

新型农村社会养老保险对老年人劳动参与的影响^{*}

——来自断点回归的经验证据

李江一 李涵

内容提要:本文利用中国家庭金融调查(CHFS)2013年数据,采用断点回归设计识别了新型农村社会养老保险(简称“新农保”)对老年人劳动参与决策的影响。研究发现,领取新农保养老金显著降低了老年人的劳动参与率,且主要是降低了农业劳动参与率,并未降低非农业劳动参与率。进一步的研究发现,新农保养老金是通过收入效应降低了劳动参与率的。具体体现为,新农保养老金水平越高,其对劳动参与的负向影响越大,但收入效应仅体现在私人储蓄较充足的群体,这表明新农保养老金只是老年人退出劳动力市场的“催化剂”,它仅仅使养老筹资能力较强的老年人提前退出了劳动力市场。研究还发现,男性、身体健康以及受教育程度较高的老年人领取新农保养老金后退出劳动力市场的概率更大。这表明,新农保养老金可能扭曲了劳动力市场,它使人力资本相对较高的劳动者提前退出,而剩下更多的人力资本相对较低的劳动者。

关键词:新型农村社会养老保险 劳动参与 断点回归

一、引言

随着我国人口老龄化,建立和完善社会保障制度对于保障老年人的基本生活非常重要。目前,我国已建立了包括城镇职工养老保险、城镇居民养老保险、新型农村社会养老保险的多层次社会养老保险体系。根据国家人力资源和社会保障部的统计数据,截至2016年底,全国基本养老保险参保人数达到8.9亿人^①。然而,社会养老保险在为老年人提供基本生活保障的同时也可能产生一些消极影响,其中,最重要的一个方面便是社会养老保险可能激励劳动者提前退出劳动力市场,在人口老龄化背景下,这必将降低整个社会的劳动力供给,进而影响经济的健康平稳发展。根据第五次和第六次人口普查数据,我国60岁及以上人口的劳动参与率从2000年的33.0%下降到2010年的29.1%^②,与此同时,60岁及以上人口中以离退休金或养老金为主要生活来源的比例从2000年的19.6%上升到2010

年的24.1%。由此可见,养老金领取比例与老年人劳动参与率可能负相关。那么,社会养老保险与老年人的劳动参与决策之间是否存在因果关系呢?本文将尝试做出解答,并为转型时期我国社会养老保险制度的完善和劳动力市场的平稳发展提供政策参考。

老年人劳动参与率下降在许多国家都存在^③,尽管这一现象与社会养老保险的不断完善紧密相关,但无论是针对发达国家的还是发展中国家的研究,在社会养老保险是否是老年人劳动参与率持续减少的原因的研究上并未取得一致结论。Crawford & Lilien(1981)的理论研究表明,社会养老保险对劳动参与决策的影响取决于一些关键假设,比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,因此,社会养老保险对劳动参与决策的影响可能因时而异。实证研究同样发现正反两方面的证据。一些研究发现社会养老保险水平越高,个体提前退出劳动力市场的概率越大。Costa(1995)、Coile & Gruber(2007)、

^{*} 李江一,四川大学经济学院,邮政编码:610065,电子邮箱:ljsywufe@163.com;李涵,西南财经大学经济与管理研究院,邮政编码:611130,电子邮箱:hli@swufe.edu.cn。本文受到四川大学中央高校基本科研业务费研究专项项目(skq201715)资助。感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

Mastrobuoni(2009)和 Vere(2011)针对美国劳动力市场的研究, Börsch-Supan(1998)针对欧洲劳动力市场的研究以及 Filho(2008)针对巴西农村劳动力市场的研究都证实了这一结论。另一些研究却发现社会养老保险对劳动参与决策无影响或影响非常微弱。比如, Krueger & Pischke(1992)利用美国1977年实施的养老金削减法案考察了受此政策影响群体的劳动力供给决策。研究发现,在不控制时间和年龄效应的情形下,养老金水平与劳动力供给负相关,但控制两类效应后,养老金削减反而降低了受影响群体的劳动力供给。他们认为,养老金的提高与老年人劳动力供给的减少只是时间趋势上的巧合,无法解释老年人劳动力供给的长期下降,同时,降低养老金水平也无助于提高老年人的劳动力供给。Samwick(1998)利用美国消费者金融调查1983年与1986年的两轮微观数据,考察了企业补充养老保险和联邦退休金制度对家庭退休决策的影响。研究发现,影响个体退休决策的并非养老保险金水平,而是推迟退休所带来的养老金边际收益。推迟退休带来的养老金边际收益越高,选择退休的概率越低,但这一结果主要来源于企业补充养老保险的影响。这表明忽视企业补充养老保险可能会导致研究结果产生偏误。Baker & Benjamin(1999)考察了加拿大20世纪80年代开始实施的允许提前领取养老保险金的政策对劳动力供给的影响。采用三重差分模型的估计结果发现,提前领取养老保险金并没有降低劳动力供给。Ardington et al(2007)基于南非2001年与2003年的微观家庭面板数据考察了家庭中老年人领取养老金对青年劳动力供给的影响。研究发现,当采用OLS进行估计时,老年人领取养老金显著降低了家庭青年劳动力参与劳动的概率,但采用面板数据固定效应模型进行估计时,老年人领取养老金显著促进了家庭青年劳动力参与劳动,且使家庭青年劳动力更有可能迁移到城市,这表明遗漏变量问题会导致估计结果产生偏误。

