

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

张川川 John Giles 赵耀辉*

摘 要 本文使用中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据, 采用断点回归和双重差分识别策略, 估计了“新农保”对农村老年人收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给的影响。研究结果显示, “新农保”养老金收入显著提高了农村老年人的收入水平、减少了贫困的发生、提高了其主观福利, 并在一定程度上促进了家庭消费和减少了老年人劳动供给。进一步的研究显示, 健康状况较差的老年人受到的政策影响更大更显著, 表明“新农保”的政策影响存在异质性。

关键词 新型农村社会养老保险, 断点回归, 双重差分

一、引 言

为了应对中国农村日益严峻的养老问题, 也为了逐步推进中国城乡社会公共服务的均等化, 国务院于 2009 年 9 月决定在全国开展新型农村社会养老保险 (简称“新农保”) 试点。新农保制度建设随后在全国各地逐步有序推进。作为新时期社会养老保险体系建设的一项重大举措, 新农保的制度建设得到了各级政府的大力支持, 截至 2012 年年底, 中央财政和地方财政分别总计投入资金 2 320 多亿和 300 多亿。¹

新农保的制度建设一方面得到了各级政府的大力扶持, 另一方面也承担着一系列重要政策任务。根据国务院发布的《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》(简称《指导意见》), 新农保制度建设的政策目标包括

* 张川川, 中央财经大学经济学院; John Giles, 世界银行发展研究部; 赵耀辉, 北京大学国家发展研究院。
通信作者及地址: 张川川, 北京市海淀区学院南路 39 号中央财经大学经济学院, 100081; 电话: 18510777398; E-mail: ccz.zhang@gmail.com。作者感谢 Petra Todd、Albert Park、雷晓燕、徐建国、CCER 劳动经济学讨论组成员、第十三届中国经济学会年会 CHARLS 专场和《经济学》(季刊)(2013)研讨会与会者的评论和修改意见, 感谢两位匿名评审人的修改建议。作者感谢国家自然科学基金(71130002)、世界银行(7159234)、美国国立老龄研究院(1R01AG037031)、中财 121 人才工程青年博士发展基金(QBJ1417)和“中央财经大学协同创新中心”经济学院研究项目的资助。文责自负。

¹ 参见相关新闻报道: <http://www.eeo.com.cn/2013/0204/239758.shtml>。

“应对国际金融危机、扩大国内消费需求”“逐步缩小城乡差距、改变城乡二元结构、推进基本公共服务均等化”和“实现广大农村居民老有所养、促进家户和谐、增加农民收入”。这项政策是否实现了预期的效果?农村人口的生活状况具体受到了哪些影响?本文将基于全国性微观调研数据对这一问题做出解答。

基于新农保制度设计上的特点和试点开展情况,本文使用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,综合采用断点回归方法和双重差分识别策略,估计了新农保养老金收入对农村老年人口收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给等一系列社会经济变量的影响。研究结果显示,新农保养老金收入显著提高了农村老年人的收入水平、减少了贫困的发生、提高了其主观福利,并在一定程度上促进了家庭消费和减少了老年人劳动供给。进一步的研究显示,健康状况较差的老年人受到的政策影响更大更显著。本文的研究结论表明,新农保试点对农村人口产生了广泛的社会经济影响,取得了初步的政策效果,并且,受政策影响较大的恰恰是作为首要政策目标人群的弱势群体。然而,现阶段由于养老金支付水平较低,政策效果在规模上仍然较为有限。

本文的主要贡献有四个方面:首先,本文采用全国性微观调研数据,从经验上较为全面地估计了新农保的政策影响,为检验政策的实施效果和修改、完善政策实施方案提供了经验证据;其次,新农保基础养老金具有公共转移支付性质,本文的研究结论有助于从一般意义上理解公共转移支付对微观家户行为的影响;再次,本文采用了断点回归和双重差分等现代计量方法来识别公共政策的因果效应,对相关领域的实证研究具有借鉴价值;最后,新农保在制度设计上同南非、巴西、越南等诸多发展中国家的社会养老保险项目有诸多相似之处,本文的研究具有进行国际比较的价值。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分对相关文献进行回顾;第三部分描述本文的实证策略;第四部分介绍使用的数据;第五部分给出实证结果;第六部分检验实证结果的有效性并对结果做进一步的讨论;第七部分总结。

二、文献回顾

目前学术界对新农保政策影响的研究还十分有限。²同本文研究密切相关的现有文献主要是针对南非、巴西和越南等国家社会养老保险项目的研究,

² 刘远风(2012)、张攀峰和陈池波(2012)等较早地估计了新农保政策的实施同农村居民消费支出之间的关系,发现两者存在显著的正相关。但是两者都限于对相关关系而非因果关系的讨论,所使用的个别县市的调研数据或统计数据缺乏全国代表性,并且也未涉及消费以外的变量。参见刘远风,“新农保扩大内需的实证分析”,《中国人口·资源与环境》,2012年第2期,第88—93页。张攀峰、陈池波,“新型社会保障对农村居民消费的影响研究——基于农户调研数据的微观分析”,《调研世界》,2012年第1期,第25—28页。

其中，又以针对南非的研究为多。这些国家的社会养老保险项目在制度安排上同新农保有许多共同之处，例如，参保对象主要为自雇佣劳动者，实行自愿参保原则，养老金支付大部分或全部由政府财政负担。³

针对南非社会养老保险项目的研究发现，社会养老金收入对劳动供给 (Bertrand *et al.*, 2003; Posel *et al.*, 2006; Ardington *et al.*, 2009; Ranchhod, 2006)、家庭结构 (Edmonds *et al.*, 2001; Hamoudi and Thomas, 2005)、私人转移支付 (Jensen, 2003; Maitra and Ray, 2003)、贫困和家庭福利 (Duflo, 2000, 2003; Edmonds, 2006; Brarrientos, 2003; Case, 2004) 等一系列社会经济变量都产生了显著影响。这些研究的主要结论显示，养老金收入降低了老年人的劳动供给，增大了家庭中青年人口外出务工的概率，改变了家庭结构，挤出了私人转移支付，减少了家庭贫困的发生，改善了家庭成员的健康和营养状况。⁴ 针对巴西、越南等国家社会养老保险的研究也发现了类似的结果，例如，Filho (2008a) 发现养老金收益使巴西老年人参加工作的概率下降了 38%，使在业者的周工作时间平均减少了 22.5 个小时；Filho (2008b) 发现巴西社会养老保险的实施显著降低了学龄女童的劳动参与率，提高了其入学率。现阶段，新农保同南非等国家社会养老保险的一个重要差异在于，新农保的养老金支付力度要小得多。目前新农保养老金支付以基础养老金为主，支付水平为大约 660 元每年，只占到同期农村人均纯收入的大约 8%。因此，相比南非等国家的社会养老保险，新农保的政策影响可能会小得多。上述研究由于研究对象同本文的研究具有相似性，研究角度和研究方法对本文都具有借鉴价值。本文将利用新农保的制度特征和试点安排，借鉴现有文献的计量分析方法，对新农保的政策影响展开研究，弥补国内有关新农保政策影响研究的空白。

三、实证策略

在理想的随机实验情况下，我们可以采用 OLS 估计方法对方程 (1) 进行估计以得到新农保养老金收入对变量 Y_i 的因果性影响 (causal effect)。

$$Y_i = \alpha + \rho D_i + \epsilon_i, \quad (1)$$

其中， Y_i 是我们所关心的结果变量， D_i 表示是否获得养老金收入 ($D_i = 1$, 是； $D_i = 0$, 否)，下标 i 指代第 i 个样本受访者。然而，经济个体的参保和养老金领取都受到个体特征、地区特征等因素的影响，并非随机。如果我们能

³ 对南非社会养老保险项目的介绍请参见 Case and Deaton (1998)、Edmonds *et al.* (2001)、Lund (2007)、Pelham (2007)、Posel *et al.* (2006)、Van der Berg (1994) 等。

⁴ Jensen (2003) 是一个例外，他没有发现养老金收益对家户成员的劳动供给、迁移和家户结构有显著影响。

够控制所有同时影响 D_i 和 Y_i 的变量 X_i , 就仍然可以估计方程 (2) 以识别因果效应:

$$Y_i = \alpha + \rho D_i + X_i' \gamma + \epsilon_i. \quad (2)$$

但是, 我们很难控制所有可能同时影响 D_i 和 Y_i 的变量, 因为有些因素, 例如养老偏好和对新农保政策的信任程度等, 根本就无法被观测到, 从而产生遗漏变量问题。此外, 个人收入等结果变量也会反过来影响养老金收入, 即存在反向因果问题。遗漏变量和反向因果被统称作内生性问题, 正确估计政策影响的关键在于克服内生性问题。本文采用断点回归 (RD) 和双重差分 (DID) 方法来克服内生性问题。RD 和 DID 是目前经济学实证研究中被广泛采用的计量识别策略, 前者在近十年来才兴起并逐渐被广泛采用⁵, 而后者则是发展经济学领域用于评估公共政策效果的常用方法。

(一) RD

RD 识别策略通常利用制度特点或政策规则。这些制度特点和政策规则决定了经济个体是否受到“处理” (treatment)。具体到本文的研究, 新农保养老金的领取遵循年龄规则, 即只有年满 60 周岁的参保人才能够领取养老金⁶:

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{if } z_i \geq 60 \\ 0 & \text{if } z_i < 60 \end{cases}, \quad (3)$$

其中 D_i 为处理状态变量, 表示是否领取养老金; z_i 表示受访者 i 的年龄, 被称作驱动变量 (forcing variable)。(3) 式表明处理状态 D_i 是年龄 z_i 的非连续函数, 60 岁为断点。(3) 式成立的情况下, 对方程 (4) 进行 OLS 估计即可得到养老金收入对 Y_i 的因果性影响:

$$Y_i = \alpha + \rho D_i + \beta z_i + \epsilon_i. \quad (4)$$

如果 Y_i 同 z_i 的关系是非线性的, 则估计方程 (5):

$$Y_i = \alpha + \rho D_i + f(z_i) + \epsilon_i, \quad (5)$$

其中 $f(z_i)$ 是 z_i 的一个多项式函数。在实际应用中, (3) 式成立的条件过于严格, 通常处理状态 D_i 虽然是驱动变量 z_i 的非连续函数, 但在断点处未必是

