

## 新农保是否增加了子代劳动供给？

——一个家庭代际分工视角下的经验验证

郝春虹 赵旭东 张慧敏 陈凤锦\*

**内容提要** 第七次人口普查数据显示，中国人口老龄化在加速且农村老龄化程度明显高于城镇。在此背景下，进一步深入探讨农村社会养老保险制度更具意义。本文利用中国家庭金融调查（CHFS）2015年和2017年两期数据，使用双重差分法、倾向得分匹配-双重差分法和模糊断点回归等方法，实证检验了父母领取养老金与其子女劳动供给的关系。结果显示，父亲领取新农保养老金会显著增加子代劳动供给时间，但随着农村居民家庭非转移性收入提高，这一影响在逐渐减弱；母亲领取新农保养老金对子代劳动供给没有显著性影响。多种识别策略验证了估计结果的稳健性。分样本检验结果显示，当家庭中有需要被照料的孙代或父代与子代同住时，父亲领取养老金能明显增加子代劳动供给时间，这验证了时间支持是父代领取养老金影响子代劳动供给的重要机制。本文研究从社会养老保障代际影响方面进一步补充了对新农保制度效果的讨论，有助于进一步完善农村养老保险制度和乡村振兴战略的有效实施。

**关键词** 新农保 子女劳动供给 时间支持 双重差分 断点回归

\* 郝春虹（通讯作者），内蒙古财经大学财政税务学院，电子邮箱：hch6008@163.com；赵旭东，内蒙古财经大学财政税务学院，电子邮箱：zhao937441@163.com；张慧敏，内蒙古财经大学财政税务学院，电子邮箱：zhm140046@163.com；陈凤锦，内蒙古财经大学财政税务学院，电子邮箱：chenfengjin1027@163.com。本文研究得到国家社会科学基金一般项目“阻断收入不平等代际传递机制研究”（批准号：21BJL014）、内蒙古自治区自然科学基金面上项目“居民家庭时间禀赋代际转移、劳动供给选择偏好与税收调节的系统动力学研究”（批准号：2020MS07002）、内蒙古自治区自然科学基金面上项目“养老金精算估计财富化的财产变动代际再分配效应的动力性研究”（批准号：2019MS07002）的资助。

## 一 引言

中国加速进入老龄化社会并且农村老龄化比城镇更快。第七次全国人口普查结果显示,60岁及以上人口占18.70%,65岁及以上人口占13.50%。其中,城镇分别为15.85%和11.14%,农村分别为23.81%和17.72%。这一基本事实引发更多关于社会养老问题的探讨,尤其是农村养老问题备受关注。

2009年中国试点新型农村社会养老保险(以下简称新农保)制度,按照加快建立覆盖城乡居民社会保障体系的要求,推动农村减贫并逐步缩小城乡差距,逐步解决农村居民“老有所养”问题。2014年与城镇居民社会养老保险(以下简称城居保)合并,在全国范围内建立统一的城乡居民基本养老保险制度,使城乡所有居民公平地享有基本养老保障。2022年养老保险全国统筹,解决地方财政养老金均衡问题,在养老层面向共同富裕目标推进。

《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》规定,实现更加充分更高质量就业,乡村振兴战略全面推进,全体人民共同富裕迈出坚实步伐。中共中央国务院在《国家积极应对人口老龄化中长期规划》中强调要改善人口老龄化背景下的劳动力有效供给,提高人力资源整体素质,实现更高质量和更加充分就业,确保积极应对人口老龄化的人力资源总量足和素质高;构建家庭支持体系,建设老年友好型社会,形成老年人、家庭、社会、政府共同参与的良好氛围。新农保制度作为新时期社会养老体系的重大举措,其在保障老年生活的同时是否会改变农村的有效劳动供给?这是目前所关注的重要政策效果之一。

许多文献研究显示,养老金会降低劳动参与率。Ruhm(1996)研究发现,养老金对劳动供给的影响因年龄段差异而不同,在某些年龄段会减少劳动供给,在其他年龄段会增加劳动供给。Imrohoroglu & Kitao(2009)通过构建世代交叠模型(OLG)研究发现,社会保障改革推动个人在退休前将工作时间从年轻组转移到年长组;跨期替代弹性越大,这种重新分配在定量上更显著。但这些研究还只是局限于针对享受养老金的人群本身的劳动供给变化。中国的新农保政策实施以来,大量文献在持续探讨参与新农保的人群与其劳动供给关系,结论大多数是新农保会使劳动参与率下降(程杰,2014;张川川等,2015;Huang & Zhang,2021)。如果仅仅分析公共政策对享受人本身的影响,而忽略其对家庭成员劳动供给的影响,可能导致对社会养老金和劳动供给之间关系的不完全剖析。

一项公共政策不仅仅需要考虑个人的行为反应，还需要置于一个家庭中分析其政策效应，其意义更为重要。Bertrand et al. (2003) 研究发现，社会养老金对与其共同生活的正处于工作黄金年龄段的个人劳动供给有负向影响。因而，由于家庭内部的再分配，一个为退休群体设计的政策出人意料地改变了非目标群体的劳动供给。事实上，在市场吸纳劳动要素容量既定情况下，劳动要素提供者之间进入劳动市场是此消彼长的关系。参与新农保的人群减少劳动供给，不一定市场总的劳动供给量减少，可能会在不同年龄段人群之间进行劳动供给的相互挤出。这意味着，如果隔断代际之间劳动供给的相互流动转换，则很难准确地评判新农保的家庭劳动供给效应。

Becker (1981) 提出，如果一个居民户的所有成员都有不同的比较优势，那么，谁也不会同时在市场资本和家庭资本这两个方面均进行投资。在市场部门专业化的成员只会投资于市场资本，而在家庭部门专业化的成员则只投资于家庭资本。为追求家庭效用最大化，家庭内部是存在分工的。Becker (1976) 指出，多人家庭不只是将时间在不同商品之间进行分配，也会将时间在不同成员之间进行分配。市场活动中效率较高的成员在消费活动中使用的时间，少于家庭其他成员在同一活动中使用的时间，而且某一成员的市场效率相对提高会引起消费活动中所有其他成员的时间再分配，从而使前者在市场活动中支出更多的时间。简而言之，任意一个成员的时间分配都受到其他成员的机会的影响。中国建立新农保制度，其意义远不止领取新农保人群本身的行为选择，还会产生人群之间的连锁和交互反应。尤其是家庭代际之间的福社会发生变化和传递，既有家庭内部分配公平问题，还有时间配置效率问题。家庭行为是收入不平等的一个重要决定因素，如果新农保制度的实施减少子代劳动供给，那么这样的福利制度就有可能扩大而不是缩小不平等，就有可能降低而不是提升效率。

因此本文重点关注新农保对子代劳动供给产生何种影响，即新农保的跨代劳动供给效应问题。进一步探究新农保的价值，不仅仅对农村居民在其生命周期中如何配置时间禀赋和劳动供给的结构具有重要意义，更为重要的是在农村家庭代际间如何追求时间配置最优对整个社会效率提升的影响，进而影响长期经济增长，影响共同富裕目标的实现。

本文的边际贡献主要有两点：第一，已有研究更多关注参与新农保的父代领取养老金对其自身劳动供给影响的问题，本文关注新农保制度对整个利益相关者的家庭成员的交互反应，突破观察独立个体的行为反应，使新农保及其制度效果评价更有意义。本文将新农保制度、“隔代照料”和“子代劳动供给”同时进行审视和交互考虑，研究父代领取新农保养老金是否会通过隔代照料路径影响子代劳动供给。第二，本文利

用相对严谨的估计方法对这一机制过程进行检验，同时设计了多种识别策略以增强估计结果的稳健性。检验结果显示，当家中有孩子或与子女同住时，父亲领取养老金能明显提高子代劳动供给时间，验证了时间支持是父代领取养老金影响子代劳动供给的重要机制。本文以下部分安排为：第二部分是新农保制度背景和相关文献的简要综述；第三部分是对实证策略和所用数据的描述；第四部分为变量选取与描述性统计分析；第五部分为实证结果及分析；第六部分为作用机制讨论；第七部分为结论与启示。

## 二 制度背景与文献回顾

### （一）制度背景

根据国务院 2009 年颁布的《国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》，新农保采取社会统筹和个人账户相结合的方式。社会统筹账户资金来自财政支出，中央确定的基础养老金标准为每人每月 55 元；个人账户资金来源于个人缴费、集体补助和政府补贴。政策规定在三种缴费情形下<sup>①</sup>，年满 60 周岁且未享受城镇职工基本养老保险待遇农村户籍老年人，可以按月领取养老金。

新农保全国试点工作分批逐步进行，历时三年实现全国覆盖。2009 年新农保开始试点时，覆盖了全国 320 个县（市）；2010 年第二批试点共有 838 个县（市、区、旗）和 4 个直辖市部分区县开展了试点工作；2011 年第三批试点共新增试点县（市、区、旗）1064 个。到 2012 年底，新农保已覆盖全国 31 个省份的 2605 个县，新农保政策在全国范围内正式实施<sup>②</sup>。

对于城镇居民，2011 年开展了城镇居民社会养老保险制度试点。到 2011 年年末，全国有 1902 个县（市、区、旗）开展了城镇居民社会养老保险试点。2012 年底，基本实现了新农保和城居保对全国适龄居民的全部覆盖，并将两个保险合并为城乡居民社会养老保险。2014 年，国务院颁布了《关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》，正式决定将新农保和城居保合并实施，在全国范围内建立起统一的城乡居民基本养老保险制度。合并后的账户模式、个人账户计发标准和领取条件等与新农保、城