尽管从理论上讲,社会养老保险对劳动参与决策的影响可能因时因地而异,但实证研究结论不一致的重要原因可能是由于一些客观因素所致。在美国,多种养老保险可以并存(比如企业补充养老保险和联邦退休金制度)(Samwick, 1998)、不同保险类型具有相同的申领年龄限制(比如申请领取养老金和申请社会医疗保障的正常年龄都是65岁)(Rust & Phelan, 1997)、养老保险待遇与过去的工资收入和工龄挂钩、提前退休惩罚(提前退休只能领取部分养老金)与延迟退休激励(延迟退休会得到养老金补

贴)(Liebman et al, 2009)及退休收入核查(Social Security Retirement Earnings Test)制度^①(Friedberg, 1999)等都使准确识别出社会养老保险对劳动参与决策的因果影响非常困难。与国外研究相比,本文识别社会养老保险对劳动力供给的影响具有一些优势:首先,由于当前政策规定我国居民原则上不能同时拥有多种社会养老保险,这为准确识别出某一类社会养老保险的政策效应提供了可能。其次,养老保险政策与医疗保险政策相互独立,这可以避免多重政策效应问题。最后,一些社会养老保险领取待遇并不与过去的工资收入和工龄挂钩,且领取这些养老金并不要求强制退出劳动力市场。比如本文关注的新型农村社会养老保险,个体的劳动参与决策与是否领取养老金不存在制度上的强制联系,从而可以避免内生性问题。

近年来,随着我国社会养老保险政策的逐步实施,一些学者开始关注新型农村社会养老保险政策对我国劳动力市场的影响,但研究结论也不一致。程杰(2014)基于2011年四川省成都市的农户抽样调查数据考察了养老保险参与和养老金收入对农户劳动供给决策的影响,采用工具变量的估计结果发现,两者均显著降低了农户的劳动参与和劳动供给时间。而黄宏伟等(2014)基于全国农村固定观测点2011年数据的研究发现,新农保养老金收入仅微弱地降低了劳动供给时间,养老金收入每提高100元仅能使老年人的年劳动时间降低1天。基于更严格的识别策略——断点回归设计,张川川等(2015)和解垚(2015)均发现领取新型农村社会养老保险对农户劳动参与和劳动供给时间均无显著影响^②,他们将这一结论归因于当前新型农村社会养老保险金水平较低。然而,尽管当前我国新农保养老金水平确实比较低,但养老金占家庭可支配收入的比重却并不低。CHFS2013年数据显示,在领取新农保养老金的家庭中,养老金收入平均约为150元/月,但这一收入已占到家庭总收入的20.0%,因此,新农保养老金的小幅变动仍有可能引起家庭行为的显著改变。更为重要的是,通过比较国内外学者的研究可以发现,国内学者对劳动者的定义不够精确,这可能是导致结论产生较大分歧的原因之一。根据劳动经济学的定义,劳动者是指具有劳动能力的人口,因此,实证分析中应排除丧失劳动力的样本。参照现有一些研究(Eissa & Liebman, 1996; Meyer & Dan, 2001; Liebman et al, 2009; Mastrobuoni, 2009),本文将丧失劳动力的样本排除后重新考察新型农村社会养老保险对老年人劳动力供给的影响,以期得到更有说服力

的证据。另外,劳动力供给是指劳动者提供一定劳动的时间数,劳动供给可划分为劳动广度(extensive margin)和劳动深度(intensive margin),前者指是否参与劳动,后者指参与劳动的劳动时间长度(Heckman,1993)。本文仅关注劳动参与,这主要是由于两方面的原因:一方面,CHFS未询问家庭中每个成员的农业劳动供给时间;另一方面,相比于劳动时间长度,劳动参与的测量误差更小(Ahearn et al,2006)。

二、制度背景与识别策略

(一)制度背景

2009年以前,我国农村实质上并未真正建立起可持续的社会养老保障体系。2009年9月,国务院发布《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》,开始在部分地区试点新型农村社会养老保险(简称“新农保”),新农保的覆盖范围是年满16周岁(不包括在校学生)且未参加城镇职工养老保险的农业户籍居民。它之所以被称为新农保,是相对于20世纪末各地曾开展的农村社会养老保险(简称“老农保”)而言的。新农保和老农保有两点不同:第一,筹资结构不同。老农保主要以农民自己缴费为主,实际上是自我储蓄的模式,而新农保采取个人缴费、集体补助和政府补贴相结合的模式。第二,支付方式不同。老农保主要是建立农民个人账户,而新农保的最终支付

由基础养老金和个人账户养老金共同构成。其中,基础养老金由国家财政全部保证支付,也就是说60岁以上的参保人都可享受国家普惠式的养老金。同时,不同于城镇职工养老保险,领取新农保养老金并不要求农民从原工作单位退休,即农民在领取新农保养老金时的劳动参与决策是自我理性决策的结果而不受制度的强制干扰,且无论男女,领取新农保养老金的最低年龄均为60岁^⑥。与发达国家和地区的养老保险政策相比,我国新农保的这些特点使得在分析其政策效应时可避免其他同时变动的因素的影响。

(二)识别策略

新农保对领取年龄的最低限制使得领取养老金的概率在60岁处产生一个断点(cut-off)。图1显示,当年龄从60岁上升到61岁时,领取新农保养老金的比例出现跳跃式增加。这一现象使本文可以采用Lee & Lemieux(2010)提出的断点回归(RD)设计来识别新农保对老年人劳动参与决策的影响。