⁵ Van Der Klaauw (2008)、Imbens and Lemieux (2008) 和 Lee and Lemieux (2010) 对使用 RD 的相关文献进行了回顾。在国内研究中, 雷晓燕等 (2010) 利用 RD 方法估计了退休对健康的影响。参见雷晓燕、谭力、赵耀辉, “退休会影响健康吗?” 《经济学》(季刊) 2010 年第 9 卷第 4 期, 第 1539—1558 页。

⁶ 国务院于 2009 年 9 月启动新农保试点时发布了《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》(简称《指导意见》), 对新农保参保对象、缴费方法和养老金待遇等问题做了详细规定。其中, 在养老金待遇上, 《指导意见》规定参保者年龄满 60 周岁, 可以按月领取养老金, 政策实施时已经年满 60 周岁的农村人口不用缴费可以直接领取养老金, 但是其符合参保条件的子女应当参保。对新农保制度更为详细的分析和讨论可参见 Lei, *et al.* (2013)。

0—1 变化, 而只是增大了 D_i 取值为 1 的概率, 即 D_i 和 z_i 存在如下关系:

$$P[D_i = 1 | z_i] = \begin{cases} g_1(z_i) & \text{if } z_i \geq 60 \\ g_0(z_i) & \text{if } z_i < 60 \end{cases}, \quad g_1(z_i) \neq g_0(z_i). \quad (6)$$

就新农保政策而言, 尽管《指导意见》规定参保者年满 60 周岁可以领取养老金, 但是《指导意见》仍然允许各基层政府结合当地实际情况制定具体的政策实施方案, 从实地调研情况来看, 极个别地区的养老金的发放并没有严格遵守 60 周岁的年龄规定, 而是有提前发放和延迟发放的情况, 此外, 养老金的发放是否严格遵循政策规定也受到基层办事机构执行力强弱的影响, 使得实际养老金领取年龄并不恰好发生在 60 岁时点, 这一点在后文的图 1 中有所反映。因此, 我们采用 (6) 式的设定, 并假定 $g_1(z_i) > g_0(z_i)$, 即 60 岁及以上的参保者领取养老金的概率大于 60 岁以下的参保者。根据政策规定, 这是一个非常自然和容易满足的假定。文献中将 (6) 式所对应的 RD 称作 Fuzzy RD (模糊 RD)。

Fuzzy RD 估计可以通过两阶段最小二乘 (2SLS) 实现, 等同于 IV 估计 (Cook, 2008; Angrist and Pischke, 2008)。具体的, 一阶段方程可以表示为:

$$D_i = \delta + f(z_i) + \theta T_i + \mu_i, \quad (7)$$

其中, $T_i = 1 (z_i \geq 60)$, 是处理状态 D_i 的工具变量。二阶段回归设定同方程 (5)。

Fuzzy RD 估计可以通过非参 IV 估计或参数 2SLS 估计两种方式实现, 两者是等价的 (Hahn *et al.*, 2001; Imbens and Lemieux, 2008)。本文将报告参数 2SLS 估计结果。⁷ 在估计时, 可以通过将样本限制在断点附近来放松对 $f(z_i)$ 函数形式的要求。所选取的样本距离断点的距离我们称之为带宽 (bandwidth), 带宽越小, 对控制变量和 $f(z_i)$ 形式的要求就越小, 但是会损失更多的样本观测值, 从而减少估计的精度。⁸ 在实证分析部分, 我们采用多个带宽和多种 $f(z_i)$ 形式设定以确保结果的稳定性。同通常的 IV 估计量相同, 在政策影响存在异质性的情况下, Fuzzy RD 估计得到的为局部平均处理效应 (Local Treatment Effect, LATE)。⁹

(二) DID

DID 是发展经济学领域用于评估公共政策效果的常用方法。¹⁰ 在进行政策

⁷ 非参估计结果与参数估计结果非常类似, 不再报告。

⁸ 参见 Angrist and Pischke (2008: pp. 193) 对于带宽和控制函数阶数之间权衡的讨论。

⁹ 对 LATE 的详细讨论请参见 Imbens and Angrist (1994)。

¹⁰ 较有代表性的研究有 Card (1990)、Card and Krueger (1994)、Meyer *et al.* (1995) 以及 Duflo (2001) 等。对更多 DID 应用文献的介绍见 Athey and Imbens (2006) 引言部分。

效果评估时,简单对比结果变量在政策前后的变化会受到短期趋势变动的影响,从而无法得到因果效应。DID 识别策略认为,可以将结果变量在未受到政策影响的群体中的前后变化作为对趋势变动影响的估计,从而剔除这部分效应。具体到本文,我们按照受访者的年龄和所在社区将其划分为四种类型:(A) 年龄 <60 ,所在社区未开展试点($T_i=0, D_i=0$);(B) 年龄 ≥ 60 ,所在社区未开展试点($T_i=1, D_i=0$);(C) 年龄 <60 ,所在社区已开展试点($T_i=0, D_i=1$);(D) 年龄 ≥ 60 ,所在社区已开展试点($T_i=1, D_i=1$)。假设我们感兴趣的是某结果变量 Y ,对于四种类型的受访者,我们可以将各类型受访者的 Y 变量的样本均值描述如下:

$$(A): Y_{li}^C; (B): Y_{hi}^C = Y_{li}^C + T; (C): Y_{li}^T = Y_{li}^C + B;$$

如果假定试点和非试点地区的高年龄组人口之间的差异与试点和非试点地区的低年龄组人口之间的差异均为 B ,即年龄趋势影响在两类地区相同(假设 A1),则有:(D): $Y_{hi}^T = Y_{hi}^C + B + D = Y_{li}^C + T + B + D$;如果假设高年龄组人口和低年龄组人口之间的差异在试点地区和非试点地区均为 T ,即社区效应在两个年龄组相同(假设 A2),则有:(D'): $Y_{hi}^T = Y_{li}^T + T + D = Y_{li}^C + T + B + D$,其中 T 是年龄趋势的影响, B 是地区特征的影响, D 是处理效应,即养老金收入的影响。假设 A1 和假设 A2 任何一个成立的情况下,我们都可以通过两次差分得到新农保养老金收入的处理效应(treatment effect):

$$(Y_{hi}^T - Y_{li}^T) - (Y_{hi}^C - Y_{li}^C) = (Y_{hi}^T - Y_{hi}^C) - (Y_{li}^T - Y_{li}^C) = D. \quad (8)$$

(8) 式计算得到的即为双重差分(或差分再差分)(difference-in-differences, DID) 估计量。我们可以将其表述为方程形式,同时加入其他控制变量:

$$Y_{ijk} = \alpha + \gamma D_{ij} \times T_i + X'_{ijk} \delta + A_k + C_j + \varepsilon_{ijk}, \quad (9)$$

其中 Y_{ijk} 是我们所感兴趣的被解释变量,脚标 i, j, k 表示 j 社区年龄组 k 的第 i 个受访者, T_i 和 D_{ij} 均为 0—1 变量,分别表示受访者 i 的年龄是否大于 60 以及所在社区 j 是否已开展新农保试点, A_k 为年龄固定效应, C_j 为社区固定效应。交差项 $D_{ij} \times T_i$ 的系数 γ 为双重差分估计量。 X_{ijk} 为一组控制变量,增大了 DID 识别假定成立的可能性。在实证分析部分,我们对 (9) 式进行估计,同时只选取年龄在 55 岁至 64 岁的受访者作为研究对象,以增大 60 岁前后两个年龄组人口的可比性,尽可能减少年龄趋势的影响。

由于并非所有试点地区的参保对象都参保,且参保者在年满 60 周岁时未必一定领取养老金¹¹, DID 估计得到的是针对政策目标人群的总体政策效果,而不仅是实际领取了养老金的个体所受到的平均处理效应(average treatment

¹¹ 地区政策执行方案的细节差异或者基层经办机构政策执行力度的差异都可能导致养老金发放并不严格遵守 60 周岁这一年龄规则。

effect, ATE)。¹²直观上讲,试点地区所有符合参保条件的个体都是政策的目标人群,但是由于实行自愿参与,一部分个体并未参加新农保。¹³因此,(9)式估计的政策影响是服从型个体所占比重和实际领取养老金的个体所受到的平均处理效应的乘积。¹⁴

如上文所述,RD和DID估计量在理解上稍有不同,前者估计的是LATE,而后者估计的是政策对目标人群的平均处理效应(简称ITT)。更重要的是,RD和DID估计的有效性依赖于不同的假设。综合采用识别假定不同的两种方法,可以充分检验本文实证结论的可靠性。

四、数据和变量选取

(一) 数据介绍

本文使用的数据来自CHARLS全国基线调查。CHARLS是由北京大学国家发展研究院主导的两年一次的全国家户调查,调查对象为我国45岁及以上居民。CHARLS数据是我国目前唯一的以中老年人作为调查对象的具有全国代表性的大型家户调查数据,其家户问卷部分有丰富的个人和家户信息,可以为经济学、社会学、公共医疗等多学科研究提供数据。CHARLS全国基线调查于2011—2012年间开展,受访者分布在全国28个省区的150个县级单位,450个村级单位,共计10257户、17708人。¹⁵

针对识别策略的不同,我们从CHARLS全样本中选取了不同的子样本作为分析对象。对于RD估计,我们选取所在社区已经开展了新农保试点的农村户籍人口,因为他们是试点实施方案规定的参保对象并且有机会参保;对于DID估计,我们选取年龄在55—64岁的农村户籍人口。

(二) 变量的选取

1. 因变量

(1) 收入。我们选取了家户总收入、家户人均收入、个人收入、个人非劳动收入四个收入指标。¹⁶家户总收入反映了对整个家庭的影响,而家户人均收

¹² 对政策目标人群而非实际受政策影响人群所受平均处理效应的分析称作 Intention-to-Treat analysis, 简称 ITT analysis。关于 Intention-to-Treat(ITT)的概念可以参见 Fisher *et al.* (1990)、Gupta(2011)。

¹³ 对随机试验情况下的各种个体类型的分类和讨论可参见 Angrist and Pischke(2008: pp. 117)。

¹⁴ 在计量识别上,我们不能够直接剔除那些非服从型的个体,因为这会导致试验组的非随机性,从而威胁到估计结果的可靠性,ITT概念的引入正是因为考虑了在估计ATE的时候存在非服从型的个体这一情况。