① 对于政策实施时已年满 60 周岁且未享受城镇职工基本养老保险待遇农村户籍老年人，不用缴费，可以按月领取养老金，但其符合参保条件的子女应当参保缴费；对于政策实施时距领取年龄不足 15 年的，应按年缴费（允许补缴），累计缴费不超过 15 年；对政策实施时距领取年龄超过 15 年的，应按年缴费，累计缴费不少于 15 年。

② 来自人力资源和社会保障部《人力资源和社会保障事业发展统计公报》（历年）。

居保基本一致，区别在将个人缴费档次上调，并对基础养老金金额进行调整。合并后，中央政府提供的基础养老金在 2014 年和 2018 年分别调整为每人每月 70 元和 88 元，个人账户的个人缴费标准设为 12 个档次（100 ~ 1000 元每 100 元设一档，1500 和 2000 元分别设一档，共 12 档）。图 1 显示，从 2009 年开始新农保试点后，农村社会养老参保人数逐年攀升，从 2008 年底的 5595 万人，到 2011 年底翻了近 6 倍，达到了 3.26 亿人。2014 年新农保和城居保合并后，截至 2021 年底，近 5.48 亿人参加了城乡居民养老保险，主要是农村居民。即中国大约 40% 的人口纳入了社会养老大系统。

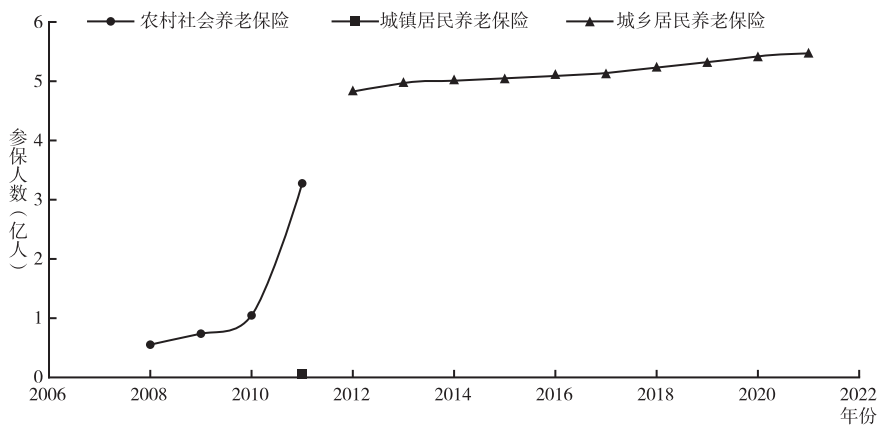


图 1 2008 - 2021 年各类养老保险参保人数趋势图

注：2008 年和 2009 年农村社会养老保险为“老农保”，2009 年之后为“新农保”；图中所示均为年末参保人数。

资料来源：根据《中国统计年鉴》和《人力资源和社会保障事业发展统计公报》数据计算得到。

## （二）文献回顾

社会养老保险制度作为公共转移支付的一种方式，是随着现代社会发展的养老需求出现的。在这之前，家庭赡养是养老的主要形式（郭志刚、张恺悌，1996），另外还有个人自我养老作为补充。不同于社会养老，家庭养老不仅包含经济层面的代际经济转移，还包含时间转移（日常照料和精神慰藉）。通常而言时间转移有可能是双向的，一方面子女通过为父母提供家务照料行为对其进行赡养，另一方面父母常常为提供劳动供给的子女提供隔代照料（Chen et al., 2011）。

关于公共转移支付如何影响养老模式一直是很多学者关注的研究，主要集中在公共转移支付如何影响老年人的居住安排、照料模式（时间转移支持）、代际转移支付方

面。部分研究表明,社会养老保险会使美国老年人独居率上升(Costa, 1997, 1999; McGarry & Schoeni, 2000; Engelhardt et al., 2005);另外一些研究使用发展中国家的样本得到了相反的结论(Jensen, 2004; Edmonds et al., 2005);从公共转移支付对老年人照料方式的影响来看,许多研究发现公共转移支付增加了老年人的经济来源从而增加了其购买正式照料的可能性(Soldo et al., 1990);但也有文献表明可能导致相反的结果,老年人利用养老金收入向子女进行代际向下的经济转移,从而使子女为其提供非正式照料(Künemund & Rein, 1999; Kohli, 1999)。

反过来,对于老年人为子女提供隔代照料而言,公共转移支付的增加似乎会对隔代照料产生挤入效应(焦娜, 2016)。原因可能在于养老金收入弥补了老年人提供隔代照料的时间成本;公共转移支付对私人代际转移支付的影响的研究是最集中的,主要从代际交换的动机角度来分析,出于利他动机的私人转移可能导致公共转移支付挤出私人转移支付(Barro, 1974; Becker, 1974; Cox & Rank, 1992; Cox & Jakubson, 1995; Maitra & Ray, 2003; Cox et al., 2004; Jensen, 2004; Juarez, 2009; Kaushal, 2014)。如果私人转移动机为交换动机则不会引起私人转移支付的挤出(Bernheim et al., 1985; Cox, 1987; Künemund & Rein, 1999),甚至有一定的挤入效应(胡宏伟等, 2012)。

除了与养老模式的关系之外,公共转移支付的劳动供给效应也是许多学者研究的重点,现有文献得到的结论并不一致。多数研究发现公共转移支付会对老年人的劳动供给产生挤出效应(Boskin & Hurd, 1978; Costa, 1995; Samwick, 1998; de Carvalho Filho, 2008);而Crawford & Lilien (1981)的研究表明,社会养老保险对劳动供给决策的影响在不同条件下会产生不同影响,如信贷市场是否完备、精算保险是否公平、个体能否准确预期自己的寿命等。也有一些研究表明,公共转移支付政策与劳动供给之间不存在一定的关系或者关系非常微弱(Hu, 1979; Krueger & Pischke, 1992; Samwick, 1998; Baker & Benjamin, 1999)。

另外,公共转移支付的劳动供给效应可能使一部分人的劳动供给增加,而使另一部分人的劳动供给减少(程杰, 2014)。Ruhm (1996)使用美国社会保障管理机构的退休历史调查(Retirement History Longitudinal Survey)数据研究表明,养老金会较小程度地提高50~60岁的受访者的劳动供给,但是对65~69岁受访者的劳动供给有较大的挤出效应,拥有养老金会对家庭中其他成员的劳动供给产生外溢效应;Bertrand et al. (2003)研究了南非的养老金计划,发现老年人拥有养老金会挤出成年子女的劳动供给,而Posel et al. (2006)沿用Bertrand et al. (2003)的方法并扩大了家庭成员的定义

发现了相反的结论，即家中有领取养老金资格的老人会增加年轻女性外出就业的可能性。Ardington et al. (2009) 使用南非的面板数据研究表明，领取养老金会对青年人的劳动供给产生正向的作用，促使其迁移到城市工作。

中国的新型农村社会养老保险与南非、印度、巴西和古巴等发展中国家的社会养老保险有很多相似之处，如参保者为农村居民、基础养老金由公共财政拨付等，不同之处在于南非和巴西等国家的养老金水平较高。相比这些国家的社会养老保险，新农保的政策效果可能会更小（张川川等，2015）。随着中国社会养老保险政策不断完善，许多学者开始研究新农保的政策效果。

大多数研究均发现新农保会对子女代际转移支付产生挤出效应（陈华帅、曾毅，2013；张川川、陈斌开，2014），提高了老年人经济独立性和独居的可能性（程令国等，2013），增加了老年人的消费（岳爱等，2013；张川川等，2015），提高了养老质量（张晔等，2016），减少了老年人的贫困并提高了其福利水平（张川川等，2015；Huang & Zhang, 2021）。而对于中国的养老保险制度或新农保的劳动供给效应也有很多文献，研究结论也并不一致。程杰（2014）利用农村住户调查数据研究发现，养老保险覆盖和待遇会降低老年人劳动供给；刘子兰等（2019）研究了城镇职工养老保险和新农保对退休行为和劳动供给决策的影响，发现城职保会激励城镇参保人员提早退休，而新农保对农村参保人员的农业劳动供给产生倒 U 型影响。还有研究表明，由于较低的养老金发放标准，新农保不会对老年人的劳动供给产生影响或者影响微弱（张川川等，2015）。

不同的养老模式涉及不同家庭内部分工，即家庭各成员的有限时间如何在劳动供给行为和照料行为之间分配。已有文献发现老年人会对子女的劳动供给产生影响，比如，与无自理能力的父母同住（Ettner, 1995）和提供家庭老人照料（陈璐等，2016）均会减少女性子代的劳动供给。另外一些文献研究了老年人的家庭贡献，与父母同住会增加子女的劳动供给（Ogawa & Ermisch, 1996；Cardia & Ng, 2003），父代劳动供给行为减少会增加隔代照料行为（封进、韩旭，2017）。从另一个角度看，隔代照料需求会促使父代提前退休（Lumsdaine & Vermeer, 2015；何圆、王伊攀，2015），且这一行为在母亲中尤为明显（Van Houtven et al., 2013）；而父代的隔代照料行为对子代劳动供给有正向作用（Dimova & Wolff, 2011；Arpino et al., 2014；邹红等，2018）。

与国外文献相比较，国内对新农保政策效应评估的研究集中于两个方面：一是新农保政策对老年人自身的影响，如劳动供给、居住安排、福利水平和消费状况等；二是新农保政策对家庭内部再分配的影响，如子女代际转移支付。这些研究为本文提供

