑州、合肥、武汉、成都四市；(3) 单列重庆的原因在于其 2007 年成为全国统筹城乡综合配套改革试验区，整体而言，重庆的城乡一体化进程和效果具有典型的示范性，子女随迁政策也更为宽松，故作为代表性城市单列分析。

度上克服内生性问题。

具体来说,根据上文 Logit 模型的分析,选择城市等级、配偶随迁、户主工作年限、劳均收入四个自变量作为匹配变量,对“子女随迁农民工家庭”进行 Logit 回归获得倾向得分,然后选择最近邻匹配方法^⑦,建立产出模型来估计政府的子女随迁政策对农民工家庭消费的影响。

匹配模型中的四个自变量均在 1% 的显著性水平上显著,与前文 Logit 模型的结果基本一致,限于篇幅未报告计量回归结果。图 1 和图 2 分别显示,经过上述匹配后,2002 年和 2007、2008 年的子女随迁样本和匹配样本之间的差距已显著缩小。具体来看,表 3 的统计描述显示,匹配样本的总收入、城市等级、配偶随迁、户主工作年限、城市总人数、户主受教育程度、户主年龄等变量,与子女随迁样本之间的差异显著降低。因此,经过上述多元协变量匹配后,能够基本满足倾向得分匹配法的要求。

(二) ATT 结果和敏感性分析

表 7 为式(11)中的实际 ATT 结果。结果显示,四个被解释变量均在 1% 的显著性水平上显著,尽管 ATT 结果比上述 OLS 回归中子女随迁的系数小,但系数仍较大,这表明与子女未随迁农民工家庭相比,子女随迁农民工家庭的消费率高约 12%~13%、总消费高约 16%~17%、劳均消费高约 12%~20%、回寄款占收入比重低约 5%~6%。

表 7 匹配后的实际 ATT 结果

	2002 年		2007 年和 2008 年	
	ATT	T 值	ATT	T 值
消费率	0.12	4.02***	0.13	12.88***
ln(总消费)	0.17	3.93***	0.16	6.23***
ln(劳均消费)	0.12	2.81***	0.20	8.09***
回寄款/收入	-0.06	-4.11***	-0.05	-7.16***

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。表 7 结果采用 Stata 软件的 sensatt 命令计算得出。

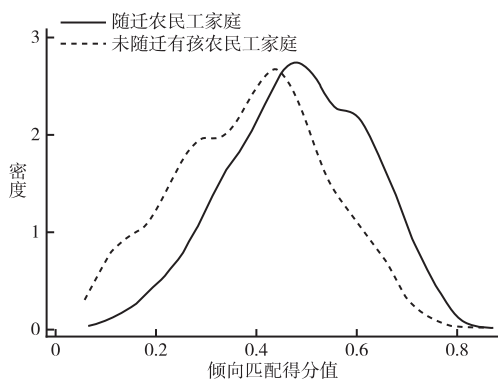


图 1 2002 年匹配前后的密度函数图

资料来源:CHIP2002 年数据。

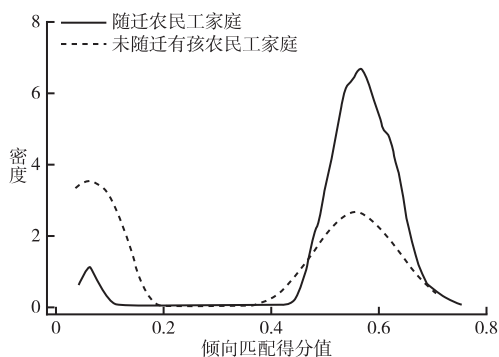


图 2 2007—2008 年匹配前后的密度函数图

资料来源:CHIP2007、2008 年数据。

敏感性分析意在通过调整匹配变量个数,来观察被解释变量受匹配变量变化影响的敏感性情况,从而确保匹配过程的稳健性(Dehejia & Wahba,1999)。为控制论文篇幅,仅汇报因变量为消费率和ln(劳均消费)的敏感性分析结果。观察表8可以发现,通过调整匹配变量,大部分ATT结果均在1%的显著性水平上显著为正,这进一步表明匹配过程的稳健性,即城市等级、配偶随迁、户主工作年限、劳均收入四个匹配变量的选择是合适的。