¹⁵ CHARLS全国基线调查数据已经对公众开放使用,对调查的详细介绍和数据下载可点击CHARLS调查官方网站:<http://charls.ccer.edu.cn/zh-CN>。

¹⁶ 此处收入均为纯收入。

入进一步隐含了家户规模的影响,家户规模可能直接受到养老金收入的影响(Edmonds *et al.*, 2001; Hamoudi and Thomas, 2005)。¹⁷ 个人收入更为直接的体现着养老金收益人所受到的影响。由于农村老年人口相对于青壮年人口收入水平更低¹⁸,在多成员家户中,老年人的个人收入占整个家户总收入的比重往往较小,因此理论上,养老金对个人收入的影响应当大于对家户收入的影响。由于养老金是非劳动收入,个人非劳动收入所受到的政策影响更大。通过对比不同收入指标所受到的影响的大小,可以间接验证估计结果的可靠性。回归时,我们采用对数形式,对于取值为0的,定义对数值为0。

(2) 贫困。我们分别按照2011年及以前的国家贫困线标准和2012年最新发布的贫困线标准定义受访者所在家庭的贫困状态。旧的贫困线标准为家庭年人均纯收入1196元,新的贫困线标准为家庭年人均纯收入2433元。

(3) 消费。我们选取家庭总消费和家庭人均消费两个指标,回归时均采用对数值。

(4) 劳动供给。我们按照是否已经退出劳动供给定义是否退休;对于仍有劳动供给活动的,进一步计算了周工作小时数。¹⁹

(5) 主观福利变量。我们使用反映抑郁程度的抑郁指数(CES-D)和生活状况满意度两个变量作为对主观福利状况的度量。抑郁指数做了标准化处理,以方便理解。CHARLS数据中生活满意度变量原为五分变量:“极其满意”“非常满意”“比较满意”“不太满意”和“一点也不满意”,我们将前三项定义为满意,后两项定义为不满意,分别取值1和0。

2. 控制变量

控制变量的选取遵循尽可能外生的准则,选取了是否完成初中教育,性别,是否在婚且与配偶同住,以及是否有日常活动能力(ADL/IADL)障碍作为控制变量。是否有日常活动能力障碍用于作为健康状况的代理变量。我们没有采用自评健康这一更为常用的健康度量指标,因为自评健康状况主观性太强,容易存在内生性问题。

附表A1对实证分析部分所使用的CHARLS样本进行了统计描述,限于篇幅,不再对变量特征进行一一讨论。为了更好地了解新农保的实施情况,我们在附表A2报告了CHARLS调查时点的新农保覆盖率。附表A2中A部分样本中有25%的农村户籍受访者享有新农保。A部分结果只是显示了新农保在调查时点的整体覆盖程度,在B部分我们将样本限制在试点地区,计算

¹⁷ 我们尝试将家户规模作为被解释变量进行了估计,没有发现新农保政策的实施对家户规模有显著影响,但是谨慎起见,我们没有在控制变量中加入家户规模,Angrist and Pischke(2008:47)将这种可能存在内生性的变量被用作控制变量的情况称作“坏的控制变量”(bad control)。

¹⁸ 蔡昉等(2012)的研究显示农村老年人比年轻人更贫困。

¹⁹ 严格地讲,在我国“退休”一词主要适用于城镇单位职工的劳动供给,对于农村的自雇佣劳动者并没有严格的退休定义,简便起见,本文对此不作区分。

在政策开展的情况下，有多少符合参保条件的农村人口参保。结果显示，45 岁及以上农村户籍居民的参保率只有 48.8%。

五、实证结果

（一）RD 估计结果

在进入回归分析之前，我们以图的形式直观地展示驱动变量同处理状态和结果变量的关系，这有助于我们理解 RD 的含义（Lee and Lemieux, 2010）。图 1 显示，领取养老金的人口比例在 60 岁附近有明显的跳跃，最大的跳点在 60.75 岁。²⁰这同年满 60 周岁可以领取养老金的新农保政策规定一致。跳点不是精确地发生在 60 岁时点，可能是由于养老金在实际发放中通常存在季节性问题的，例如地方政府可能倾向于在年末集中发放养老金，或者存在养老金发放上的时滞。根据图 1 的结果，我们在回归分析中以年龄等于 60.75 岁为断点。²¹为了避免对政策年龄前后定义的模糊性，我们在回归中剔除了年龄等于 60.25 岁和 60.5 岁的受访者。²²

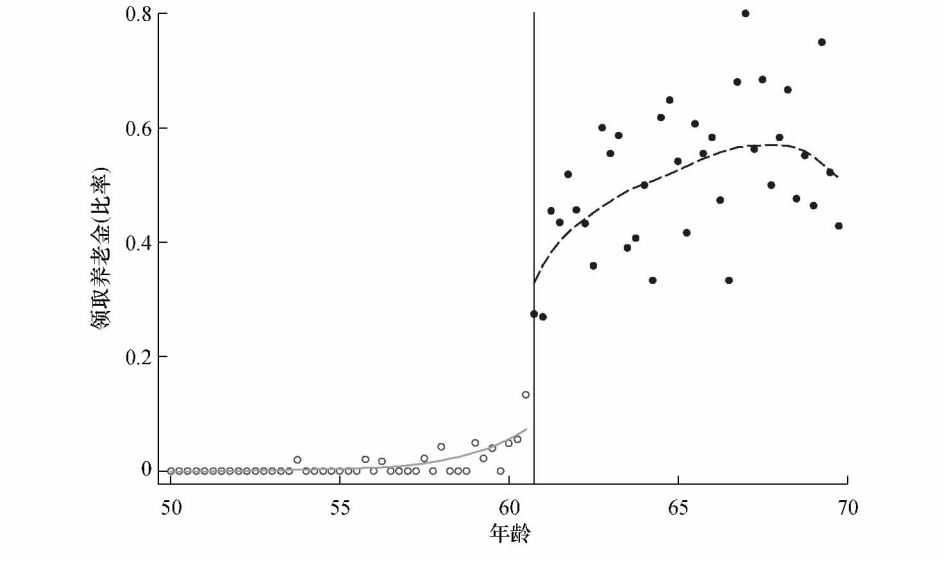


图 1 年龄与是否领取新农保养老金

注：局域平滑拟合（带宽=0.8）。样本限制在所在社区已经开展新农保试点的农村户籍人口，并且剔除了参与其他类型养老保险的受访者。年龄精确到季度，竖直线表示年龄=60.75，为本文 RD 估计所采用的年龄断点。

资料来源：CHARLS，2011—2012 年。

²⁰ 为了使 RD 估计尽可能准确，我们在季度水平上而非年度水平上定义了年龄。

²¹ 我们也以 60 岁作为断点进行了估计，所得结果相近。

²² 我们在不剔除这一部分受访者的情况下进行了回归估计，结果基本相同。

表 1 估计了年龄断点对养老金领取的影响，即 Fuzzy RD 框架下的一阶段估计。我们采用了不同的带宽和年龄控制函数的形式以检验估计结果的稳定性。²³ 第 1—3 列选取了较窄的带宽，这允许我们以较低阶的形式控制年龄趋势，具体的，参照雷晓燕等（2010）的做法，我们控制了年龄的线性趋势，但是允许年龄趋势在断点前后不同；第 4—6 列选取了较大的带宽，以尽可能多地利用样本观测值，当然，这要求我们控制年龄的更高阶函数。理想情况下，不同模型形式设定下所得到的定性结论应当是一致的（Angrist and Pischke, 2008: pp. 198）。表 1 结果显示确实如此，各列估计一致显示养老金领取的年龄规则对是否领取养老金有显著影响，年满 60 周岁使领取养老金的概率增加了 31—35 个百分点，在 1% 的水平上统计显著，工具变量的 F 值远远超过了弱工具变量的临界值（Stock and Yogo, 2005），显示了非常稳健的和良好的一阶段估计结果。

表 1 政策年龄规定对是否领取养老金的影响

	因变量：领取养老金（=1，是；=0，否）					
	年龄范围					
	+/-3	+/-4	+/-5	+/-10	+/-10	+/-10
年龄 ≥ 60.75	0.323*** (0.047)	0.346*** (0.041)	0.349*** (0.038)	0.320*** (0.038)	0.307*** (0.040)	0.326*** (0.046)
$f(z)$: 分段线性函数	是	是	是	—	—	—
$f(z)$: 高次函数	—	—	—	三次方	四次方	五次方
常数项	0.068** (0.034)	0.062** (0.028)	0.054** (0.026)	0.108*** (0.024)	0.087*** (0.022)	0.075*** (0.028)
“年龄 ≥ 60.75 ”的 F 检验	47.02	70.71	83.22	70.69	58.50	49.40
观测值	962	1 291	1 590	2 774	2 774	2 774
R 平方	0.269	0.289	0.314	0.359	0.364	0.364

注：括号中为稳健集聚标准误。*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。样本限制在所在社区已经开展新农保试点的农村户籍人口，并且剔除了参与其他类型养老保险的受访者。剔除了年龄等于 60.25 岁和 60.5 岁的受访者，以避免对政策年龄前后定义的模糊性。所有回归都控制了是否完成初中教育、是否结婚并与配偶同住，以及是否有日常活动能力（ADL/IADL）障碍。

资料来源：CHARLS，2011—2012 年。

表 2 报告了简约型（reduced-form）方程估计结果，这更直观地显示了工具变量估计的基础。结果显示，断点前后个人收入有显著的增加，按 2012 年以前的贫困线定义的家庭贫困的发生率也有显著下降，在部分模型设定下，家庭总消费支出有显著的增加，退休的概率有显著上升，抑郁程度则有显著下降。

²³ 考虑到我们所关注的被解释变量大多为家户决策而非个人决策的结果，而本文回归又是在个人层面进行的，因此在计算标准误时，我们一律计算家户层面的集聚标准误，以避免高估统计显著性。