为了阐述断点回归的识别策略,本文首先介绍Rubin(1974)提出的估计平均处理效应的因果模型。用 Y_i 表示个体的经济行为是否受到政策影响,在本文中, Y_{i1} 表示领取新农保养老金时的劳动参与情况, Y_{i0} 表示未领取新农保养老金时的劳动参与情况;用 D_i 表示实验组和控制组,在本文中,实验组为领取新农保养老金组,取值为1,控制组为未领取新农保养老金组,取值为0。那么,处理效应可用式(1)表示:

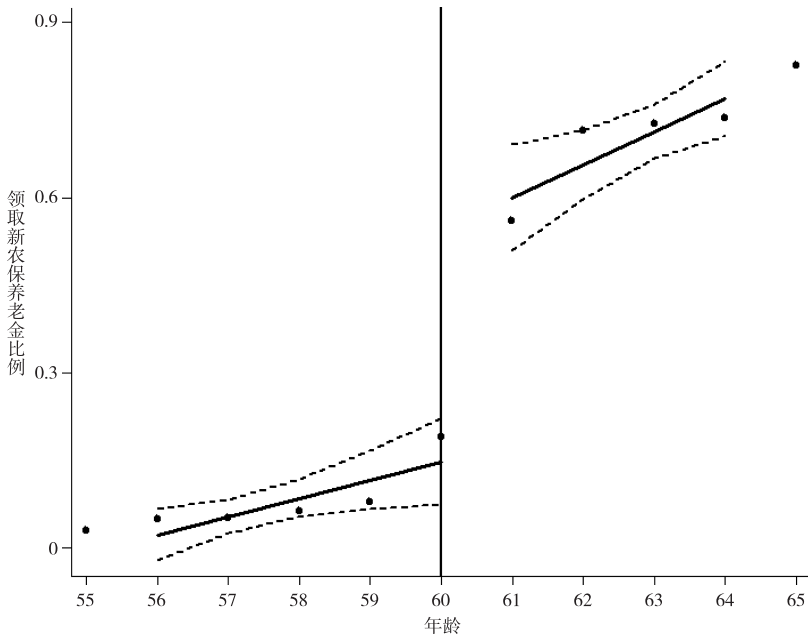


图1 新型农村社会养老保险金领取比例与年龄

注:圆点表示每个年龄上领取养老保险金的比例,实线是局部线性回归拟合值,局部线性回归的最优带宽采用交叉验证法确定,图中最优带宽为4,虚线表示95%置信区间。

$$\begin{aligned}\beta &= E(Y_{i1} - Y_{i0} | D_i = 1) \\ &= E(Y_{i1} | D_i = 1) - E(Y_{i0} | D_i = 0) \\ &\quad - [E(Y_{i0} | D_i = 1) - E(Y_{i0} | D_i = 0)]\end{aligned}\quad (1)$$

对于同一个体 i ，在同一时点不可能同时观测到 Y_{i1} 和 Y_{i0} 。由于是否参与新农保是个体自愿选择的结果，因此，领取新农保和未领取新农保养老金的个体可能是两类完全不一样的群体。比如，两者在风险偏好、收入风险等方面可能截然不同，这将导致 $E(Y_{i0} | D_i = 1) \neq E(Y_{i0} | D_i = 0)$ 。因此，直接比较实验组与控制组的差异（即 $E(Y_{i1} | D_i = 1) - E(Y_{i0} | D_i = 0)$ ）可能导致处理效应的估计结果产生偏差。

领取新农保养老金的最低年龄限制使得领取新农保的概率在断点 c_0 （年龄 60 岁）处不连续，即 $\lim_{c_i \downarrow c_0} E(D_i | c_i = c) \neq \lim_{c_i \uparrow c_0} E(D_i | c_i = c)$ ， c_i 在断点回归设计中被称为驱动变量（running variable），在本文中即为年龄。尽管政策规定参保者年满 60 周岁才可以领取养老金，但是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，个别地区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（张川川等，2014），即领取新农保养老金的概率在 60 岁处并非是从 0 跳跃到 1，而是小于 1 的正数。图 1 证实了这一实际情形，这样的断点被称为模糊断点（Fuzzy RD）。模糊断点在满足一定的前提假设下，可以在断点附近创造一个局部随机（local randomized）的实验组和控制组，通过直接比较局部随机的实验组和控制组的均值差异得到 β 的一致估计。为阐述断点回归设计有效的前提假设与识别过程，考虑经典的断点回归设计模型：

$$\begin{aligned}Y_i &= D_i\beta + W_i\varphi + U_i \\ Pr(D_i = 1 | c_i) \\ &= \begin{cases} g_1(c_i) & \text{if } c_i > c_0 \\ g_0(c_i) & \text{if } c_i \leq c_0 \end{cases}, g_1(c_i) \neq g_0(c_i)\end{aligned}\quad (2)$$

W_i 是前定变量，即在 60 岁之前就已确定、不再随时间改变的变量，但该模型并不要求 W_i 严格外生。需要注意的是， W_i 并不包含在断点前后会发生改变的变量，比如家庭在领取新农保养老金后，其收入、储蓄、风险偏好等都可能发生改变。这些因素