(三)倾向得分匹配法(PSM)的计量回归结果

为确保基准回归模型结果的可靠性,表9汇报

了子女随迁对农民工家庭消费影响的倾向得分匹配法结果,即采用子女随迁样本与匹配样本数据。

回归结果显示,子女随迁系数基本在1%的显著性水平上显著,消费率、ln(总消费)、ln(劳均消费)均显著为正,回寄款/收入均显著为负。假说1得到进一步验证,即从降低预防性储蓄动机来看,政府完善子女随迁政策能提高农民工家庭消费。一线城市的系数基本显著为正,而子女随迁与一线城市的交叉项基本为负,尽管并不显著,即一线城市子女随迁农民工家庭的消费更低。另外,ln(劳均收入)、户主受教育程度、户主年龄、户主年龄平方的计量回归结果也是高度稳健的。

表8 调整匹配变量对农民工消费影响的敏感性分析

	匹配变量	2002年		2007年和2008年	
		ATT	T值	ATT	T值
消费率	无匹配变量	0.067	4.530***	0.166	21.289***
	ln(劳均收入)	0.081	4.918***	0.162	19.513***
	配偶随迁	0.058	3.775***	0.137	15.469***
	配偶随迁、城市等级	0.058	3.739***	0.134	15.004***
	所有4个匹配变量	0.065	3.260***	0.133	11.693***
ln(劳均消费)	无匹配变量	0.244	8.770***	0.317	17.505***
	ln(劳均收入)	0.142	4.532***	0.282	14.348***
	配偶随迁	0.196	6.795***	0.27	12.647***
	配偶随迁、城市等级	0.200	6.762***	0.282	13.087***
	所有4个匹配变量	0.086	2.34**	0.229	8.554***

注:*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平下显著。

表9 子女随迁对农民工家庭消费的影响:倾向得分匹配法(PSM)

	2002年				2007年和2008年			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	消费率	ln(总消费)	ln(劳均消费)	回寄款/收入	消费率	ln(总消费)	ln(劳均消费)	回寄款/收入
子女随迁	0.158** (0.079)	0.164*** (0.034)	0.129*** (0.030)	-0.087*** (0.015)	0.146*** (0.010)	0.265*** (0.021)	0.235*** (0.017)	-0.067*** (0.007)
一线城市	0.188** (0.084)	0.254*** (0.063)	0.123** (0.053)	0.000 (0.017)	-0.011 (0.014)	0.098*** (0.034)	-0.002 (0.026)	0.002 (0.011)
子女随迁*一线城市	-0.096 (0.128)	-0.116 (0.088)	-0.060 (0.076)	0.036 (0.023)	-0.012 (0.020)	0.020 (0.042)	-0.013 (0.035)	0.017 (0.014)
ln(劳均收入)	-0.898*** (0.175)	0.390*** (0.032)	0.550*** (0.036)	-0.061** (0.028)	-0.131*** (0.018)	0.480*** (0.038)	0.751*** (0.017)	0.015*** (0.004)
户主受教育程度	0.089** (0.041)	0.039** (0.017)	-0.001 (0.016)	0.013* (0.008)	0.002 (0.006)	0.039*** (0.012)	0.009 (0.009)	0.002 (0.003)
户主年龄	0.049* (0.028)	0.023 (0.015)	0.011 (0.012)	0.015*** (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.029*** (0.010)	-0.004 (0.007)	0.002 (0.002)
户主年龄的平方	-0.001* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
样本量	1024	1024	1024	1024	2966	2966	2966	2966
Adj-R ²	343	343	343	343	1252	1252	1252	1252
log-likelihood	0.259	0.311	0.467	0.115	0.170	0.315	0.550	0.053

注:*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为稳健标准差。

七、结论

我国 2.77 亿农民工的消费潜力巨大,这对拉动内需、促进我国经济转型升级意义重大。本文采用 CHIP2002、2007、2008 和 2013 年的流动人口数据,建立了 OLG 模型,从预防性储蓄动机与持久性收入两个渠道,验证了子女随迁政策对农民工家庭消费的影响机制,并利用倾向得分匹配方法缓解了样本选择偏误问题。

本文的主要研究结论包括:

第一,政府完善子女随迁政策能降低农民工家庭的预防性储蓄动机,提高农民工家庭消费。具体而言,与子女未随迁农民工家庭相比,子女随迁农民工家庭的消费率高约 12%~13%、总消费高约 16%~17%、劳均消费高约 12%~20%、回寄款占收入比重低约 5%~6%。

第二,相比子女未随迁农民工家庭,子女随迁政策越宽松,子女随迁农民工家庭的消费率和消费水平越高,即子女随迁能提高农民工子女的人力资本,增加持久性收入,降低农民工家庭储蓄率,从而提高农民工家庭消费。

第三,采用 Logit 模型分析发现,配偶随迁、户主工作年限越长,农民工子女随迁概率越大,但一线城市的农民工子女随迁概率显著降低。

这些结论具有很强的政策含义,即政府要进一步完善农民工子女随迁政策,如进一步改革农民工子女异地中考和异地高考制度、适当放宽农民工随迁子女接受义务教育的准入标准(包括就业、社保、居住年限等要求),特别是要将财政转移支付和农民工市民化挂钩激励地方政府积极推进农民工市民化。这不仅可以降低农民工家庭的预防性储蓄动机、提高持久性收入,促进农民工家庭消费,还有利于增加农民工子女的人力资本,促进我国经济可持续发展。当然,经济增速下滑、地方财政负担加重等因素制约了政府落实政策的空间,这就需要政策创新、多方共同努力来促进农民工子女随迁,这也是今后的研究方向。

注:

①数据来源于国家统计局《2015 年全国农民工监测调查报告》,http://www.stats.gov.cn/,2016 年 4 月 28 日。

②共同支撑假设(Common Support Assumption)是指两类样本在整体上相似,平行假设(Balancing Assumption)指的是两类样本在各个维度上相似,即结构上的相似度较高。

③采用 18 岁作为子女随迁临界点的原因在于正常高中毕业

的年龄约为 18 岁,同时也为了尽量避免识别错误,且近年来高中/职高的入学率也较高,故采用 18 岁口径。同时,采用 18 岁口径的计量回归的结果与采用 16 岁也基本一致。

④例如,北京市海淀区所指的“在京住所证明”具体包括:(1)规范有效的房屋租赁合同(房屋租赁合同为北京市国土资源和房屋管理局与北京市工商行政管理局共同制订的示范文本)、(2)房主房产证原件、(3)房主身份证原件、(4)房主签字的《知情同意书》、(5)半年以上的租房完税证明、(6)能证明在此地址实际居住的相关票据和材料(水费、电费、天然气费、电话费等)、(7)实际居住证明、(8)居住地社区流管部门出具的流动人口登记证明等多个子证明,且一般每个住房地址 6 年内只能协调一个入学学位,而非非法建房、已拆迁房、地下室、多人合租房等农民工的主要居住方式,不能作为开具房屋租赁合同的依据。详见海淀区教育局网站介绍 http://edu.bjhd.gov.cn/xw/jwdt/201604/t20160422_1262046.html。

⑤还有最新的研究从购房、就业、投资、纳税和夫妻投靠五方面,评估了我国各大城市的户籍开放程度,其分析结论与吴开亚等(2010)基本一致,即外来人口比例越高、经济发展水平越高,户籍开放程度越低(龚维斌,2016)。

⑥为避免异常值影响回归结果的稳健性,本文所有的消费率、消费水平、收入水平变量均使用 Stata 软件对首尾 2% 的极端值进行 winsorize 处理,特此说明。

⑦除了最近邻匹配方法,常用的还有 Kernel 和 Radius 两种匹配方法,但分析结果一般相差不大,由于篇幅限制,本文使用最近邻匹配进行分析。

参考文献:

- 白重恩 吴斌珍 金烨,2012:《中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响》,《中国社会科学》第 8 期。
- 陈斌开 杨汝岱,2013:《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》,《经济研究》第 1 期。
- 甘犁 刘国恩 马双,2010:《基本医疗保险对促进家庭消费的影响》,《经济研究》第 1 期。
- 龚维斌,2016:《社会体制蓝皮书:中国社会体制改革报告 No. 4(2016)》,社会科学文献出版社。
- 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。
- 雷潇雨 龚六堂,2014:《城镇化对于居民消费率的影响:理论模型与实证分析》,《经济研究》第 6 期。
- 李蕾 吴斌珍,2014:《家庭结构与储蓄率 U 型之谜》,《经济研究》第 A01 期。
- 李涛 陈斌开,2014:《家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据》,《经济研究》第 3 期。
- 李云森,2013:《自选择、父母外出与留守儿童学习表现》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 刘庆玉,2015:《子女教育对农民工回迁的因果效应——基于