表 2 政策年龄规定对结果变量的影响

	年龄范围					
	+/-3	+/-4	+/-5	+/-10	+/-10	+/-10
被解释变量						
家户总收入(log)	1.384** (0.627)	0.598 (0.478)	0.663 (0.437)	0.616 (0.417)	0.535 (0.411)	0.681 (0.506)
家户人均收入(log)	1.204** (0.567)	0.552 (0.432)	0.649* (0.394)	0.559 (0.376)	0.489 (0.370)	0.676 (0.457)
个人总收入(log)	2.206*** (0.577)	2.415*** (0.473)	2.742*** (0.419)	2.563*** (0.404)	2.474*** (0.403)	2.432*** (0.504)
个人非劳动收入(log)	2.623*** (0.430)	2.918*** (0.363)	3.035*** (0.328)	2.850*** (0.321)	2.781*** (0.332)	2.829*** (0.398)
贫困 I (Hhinc PC<1 196)	-0.112** (0.057)	-0.076* (0.046)	-0.085** (0.041)	-0.066* (0.039)	-0.059 (0.038)	-0.083* (0.048)
贫困 II (Hhinc PC<2 433)	-0.092 (0.067)	-0.045 (0.054)	-0.065 (0.048)	-0.046 (0.046)	-0.036 (0.046)	-0.061 (0.057)
家户总消费支出(log)	0.145 (0.139)	0.116 (0.111)	0.091 (0.101)	0.174* (0.097)	0.174* (0.097)	0.094 (0.118)
家户人均消费支出(log)	0.070 (0.118)	0.107 (0.093)	0.091 (0.084)	0.131 (0.080)	0.130 (0.081)	0.120 (0.099)
退休	0.061 (0.052)	0.056 (0.043)	0.090** (0.039)	0.075** (0.038)	0.077** (0.039)	0.057 (0.046)
周工作小时数	-2.437 (4.076)	-1.348 (3.266)	-1.895 (2.870)	-3.291 (2.767)	-3.099 (2.774)	-0.808 (3.464)
标准化的 CES-D 分值	-0.120 (0.138)	-0.150 (0.115)	-0.157 (0.102)	-0.179* (0.098)	-0.192* (0.098)	-0.103 (0.122)
对生活状况满意	0.036 (0.055)	0.012 (0.045)	0.022 (0.041)	0.024 (0.039)	0.027 (0.039)	0.005 (0.048)
$f(z)$: 分段线性函数	是	是	是	—	—	—
$f(z)$: 高次函数	—	—	—	三次方	四次方	五次方

注：括号中为稳健集聚标准误。*** $p<0.01$ ，** $p<0.05$ ，* $p<0.1$ 。表中汇报的是 Fuzzy RD 框架下的简约方程估计结果，第一列为对应的被解释变量，各列中系数估计分别对应不同的模型设定。驱动变量为年龄，断点为 60.75。样本限制在所在社区已经开展新农保试点的农村户籍人口，并且剔除了参与其他类型养老保险的受访者。剔除了年龄等于 60.25 岁和 60.5 岁的受访者，以避免对政策年龄前后定义的模糊性。所有回归都控制了是否完成初中教育、是否结婚并与配偶同住，以及是否有日常活动能力(ADL/IADL)障碍。

资料来源：CHARLS，2011—2012 年。

表 3 报告了二阶段估计结果。结果显示，养老金收入提高了家庭总收入，但是家庭总收入的增加在统计上不显著。然而，新农保的养老金收益

表 3 新农保养老金收益对结果变量的影响：Fuzzy RDD

	年龄范围					
	+/-3	+/-4	+/-5	+/-10	+/-10	+/-10
被解释变量						
家户总收入(log)	4.312** (2.025)	1.731 (1.384)	1.896 (1.255)	1.923 (1.311)	1.744 (1.348)	2.088 (1.569)
家户人均收入(log)	3.750** (1.826)	1.597 (1.253)	1.857 (1.134)	1.745 (1.183)	1.593 (1.216)	2.072 (1.421)
个人总收入(log)	6.763*** (1.849)	6.939*** (1.437)	7.749*** (1.312)	7.921*** (1.397)	7.944*** (1.475)	7.309*** (1.643)
个人非劳动收入(log)	8.133*** (1.497)	8.460*** (1.211)	8.688*** (1.118)	8.942*** (1.233)	9.106*** (1.361)	8.623*** (1.432)
贫困 I (Hhinc PC<1 196)	-0.350* (0.180)	-0.221* (0.134)	-0.245** (0.119)	-0.209* (0.122)	-0.195 (0.127)	-0.256* (0.148)
贫困 II (Hhinc PC<2 433)	-0.288 (0.213)	-0.130 (0.158)	-0.186 (0.139)	-0.144 (0.145)	-0.117 (0.153)	-0.190 (0.176)
家户总消费支出(log)	0.489 (0.485)	0.358 (0.351)	0.282 (0.318)	0.572* (0.330)	0.597* (0.351)	0.313 (0.402)
家户人均消费支出(log)	0.228 (0.391)	0.325 (0.289)	0.278 (0.259)	0.422 (0.268)	0.435 (0.283)	0.388 (0.330)
退休	0.189 (0.164)	0.163 (0.127)	0.260** (0.115)	0.233* (0.121)	0.252* (0.131)	0.176 (0.143)
周工作小时数	-7.930 (13.359)	-4.238 (10.288)	-5.865 (8.915)	-11.222 (9.565)	-11.114 (10.100)	-2.744 (11.768)
标准化的 CES-D 分值	-0.372 (0.432)	-0.432 (0.336)	-0.450 (0.298)	-0.560* (0.313)	-0.628* (0.330)	-0.315 (0.377)
对生活状况满意	0.118 (0.183)	0.038 (0.138)	0.065 (0.121)	0.075 (0.124)	0.091 (0.128)	0.015 (0.157)
$f(z)$: 分段线性函数	是	是	是	—	—	—
$f(z)$: 高次函数	—	—	—	三次方	四次方	五次方

注：括号中为稳健集聚(家户水平)标准误。*** $p<0.01$ ，** $p<0.05$ ，* $p<0.1$ 。表中汇报的是 Fuzzy RD 框架下的 2SLS 估计结果，第一列为对应的被解释变量，各列中系数估计分别对应不同的模型设定。驱动变量为年龄，断点为 60.75。样本限制在所在社区已经开展新农保试点的农村户籍人口，并且剔除了参与其他类型养老保险的受访者。剔除了年龄等于 60.25 岁和 60.5 岁的受访者，以避免对政策年龄前后定义的模糊性。所有回归都控制了是否完成初中教育、是否结婚并与配偶同住，以及是否有日常活动能力(ADL/IADL)障碍。

资料来源：CHARLS，2011—2012 年。

显著增加了个人总收入。这很符合直觉,因为每年700元左右²⁴的养老金收入对于整个家庭来讲未必是一笔可观的收入,但对于个人收入很少或几乎没有的老年人而言,却相当可观。同预期一致,个人非劳动收入受到的影响更大,这再次间接表明了估计结果的可靠性。需要指出的是,收入增加幅度在数值上过大,乍看可能有点不可思议,这是由于此处因变量为对数形式,而有许多受访者的个人收入接近于0,因此收入量的微小增长反映在比例上就会是非常大的增加。对贫困的估计显示,如果以旧的官方贫困线为标准定义贫困,新农保养老金收入能够使家庭发生贫困的概率显著降低20—35个百分点。在选择较大年龄带宽的模型设定下,养老金收益显著促进了家庭总消费,使退出劳动供给的概率显著增大了大约25个百分点,抑郁程度显著下降了0.56—0.63个标准离差(相当于抑郁分值减少了4—4.5)。家户收入、人均消费、工作时间投入、生活满意度等变量所受到的影响不具有统计显著性,这也反映出新农保政策效果所达到的规模仍然有限。

(二) DID 估计结果

表4报告了DID估计结果。²⁵结果显示,新农保政策显著增加了个人总收入和个人非劳动收入;无论采用新的或者旧的贫困线标准,新农保政策都显著降低了贫困发生的概率;新农保政策使家庭总消费和人均消费支出分别显著上涨了大约14.1%和9.7%²⁶;使抑郁指数显著下降了0.147个标准差,使对生活满意的概率上升了4.4个百分点。新农保政策提高了家户总收入、降低了劳动供给,但是其影响在统计上均不显著。DID估计得到的政策效果整体上小于RD估计,这是由于DID估计还受到试点地区总体参保率的影响,参保率越低,DID估计所得到的针对目标群体的平均政策效果就越小。

²⁴ 样本受访者中参保者领取的养老金收入情况见附录表A3。月发放养老金的中位数为60元,均值为大约85元。

²⁵ 在DID回归中,年龄的分组按照是否大于等于60岁进行,同RD估计以60.75作为断点稍有不同。对于DID估计,我们关心的是政策的ITT效果,即政策的总体效果,这取决于养老金支付力度,同时也受到试点地区参保率和具体政策执行(例如养老金发放时间安排)等因素的影响。养老金实际发放是否严格按照满60周岁发放属于政策执行的问题,此处不做考虑。RD估计在于估计新农保养老金支付的净影响,因此我们在政策规定的基础上,同时考虑养老金实际支付情况来选择年龄断点。实际上,正如我们在前文已经指出的,以60岁和60.75岁作为断点所得到的RD估计结果差异很小。

²⁶ 此处边际效应按照 $\exp(0.132)-1$ 和 $\exp(0.093)-1$ 计算得到。

表 4 新农保政策的影响：DID

被解释变量	DID 估计量	S. E.	观测值	R 平方
(1) 家户总收入(log)	0.304	(0.243)	4 534	0.169
(2) 家户人均收入(log)	0.259	(0.219)	4 534	0.169
(3) 个人总收入(log)	1.937***	(0.235)	4 443	0.307
(4) 个人非劳动收入(log)	2.345***	(0.179)	4 517	0.345
(5) 贫困 I (Hhinc PC<1 196)	-0.054**	(0.024)	4 583	0.218
(6) 贫困 II (Hhinc PC<2 433)	-0.080***	(0.027)	4 583	0.258
(7) 家户总消费支出(log)	0.132**	(0.056)	3 951	0.281
(8) 家户人均消费支出(log)	0.093*	(0.048)	3 882	0.266
(9) 退休	0.020	(0.022)	4 603	0.199
(10) 周工作小时数	-0.529	(1.548)	4 211	0.254
(11) 标准化的 CES-D 分值	-0.147**	(0.059)	4 607	0.199
(12) 对生活状况满意	0.044*	(0.024)	3 816	0.158