了丰富的研究基础，但是鲜有文献研究新农保政策对隔代照料和子代劳动供给的影响，并且在这些研究中较少使用严格的因果识别策略，没有识别出变量之间相对“干净”的因果关系。通过对已有相关文献的梳理可以看到，社会养老保险政策可能存在通过父代隔代照料行为对子代劳动供给产生影响的途径。本文结合中国家庭文化的特殊性，基于家庭微观调查数据，试图从家庭分工的视角估计新农保政策对子代劳动供给的因果效应，并通过家中是否有孙代以及与提供劳动同住子女的居住安排对影响机制进行检验。

### 三 实证策略与数据说明

对于父母领取养老金是否会引起子代劳动供给发生显著性变动而言，很难同时对全部影响二者的因素进行控制，这会产生严重的遗漏变量问题。除此之外，子代劳动供给获得的个人收入可能会通过家庭内部财富的私人转移支付途径影响到父母的养老金收入，这可能存在反向因果问题。为了克服遗漏变量和反向因果等内生性问题，本文采用双重差分（DID）和断点回归（RD）方法进行检验。

#### （一）双重差分方法（DID）

双重差分方法可以通过两次差分，消除个体潜在的不随时间变动的不可观测特征和共同趋势对结果的影响。本文将双重差分模型设定为以下形式：

$$y_{sit} = \beta_0 + T \cdot \beta_1 + TREAT_i \cdot \beta_2 + (TREAT_i \cdot T) \cdot \gamma + X' \cdot \lambda + \delta_s + \varepsilon_{sit} \quad (1)$$

(1) 式中， $y_{sit}$  用于衡量  $s$  省中第  $i$  个个体的子代劳动供给时间； $TREAT_i$  为二值虚拟变量，变量为 1 时表示该个体为养老金领取组个体，反之为非领取组个体； $T$  为年份变量，当  $T$  为 1 时表示所处年份为 2017 年，反之为 2015 年； $TREAT_i \cdot T$  为 DID 交乘项， $\gamma$  表示父代领取新农保养老金对子代劳动供给的处理效应； $X'$  表示一系列控制变量，包括子代和父母双方的性别、年龄、学历、自评健康和户籍类型等； $\delta_s$  用于度量省份固定效应。由于新农保政策已经不存在试点特征，因此不需要对受访者所在地区是否实行该政策进行控制。为了提高估计结果的“干净”程度，本文将 DID 估计方法所用样本限制在 2015 年未领取新农保的农村个体。因此，本文的处理组个体为 2017 年首次领取新农保的个体。为了减少年龄趋势对结果的影响，将父代年龄限制在 2015 年为 51 岁到 69 岁的范围内。

虽然新农保政策已经在全国范围内实行，但是否选择参保仍是个体选择的结果。因此，个体是否领取新农保也是一个人选择的行为。为了减少估计偏误，控制样本



领取养老金的选择性，本文进一步在倾向得分匹配（PSM）的基础上进行两次差分得到 PSM-DID 估计量。这一方法能够通过控制处理组和控制组在“可观测变量”层面上的差别，尽量让估计过程满足条件独立性假定（CIA）。在估计倾向得分函数过程中，本文采用 Probit 模型，匹配方法采用 Kernel 匹配，区间间隔选择默认值 0.06。

## （二）断点回归（RD）

为进一步提高本文估计结果的可信性，本文利用新农保制度的特点，采用断点回归（RD）方法检验父代领取新农保对子代劳动供给的影响。新农保政策制度规定年满 60 周岁的参保人可以领取养老金，考虑到政策实际执行过程中存在基层办事机构的执行能力强弱的问题（张川川、陈斌开，2014；张川川等，2015），个体处于 60 岁时领取养老金未必是 0~1 变动，而是增大了领取养老金的概率。因此，个体是否领取养老金  $D_i$  和个体年龄  $z_i$  的关系表现为：

$$P(D_i = 1 | z_i) = \begin{cases} g_1(z_i) & \text{if } z_i \geq 60 \\ g_0(z_i) & \text{if } z_i < 60 \end{cases}, \quad g_1(z_i) \neq g_0(z_i) \quad (2)$$

因此，本文采用模糊断点回归方法进行检验，同时利用参数 2SLS 估计方法，第一阶段方程为：

$$D_i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Z_i + f(z_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

（3）式中， $Z_i$  为  $D_i$  的工具变量，在本文中为个体年龄是否大于 60 岁， $f(z_i)$  为年龄函数，本文将其设定为二次形式<sup>①</sup>。第二阶段方程为：

$$Y_i = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot D_i + f(z_i) + \varepsilon_i \quad (4)$$

## （三）数据说明

本文使用中国家庭金融调查（CHFS）2015 年和 2017 年两期的跟踪调查数据，样本分布于 29 个省、367 个县（区、县级市）、1481 个社区，覆盖 40011 户家庭和 127012 名个体，具有全国、省级和副省级城市代表性。CHFS 提供家庭成员的社会保障与保险、就业情况，能够度量家庭成员的养老保险领取信息及劳动供给状况，且能够根据家庭成员的关系对子代和父代的信息进行匹配。因此，CHFS 适合用于进行本文研究。

为了保证样本的有效性进而更加准确地对子代的劳动供给状况进行描述，将子代年龄控制在 20~60 岁。这个年龄段的子代通常更有可能提供劳动供给，同时对没有回

<sup>①</sup> 本文同时进行了三次方形式的检验，显著性程度未发生明显变化。

答劳动供给时间的样本进行剔除。对于父代，在符合条件的子代样本的基础上将父代信息进行匹配，将父母信息均未匹配上或者只有父母其中一方信息的样本进行剔除。

按照新农保政策规定，年满 16 周岁（不含在校学生）、未参加城镇职工基本养老保险的农村居民，可以在户籍地自愿参加新农保，城镇户口居民不具备参加新农保的条件。因此，将户口类型为城镇但是回答已领取养老保险类型为新农保的父代样本进行剔除，同时本文将考察的对象限制在农村居住的父代。为了估计出更加“干净”的政策效果，在已领取新农保的样本中将同时还领取了政府事业单位退休金、城镇职工基本养老保险金、城镇居民社会养老保险金和城乡统一居民社会养老保险样本进行剔除。

## 四 变量选取与描述性统计分析

### （一）变量选取

1. 被解释变量。将子代日劳动时间作为衡量子代劳动供给程度的变量。根据问卷中的问题“在工作月，平均每个月工作多少天？”和“在工作日，平均每天工作几小时？”，计算出子代“年工作小时数”。然后将“年工作小时数”除以 360，得到子代日劳动时间。

2. 解释变量。将父亲或者母亲是否领取新农保作为核心解释变量。结合问卷中的“参加的是下列哪种社会养老保险？”和“相应社会养老保险是否已开始领取？”，将回答参加了新农保且已开始领取的样本视为已领取新农保样本，其余均设为未领取新农保样本。

3. 控制变量。为了尽可能地控制可观测变量对结果的影响，本文对三类变量进行了控制，包括子代的基本特征、父代的基本特征以及省份变量<sup>①</sup>。对子代的年龄、性别、户口类型、最高学历和自评健康状况进行控制。由于劳动供给问题和养老问题实际上都是家庭问题，因此，同时对父亲和母亲的年龄、婚姻状况、户口类型、最高学历和自评健康等基本特征进行了控制。并且，由于新农保的领取条件需要年满 60 周

<sup>①</sup> 为了更清晰对省份变量进行描述，这部分将其划分为东中西部地区，地区 1、地区 2 和地区 3 分别表示东部地区、中部地区和西部地区，地区划分标准如下：东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包括黑龙江、吉林、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、新疆、广西、内蒙古、宁夏、西藏（CHFS 数据库调查省份不包括新疆和西藏）。

岁，将父代样本的年龄窗宽限制 50 ~ 70 岁之间。

## (二) 数据描述性统计

从表 1 中 2015 年和 2017 年两期的截面数据的描述性统计可以看出，2015 年样本中子代日劳动时间均在 6.8 小时左右，2017 年样本中子代日劳动时间在 7.8 小时左右；所有样本中子代年龄均为 30 岁左右，男性且农业户口居多，大部分个体完成了初中教育，完成中专教育的个体占 20% ~ 25%，自评健康的平均水平为“好”；父代开始领取新农保的占比为 20% ~ 30% 左右，且父代平均年龄处在 55 ~ 58 岁左右，多数为农业户口；完成小学教育的占 70% ~ 90% 左右，完成初中教育的占 30% ~ 50% 左右，完成中专教育的微乎其微。可以看出，由于年代的原因，子代和父代最高学历之间有显著的差距，且父代平均自评健康水平为“一般”，各样本中家庭中有 16 岁以下家庭成员的样本接近一半。

表 1 RD 估计分父母样本的变量描述性统计

变量	2015 年样本				2017 年样本			
	父亲		母亲		父亲		母亲	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
子代								
日劳动时间(小时数)	6.811	1.084	6.815	1.083	7.773	2.293	7.808	2.336
年龄	29.19	5.35	30.29	5.61	29.56	5.37	30.60	5.64
性别(女=0)	0.801	0.400	0.821	0.384	0.799	0.401	0.823	0.382
户口类型(非农业=0)	0.934	0.249	0.935	0.247	0.950	0.218	0.952	0.215
是否完成小学教育	0.994	0.080	0.991	0.092	0.994	0.075	0.993	0.084
是否完成初中教育	0.877	0.328	0.864	0.343	0.891	0.311	0.874	0.332
是否完成中专教育	0.209	0.406	0.200	0.400	0.242	0.428	0.222	0.416
自评健康	2.115	0.831	2.131	0.844	2.105	0.846	2.129	0.874
父亲								
是否领取“新农保”	0.204	0.403	0.257	0.437	0.247	0.431	0.303	0.460
年龄	57.16	5.48	58.56	6.34	57.42	5.48	58.71	6.30
婚姻状况(未婚=0)	0.998	0.046	0.998	0.049	0.997	0.055	0.995	0.069
户口类型(非农业=0)	0.966	0.181	0.969	0.173	0.971	0.168	0.973	0.163
是否完成小学教育	0.910	0.286	0.905	0.293	0.909	0.288	0.899	0.302
是否完成初中教育	0.552	0.497	0.531	0.499	0.563	0.496	0.541	0.498
是否完成中专教育	0.011	0.103	0.010	0.099	0.009	0.093	0.010	0.097
自评健康	2.853	0.980	2.882	0.985	2.924	1.045	2.952	1.057