可能是新农保影响劳动参与的重要渠道，断点回归识别的效应是新农保通过影响这些因素而对劳动参与产生的综合影响（雷晓燕等，2010）。对式（2）在断点 c_0 处取左右极限并相减可得：

$$\begin{aligned}\lim_{c_i \downarrow c_0} E(Y_i | c_i = c) - \lim_{c_i \uparrow c_0} E(Y_i | c_i = c) \\ &= \beta \cdot [\lim_{c_i \downarrow c_0} E(D_i | c_i = c) - \lim_{c_i \uparrow c_0} E(D_i | c_i = c)] \\ &\quad + \lim_{c_i \downarrow c_0} \sum_{\omega, u} (\omega_i\varphi + u_i) \cdot \Pr(W_i = \omega_i, U_i = u_i | c_i = c) \\ &\quad - \lim_{c_i \uparrow c_0} \sum_{\omega, u} (\omega_i\varphi + u_i) \cdot \Pr(W_i = \omega_i, U_i = u_i | c_i = c)\end{aligned}\quad (4)$$

可以发现，只要 $\Pr(W_i = \omega_i, U_i = u_i | c_i = c)$ 在 c_0 处连续， β 的一致估计就应该是：

$$\beta = \frac{\lim_{c_i \downarrow c_0} E(Y_i | c_i = c) - \lim_{c_i \uparrow c_0} E(Y_i | c_i = c)}{\lim_{c_i \downarrow c_0} E(D_i | c_i = c) - \lim_{c_i \uparrow c_0} E(D_i | c_i = c)} = \hat{\beta}_{RD}\quad (5)$$

$\Pr(W_i = \omega_i, U_i = u_i | c_i = c)$ 在 c_0 处连续便是断点回归有效的前提条件，但在实际中只能观察到 W_i ，而无法观察到 U_i 。因此，通常用检验 W_i 在 c_0 处是否连续来间接检验断点回归设计是否有效。另外，根据全概率公式， $\Pr(W_i = \omega_i, U_i = u_i | c_i = c)$ 在 c_0 处连续的充分条件为 c_i 在 c_0 处连续^⑦，即断点回归设计有效的充分条件是驱动变量 c_i 在断点处连续，这一充分条件的经济含义是个体不能操纵年龄而使自己一定位于断点的左侧或右侧。

按照 Hahn et al(2001)，可采用非参数法估计 $\hat{\beta}_{RD}$ 的分子和分母。其中，分子 $\alpha_1 = \lim_{c_i \downarrow c_0} E(Y_i | c_i = c) - \lim_{c_i \uparrow c_0} E(Y_i | c_i = c)$ 的一致估计可由极小化问题得到：

$$\min_{\alpha_1, \gamma_1, \tau_1, \delta_1} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{c_i - c_0}{h_1}\right) [Y_i - \delta_1 - \gamma_1(c_i - c_0) - \alpha_1 E_i - \tau_1 E_i(c_i - c_0)]^2\quad (6)$$

E_i 是一个哑变量，当 $c_i > c_0$ 时取值为 1，否则取值为 0。在本文中，当户主年龄大于 60 岁时取值为 1，否则取值为 0。 h_1 是带宽（bandwidth）， $K(\cdot)$ 是核密度函数。同样地，分母 $\alpha_2 = \lim_{c_i \downarrow c_0} E(D_i | c_i = c) - \lim_{c_i \uparrow c_0} E(D_i | c_i = c)$ 的一致估计也可由极小化问题得到：

$$\min_{\alpha_2, \gamma_2, \tau_2, \delta_2} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{c_i - c_0}{h_2}\right) [D_i - \delta_2 - \gamma_2(c_i - c_0) - \alpha_2 E_i - \tau_2 E_i(c_i - c_0)]^2\quad (7)$$

当分子和分母都被估计出来后， $\hat{\beta}_{RD}$ 的一致估计即为 $\hat{\beta}_{RD} = \hat{\alpha}_1 / \hat{\alpha}_2 = \alpha_1 / \alpha_2 = \beta$ 。在非参数估计中，最

核心的问题是带宽和核密度函数的选择。参照 Clark & Royer(2013)的研究,本文采用交叉验证(cross validation)法来计算最优带宽;对于核密度函数的选择,本文采用均匀核密度函数(rectangular)进行估计。事实上,采用均匀核密度函数的非参数估计等同于局部线性回归(local linear regression)。

虽然可以采用非参数估计来分别计算 $\hat{\beta}_{RD}$ 的分子和分母,但这会使得 $\hat{\beta}_{RD}$ 的标准误难以计算。Hahn et al(2001)证明在局部线性回归中,当 $\hat{\beta}_{RD}$ 的分子和分母的最优带宽都相同时, $\hat{\beta}_{RD}$ 和标准误的估计可由工具变量回归得到:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2(c_i - c_0) + \beta_{RD} D_i + \beta_3 E_i(c_i - c_0), \quad -h^* \leq h_1 \leq h^* \quad (8)$$

$$D_i = \theta_1 + \theta_2(c_i - c_0) + \theta_3 E_i + \theta_4 E_i(c_i - c_0), \quad -h^* \leq h_2 \leq h^* \quad (9)$$

即采用 E_i 作为 D_i 的工具变量做两阶段最小二乘估计(2SLS), h^* 为最优带宽。当 $\hat{\beta}_{RD}$ 的分子和分母的最优带宽不同时, Imbens & Lemieux(2008)提供了一种简便的处理方式,即以式(8)和式(9)的最优带宽的最小者作为统一的带宽来做两阶段最小二乘估计。除了可采用非参数法来估计 $\hat{\beta}_{RD}$, 还可采用参数法来估计 $\hat{\beta}_{RD}$ (Lee & Lemieux, 2010)。参数估计是基于全样本的多项式回归,即选择使拟合效果最好的多项式来估计 $\hat{\beta}_{RD}$, 最优多项式的选择可以通过 AIC 或 BIC 准则来确定。