注：样本限制在年龄在 55 岁至 64 岁的农村户籍人口。每一行对应一条回归，DID 估计结果为年龄规则(年龄≥60)同社区是否开展新农保的交叉项的估计系数。所有回归都控制了是否完成初中教育、是否结婚并与配偶同住，以及是否有日常活动能力(ADL/IADL)障碍，年龄固定效应和社区固定效应。标准误为稳健集聚(家户水平)标准误。

资料来源：CHARLS，2011—2012 年。

比较 RD 和 DID 两部分的估计结果，可以发现，尽管两种计量方法估计得到的结果在理解上有所不同，但是基本结论非常一致，充分表明了本文研究结论的可靠性。总结而言，本文研究结果显示，新农保的实施显著提高了农村老年人的收入水平、减少了贫困的发生、提高了其主观福利，并在一定程度上促进了家庭消费和减少了老年人劳动供给。

六、有效性检验及对估计结果的进一步讨论

RD 估计和 DID 估计是否能够得到无偏估计和一致估计取决于它们所需要的识别假定能否成立，在本部分，我们依次对这些假定进行检验。此外，由于个体特征的差异，不同个体受到的政策影响可能不同，本部分将对政策影响的异质性问题进行初步的考察。

(一) RD 有效性检验

在 RD 估计部分，我们采用了多种带宽和多种年龄控制函数形式，对 RD 估计的稳健性做了初步检验，显示估计结果十分稳健。在本小节，我们依照 RD 相关理论和实证文献所提出和采用的检验方法，进一步对 RD 识别策略的有效性进行严格的检验。

RD 识别策略的有效性首先要求经济个体不能操纵或者至少不能完全操纵驱动变量。检验驱动变量是否被操纵的一种方法是检验其密度函数的连续性(McCrory, 2008; Lee and Lemieux, 2010)。我们在图 2 给出了年龄的密度函数，显示年龄密度函数在 60 岁附近非常平滑，没有任何跳跃的迹象，表明

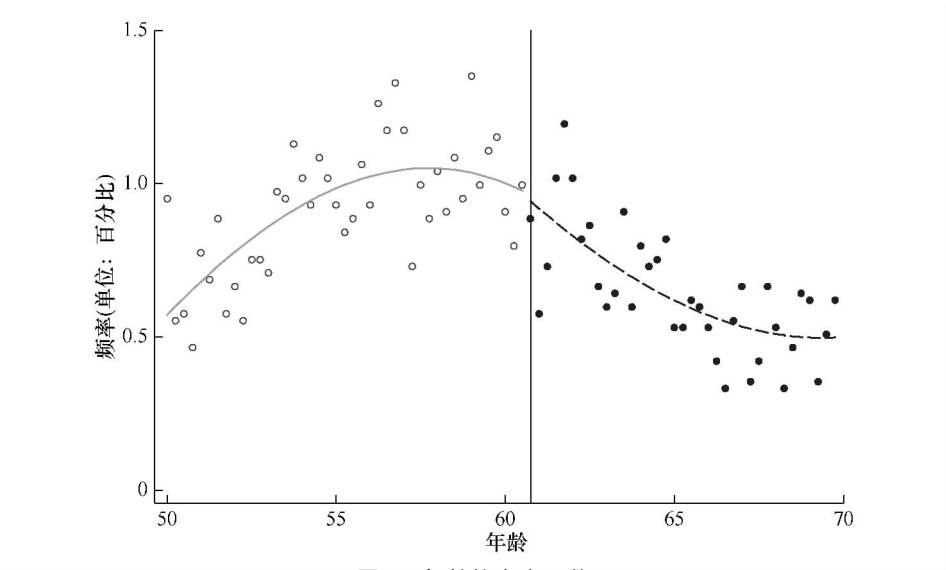


图 2 年龄的密度函数

注：样本限制在所在社区已经开展新农保试点的农村户籍人口，并且剔除了参与其他类型养老保险的受访者。年龄精确到季度，竖直线表示年龄 = 60.75，为本文 RD 估计所采用的年龄断点。

资料来源：CHARLS，2011—2012 年。

不存在对驱动变量的操纵。

检验 RD 识别策略有效性的另一种方法是检验前定控制变量的连续性 (Lee and Lemieux, 2010)。直觉上讲，处理变量（此处为养老金收入）不应当对 60 岁之前已经发生的事情有影响。我们在表 5 中对控制变量的连续性进行了检验，回归的设定同前文的简约型方程相同，但是将因变量换做原先的控制变量。结果显示，政策年龄规定对教育、婚姻和是否有日常活动能力障碍均无显著影响，进一步支持了 RD 识别策略的有效性。

表 5 控制变量的连续性检验

	年龄范围					
	+/-3	+/-4	+/-5	+/-10	+/-10	+/-10
初中学历	0.038 (0.071)	0.010 (0.059)	0.041 (0.052)	0.016 (0.050)	0.004 (0.050)	0.011 (0.062)
已婚	0.024 (0.056)	-0.013 (0.046)	-0.030 (0.042)	-0.059 (0.040)	-0.060 (0.041)	-0.010 (0.050)
有日常活动能力(ADL/ IADL)障碍	0.002 (0.065)	0.017 (0.053)	-0.002 (0.047)	-0.010 (0.045)	-0.009 (0.046)	-0.014 (0.056)
$f(z)$: 分段线性函数	是	是	是	—	—	—
$f(z)$: 高次函数	—	—	—	三次方	四次方	五次方

注：括号中为稳健集聚标准误。*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。样本限制在所在社区已经开展新农保试点的农村户籍人口，并且剔除了参与其他类型养老保险的受访者。剔除了年龄等于 60.25 岁和 60.5 岁的受访者，以避免对政策年龄前后定义的模糊性。

资料来源：CHARLS，2011—2012 年。

最后, 我们进行一个证伪检验 (falsification test)。具体的, 我们选取所在社区尚未实施新农保政策的受访者, 采用同样的模型设定估计简约型方程, 即估计养老金领取的年龄规定对各因变量的影响。由于受访者所在地区未开展试点, 即使他们的年龄超过 60 周岁也不可能领取养老金收益, 因此, 我们不当看到年龄规则对各个因变量有任何显著性影响。表 6 报告了证伪检验的估计结果, 显示对年龄断点的估计在所有的模型设定下都不具有显著性, 再次支持了 RD 估计的有效性。

表 6 证伪检验: 政策年龄规定对结果变量的影响

	年龄范围					
	+/-3	+/-4	+/-5	+/-10	+/-10	+/-10
被解释变量						
家户总收入(log)	-0.098 (0.484)	-0.080 (0.408)	-0.170 (0.364)	-0.140 (0.347)	-0.169 (0.346)	-0.249 (0.424)
家户人均收入(log)	-0.143 (0.427)	-0.118 (0.359)	-0.181 (0.320)	-0.108 (0.305)	-0.134 (0.304)	-0.273 (0.373)
个人总收入(log)	-0.489 (0.424)	-0.221 (0.349)	-0.293 (0.307)	-0.324 (0.292)	-0.337 (0.289)	-0.352 (0.362)
个人非劳动收入(log)	-0.039 (0.284)	0.181 (0.235)	0.125 (0.205)	0.136 (0.195)	0.132 (0.196)	0.129 (0.241)
贫困 I (Hhinc PC<1 196)	0.010 (0.050)	0.006 (0.041)	-0.009 (0.036)	0.013 (0.035)	0.015 (0.035)	-0.002 (0.044)
贫困 II (Hhinc PC<2 433)	-0.026 (0.058)	0.004 (0.048)	0.001 (0.042)	0.015 (0.040)	0.015 (0.040)	0.015 (0.050)
家户总消费支出(log)	-0.050 (0.101)	-0.047 (0.085)	-0.023 (0.076)	-0.037 (0.073)	-0.039 (0.074)	-0.067 (0.090)
家户人均消费支出(log)	-0.069 (0.089)	-0.062 (0.075)	-0.029 (0.068)	-0.003 (0.066)	-0.004 (0.066)	-0.082 (0.080)
退休	0.042 (0.041)	0.030 (0.034)	0.029 (0.029)	0.033 (0.029)	0.032 (0.029)	0.031 (0.035)
周工作小时数	-1.085 (3.120)	-0.562 (2.573)	-0.307 (2.240)	-0.293 (2.156)	-0.392 (2.161)	-0.412 (2.678)
标准化的 CES-D 分值	0.012 (0.115)	0.015 (0.092)	0.075 (0.082)	0.030 (0.077)	0.035 (0.077)	0.017 (0.096)
对生活状况满意	-0.030 (0.050)	-0.039 (0.041)	-0.053 (0.036)	-0.052 (0.034)	-0.055 (0.034)	-0.056 (0.043)
$f(z)$: 分段线性函数	是	是	是	—	—	—
$f(z)$: 高次函数	—	—	—	三次方	四次方	五次方

注: 括号中为稳健集聚标准误。*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。表中汇报的是 Fuzzy RD 框架下的简约方程估计结果, 第 1 列为对应的被解释变量, 各列中系数估计分别对应不同的模型设定。驱动变量为年龄, 断点为 60.75。样本限制在所在社区尚未开展新农保试点的农村户籍人口, 并且剔除了参与其他类型养老保险的受访者。剔除了年龄等于 60.25 岁和 60.5 岁的受访者, 以避免对政策年龄前后定义的模糊性。所有回归都控制了是否完成初中教育、是否结婚并与配偶同住, 以及是否有日常活动能力(ADL/IADL)障碍。

资料来源: CHARLS, 2011—2012 年。

(二) DID 有效性检验

DID 识别策略的有效性依赖于年龄趋势的影响或地区特征的影响在不同组别个体中相同。这一假设意味着在不存在政策影响的情况下,对方程(9)进行估计的交叉项系数应当是不显著的。由于我们无法同时观测到经济个体在实施政策和不实施政策两种状态下的表现,因此无法直接验证 DID 识别策略所依赖的假设是否成立。然而,DID 识别假定的一个推论却可以被间接地进行检验(Duflo, 2001)。我们进行如下的证伪检验²⁷:我们选取年龄在 50 岁到 59 岁的受访者,按照年龄是否大于等于 55 岁定义年龄组虚拟变量 T ,重新对方程(9)进行估计。由于所有 59 岁以下的受访者都没有资格领取养老金,DID 的识别假定,即年龄趋势的影响或地区特征的影响在不同组别同质,意味着估计得到的交叉项系数应当不显著。表 7 报告了证伪检验的结果,显示交叉项只对抑郁指数有边际上显著的影响,对于其他变量均无显著影响,从而在很大程度上支持了 DID 识别所依赖的假定。