续表

变量	2015 年样本				2017 年样本			
	父亲		母亲		父亲		母亲	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
母亲								
是否领取“新农保”	0.146	0.353	0.190	0.392	0.185	0.388	0.237	0.425
年龄	54.73	5.647	56.45	5.297	55.19	5.676	56.80	5.330
婚姻状况(未婚=0)	0.999	0.029	1	0	0.994	0.075	0.992	0.087
户口类型(非农业=0)	0.982	0.133	0.985	0.120	0.986	0.116	0.989	0.102
是否完成小学教育	0.722	0.448	0.699	0.459	0.746	0.435	0.730	0.444
是否完成初中教育	0.326	0.469	0.318	0.466	0.337	0.473	0.333	0.471
是否完成中专教育	0	0.021	0	0.022	0.003	0.051	0.002	0.049
自评健康	2.995	1.025	3.023	1.024	3.051	1.051	3.076	1.045
其他								
家中是否有小孩	0.509	0.500	0.537	0.499	0.531	0.499	0.559	0.497
地区 1(东部=1)	0.373	0.484	0.373	0.484	0.406	0.491	0.386	0.487
地区 2(中部=1)	0.331	0.471	0.336	0.473	0.333	0.471	0.355	0.478
地区 3(西部=1)	0.296	0.457	0.291	0.454	0.262	0.440	0.260	0.439
样本量	2334		2107		2275		2090	

注：分父母样本指的是分别将父亲和母亲控制在 50~70 岁的分样本；自评健康 1~5 分别代表非常好、好、一般、不好、非常不好；家中是否有小孩指家中是否有 16 岁以下的家庭成员。

资料来源：根据 2015 年和 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

在 DID 估计样本中<sup>①</sup>，处理组和控制组的根本区别在于父代是否领取新农保，只有超过 60 周岁参保人群才具备领取新农保的条件，因而造成两组样本家庭成员的个体特征存在差异性。新农保的政策规定“年满 60 周岁且未享受城镇职工基本养老保险待遇的有农村户籍的老年人，可以按月领取养老金，但其符合参保条件的子女应当参保缴费”，部分样本在 2015 年超过 60 岁且未领取新农保但在 2017 年领取新农保，可能是因为其符合条件的子女在参保缴费。无论是 2015 年样本还是 2017 年样本，处理组样本中子代平均年龄比控制组高 3 岁左右，且男性、农业户口子代占比更高，平均已完成最高学历程度更低，完成小学教育和初中教育程度相差不大，但完成中专教育程度占比低了 30% 左右。对于父代特征也有相同结论，相比于控制组样本，处理组样本父代平

<sup>①</sup> 由于 DID 数据描述性统计篇幅较大，故未在正文中汇报，感兴趣的读者可向作者索取。

均年龄更大，多为农业户口，且平均最高学历程度更低，平均自评健康状况更差，两组样本的差异性主要是在于这些基本特征本身和年龄有很大的相关性。

## 五 实证分析

### （一）双重差分估计结果

本文首先对 DID 估计的处理效应进行分析（见表 2）。由于样本中包含部分多个子代对应一对父母的样本，因此对这一样本估计得到的残差可能在家户层面上存在相关性。为了避免高估统计显著性，本文在估计过程中均同时报告怀特稳健标准误和聚类在家户层面上的聚类稳健标准误。本文估计结果显示，标准误在家户层面做聚类调整没有改变系数的统计显著性。由表 2 汇报的结果可以发现，父亲领取新农保可以显著提高子代的劳动供给时间，父亲领取新农保后子代平均日劳动时间提高 0.7 至 1.3 个小时（PSM-DID 估计量）。

由于家庭内部父母双方均有可能领取新农保，若在全样本下对父亲是否领取进行估计，这一估计结果很有可能受到母亲领取新农保的影响。例如在对父亲领取新农保的政策效果进行估计的过程中，如果控制组中出现母亲领取新农保的个体，通过家庭内部的交互效应就有可能影响控制组子代的实际劳动供给时间，并且进一步会低估父亲领取养老金实际的政策效果。为了防止政策溢出效应影响估计结果的可靠性，本文分别对父母领取养老金的处理效应进行估计。同时为了剔除家庭内部领取养老金后产生交互影响，在对父母双方进行分别估计的过程中，均将控制组中对方领取新农保样本予以剔除并重新进行估计，结果见表 2 第（2）列。

表 2 父代领取养老金对子代劳动供给影响的 DID 估计结果

变量	对父亲领取养老金回归结果			
	(1)		(2)	
	DID	PSM-DID	DID	PSM-DID
处理效应	0.735 (0.267 ***) [0.323 **]	0.771 (0.345 **) [0.383 **]	1.393 (0.370 ***) [0.481 ***)	1.391 (0.396 ***) [0.468 ***)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.11	0.13	0.13	0.20
观测值	1402	1382	1299	1276

续表

变量	对母亲领取养老金回归结果			
	(1)		(2)	
	DID	PSM-DID	DID	PSM-DID
处理效应	-0.026 (0.219) [0.227]	0.201 (0.335) [0.337]	-0.213 (0.347) [0.356]	0.484 (0.463) [0.480]
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.08	0.03	0.09	0.03
观测值	1109	1122	911	919

注：表中括号内为怀特稳健标准误，方括号内为聚类在家户层面的聚类稳健标准误；\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1；表中第 (1) 列为 51 - 69 年龄段的全样本估计，第 (2) 列分别为在此年龄段内父母双方有一方未领取新农保条件下的估计结果；所有回归中均控制了子代年龄、性别、最高学历、户籍类型、自评健康，父代特征控制了父母双方年龄、户籍类型、学历和自评健康，所有回归中均控制了省份固定效应。

资料来源：根据 2015 年和 2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据计算得到。

根据表 2 第 (1) 列和第 (2) 列的对比结果，我们能够验证家庭内部领取养老金后可能存在交互效应的分析结论，即控制组当中含有对方领取新农保样本会对实际估计结果产生低估影响。同时对比 DID 估计量和 PSM-DID 估计量可以发现，后者的估计结果高于前者，这说明只利用 DID 估计量进行检验可能会产生样本选择性偏误。对比数据描述性统计和 PSM 过程下的平衡性结果，也能验证 PSM-DID 估计量相比 DID 估计量更满足条件独立性假定<sup>①</sup>。本文对母亲领取新农保的估计结果显示，母亲领取新农保并不会对子代劳动供给有显著性影响，这一结果可从中国家庭内部劳动分工的视角进行解读。现有文献已经证明，父母领取养老金能够显著提高其对子代的时间支持（焦娜，2016；于新亮等，2019）；从家庭劳动分工的视角出发，家庭内部劳动一般以母亲为主，同时在承接代际劳动分工时也以母亲提供的劳动较多（姚先国、谭岚，2005；续继、黄娅娜，2018），即母亲是对子代提供时间转移的主要角色。母亲的时间支持对子代而言本身具有很高的禀赋效应，因此对于母亲领取养老金而言，这一过程不会对母亲的时间支持产生明显的影响，进而难以对子代劳动供给产生显著的提高作用。

共同趋势是 DID 估计量的一个关键假设，只有当控制组和处理组在政策前后具有同向变动趋势时得到的估计量才有可靠性。本文 DID 共同趋势检验见图 2，可以发现图 2 结果支持处理组和控制组具有相同变动趋势，因此满足共同趋势假设，说明本文 DID 估计量较为可信。

<sup>①</sup> 对 PSM 平衡性检验结果感兴趣的读者可向作者索取。

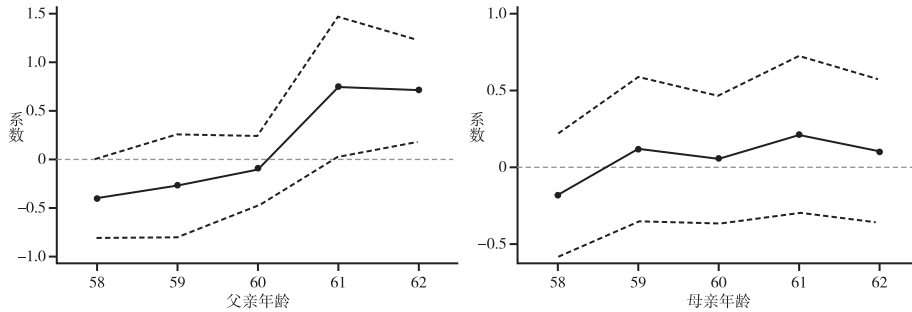


图2 共同趋势检验

资料来源：根据2015年和2017年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

## （二）断点回归估计结果

本文的RD估计所用数据为截面数据，此处不采用面板数据在于防止出现在断点两侧比较的样本实际为同一个人，进而对估计结果产生干扰，同时为了防止受访者领取其他养老金对估计结果产生影响。本文将领取其他养老金的样本全部予以剔除，并将受访者限定在农村地区。对RD结果，本文首先对第一阶段的间断特征以及驱动变量和结果变量之间的关系进行报告，相关结果见图3和图4。由于本文采取对父母领取养老金分别估计的方法，因此在报告断点结果时需要二者进行分别展示。从图3中可以发现，第一阶段中父母年龄对其是否领取养老金具有明显的间断特征，在60岁处有明显跳跃特征，因此满足模糊断点回归第一阶段估计，子代劳动供给时间在父母年龄为60岁处同样存在明显的跳跃特征。但对于其显著性则需要做进一步参数估计，根据图3和图4的结果，对于本文研究而言适合采用模糊断点回归方法进行检验。