- CHIP2008 农村人口数据的实证分析》，《经济学动态》第 5 期。
- 柳建平 张永丽，2015：《流动、转型与发展——新生代农民工市民化问题研究》，中国社会科学出版社。
- 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。
- 吕利丹，2014：《从“留守儿童”到“新生代农民工”——高中学龄农村留守儿童学业终止及影响研究》，《人口研究》第 1 期。
- 宋锦 李实，2014：《农民工子女随迁决策的影响因素分析》，《中国农村经济》第 10 期。
- 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。
- 吴开亚 张力 陈筱，2010：《户籍改革进程的障碍：基于城市落户门槛的分析》，《中国人口科学》第 1 期。
- 谢建社 牛喜霞 谢宇，2011：《流动农民工随迁子女教育问题研究——以珠三角城镇地区为例》，《中国人口科学》第 1 期。
- 杨汝岱 陈斌开，2009：《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》，《经济研究》第 8 期。
- 叶敬忠 等，2006：《父母外出务工对农村留守儿童学习的影响》，《农村经济》第 7 期。
- 叶静怡 张睿 杨洋，2015：《户籍制度、工作流动性与进城务工人员子女就学——基于 2008 年 CHIP 数据的研究》，《学习与探索》第 5 期。
- 易行健 王俊海 易君健，2008：《预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异——基于中国农村居民的实证研究》，《经济研究》第 2 期。
- 张勋 刘晓光 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。
- 赵卫华，2015：《独特化还是市民化：新生代农民工消费模式分析》，《北京社会科学》第 3 期。
- 赵西亮 梁文泉 李实，2014：《房价上涨能够解释中国城镇居民高储蓄率吗？——基于 CHIP 微观数据的实证分析》，《经济学（季刊）》第 1 期。
- Chamon, M. D. & E. S. Prasad(2010), “Why are saving rates of urban households in China rising?”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(1):93-130.
- Chen, B., M. Lu & N. Zhong(2015), “How urban segregation distorts Chinese migrants’ consumption?”, *World Development* 70:133-146.
- Chu, R., M. Liu & G. J. Shi(2015), “How rural-urban identification influences consumption patterns? Evidence from Chinese migrant workers”, *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics* 27(1):40-60.
- Dehejia, R. H. & S. Wahba(1999), “Causal effects in non-experimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs”, *Journal of the American Statistical Association* 94(448):1053-1062.
- Giles, J. & K. Yoo(2007), “Precautionary behavior, migrant networks, and household consumption decisions: An empirical analysis using household panel data from rural China”, *Review of Economics and Statistics* 89(3):534-551.
- Meng, X. (2003), “Unemployment, consumption smoothing, and precautionary saving in urban China”, *Journal of Comparative Economics* 31(3):465-485.
- Modigliani, F. & S. L. Cao (2004), “The Chinese saving puzzle and the life-cycle hypothesis”, *Journal of Economic Literature* 42(1):145-170.
- Piracha, M. & Y. Zhu(2012), “Precautionary savings by natives and immigrants in Germany”, *Applied Economics* 44(21):2767-2776.
- Rosenbaum, P. R. & D. B. Rubin(1983), “Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B.* 45(2):212-218.
- Rosenzweig, M. & J. Zhang(2014), “Co-residence, life-cycle savings and inter-generational support in urban China”, NBER Working Paper, No. 20057.
- Wu, X. & Z. Zhang (2015), “Population migration and children’s school enrollments in China, 1990 - 2005”, Population Studies Center Research Report, No. 13-794.
- Xu, H. & Y. Xie(2015), “The causal effects of rural-to-urban migration on children’s well-being in China”, *European Sociological Review* 31(4):502-519.
- Yuan, C. & L. Zhang(2015), “Public education spending and private substitution in urban China”, *Journal of Development Economics* 115(C):124-139.
- Zhao, Y. (1999), “Leaving the countryside: Rural-to-urban migration decisions in China”, *American Economic Review* 89(5):281-286.

(责任编辑:杨新铭)