表 7 证伪检验:年龄 50—54 V. S. 年龄 55—59

被解释变量	DID 估计量	S. E.	观测值	R 平方
(1) 农户总收入(log)	-0.004	(0.261)	4 309	0.166
(2) 农户人均收入(log)	0.014	(0.233)	4 309	0.166
(3) 个人总收入(log)	0.127	(0.252)	4 194	0.316
(4) 个人非劳动收入(log)	0.086	(0.136)	4 278	0.225
(5) 贫困 I (Hhinc PC<1 196)	0.014	(0.022)	4 356	0.226
(6) 贫困 II (Hhinc PC<2 433)	-0.012	(0.026)	4 356	0.251
(7) 农户总消费支出(log)	-0.081	(0.055)	3 765	0.302
(8) 农户人均消费支出(log)	-0.063	(0.049)	3 670	0.302
(9) 退休	0.004	(0.020)	4 370	0.198
(10) 周工作小时数	-1.047	(1.649)	4 007	0.246
(11) 标准化的 CESS-D 分值	0.103*	(0.060)	4 378	0.204
(12) 对生活状况满意	0.003	(0.027)	3 578	0.170

注:样本限制在年龄在 50—59 岁的农村户籍人口。每一行对应一条回归,DID 估计结果为虚拟的年龄规则(年龄≥55)同社区是否开展新农保的交叉项的估计系数。所有回归都控制了是否完成初中教育、是否结婚并与配偶同住,以及是否有日常活动能力(ADL/IADL)障碍,年龄固定效应和社区固定效应。标准误为稳健集聚(农户水平)标准误。

资料来源:CHARLS, 2011—2012 年。

²⁷ Duflo (2001)将其称作控制实验。

(三) 政策效果的异质性问题

前文已经指出, RD 估计的是局部平均处理效应 (LATE), 是否等同于总体平均处理效应取决于政策影响是否在所有个体间是同质的。因此对政策效果异质性的考察有助于我们理解 RD 估计的含义。DID 估计虽然识别了政策的平均处理效应²⁸, 但是考察哪一个群体受到的政策影响更大, 对于政策评估和政策方案的调整本身具有重要意义。因此, 我们有必要就政策效果的异质性问题进行考察。限于篇幅, 本文将不对政策影响的异质性做全面的讨论, 只以受访者健康状况这一个维度对样本进行分组, 对政策效果的异质性问题做初步的考察。我们按照受访者是否有日常活动能力 (ADL/IADL) 障碍将受访者分为两个组, 以检验政策效果是否存在异质性, 并回答哪一个群体受到的影响更大。虽然我们只是从健康一个维度出发考察政策影响的异质性, 但是由于健康状况同消费、收入、劳动供给等社会经济状况 (SES) 之间存在显著的相关性 (Adams *et al.*, 2003; Strauss *et al.*, 2010), 按健康分组得到的结论可以很容易地加以推广。需要指出的是, CHARLS 数据中的健康指标非常多, 包括自评健康和一系列慢性病诊断情况, 本文之所以按照是否有 ADL/IADL 障碍作为分组标准, 是由于该指标是健康指标中最为客观的, 其他健康指标可能受到新农保政策影响, 是内生变量, 不适宜用作分组标准。

采用 RD 方法的分组估计结果在表 8A 和表 8B 中给出。对比而言, 新农保的收入效应在健康较差的组中更大, 对于消费的影响则仅在健康较差的组中显著。对于劳动供给的影响只在健康状况较好的组中显著, 这可能反映了具有较好社会经济状况的个体劳动供给的收入弹性更大。表 9A 和表 9B 报告了采用 DID 方法的分组估计结果。总体来看, 新农保政策对健康状况较差的个体的影响更大更显著, 唯一的例外是消费支出。在健康状况较好的组中, 新农保政策使家户总消费支出和人均消费支出分别显著增加了 14.5% 和 12.1%, 但是在健康状况较差的组中, 估计结果在统计上不显著。²⁹ 这一方面可能是由于消费支出测量误差较大, 另一方面也可能反映出低收入人口在获得转移支付收入后更多地将其储蓄起来而非消费掉。分组估计结果显示政策影响的异质性确实存在, 两组估计结果的差异基本上符合理论预期, 间接表明了本文估计结果的可靠性。此外, 分组估计结果也反映出, 受到政策影响较大的恰恰是作为首要政策目标人群的弱势群体, 反映了政策效果另一个“好”的方面。

²⁸ DID 估计的是 ITT, 不同于一般意义上的平均处理效应 (Average Treatment Effect, ATE)。

²⁹ 边际效应按照 $\exp(0.135) - 1$ 和 $\exp(0.114) - 1$ 计算得到。

表 8A 新农保养老金收益对结果变量的影响：Fuzzy RDD & 分组估计

	无日常活动能力 (ADL/IADL) 障碍					
	年龄范围					
	+/-3	+/-4	+/-5	+/-10	+/-10	+/-10
被解释变量						
家户总收入(log)	4.347* (2.421)	2.069 (1.773)	2.173 (1.504)	2.160 (1.520)	1.995 (1.606)	3.114 (2.114)
家户人均收入(log)	3.972* (2.193)	2.037 (1.602)	2.176 (1.358)	2.001 (1.368)	1.859 (1.444)	3.140 (1.916)
个人总收入(log)	5.784*** (2.058)	6.604*** (1.735)	7.006*** (1.479)	6.877*** (1.459)	6.941*** (1.598)	7.011*** (2.035)
个人非劳动收入(log)	7.835*** (1.589)	7.955*** (1.363)	8.091*** (1.207)	7.894*** (1.207)	8.150*** (1.431)	8.532*** (1.692)
贫困 I (Hhinc PC<1 196)	-0.282 (0.186)	-0.228 (0.151)	-0.232* (0.131)	-0.260** (0.129)	-0.256* (0.139)	-0.274 (0.176)
贫困 II (Hhinc PC<2 433)	-0.083 (0.228)	-0.058 (0.186)	-0.160 (0.158)	-0.134 (0.155)	-0.092 (0.170)	-0.171 (0.216)
家户总消费支出(log)	0.253 (0.481)	0.033 (0.384)	-0.074 (0.342)	0.166 (0.323)	0.145 (0.360)	0.006 (0.468)
家户人均消费支出(log)	0.353 (0.409)	0.271 (0.322)	0.178 (0.286)	0.271 (0.272)	0.254 (0.300)	0.424 (0.397)
退休	0.096 (0.163)	0.148 (0.134)	0.291** (0.121)	0.262** (0.120)	0.297** (0.139)	0.178 (0.159)
周工作小时数	6.653 (15.337)	4.939 (12.715)	2.005 (10.857)	-4.541 (10.611)	-2.937 (11.745)	9.601 (15.886)
标准化的 CES-D 分值	-0.461 (0.439)	-0.584 (0.363)	-0.584* (0.320)	-0.512 (0.315)	-0.600* (0.344)	-0.466 (0.431)
对生活状况满意	-0.090 (0.162)	-0.078 (0.136)	-0.068 (0.118)	-0.040 (0.117)	-0.007 (0.125)	-0.137 (0.163)
$f(z)$: 分段线性函数	是	是	是	—	—	—
$f(z)$: 高次函数	—	—	—	三次方	四次方	五次方

注：括号中为稳健集聚(家户水平)标准误。*** $p<0.01$ ，** $p<0.05$ ，* $p<0.1$ 。表中汇报的是 Fuzzy RD 框架下的 2SLS 估计结果，第一列为对应的被解释变量，各列中系数估计分别对应不同的模型设定。驱动变量为年龄，断点为 60.75。样本限制在所在社区已经开展新农保试点的农村户籍人口，并且剔除了参与其他类型养老保险的受访者。剔除了年龄等于 60.25 岁和 60.5 岁的受访者，以避免对政策年龄前后定义的模糊性。所有回归都控制了是否完成初中教育、是否结婚并与配偶同住。

资料来源：CHARLS，2011—2012 年。

表 8B 新农保养老金收益对结果变量的影响：Fuzzy RDD & 分组估计

	有日常活动能力 (ADL/IADL) 障碍					
	年龄范围					
	+/-10	+/-3	+/-4	+/-5	+/-10	+/-10
被解释变量						
家户总收入(log)	3.902 (3.105)	0.705 (2.211)	1.149 (2.177)	0.899 (2.581)	1.107 (2.530)	-0.227 (2.263)
家户人均收入(log)	2.748 (2.766)	0.272 (2.027)	0.968 (1.980)	0.675 (2.349)	0.842 (2.301)	-0.317 (2.073)
个人总收入(log)	9.068** (3.863)	7.904*** (2.562)	10.084*** (2.823)	11.851*** (4.206)	11.720*** (3.949)	8.224*** (2.832)
个人非劳动收入(log)	8.468** (3.320)	9.910*** (2.601)	10.562*** (2.628)	13.050*** (4.207)	12.827*** (3.917)	9.095*** (2.743)
贫困 I (Hhinc PC<1 196)	-0.488 (0.403)	-0.168 (0.273)	-0.292 (0.255)	-0.011 (0.322)	-0.030 (0.313)	-0.208 (0.280)
贫困 II (Hhinc PC<2 433)	-0.848* (0.463)	-0.282 (0.298)	-0.272 (0.278)	-0.196 (0.364)	-0.199 (0.353)	-0.252 (0.305)
家户总消费支出(log)	1.224 (1.347)	1.361 (0.929)	1.356 (0.858)	0.177 (0.377)	0.161 (0.366)	0.162 (0.312)
家户人均消费支出(log)	-0.212 (0.969)	0.502 (0.700)	0.568 (0.625)	2.237* (1.324)	2.102* (1.196)	1.108 (0.901)
退休	0.470 (0.438)	0.210 (0.307)	0.181 (0.289)	1.030 (0.919)	0.953 (0.851)	0.400 (0.665)
周工作小时数	-49.786 (32.015)	-28.099 (19.920)	-25.908 (17.257)	-39.057 (25.883)	-36.756 (24.269)	-27.615 (18.650)
标准化的 CES-D 分值	0.310 (1.062)	0.028 (0.751)	-0.041 (0.693)	-0.699 (0.896)	-0.624 (0.870)	0.040 (0.742)
对生活状况满意	0.919 (0.699)	0.417 (0.410)	0.547 (0.365)	0.550 (0.450)	0.537 (0.436)	0.422 (0.396)
$f(z)$: 分段线性函数	是	是	是	—	—	—
$f(z)$: 高次函数	—	—	—	三次方	四次方	五次方