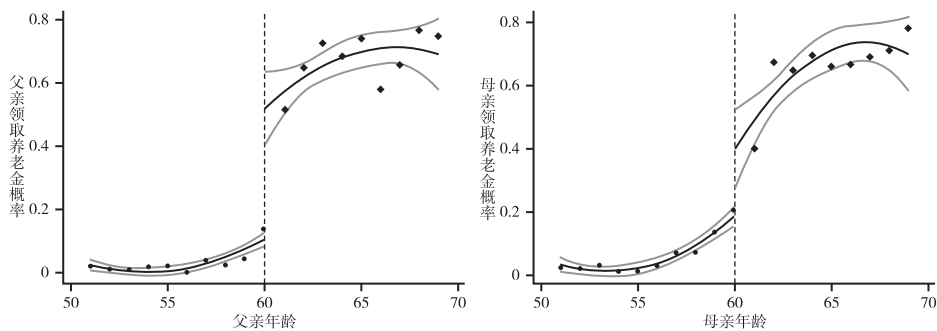


图3 父母在不同年龄下领取新农保概率

资料来源：根据2015年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

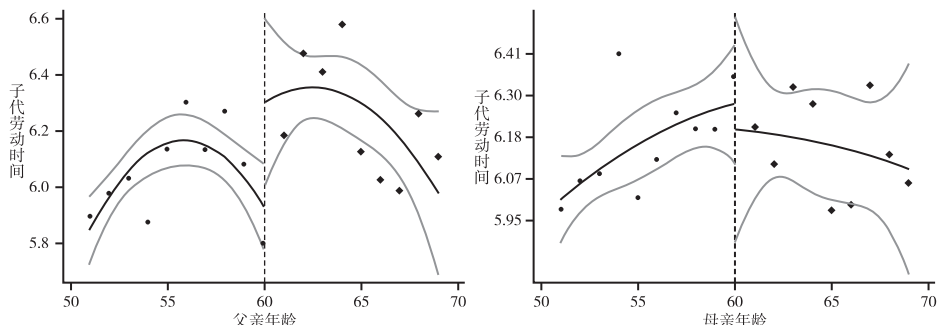


图4 父母不同年龄下子代日提供劳动时间的分布状态

资料来源：根据2015年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

表3报告了RD的参数估计结果，本文首先对2015年截面数据进行分析。根据图4报告的结果，本文在估计过程中以二次方形式控制了年龄函数<sup>①</sup>，并在不同的窗宽下进行估计。对标准误的调整而言，本文此处也同时报告了怀特稳健标准误和聚类在家庭层面的聚类稳健标准误，结果显示做家庭层面的聚类调整没有改变本文估计结果的显著性程度。本文估计的两类稳健标准误的大小关系符合理论预期，因此本文结果较为稳健。根据表3的结果可知，第一阶段估计中父母年龄是否大于60岁显著影响其是否领取养老金，工具变量F值远大于临界标准，因此不存在弱工具变量问题。

第二阶段估计结果显示，父亲领取新农养老金会显著提高子代的劳动供给时间，而母亲领取养老金对子代劳动供给则不存在显著性影响<sup>②</sup>。本文的RD估计结果与DID估计结果一致，利用不同的样本比较证明了本文估计结果具有一定的稳健性。需要注意的是，这一估计结果是基于2015年的样本得到的，2015年后其他政策实施使得农村居民收入得到大幅提升，而新农养老金收入却没有显著提高，该养老金产生的影响可能随着居民收入的提高而下降，因此需要对农村居民收入提高后的效应做进一步估计。

本文进一步利用2017年截面数据做估计，表4报告了2017年的估计结果。根据表4中的结果可知，2017年父亲领取养老金对子代的劳动供给仍有一定的促进作用，但

① 子代提供劳动时间和父母年龄呈现明显倒U关系，因此本文以二次函数对年龄进行控制，本文同时检验了多种函数下的估计结果，显著性程度未发生本质变化，但结果显示二次函数下的估计结果更为稳健。

② 本文同时对父母双方只有一方领取养老金的样本进行了估计，以排除家庭内部交互效应对结果可信性产生影响，估计结果与文中汇报的结果相比系数略大，显著性未发生改变，因此本文不再进行报告。



其统计显著程度仅在 10% 的水平上显著。这一显著性结果明显低于 2015 年数据的估计结果，本文认为这一结果主要原因在于新农保的发放金额没有出现较大幅度提升，而农村居民家庭的非转移性收入出现了明显提高。相比于非转移性收入提高，新农保养老金的政策效果被进一步稀释，导致其估计结果的显著性下降。

表 3 父母领取养老金对子代劳动供给的 RD 估计结果（2015 年模糊断点回归）

	年龄范围					
	父亲			母亲		
	+/-5	+/-6	+/-7	+/-5	+/-6	+/-7
第二阶段估计结果(被解释变量为子代日劳动时间)						
是否领取新农保	0.902 (0.376 **) [0.401 **]	0.736 (0.285 ***) [0.306 **]	0.797 (0.259 ***) [0.279 **]	-0.532 (0.506) [0.541]	-0.255 (0.419) [0.448]	-0.393 (0.369) [0.397]
第一阶段估计结果(被解释变量为是否领取养老金)						
是否大于 60 岁	0.401 *** (0.051) [0.059]	0.467 *** (0.046) [0.056]	0.479 *** (0.043) [0.051]	0.288 *** (0.058) [0.067]	0.317 *** (0.053) [0.062]	0.347 *** (0.049) [0.057]
弱工具变量检验	94.03	152.58	209.27	36.62	53.79	83.39
观测值	1161	1339	1623	997	1130	1371

注：表中括号内为怀特稳健标准误，方括号内为聚类在家户层面的聚类稳健标准误；\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ；所有回归中均控制了父母双方的年龄、户籍类型和学历水平，同时控制了子代的年龄和学历水平；弱工具变量结果报告为 CDW 值。

资料来源：根据 2015 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

本文同时对新农保年龄规则对子代劳动供给影响的简约估计式进行了估计<sup>①</sup>。简约估计中同样将父代年龄二次方纳入回归模型以控制年龄因素的影响，估计结果显示年龄规则对子代劳动供给的影响与本文的模糊断点回归估计结果一致，即父亲年龄断点前后子代的劳动供给出现了显著变化，而母亲年龄是否大于 60 岁对子代劳动则没有出现显著性影响。为了提高估计结果的稳健性，本文进一步限制了受访者户籍为农村户籍下的样本进行了估计，估计结果的统计显著性与本文报告结果显著性程度一致，仅有系数上的略微变动。除此之外，本文同时对 2015 年和 2017 年追踪到的受访样本进行检验，检验结果的显著性与本文报告的结果一致。因此，本文不再对这一结果进行报告。

① 对简约式估计结果感兴趣的读者可向作者索取。

表 4 父母领取养老金对子代劳动供给的 RD 估计结果 (2017 年模糊断点回归)

	年龄范围					
	父亲			母亲		
	+/-5	+/-6	+/-7	+/-5	+/-6	+/-7
第二阶段估计结果(被解释变量为子代日劳动时间)						
是否领取新农保	0.880 (0.575) [0.588]	0.919* (0.480) [0.497]	0.807* (0.432) [0.444]	-0.155 (0.955) [1.000]	-0.391 (0.815) [0.857]	-0.669 (0.669) [0.704]
第一阶段估计结果(被解释变量为是否领取养老金)						
是否大于 60 岁	0.492*** (0.048) [0.054]	0.542*** (0.045) [0.050]	0.567*** (0.040) [0.045]	0.346*** (0.059) [0.065]	0.378*** (0.053) [0.058]	0.413*** (0.048) [0.052]
弱工具变量检验	198.26	301.42	442.52	60.98	96.66	150.01
观测值	1171	1412	1651	990	1259	1491

注：表中括号内为怀特稳健标准误，方括号内为聚类在家户层面的聚类稳健标准误；\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05；所有回归中均控制了父母双方的年龄、户籍类型和学历水平，同时控制了子代的年龄和学历水平；弱工具变量结果报告为 CDW 值。

资料来源：根据 2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据计算得到。

RD 估计能否得到一致估计量需要检验估计过程是否满足一定的识别假设条件，本文已经对不同窗宽下和不同函数形式下的结果进行了检验，初步验证了结果的稳健性。但是，RD 估计结果的一致性还需要满足驱动变量不受人为操纵和控制变量在驱动变量断点处不存在显著跳跃等条件。本文接下来对这些假设进行检验。

本文首先对受访者年龄是否受到人为操纵的假设进行检验。一种检验方式是查看驱动变量的分布状态，观察断点前后是否有明显的变动趋势，一旦驱动变量存在人为操纵的现象，此时 RD 估计量将不再可信。图 5 报告了父母年龄在 60 岁断点处的分布状态，结果显示父母年龄在 60 岁左右的分布较为均匀。因此，本文选取的驱动变量受人为操纵的可能性较小。同时本文所用样本为微观调查样本，受访者难以隐瞒或谎报年龄，从数据生成过程的角度也可排除受访者个体年龄受到人为操纵的可能性。