三、数据、变量与描述性统计

(一)数据来源

本文采用中国家庭金融调查与研究中心 2013 年数据进行实证检验。CHFS 采用分层、三阶段与规模度量成比例(PPS)的现代抽样技术,利用先进的计算机辅助调查系统(CAPI)记录问卷。2013 年,CHFS 在 29 个省(自治区、直辖市),262 个区县,1048 个村(居)委会收集了 28143 户家庭样本,97916 个个体样本。家庭样本调查信息包括户主主观态度、金融和非金融资产、负债、家庭支出与收入等,个体样本调查信息包括人口统计特征、工作、职业、社会保障与商业保险等。需要说明的是,CHFS 仅详细询问了受访者及其配偶的社会养老保险参与和领取情况、工作信息,因此,本文分析的对象为个体数据库里的受访者及配偶样本。

由于本文关注的是新农保对老年人劳动参与决策的影响,因此,对数据做的处理包括:首先,去除拥有离退休工资、城镇职工养老保险、城镇居民社会养老保险的样本;其次,去除不具有新农保参保资格的家庭,即当前没有参与新农保的城镇户籍样本;最后,去除丧失劳动能力的样本。经处理后,剩余的有效样本为 22234 个。其中,参与新农保的比例为 65.7%,没有参与新农保但具有参保资格的比例为 34.3%。在实际分析中,因一些变量数据缺失,有效样本会有所差异。

(二)变量与描述性统计

在断点回归设计中最重要变量有三类,依次是被解释变量、驱动变量及前定变量(pre-determined variable)。第一,本文的被解释变量为是否有工作哑变量,若受访者或配偶在调查时有工作取值为 1,否则取值为 0。有工作既包括从事农业劳动,也包括从事非农业劳动。第二,驱动变量为年龄,在回归分析中,本文对驱动变量作标准化处理,即将年龄减去 60。第三,前定变量是指在户主 60 岁之前就已确定、不再随时间改变的变量。这类变量主要用于辅助检验断点回归设计是否有效,因为断点回归设计有效的一个必要条件是前定变量在断点处都应该是连续的(Lee & Lemieux, 2010)。因此,可以通过检验前定变量在断点处是否连续来间接检验断点回归设计是否有效。本文选择的前定变量有 9 个,分别是:(1)受教育年限,根据受访者及配偶的学历水平换算而来,比如大学本科换算为 16 年;(2)是否是党员,党员取值为 1,否则取值为 0;(3)民族,汉族取值为 1,否则取值为 0;(4)性别,男性取值为 1,否则取值为 0;(5)受访者 16 岁以前的身体健康状况,该变量为自评身体健康状况,若回答身体非常好、很好、好时取值为 1,否则取值为 0;(6)是否从未结过婚,若从未结过婚取值为 1,否则取值为 0;(7)兄弟姐妹数(不包括自己);(8)受访者子女数;(9)受访者子女中的男孩比例,没有子女取值为 0。所选这些变量极有可能都是在 60 岁之前就已确定而不再随时间变化的变量。

表 1 报告了所选变量的描述性统计。数据显示,在拥有新农保及具有新农保参保资格的个体中,劳动参与率达到 85.0%,年龄的均值和中位数均约为 48 岁,60 岁以上的占 18.3%。领取新农保养老金的比例为 14.7%,略低于 60 岁以上的个体比例。

四、实证结果分析

(一)断点回归设计的有效性检验

从图 2 描述的年龄的概率密度曲线可以发现,

样本在 60 岁附近未呈现出连续的特征。为提供更充分的证据,借鉴 McCrary(2008)检验密度函数是否连续的方法对驱动变量在断点处是否连续进行检验,即以每个年龄值上的样本频率作为被解释变量做局部线性回归(模型设定如式(8)),表 2 模型(1)的估计结果显示,驱动变量在断点处没有体现出经济和统计上的不连续性。

驱动变量在断点处连续必然有前定变量在断点

处也连续。因此,如果发现前定变量在断点处不连续,则可认为断点回归设计不具有局部随机的特性。表 2 模型(2)~(10)的估计结果显示,所有前定变量在断点处没有体现出经济和统计上的不连续性。总之,本文的断点回归设定是有效的,不存在个体操纵自己的年龄而导致样本在断点附近存在自选择(self-selection)问题,可以认为样本在断点附近是局部随机的(local randomized)。

表 1 变量描述性统计

变量名	变量含义	均值	中位数	标准差	观测值
劳动参与	是否有工作,是=1	0.850	1	0.357	22234
新农保	是否领取新农养老金,是=1	0.147	0	0.354	22234
年龄	年龄(岁)	48.416	48	12.564	22233
年龄大于 60 岁	年龄是否大于 60 岁,是=1	0.183	0	0.387	22233
受教育年限	受教育年限(年)	6.993	6	3.598	22234
党员	是否党员,是=1	0.053	0	0.225	22230
民族	是否汉族,是=1	0.916	1	0.278	22234
男性	是否男性,是=1	0.497	0	0.500	22233
16 岁以前健康	16 岁以前身体健康状况,健康=1	0.812	1	0.391	11860
从未结婚	婚姻状况,从未结过婚=1	0.027	0	0.162	22234
兄弟姐妹数	除自己外的兄弟姐妹数量(个)	3.360	3	1.877	22206
子女数	子女数量(个)	2.191	2	1.393	22234
男孩比例	子女中男孩比例	0.577	0.5	0.375	22234