注：括号中为稳健集聚(家户水平)标准误。*** $p<0.01$ ，** $p<0.05$ ，* $p<0.1$ 。表中汇报的是 Fuzzy RD 框架下的 2SLS 估计结果，第一列为对应的被解释变量，各列中系数估计分别对应不同的模型设定。驱动变量为年龄，断点为 60.75。样本限制在所在社区已经开展新农保试点的农村户籍人口，并且剔除了参与其他类型养老保险的受访者和无日常活动能力(ADL/IADL)障碍的受访者。剔除了年龄等于 60.25 岁和 60.5 岁的受访者，以避免对政策年龄前后定义的模糊性。所有回归都控制了是否完成初中教育、是否结婚并与配偶同住。

资料来源：CHARLS，2011—2012 年。

表 9A 新农保政策的影响：按是否有日常活动能力(ADL/IADL)障碍分组估计

被解释变量	无日常活动能力(ADL/IADL)障碍			
	DID 估计量	S. E.	观测值	R 平方
(1) 家户总收入(log)	0.049	(0.299)	3 177	0.195
(2) 家户人均收入(log)	−0.001	(0.269)	3 177	0.194
(3) 个人总收入(log)	1.836***	(0.291)	3 100	0.334
(4) 个人非劳动收入(log)	2.276***	(0.217)	3 164	0.373
(5) 贫困 I (Hhinc PC<1 196)	−0.051*	(0.028)	3 216	0.235
(6) 贫困 II (Hhinc PC<2 433)	−0.055*	(0.031)	3 216	0.274
(7) 家户总消费支出(log)	0.135**	(0.065)	2 772	0.318
(8) 家户人均消费支出(log)	0.114**	(0.056)	2 720	0.310
(9) 退休	0.029	(0.024)	3 230	0.210
(10) 周工作小时数	−0.738	(1.905)	2 950	0.264
(11) 标准化的 CES-D 分值	−0.122*	(0.068)	3 232	0.201
(12) 对生活状况满意	0.036	(0.026)	2 671	0.185

注：样本限制在年龄在 55—64 岁的农村户籍人口。每一行对应一条回归,DID 估计结果为年龄规则(年龄≥60)同社区是否开展新农保的交叉项的估计系数。所有回归都控制了是否完成初中教育、是否结婚并与配偶同住,年龄固定效应和社区固定效应。标准误为稳健集聚(家户水平)标准误。

资料来源：CHARLS, 2011—2012 年。

表 9B 新农保政策的影响：按是否有日常活动能力(ADL/IADL)障碍分组估计

被解释变量	有日常活动能力(ADL/IADL)障碍			
	DID 估计量	S. E.	观测值	R 平方
(1) 家户总收入(log)	0.897**	(0.417)	1 357	0.329
(2) 家户人均收入(log)	0.882**	(0.372)	1 357	0.335
(3) 个人总收入(log)	2.428***	(0.435)	1 343	0.371
(4) 个人非劳动收入(log)	2.551***	(0.350)	1 353	0.437
(5) 贫困 I (Hhinc PC<1 196)	−0.056	(0.047)	1 367	0.368
(6) 贫困 II (Hhinc PC<2 433)	−0.151***	(0.053)	1 367	0.393
(7) 家户总消费支出(log)	0.109	(0.107)	1 179	0.390
(8) 家户人均消费支出(log)	0.132	(0.093)	1 162	0.371
(9) 退休	−0.042	(0.055)	1 373	0.323
(10) 周工作小时数	1.612	(2.833)	1 261	0.414
(11) 标准化的 CES-D 分值	−0.249*	(0.131)	1 375	0.274
(12) 对生活状况满意	0.146**	(0.062)	1 145	0.285

注：样本限制在年龄在 55—64 岁的农村户籍人口。每一行对应一条回归,DID 估计结果为年龄规则(年龄≥60)同社区是否开展新农保的交叉项的估计系数。所有回归都控制了是否完成初中教育、是否结婚并与配偶同住,年龄固定效应和社区固定效应。标准误为稳健集聚(家户水平)标准误。

资料来源：CHARLS, 2011—2012 年。

七、总 结

在我国农村社会养老保险制度初创的历史性阶段,本文使用全国性微观家户调查数据,从收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给等多个角度估计了新农保的政策影响,为检验政策效果和修改、完善政策实施方案提供了重要的经验依据。本文的研究结果显示,新农保政策的实施显著提高了农村老年人的收入水平、减少了贫困的发生、提高了其主观福利,并且在一定程度上促进了家庭消费和减少了老年人劳动供给。而且,进一步的研究显示,理应作为首要政策目标人群的健康状况较差的老年人受到的政策影响更大、更显著。本文的研究结论表明新农保政策已经取得了初步成效,对提高农民收入、促进农民消费、促进农村家户和谐和实现农民老有所养发挥了积极作用。然而,另一方面,我们也应该看到,新农保政策对农村家庭消费和农村老年人劳动供给所产生的影响在规模上十分有限,就切实促进农民消费和最终实现农民老有所养而言,新农保制度建设仍然任重道远。

新农保政策效果在规模上的有限性毫无疑问主要源于当前较低的养老保障水平。尽管由于各级政府的积极推动和大力支持,新农保制度建设在短期内取得了巨大成就,在短短四年间就覆盖了全国所有县(市),但是不可否认的是养老金支付水平仍然很低,政策覆盖浅,能够发挥的作用有限。目前,新农保基础养老金支付仅相当于人均家户纯收入样本均值和样本中位数的大约 5.4%和 9.5%。同新农保形成鲜明对比的是,南非在 20 世纪 80 年代末完成其社会养老保险改革后,其养老金支付标准是同期南非黑人人均收入中位数的两倍 (Posel *et al.*, 2006)。未来新农保建设的重点在于逐步合理提高养老金待遇,只有这样才能有效实现政策目标。

新农保养老金待遇的提高,一方面需要落实《指导意见》规定,根据经济发展和物价变动等情况,适时调整基础养老金支付标准;另一方面,需要鼓励农民早参保、多缴费,从而提高个人账户养老金支付水平。从本文的研究来看,由于整体参保率不高,缴费水平偏低,导致个人账户基金积累不足,限制了新农保政策效果。因此,如何调整新农保政策实施方案,鼓励农民早参保和多缴费应当是未来新农保政策调整的重点之一。最近由雷晓燕等 (2013) 所做的研究显示,改变新农保基金管理和运营模式,在确保基金安全的前提下积极开展商业化运营,提高个人账户基金收益率是为农民提供参保缴费激励的重要途径之一。

附 录

表 A1 样本统计性描述

	RD 估计样本												DID 估计样本			
	+/-3			+/-4			+/-5			+/-10						
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	标准差
被解释变量																
农户总收入	979	21.63	31.95	1290	21.90	31.36	1614	21.92	31.74	2795	23.48	31.87	2662	21.99	32.47	
户人均收入	979	7.10	13.01	1290	7.19	12.91	1614	7.17	12.55	2795	7.60	11.87	2662	7.11	12.24	
个人总收入	962	3.12	8.98	1270	3.09	11.84	1588	3.30	11.89	2732	3.67	11.22	2606	3.11	10.97	
个人非劳动收入	975	0.99	5.82	1288	0.89	5.12	1611	0.83	4.68	2778	0.76	4.26	2651	0.80	4.22	
贫困 I (Hhinc PC<1196)	986	0.17	0.37	1301	0.16	0.37	1628	0.16	0.37	2818	0.15	0.36	2694	0.19	0.39	
贫困 II (Hhinc PC<2433)	986	0.27	0.44	1301	0.26	0.44	1628	0.26	0.44	2818	0.25	0.43	2694	0.30	0.46	
农户总消费支出	819	18.19	16.09	1080	18.05	15.88	1357	17.95	16.20	2349	17.93	16.13	2329	17.56	16.21	
户人均消费支出	797	5.09	3.37	1054	5.08	3.32	1325	5.10	3.39	2298	5.20	3.55	2276	5.01	3.39	
退休	988	0.17	0.37	1302	0.18	0.38	1629	0.17	0.38	2822	0.18	0.39	2707	0.17	0.37	
周工作小时数	898	24.78	25.00	1184	24.27	24.66	1481	24.67	24.67	2557	25.11	25.28	2475	26.11	25.11	
CES-D 分值	989	18.72	7.32	1304	18.85	7.13	1631	18.86	7.10	2826	18.73	7.21	2708	18.86	7.28	
对生活状况满意	815	0.86	0.35	1084	0.86	0.35	1351	0.85	0.36	2331	0.84	0.37	2250	0.84	0.37	
控制变量																
初中学历	989	0.37	0.48	1304	0.37	0.48	1631	0.38	0.49	2826	0.43	0.50	2709	0.38	0.48	
已婚	989	0.83	0.37	1304	0.84	0.37	1631	0.83	0.37	2826	0.83	0.37	2709	0.83	0.38	
有 ADL/IADL 障碍	989	0.26	0.44	1304	0.28	0.45	1631	0.27	0.44	2826	0.28	0.45	2708	0.31	0.46	

注：收入和消费单位为千元。RD 估计样本中的 +/-3, +/-4, +/-5, +/-10 表示距离断点(年龄等于 60.75)前后的年龄距离,例如 +/-3 表示 57.75 岁到 63.75 岁。DID 估计样本为年龄在 55—64 岁的农村户籍人口,对于样本的具体限制详见回归结果表格中的注释。