RD 估计量的有效性还需要检验选取的控制变量在断点处是否出现明显跳跃。若控制变量出现显著变化，此时 RD 估计量得到的结果将难以证明是本文所关注的政策带来的。表 5 报告了本文 RD 估计过程选取的控制变量在驱动变量断点处的连续性检验结果。检验结果显示控制变量在断点处没有出现显著的间断特征，因此，能够排除控制变量的跳跃特征对结果的影响，说明本文结果可信。

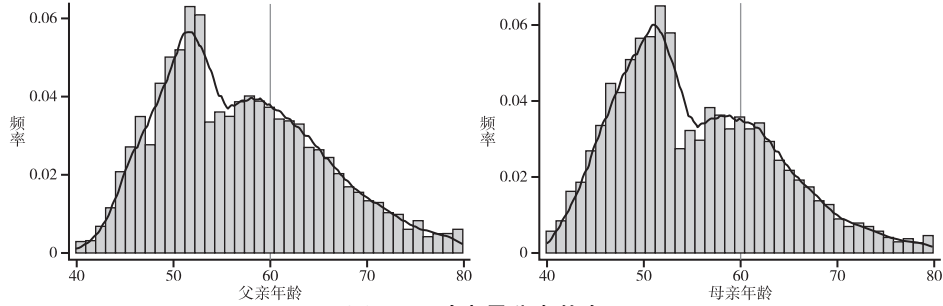


图5 驱动变量分布状态

资料来源：根据2015年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

表5 控制变量的连续性检验

	年龄范围					
	父亲			母亲		
	+/-5	+/-6	+/-7	+/-5	+/-6	+/-7
2017年样本						
子代学历	0.015 (0.163)	0.033 (0.160)	-0.051 (0.146)	-0.067 (0.186)	-0.119 (0.168)	-0.109 (0.153)
父亲学历	0.012 (0.115)	0.007 (0.105)	-0.110 (0.100)	-0.169 (0.110)	-0.166 (0.100)	-0.165 (0.093)
母亲学历	0.082 (0.102)	0.017 (0.092)	0.004 (0.087)	0.067 (0.114)	0.055 (0.101)	-0.047 (0.096)
父亲户籍	-0.004 (0.020)	-0.010 (0.019)	-0.007 (0.017)	0.002 (0.009)	0.010 (0.011)	0.008 (0.010)
母亲户籍	-0.010 (0.006)	-0.009 (0.006)	-0.009 (0.006)	0.002 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)
2015年样本						
子代学历	0.101 (0.183)	0.101 (0.167)	0.051 (0.153)	0.245 (0.179)	0.144 (0.169)	0.156 (0.154)
父亲学历	0.128 (0.116)	0.097 (0.107)	0.036 (0.099)	0.114 (0.116)	0.197 (0.110)	0.156 (0.101)
母亲学历	-0.163 (0.117)	-0.160 (0.107)	-0.143 (0.098)	-0.103 (0.113)	-0.102 (0.103)	-0.134 (0.097)
父亲户籍	0.014 (0.016)	0.007 (0.014)	0.017 (0.017)	0.039 (0.025)	0.032 (0.023)	0.018 (0.021)
母亲户籍	0.011 (0.009)	0.017 (0.009)	0.015 (0.009)	-0.012 (0.010)	-0.005 (0.011)	-0.005 (0.011)

注：表中括号内为聚类在家户层面的聚类稳健标准误。

资料来源：根据2015年和2017年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

本文也同时进行了证伪检验。新农保政策规定只有农村户籍人员可以参保，因此理论上这一政策产生的任何效果在非农村户籍中不应该存在。将参与其他养老项目的受访样本予以剔除后，在此受访样本基础上新农保政策的年龄规则理论上应该对子代的劳动供给不会产生显著性影响。按照这一原则本文对城镇户籍人口进行回归，以达到证伪检验的目的。

表 6 报告了本文的证伪检验结果。估计结果显示对城镇户籍人口，父母年龄是否大于 60 岁对子代的劳动供给均不存在显著性影响，并且对于不同的年龄函数形式，估计系数的显著性程度没有发生变化。因此，本文的检验过程通过了证伪检验，这一检验过程进一步验证了估计结果的可靠性。

表 6 年龄规则对子代劳动供给的证伪检验结果（城镇户籍人口）

	年龄范围					
	父亲			母亲		
	+/-7	+/-7	+/-7	+/-7	+/-7	+/-7
年龄大于 60 岁	-0.194 (0.226)	0.301 (0.287)	0.289 (0.285)	-0.006 (0.312)	0.466 (0.366)	0.449 (0.364)
年龄函数	一次方	二次方	三次方	一次方	二次方	三次方
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	403	403	403	238	238	238
R <sup>2</sup>	0.090	0.113	0.114	0.019	0.046	0.046

注：表中括号内为怀特稳健标准误；所有回归中均控制了父母双方的年龄、户籍类型和学历水平，同时控制了子代的年龄和学历水平。

资料来源：根据 2015 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

## 六 作用机制讨论

本文将父母领取新农保对子代劳动供给影响的中间机制解释为，父母领取养老金后会降低其自身有偿劳动供给并提高家庭内部的代际时间支持。例如，提供隔代照料等行为，在一定程度上能够使子代减少其自身在家庭内部的劳动供给并对有偿劳动供给形成促进作用。为了验证这一机制是否成立，本文根据家庭中是否有 16 岁以下成员的标准，进行分样本回归的机制验证（封进、韩旭，2017）。这一变量相对于父母领取新农保而言为外生变量，即父母是否领取新农保不会改变其家庭内部是否有 16 岁以下成员。但考虑

到领取新农保的样本相对年龄较大，这会在一定程度上提高其家庭内部有孩子的概率，从而降低这一分类变量的外生性。为了避免这一因素的影响，本文将家庭当中有 0~3 岁儿童的样本予以剔除，并对剩余样本进行分样本的异质性估计，估计结果见表 7。

表 7 领取新农保下的分样本机制检验（以家庭中是否有孩子划分）

	年龄范围					
	家中有 16 岁以下成员			家中无 16 岁以下成员		
	+/-5	+/-6	+/-7	+/-5	+/-6	+/-7
父亲样本						
第二阶段结果(被解释变量为子代日劳动时间)						
是否领取新农保	1.737 *** (0.672)	1.257 *** (0.470)	1.237 *** (0.402)	0.017 (0.534)	0.117 (0.437)	0.187 (0.409)
第一阶段估计结果(被解释变量为是否领取养老金)						
是否大于 60 岁	0.373 *** (0.075)	0.452 *** (0.070)	0.474 *** (0.064)	0.422 *** (0.095)	0.472 *** (0.088)	0.475 *** (0.082)
弱工具变量检验	44.67	79.18	109.24	42.87	64.04	88.80
观测值	663	768	894	497	570	728
母亲样本						
第二阶段结果(被解释变量为子代日劳动时间)						
是否领取新农保	-0.838 (0.829)	-0.273 (0.589)	-0.380 (0.533)	-0.185 (0.710)	-0.323 (0.729)	-0.499 (0.658)
第一阶段估计结果(被解释变量为是否领取养老金)						
是否大于 60 岁	0.248 *** (0.082)	0.297 *** (0.077)	0.320 *** (0.070)	0.377 *** (0.118)	0.363 *** (0.108)	0.400 *** (0.103)
弱工具变量检验	16.04	27.20	41.27	22.39	25.31	38.78
观测值	608	687	806	387	441	564

注：表中括号内为聚类在家户层面的聚类稳健标准误；\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ；所有回归中均控制了父母双方的年龄、户籍类型和学历水平，同时控制了子代的年龄和学历水平；弱工具变量结果报告为 CDW 值。

资料来源：根据 2015 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

根据表 7 的估计结果可以看出，对家庭内部有 16 岁以下成员的样本，父亲领取新农保对子代的劳动供给具有显著的正向影响，而当家庭中没有 16 岁以下成员时影响并不显著。这验证了本文前文的结果，即家庭内部的隔代照料是父亲领取养老金可以促进子代提供劳动的重要途径。在分样本下，母亲领取新农保均没有对子代提供劳

动供给产生显著性影响。这也在一定程度上说明母亲作为家庭内部代际时间支持的主要承担者，其自身对于家庭内部的劳动分工不会发生太大变化。因此，母亲领取新农保对子代劳动供给的影响有限。

如果新农保会改变家庭内部劳动分工的机制成立，在养老金发放水平不高的前提下这一机制应当仅在有限的范围内存在。这一范围可以用居住安排加以度量，因此本文认为，在提供劳动的子代和领取养老金的父母同住时，该结果的显著性应高于非同住条件下的估计结果。根据这一原则，本文进一步按照提供劳动的子代是否与父母同住进行分样本的异质性估计。由于新农保的发放金额有限，可以排除由交易动机等因素驱使子代在父母领取养老金后改变居住安排状态<sup>①</sup>。因此，可以按照此变量进行分样本机制检验，估计结果见表 8。