注:根据 CHFS 2013 年调查数据整理而得。

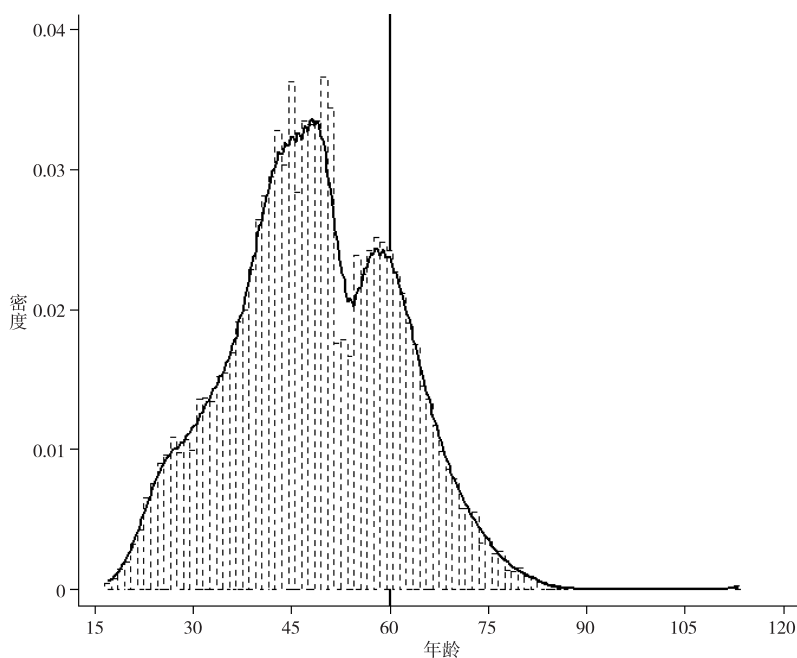


图 2 年龄的概率密度

注:柱状图为年龄的频率分布,实曲线是核密度函数拟合曲线,核密度函数选取的是 Epanechnikov 核。

(二) 新农保对劳动参与的影响

在证明断点回归设计有效的前提下,本部分分析新农保养老金对劳动参与的影响。表3报告了断点回归的第一阶段和第二阶段的结果。由于计算最优带宽的方法有多种,比如CCT(Calonic et al, 2014)、IK(Imbens & Kalyanaraman, 2009)及Cross Validation(Lee & Lemieux, 2010),不同方法计算出的最优带宽有微弱差异。交叉验证法(Cross Validation)只是其中一种,为保证估计结果的稳健性,表3报告了带宽从2到6的2SLS估计结果。其中,带宽4是本文采用交叉验证法计算出的最优带宽,即年龄在56至64岁之间的样本可以

认为是局部随机的。Panel A 报告了第一阶段估计结果。在不同带宽设定下,60岁以上的个体领取养老金的概率均在1%的统计水平上显著高于60岁(包含60岁)以下的个体,这在一定程度上表明不存在弱工具变量的问题。

Panel B 报告了工具变量估计的第二阶段估计结果。可以发现,在不同带宽设定下,领取新农保养老金均显著降低了个体参与劳动的概率。以最优带宽4的估计结果为例,领取新农保养老金使个体参与劳动的概率降低了0.105。与控制组相比,这一效应约使个体的劳动参与率下降12.1%(0.105/0.870),在1%的统计水平上显著。

表2 驱动变量与前定变量的连续性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	年龄频率	受教育年限	党员	民族	男性
年龄大于60岁	-0.00002 (0.00032)	-0.215 (0.170)	0.001 (0.010)	-0.012 (0.008)	-0.021 (0.016)
控制组均值	0.025	6.028	0.049	0.919	0.496
最优带宽	3	6	22	23	16
观测值	3585	6004	17890	18327	14149
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	16岁以前健康	从未结婚	兄弟姐妹数	子女数	男孩比例
年龄大于60岁	0.002 (0.012)	0.001 (0.002)	0.105 (0.109)	0.024 (0.050)	-0.018 (0.013)
控制组均值	0.803	0.009	3.936	2.316	0.626
最优带宽	22	10	8	15	9
观测值	9537	9218	7263	13419	8227

注:括号里的数字是聚类到年龄的稳健标准误;最优带宽采用交叉验证法计算所得;所有回归均控制了标准化后的年龄(年龄减去60)、标准化后的年龄与年龄是否大于60岁哑变量的交叉项;本文其他表格注释与此相同。

表3 领取新农保养老金与劳动参与

带宽	2	3	4	5	6
Panel A 因变量:新农保					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
年龄大于60岁	0.231*** (0.020)	0.337*** (0.049)	0.396*** (0.064)	0.403*** (0.056)	0.439*** (0.062)
控制组均值	0.109	0.095	0.086	0.077	0.071
观测值	2623	3585	4476	5331	6004
Panel B 因变量:劳动参与					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
新农保	-0.048*** (0.001)	-0.122*** (0.020)	-0.105*** (0.022)	-0.075* (0.038)	-0.063* (0.031)
控制组均值	0.868	0.872	0.870	0.867	0.868
观测值	2623	3585	4476	5331	6004