资料来源: CHARLS, 2011—2012 年。

表 A2 分性别各年龄段农村户籍人口“新农保”参保情况

	全样本		男性样本		女性样本	
	比例(%)	N	比例(%)	N	比例(%)	N
A: 全部社区						
45—49	24.2	2 543	24.1	1 150	24.2	1 391
50—54	26.5	1 993	25.2	957	27.6	1 034
55—59	25.7	2 747	26.3	1 341	25.2	1 403
60—64	26.0	2 245	26.0	1 105	25.8	1 137
65—69	27.1	1 440	26.1	708	28.1	732
70—74	21.8	1 010	20.8	510	22.6	500
75+	21.8	1 201	18.5	534	24.0	666
总计	25.0	13 179	24.5	6 305	25.4	6 863
B: 已开展“新农保”的社区						
45—49	43.8	977	42.1	439	45.0	536
50—54	47.1	733	43.8	357	50.0	375
55—59	52.8	972	52.5	478	53.3	493
60—64	50.6	844	49.8	425	51.3	418
65—69	57.9	546	58.3	277	57.5	269
70—74	47.7	350	44.1	168	50.6	182
75+	42.7	453	37.6	204	46.5	249
总计	48.8	4 875	47.3	2 348	50.1	2 522

注:所使用样本为农村户籍人口;根据抽样权重加权计算结果。
资料来源:CHARLS, 2011 年。

表 A3 新农保每月养老金支付额的分布情况

百分位		最小值		
1%	50	6		
5%	55	10		
10%	55	20		
25%	55	20	观测值	1 117
50%	60		均值	84.9753
		最大值	标准离差	98.36558
75%	60	850		
90%	110	960	方差	9 675.787
95%	270	1 000	斜度	5.576433
99%	580	1 100	峰态	41.22341

注:计算基于已经在领取新农保养老金的受访者。
资料来源:CHARLS, 2011—2012 年。

参考文献

- [1] Adams, P., M. Hurd, D. McFadden, A. Merrill, and T. Ribeiro, "Healthy, Wealthy, and Wise? Tests for Direct Causal Paths between Health and Socioeconomic Status", *Journal of Econometrics*, 2003, 112, 3—56.
- [2] Angrist, J., and A. Krueger, "Empirical Strategies in Labor Economics", in *Handbook of Labor Economics*, 1999, chapter 23, 1277—1366.
- [3] Angrist, J., and P. Jorn-Steffen, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press, 2008.
- [4] Ardington, C., A. Case, and V. Hosegood, "Labor Supply Responses to Large Social Transfers: Longitudinal Evidence from South Africa", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2009, 1(1), 22—48.
- [5] Athey, S., and G. Imbens, "Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models", *Econometrica*, 2006, 74(2), 431—497.
- [6] Barrientos, A., "Comparing Pension Schemes in Chile, Singapore, Brazil and South Africa", ID-PM Discussion Paper Series, 2002, Paper No. 67.
- [7] Benjamin, D., L. Brandt, and J. Fan, "Ceaseless Toil? Health and Labor of the Elderly in Rural China", William Davidson Institute Working Paper, 2003, No. 579.
- [8] Bertrand, M., S. Mullainathan, and Douglas Miller, "Public Policy and Extended Families: Evidence from Pensions in South Africa", *The World Bank Economic Review*, 2003, 17(1), 27—50.
- [9] Barrientos, A., "What is the Impact of Non-contributory Pensions on Poverty? Estimates from Brazil and South Africa", CPRC Working Paper, 2003, No. 33.
- [10] Card, D., "The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market", *Industrial and Labor Relations Review*, 1990, 44, 245—257.
- [11] Card, D., and A. Krueger, "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania", *American Economic Review*, 1994, 84, 772—793.
- [12] Case, A., "Does Money Protect Health Status? Evidence from South African Pensions", in Wise, D. (ed.), *Perspectives on Economics of Aging*. University of Chicago Press, 2004, URL: <http://www.nber.org/books/wise04-1>.
- [13] Case, A., and A. Deaton, "Large Cash Transfers to the Elderly in South Africa", *The Economic Journal*, 1998, 108(450), 1330—1361.
- [14] Cook, T., "Waiting for Life to Arrive: A History of the Regression-Discontinuity Design in Psychology, Statistics and Economics", *Journal of Econometrics*, 2008, 142, 636—654.
- [15] Duflo, E., "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment", *American Economic Review*, 2001, 91(4), 795—813.
- [16] Duflo, E., "Child Health and Household Resources in South Africa: Evidence from the Old Age Pension Program", *American Economic Review*, Papers and Proceedings of the One Hundred Twelfth Annual Meeting of the American Economic Association, 2000, 90(2), 393—398.
- [17] Duflo, E., "Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa", *World Bank Economic Review*, 2003, 17(1), 1—25.

- [18] Edmonds, E., "Child Labor and Schooling Responses to Anticipated Income in South Africa", *Journal of Development Economics*, 2006, 81(2), 386—414.
- [19] Edmonds, E., K. Manmen, and D. Miller, "Rearranging the Family? Household Composition Responses to Large Pension Receipts", Working Paper, 2001.
- [20] de Carvalho Filho, I., "Old-age Benefits and Retirement Decisions of Rural Elderly in Brazil", *Journal of Development Economics*, 2008a, 86, 129—146.
- [21] de Carvalho Filho, I., "Household Income as A Determinant of Child Labor and School Enrollment in Brazil: Evidence from A Social Security Reform", IMF Working Paper, 2008b.
- [22] Fisher, L., D. Dixon, J. Herson, R. Frankowski, M. Hearn, and K. Peace, "Intention to Treat in Clinical Trials", in Peace, K. (ed.), *Statistical Issues in Drug Research and Development*. New York: Marcel Dekker, 1990, 331—350.
- [23] Gupta, S., "Intention-to-treat Concept: A Review", *Perspect Clin Res.*, 2011, 2(3), 109—112.
- [24] Hahn, J., P. Todd, and W. Van der Klaauw, "Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design", *Econometrica*, 2001, 69(1), 201—209.
- [25] Hamoudi, A., and D. Thomas, "Pension Income and the Well-being of Children and Grandchildren: New Evidence from South Africa", California Center for Population Research On-Line Working Paper Series, 2005.
- [26] Imbens, G., and J. Angrist, "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects", *Econometrica*, 1994, 62, 467—476.
- [27] Imbens, G., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice", *Journal of Econometrics*, 2008, 142, 615—635.
- [28] Jensen, R., "Do Private Transfers 'Displace' the Benefits of Public Transfers? Evidence from South Africa", *Journal of Public Economics*, 2003, 88(1—2), 89—112.
- [29] Lee, D., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 2010, 48, 281—355.
- [30] Lei, X., C. Zhang, and Y. Zhao, "Incentive Problems in China's New Rural Pension Program", *Research in Labor Economics*, 2013, 37, 181—201.
- [31] Lei, X., L. Tan, and Y. Zhao, "Will Retirement Affect Health?", *China Economic Quarterly*, 2010, 4, 1539—1558. (in Chinese)
- [32] Liu, Y., "Empirical Analysis on New System of Rural Endowment Inducing Domestic Demand", *China Population, Resource and Environment*, 2012, 2, 88—93 (in Chinese).
- [33] Lund, F., "State Social Benefits in South Africa", *International Social Security Review*, 2007, 46(1), 5—25.
- [34] McCrary, J., "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test", *Journal of Econometrics*, 2008, 142, 698—714.
- [35] Maitra, P., and R. Ray, "The Effect of Transfers on Household Expenditure Patterns and Poverty in South Africa", *Journal of Development Economics*, 2003, 71(1), 23—49.
- [36] Meyer, B., W. Viscusi, and D. Durbin, "Workers' Compensation and Injury Duration: Evidence from a Natural Experiment", *American Economic Review*, 1995, 85, 322—340.
- [37] Pang, L., A. De Brauw, and S. Rozelle, "Working Until You Drop: The Elderly of Rural China", *China Journal*, 2004, 52, 73—96.
- [38] Pelham, L., "The Politics behind the Non-contributory Old Age Social Pensions in Lesotho, Namibia and South Africa", CPRC Working Paper, 2007, No. 83.

- [39] Posel, D., J. Fairburn, and F. Lund, "A Reconsideration of the Impact of Social Pension on Labor Supply in South Africa", *Economic Modelling*, 2006, 23(5), 836—853.
- [40] Ranchhod, V., "The Effect of the South African Old Age Pension on Labor Supply of the Elderly", *South African Journal of Economics*, 2006, 74(4), 725—744.
- [41] Stock, J., and M. Yogo, "Testing for Weak Instruments in IV Regression", in Andrews, D., and J. Stock(eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: A Festschrift in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press, 2005, 80—108.
- [42] Strauss, J., X. Lei, A. Park, Y. Shen, J. Smith, Z. Yang, and Y. Zhao, "Health Outcomes and Socio-economic Status among the Elderly in China: Evidence from the CHARLS Pilot", *Journal of Population Ageing*, 2010, 3(3—4), 111—142.
- [43] Van der Berg, S., "Issues in South African Social Security", World Bank-IFC-MIGA Office Memorandum, World Bank, Washington DC, 1994.
- [44] Van der Klaauw, W., "Regression-Discontinuity Analysis: A Survey of Recent Developments in Economics", *Labour*, 2008, 22(2), 219—245.
- [45] Zhang, P., and C. Chen, "The Impact of New Social Security on Consumption of Rural Residents——Micro Analysis based on Rural Survey Data", *The World of Survey and Research*, 2012, 1, 25—28. (in Chinese)

Policy Evaluation of China's New Rural Pension Program:

Income, Poverty, Expenditure, Subjective
Wellbeing and Labor Supply

CHUANCHUAN ZHANG*

(Central University of Finance and Economics)

JOHN GILES

(World Bank)

YAOHUI ZHAO

(Peking University)

Abstract Using data from China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) and employing regression discontinuity method and difference-in-differences strategy, this paper evaluates the policy effects of China's new rural pension program (NRPP) on income,

* Corresponding Author: Chuanchuan Zhang, School of Economics, Central University of Finance and Economics, No. 39, South College Road, Haidian District, Beijing, 100081, China; Tel: 86-18510777398; E-mail: ccz.zhang@gmail.com.

poverty status, expenditure, subjective wellbeing and labor supply of the rural elderly. Empirical results show that, pension benefits of NRPP significantly increased personal income, decreased the incidence rate of poverty, enhanced subject-wellbeing, and marginally increased household expenditure and decreased labor supply. Further studies show that policy effects are larger and more significant for people with poor health status, suggesting heterogeneity of the policy effects.

JEL Classification H55, J26, I38