表 8 领取新农保下的分样本机制检验（以居住安排划分）

	年龄范围					
	与提供劳动子女同住			不与提供劳动子女同住		
	+/-5	+/-6	+/-7	+/-5	+/-6	+/-7
父亲样本						
第二阶段结果(被解释变量为子代日劳动时间)						
是否领取新农保	1.741 ** (0.729)	1.246 ** (0.488)	1.096 *** (0.402)	0.113 (0.571)	0.218 (0.441)	0.492 (0.425)
第一阶段估计结果(被解释变量为是否领取养老金)						
是否大于 60 岁	0.341 *** (0.075)	0.417 *** (0.070)	0.454 *** (0.064)	0.452 *** (0.097)	0.518 *** (0.088)	0.495 *** (0.079)
弱工具变量检验	40.81	73.54	115.02	42.87	67.48	80.00
观测值	709	808	992	450	529	629
母亲样本						
第二阶段结果(被解释变量为子代日劳动时间)						
是否领取新农保	-0.322 (0.891)	0.756 (0.636)	-0.403 (0.576)	-0.550 (0.626)	-0.409 (0.607)	-0.369 (0.539)

① 虽然部分研究结果显示父母领取“新农保”后会提高与子女分离居住的可能性（程令国等，2013），但这并不影响我们根据居住安排做分样本机制检验，在同住样本高度正向显著的情况下，这一因素会导致低估同住样本的系数大小和显著性程度，我们在机制检验部分完全可以忽略这一影响。

续表

	年龄范围					
	与提供劳动子女同住			不与提供劳动子女同住		
	+/-5	+/-6	+/-7	+/-5	+/-6	+/-7
第一阶段估计结果(被解释变量为是否领取养老金)						
是否大于60岁	0.217*** (0.081)	0.279*** (0.076)	0.306*** (0.070)	0.417*** (0.106)	0.387*** (0.095)	0.407*** (0.089)
弱工具变量检验	11.93	24.07	38.49	29.89	31.48	44.95
观测值	608	696	850	386	431	518

注：表中括号内为聚类在家户层面的聚类稳健标准误；\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ；所有回归中均控制了父母双方的年龄、户籍类型和学历水平，同时控制了子代的年龄和学历水平；弱工具变量结果报告为CDW值。

资料来源：根据2015年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

根据表8的估计结果可以发现，在与提供劳动的子女同住前提下，父亲领取新农保会显著增加子代的劳动供给时间。而在不同住的样本中，这一政策则没有显著性影响。这一估计结果验证了前文的机制分析，同时也证明了本文估计结果的稳健性。对母亲的估计结果显示，其领取新农保在两个子样本中均没有显著性影响，这与前文分析结论一致。

## 七 结论与启示

中国农村当前面临人口老龄化程度不断加深的现实问题和乡村振兴战略的实施。在此背景下，如何切实保障农村老人养老的同时有效促进青年提高劳动供给，成为重要的研究主题。本文以新农保制度作为政策切入点，利用中国家庭金融调查（CHFS）2015年和2017年调查数据，对父母领取养老金能否有效提高子女劳动供给时间进行了实证检验。

研究结果显示：第一，父亲领取新农保会显著提高子代劳动供给时间，但随着农村居民家庭非转移性收入提高，这一显著性影响在逐渐减弱，这与新农保养老金金额没有发生显著提高有关。第二，母亲领取新农保这一外部冲击失效，并不会对子代劳动供给有显著性影响。其作用机制是，由于受传统分工和家庭文化的影响，在中国农村地区母亲往往是提供代际间照料的主要行为者，无论有无外部冲击施加给母亲，母亲隔代照料带给予子的劳动供给选择均具有一定惯性和稳定性，即母亲对子代的子女提供隔代照料具有很强的禀赋效应，导致母亲领取养老金水平很低的

情况下,新农保这一外部冲击不会对子代劳动供给产生显著性影响。为了提高估计结果的稳健性,本文利用多种识别策略和估计方法对政策效果进行检验,结果较为稳健。第三,本文以代际间时间照料作为影响机制对研究结果进行解释。为了验证这一机制,本文以家庭中子代是否有孩子和是否父母与提供劳动的子女同住作为分类变量进行分样本检验,检验结果显示,当家中有孩子或与子女同住时父亲领取养老金能明显提高子代劳动供给时间,这验证了时间支持是父代领取养老金影响子代劳动供给的重要机制。

以上研究结果表明,新农保在为农村老人提供养老保障的同时,一定程度上能够增加子代劳动供给,这表明社会养老保障措施在影响参保人的同时还可能存在代际影响,家庭整体效率水平不一定降低。因此,提高农村老人的养老保障水平,既有助于解决人口老龄化等现实问题下的农村老人养老问题,也能对转变农村劳动人口结构产生积极影响,有助于将效率更高的生产要素挤入市场,这一制度结果符合乡村振兴和共同富裕等目标的实现。因此,提高农村老人养老保障水平是解决当前中国农村现实问题的可行方法之一。本文同时提出以下几点启示并进一步讨论思考的问题:

首先,家庭劳务目前在经济学的核算中还未计入国民财富的统计中,隔代照料实际上是正外部性问题。将青壮年从家庭照料子女的活动中释放到市场中从事生产活动,将会增加提升经济效率的机会。子代劳动供给增加,会增加社会保险金收入。在一个国民经济体系中始终是就业者赡养非就业者,而就业者主要集中于提供劳动供给的黄金年龄段。目前,父代对孙代的隔代照料的价值尚未进入国民账户核算体系,其增加值尚未得到足够的体现和认同。

其次,构建社会养老制度的目标就是使人能够在其生命周期内均衡永续地享有福祉,而不至于因时间偏好问题导致在老年时期生活拮据,即令一个人能够在老年时期享有闲暇和充足的消费。社会保障制度的前提,是青壮年能够有激励提供足够的劳动供给“养活”当期的老年父辈们。即社会要想实现“老有所养”,就需要激励青壮年在劳动力市场上更加努力工作,进入退休期的低龄“老人”能够提供隔代照料,使其处于青壮年的子女能够专心提供劳动供给。老年人享受天伦之乐的同时,提供隔代照料,真正实现尊老爱幼。家庭劳动分工的优化能够带来社会效率的整体提升。

再次,解决“闲暇消费”的城乡不平等问题。基于生物学,人可能不需要考虑退休问题,可以一直工作下去,直至生命结束,不存在社会保障问题。但是一个国家之所以设定法定退休年龄,一是基于伦理思考,二是基于效率的追求。社会保障制度是



必须的，新农保更是必要的。CHFS 统计数据显示，2018 年 60 岁以上农村居民劳动参与率为 29.17%，城镇居民为 11.2%。显然，即使已经存在新农保制度，农村 60 岁以上的老人仍然不如同龄的城镇居民更闲暇。

最后，领取养老金的条件不应该仅仅考虑年龄因素，还应该参考参与市场的机会。达到退休年龄后仍继续工作的老年人，将可以考虑减少其从社会保障系统领取的部分养老金。一方面是激励老年人退出劳动力市场，以提高青壮年劳动参与率，避免对劳动参与机会的挤出效应。一般假定，青壮年实际的工作效率比老年人高，这主要是出于效率的考虑。另一方面，不鼓励获得劳动所得的同时享受着领取养老金待遇，这主要是基于不平等的降低。事实上，本文给出更广泛的理解，新农保需要激励的不一定是参保人的劳动供给行为，而是整个家庭的劳动供给行为，更是整个社会的劳动供给行为。

## 参考文献：

- 陈华帅、曾毅（2013），《新农保使谁受益：老人还是子女？》，《经济研究》第 8 期，第 55-67 页。
- 陈璐、范红丽、赵娜、褚兰兰（2016），《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》，《经济研究》第 3 期，第 176-189 页。
- 程杰（2014），《养老保障的劳动供给效应》，《经济研究》第 10 期，第 60-73 页。
- 程令国、张晔、刘志彪（2013），《新农保改变了中国农村居民的养老模式吗？》，《经济研究》第 8 期，第 42-54 页。
- 封进、韩旭（2017），《退休年龄制度对家庭照料和劳动参与的影响》，《世界经济》第 6 期，第 145-166 页。
- 甘犁、尹志超、贾男、徐舒、马双（2013），《中国家庭资产状况及住房需求分析》，《金融研究》第 4 期，第 1-14 页。
- 郭志刚、张恺悌（1996），《对子女数在老年人家庭供养中作用的再检验——兼评老年经济供给“填补”理论》，《人口研究》第 2 期，第 7-15 页。
- 何圆、王伊攀（2015），《隔代抚育与子女养老会提前父母的退休年龄吗？——基于 CHARLS 数据的实证分析》，《人口研究》第 2 期，第 78-90 页。
- 胡宏伟、栾文敬、杨睿、祝明银（2012），《挤入还是挤出：社会保障对子女经济供养

- 老人的影响》，《人口研究》第2期，第82-96页。
- 焦娜（2016），《社会养老保险会改变我国农村家庭的代际支持吗？》，《人口研究》第4期，第88-102页。
- 刘子兰、郑茜文、周成（2019），《养老保险对劳动供给和退休决策的影响》，《经济研究》第6期，第151-167页。
- 续继、黄娅娜（2018），《性别认同与家庭中的婚姻及劳动表现》，《经济研究》第4期，第136-150页。
- 姚先国、谭岚（2005），《家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析》，《经济研究》第7期，第18-27页。
- 于新亮、上官熠文、刘慧敏（2019），《新农保、隔代照顾与儿童健康》，《中国农村经济》第7期，第125-144页。
- 岳爱、杨鑫、常芳、田新、史耀疆、罗仁福、易红梅（2013），《新型农村社会养老保险对家庭日常费用支出的影响》，《管理世界》第8期，第101-108页。
- 张川川、John Giles、赵耀辉（2015），《新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给》，《经济学（季刊）》第1期，第203-230页。
- 张川川、陈斌开（2014），《“社会养老”能否替代“家庭养老”？——来自中国新型农村社会养老保险的证据》，《经济研究》第11期，第102-115页。
- 张晔、程令国、刘志彪（2016），《新农保对农村居民养老质量的影响研究》，《经济学（季刊）》第8期，第817-844页。
- 邹红、彭争呈、栾炳江（2018），《隔代照料与女性劳动供给——兼析照料视角下全面二胎与延迟退休悖论》，《经济学动态》第7期，第37-52页。
- Ardington, Cally, Anne Case & Victoria Hosegood (2009). Labor Supply Responses to Large Social Transfers: Longitudinal Evidence from South Africa. *American Economic Journal: Applied Economics*, 1 (1), 22-48.
- Arpino, Bruno, Chiara Pronzato & Lara Tavares (2014). The Effect of Grandparental Support on Mothers' Labour Market Participation: An Instrumental Variable Approach. *European Journal of Population*, 30 (4), 369-390.
- Baker, Michael & Dwayne Benjamin (1999). Early Retirement Provisions and the Labor Force Behavior of Older Men: Evidence from Canada. *Journal of Labor Economics*, 17 (4), 724-756.
- Barro, Robert (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82