注:括号里的数字是聚类到年龄的稳健标准误;***和*分别表示在1%和10%的统计水平上显著。

(三) 稳健性检验

1. 加入所有前定变量。分析已证实,所有前定变量在断点处均连续,那么,在基本模型中加入这些前定变量将不会影响本文结论的稳健性。表4模型(1)报告了加入前定变量的估计结果,由于16岁以前的身体健康状况仅针对受访者进行了询问,因此没有控制该变量。另外,由于一些变量存在缺失值,样本数略有不同。结果显示,加入所有前定变量后,领取新农保养老金对劳动参与的影响大小和显著性几乎没有变化,估计结果稳健。

2. 全样本多项式回归。按照 Lee & Lemieux (2010)的建议,本文还采用参数估计对前文的结果进行了检验,即在基本模型中加入标准化年龄(年龄减去60)的多次项、年龄是否大于60岁哑变量与标准化年龄交互项的多次项,采用全部样本估计领取养老保险的政策效应。表4模型(2)~(4)的估计结果显示,在不同的多项式阶数设定下,领取新农保养老金对劳动参与均具有显著负向影响。Gelman & Imbens(2014)的研究表明,采用3阶以上的多项式估计可能会得到偏差较大的估计结果,他们建议采用局部线性回归或2阶多项式估计结果,本文的估计结果也表明局部线性回归和2阶多项式估计结果最接近。由此可见,采用参数法进行估计,本文的结果依然稳健。

3. 安慰剂测试。除了稳健性分析,还可对本文的估计结果做一个安慰剂测试(placebo test)。具体思路为,假如领取新农保养老金确实影响老年人的劳动参与,那么,在其他年龄处,其不应具有任何政策效应,因为领取新农保养老金的概率在其他年龄处是连续的。如果在其他年龄处也观测到政策效应的存在,则表明本文的结果可能包含其他因素的影响。假定领取养老金的最低年龄从55岁开始,依次取到65岁,同样采用非参数法来估计领取新农保

养老金在这些虚拟的断点处产生的政策效应^⑧。表5的估计结果显示,领取新农保养老金在其他年龄处无显著影响,仅在60岁处存在显著负向影响。由此可见,60岁处劳动参与率的下降确实是领取新农保养老金的结果。

(四) 异质性分析

接下来,本文继续考察领取新农保养老金对不同群体是否具有差异化影响,以揭示新农保影响老年人劳动参与决策的机制。

首先,分析新农保究竟是降低了农业劳动参与还是降低了非农业劳动参与。假设每个年龄值上从事农业劳动的人数为A,从事非农业劳动的人数为NA,没有工作的人数为U,根据前文的结果,劳动参与率在断点处不连续,即 $(A+NA)/(NA+A+U)$ 在断点处不连续,那么,一定有 $A/(NA+A+U)$ 或 $NA/(NA+A+U)$ 在断点处不连续,前者即为农业劳动参与率,后者即为非农业劳动参与率。表6模型(1)(2)的估计结果显示,领取新农保养老金显著降低了农业劳动参与,而对非农业劳动参与具有不显著的正向影响。平均而言,领取新农保养老金约使老年人的农业劳动参与率下降了22.1%(0.154/0.679),这一结果与程杰(2014)和黄宏伟(2014)的研究结论一致。

新农保养老金对非农业劳动参与具有正向影响与Ardington et al(2007)的研究结论一致,他们认为这主要是由于领取养老金缓解了外出务工时面临的融资约束,但我国目前新农保养老金水平较低,其缓解融资约束的作用有限。一个可能的解释是领取新农保养老金降低了农民对土地的依赖,从而使部分劳动力从农业部门转向非农业部门,但这一部门间的劳动力流动可能依赖于当地的非农就业机会。为验证这一猜想,表6进一步估计了新农保在农村

表4 稳健性检验1:加入前定变量和多项式估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
新农保	-0.098*** (0.023)	-0.086** (0.033)	-0.144** (0.060)	-0.072** (0.027)
前定变量	是	否	否	否
多项式阶数	1	2	3	4
控制组均值	0.870	0.860	0.860	0.860
最优带宽	4			
观测值	4470	22234	22234	22234

注:被解释变量均为劳动参与哑变量;括号里的数字是聚类到年龄的稳健标准误;***和**分别表示在1%和5%的统计水平上显著。

地区和城镇地区对农业劳动参与和非农业劳动参与的差异化影响。其中,城镇和农村的划分以村(社区)领导对本村(社区)是属于城镇还是农村的判断为准,该变量来源于 CHFS 调查的社区问卷。需要注意的是,一些地区虽然在行政上已属于国家划定的城镇范畴,但其居民可能仍旧是农业户籍,他们参与的养老保险可能依然是新农保,且这些地区通常位于城乡结合地带,与农村相比,它与城市联系更紧密,非农业更发达。表 6 模型(3)~(6)的估计结果显示,无论是农村地区还是城镇地区,领取新农保养老金均显著降低了农业劳动参与,但在城镇地区却显著促进了非农业劳动参与,同时,就总效应而言,新农保养老金对劳动参与率的负向影响在城镇地区(-0.374)远大于农村地区(-0.047)。由此可见,在非农业较发达的地区,领取新农保养老金使部分老年劳动力从农业部门转向了非农业部门。这一发

现还表明,为老年人创造更多的非农就业机会可缓解领取新农保养老金对劳动力供给造成的不利影响。

其次,进一步分析新农保养老金影响老年人劳动参与决策的机制。根据 Crawford & Lilien(1981)的研究,养老保险具有收入效应,即养老保险金水平越高,个体退出劳动力市场的概率越大。许多实证研究也发现养老保险具有收入效应(Costa, 1995; Coile & Gruber, 2007; Mastrobuoni, 2009; Vere, 2011; Börsch-Supan, 1998; Filho, 2008)。为检验收入效应,本文将样本按照养老金的中位数划分为低养老金组和高养老金组进行分析。其中,养老金的中位数为 60 元/月。表 7 模型(1)(2)的估计结果显示,领取新农保养老金显著降低了高养老金组的劳动参与率,而对低养老金组的影响不显著。这与已有文献一致,即新农保养老金具有收入效应。