- (6), 1095 – 1117.
- Becker, Gary (1974). A Theory of Social Interactions. *Journal of Political Economy*, 82 (6), 1063 – 1093.
- Becker, Gary (1976). *The Economic Approach to Human Behavior*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Becker, Gary (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bernheim, Douglas, Andrei Shleifer & Lawrence Summers (1985). The Strategic Bequest Motive. *Journal of Political Economy*, 93 (6), 1045 – 1076.
- Bertrand, Marianne, Sendhil Mullainathan & Douglas Miller (2003). Public Policy and Extended Families: Evidence from Pensions in South Africa. *The World Bank Economic Review*, 17 (1), 27 – 50.
- Boskin, Michael & Michael Hurd (1978). The Effect of Social Security on Early Retirement. *Journal of Public Economics*, 10 (3), 361 – 377.
- Cardia, Emanuela & Serena Ng (2003). Intergenerational Time Transfers and Childcare. *Review of Economic Dynamics*, 6 (2), 431 – 454.
- Chen, Feinian, Guangya Liu & Christine Mair (2011). Intergenerational Ties in Context: Grandparents Caring for Grandchildren in China. *Social Forces*, 90 (2), 571 – 594.
- Costa, Dora (1995). Pensions and Retirement: Evidence from Union Army Veterans. *The Quarterly Journal of Economics*, 110 (2), 297 – 319.
- Costa, Dora (1997). Displacing the Family: Union Army Pensions and Elderly Living Arrangements. *Journal of Political Economy*, 105 (6), 1269 – 1292.
- Costa, Dora (1999). A House of Her Own: Old Age Assistance and the Living Arrangements of Older Nonmarried Women. *Journal of Public Economics*, 72 (1), 39 – 59.
- Cox, Donald (1987). Motives for Private Income Transfers. *Journal of Political Economy*, 95 (3), 508 – 546.
- Cox, Donald, Bruce Hansen & Emmanuel Jimenez (2004). How Responsive are Private Transfers to Income? Evidence from a Laissez-faire Economy. *Journal of Public Economics*, 88 (9 – 10), 2193 – 2219.
- Cox, Donald & George Jakubson (1995). The Connection between Public Transfers and Private Interfamily Transfers. *Journal of Public Economics*, 57 (1), 129 – 167.
- Cox, Donald & Mark Rank (1992). Inter-vivos Transfers and Intergenerational Exchange. *The*

- Review of Economics and Statistics*, 74 (2), 305 – 314.
- Crawford, Vincent & David Lilien (1981). Social Security and the Retirement Decision. *The Quarterly Journal of Economics*, 96 (3), 505 – 529.
- de Carvalho Filho, Irineu Evangelista (2008). Old-age Benefits and Retirement Decisions of Rural Elderly in Brazil. *Journal of Development Economics*, 86 (1), 129 – 146.
- Dimova, Ralitzka & François-Charles Wolff (2011). Do Downward Private Transfers Enhance Maternal Labor Supply? Evidence from around Europe. *Journal of Population Economics*, 24 (3), 911 – 933.
- Edmonds, Eric, Kristin Mammen & Douglas Miller (2005). Rearranging the Family? Income Support and Elderly Living Arrangements in a Low-income Country. *Journal of Human Resources*, 40 (1), 186 – 207.
- Engelhardt, Gary, Jonathan Gruber & Cynthia Perry (2005). Social Security and Elderly Living Arrangements. *Journal of Human Resources*, 40 (2), 354 – 372.
- Ettner, Susan (1995). The Impact of “Parent Care” on Female Labor Supply Decisions. *Demography*, 32 (1), 63 – 80.
- Hu, Sheng Cheng (1979). Social Security, the Supply of Labor, and Capital Accumulation. *The American Economic Review*, 69 (3), 274 – 283.
- Huang, Wei & Chuanchuan Zhang (2021). The Power of Social Pensions: Evidence from China’s New Rural Pension Scheme. *American Economic Journal: Applied Economics*, 13 (2), 179 – 205.
- Imrohoroglu, Selahattin & Sagiri Kitao (2009). Labor Supply Elasticity and Social Security Reform. *Journal of Public Economics*, 93 (7 – 8), 867 – 878.
- Jensen, Robert (2004). Do Private Transfers ‘Displace’ the Benefits of Public Transfers? Evidence from South Africa. *Journal of Public Economics*, 88 (1 – 2), 89 – 112.
- Juarez, Laura (2009). Crowding out of Private Support to the Elderly: Evidence from a Demogrant in Mexico. *Journal of Public Economics*, 93 (3 – 4), 454 – 463.
- Kaushal, Neeraj (2014). How Public Pension Affects Elderly Labor Supply and Well-being: Evidence from India. *World Development*, 56, 214 – 225.
- Kohli, Martin (1999). Private and Public Transfers between Generations: Linking the Family and the State. *European Societies*, 1 (1), 81 – 104.
- Krueger, Alan & Jörn-Steffen Pischke (1992). The Effect of Social Security on Labor Supply:

- A Cohort Analysis of the Notch Generation. *Journal of Labor Economics*, 10 (4), 412 – 437.
- Künemund, Harald & Martin Rein (1999). There is More to Receiving than Needing: Theoretical Arguments and Empirical Explorations of Crowding in and Crowding out. *Ageing & Society*, 19 (1), 93 – 121.
- Lumsdaine, Robin & Stephanie Vermeer (2015). Retirement Timing of Women and the Role of Care Responsibilities for Grandchildren. *Demography*, 52 (2), 433 – 454.
- Maitra, Pushkar & Ranjan Ray (2003). The Effect of Transfers on Household Expenditure Patterns and Poverty in South Africa. *Journal of Development Economics*, 71 (1), 23 – 49.
- McGarry, Kathleen & Robert Schoeni (2000). Social Security, Economic Growth, and the Rise in Elderly Widows' Independence in the Twentieth Century. *Demography*, 37 (2), 221 – 236.
- Ogawa, Naohiro & John Ermisch (1996). Family Structure, Home Time Demands, and the Employment Patterns of Japanese Married Women. *Journal of Labor Economics*, 14 (4), 677 – 702.
- Posel, Dorrit, James Fairburn & Frances Lund (2006). Labour Migration and Households: A Reconsideration of the Effects of the Social Pension on Labour Supply in South Africa. *Economic Modelling*, 23 (5), 836 – 853.
- Ruhm, Christopher (1996). Do Pensions Increase the Labor Supply of Older Men? *Journal of Public Economics*, 59 (2), 157 – 175.
- Samwick, Andrew (1998). New Evidence on Pensions, Social Security, and the Timing of Retirement. *Journal of Public Economics*, 70 (2), 207 – 236.
- Soldo, Beth, Douglas Wolf & Emily Agree (1990). Family, Households, and Care Arrangements of Frail Older Women: A Structural Analysis. *Journal of Gerontology*, 45 (6), S238 – S249.
- Van Houtven, Courtney Harold, Norma Coe & Meghan Skira (2013). The Effect of Informal Care on Work and Wages. *Journal of Health Economics*, 32 (1), 240 – 252.

## Does the New Rural Pension Program Increase Offspring Labor Supply? An Examination from the Perspective of Family Intergenerational Division

Hao Chunhong, Zhao Xudong, Zhang Huimin & Chen Fengjin

(School of Public Finance and Taxation, Inner Mongolia University of Finance and Economics)

**Abstract:** Data of the seventh National Census shows that China's population aging is accelerating, and the proportion of the elderly in rural areas is significantly higher than that in urban areas. It is important to further explore the effects of pension program in rural China. Using data from the China Household Finance Survey (CHFS) for 2015 and 2017, this paper examines the relationship between receiving old-age pensions by parents and labor supply of their children, using the difference-in-differences, propensity score matching difference-in-differences, and fuzzy regression discontinuity methods. Analysis results show that receiving the New Rural Pension by fathers significantly increases the labor supply time of their children, but the effect diminishes as non-transfer income of rural households increases. On the other hand, mothers' receiving of pension has no significant effect on labor supply of the children. This paper designs a variety of identification strategies to enhance the robustness of the estimation results. Sub-sample test results show that the pension effect is much stronger for families with grandchildren in need of care or multi-generational families, which indicates that time support is an important mechanism for labor supply. The study contributes to the current discussion on the effect of the New Rural Pension Program from the intergenerational influence of social old-age security, and it further highlights the importance to strengthen the rural old-age security system and effectively implement the rural vitalization strategy.

**Keywords:** new rural pension program, offspring labor supply, intergenerational time support, difference-in-differences method, regression discontinuity design

**JEL Classification:** I38, J10, H55

(责任编辑:一帆)