表 5 稳健性检验 2:安慰剂测试

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
新农保	-0.718 (1.142)	-5.512 (3.904)	-0.161 (0.090)	0.004 (0.023)	-0.364 (0.359)
控制组均值	0.870	0.867	0.871	0.871	0.871
最优带宽	3	3	4	4	5
虚拟断点	55	56	57	58	59
观测值	3288	3447	4490	4564	5378
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
新农保	-0.010 (0.044)	1.519 (2.668)	-0.092 (0.143)	1.497 (11.728)	-0.634 (0.767)
控制组均值	0.865	0.853	0.840	0.841	0.833
最优带宽	8	4	3	4	3
虚拟断点	61	62	63	64	65
观测值	7069	4063	2953	3432	2389

注:被解释变量均为劳动参与哑变量;括号里的数字是聚类到年龄的稳健标准误。

表 6 领取新农保养老金对农业劳动参与和非农业劳动参与的影响

	全样本		农村地区		城镇地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农业劳动参与	非农业劳动参与	农业劳动参与	非农业劳动参与	农业劳动参与	非农业劳动参与
新农保	-0.154*** (0.028)	0.047 (0.032)	-0.075* (0.037)	0.028 (0.032)	-0.574** (0.221)	0.200** (0.071)
控制组均值	0.697	0.173	0.749	0.147	0.313	0.397
最优带宽	4	4	4	4	6	6
观测值	4476	4476	3850	3850	817	817

注:括号里的数字是聚类到年龄的稳健标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

Crawford & Lilien(1981)的研究还指出,在没有流动性约束的条件下,领取养老金将使低收入者更早退出劳动力市场。由于使用的数据没有记录居民领取养老金前的收入,本文以存款或金融资产作为其代理变量。其中,存款包括活期存款和定期存款,金融资产包括存款、股票、基金、债券、黄金、理财产品、借出款、保险账户余额^⑥和现金等,金融资产可视为广义的储蓄。表7模型(3)(4)报告了低存款组和高存款组的估计结果,模型(5)(6)报告了低金融资产组和高金融资产组的估计结果。其中,存款与金融资产的高低均按各自的中位数来划分,在本文使用的样本中,存款和金融资产的的中位数分别为0元和4000元。结果显示,领取新农保养老金显著降低了高存款或高金融资产组家庭的劳动参与率,但对低存款或低金融资产组家庭的影响均不显著。这一发现与Crawford & Lilien(1981)的结论并不矛盾,因为他们的结论的前提是不存在流动性约束,本文的研究恰好从相反的方面表明,私人储蓄不足的家庭受到流动性约束,当前新农保的保障水平还不足以使他们完全退出劳动力市场。另外,由于私人储蓄充足的老年人具有较强的独立养老筹资能力,因此,是否领取养老金对他们而言可能并不十分重要。由此可见,新农保养老金只是老年人退出劳动力市场的“催化剂”,它仅仅使养老筹资能力较强的老年

人提前退出了劳动力市场。为何私人储蓄充足的老年人会集中选择在领取新农保养老金时退出劳动力市场?可能的解释是,这些老年人在退出劳动力市场时有向城镇职工看齐的社会心理。前文的研究也发现,居住在城镇地区的农村居民领取新农保养老金后退出劳动力市场的概率更大,由于这些居民与城市联系更紧密,他们更可能以城市居民作为参照,而城市居民通常在60岁左右退休。

以存款或金融资产作为收入的代理变量可能存在误差,因为高收入家庭倾向于低报或瞒报自己的收入或资产。为保证估计结果的可信性,本文根据人口特征来区分低收入组和高收入组,以检验新农保“收入效应”是否稳健。本文从性别、身体健康状况与受教育程度三个角度进行分析,它们是决定收入最重要的人力资本。一般而言,男性、身体健康或受教育程度更高的群体收入更高。表8模型(1)(2)报告了男性和女性样本的估计结果,模型(3)(4)报告了自评身体健康与身体健康状况欠佳的估计结果,模型(5)(6)报告了受教育程度是小学及以下和小学以上的估计结果^⑦。结果显示,领取新农保养老金对男性、身体健康或受教育程度更高群体的劳动参与率的负向影响更大,除对身体健康组的影响在15%的统计水平上显著外(p值=0.114),其余估计结果均至少在5%的统计水平上显著。由此可见,

表7 新农保养老金“收入效应”的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低养老金组	高养老金组	低存款组	高存款组	低金融资产组	高金融资产组
新农保	-0.073 (0.052)	-0.104** (0.046)	-0.057 (0.073)	-0.248** (0.077)	-0.060 (0.053)	-0.201*** (0.050)
控制组均值	0.878	0.871	0.879	0.856	0.836	0.874
最优带宽	5	9	4	3	4	3
观测值	4546	6832	2773	1358	2601	1510

注:被解释变量均为劳动参与哑变量;括号里的数字是聚类到年龄的稳健标准误;***和**分别表示在1%和5%的统计水平上显著。

表8 领取新农保养老金对不同人口特征群体的差异化影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	男性	女性	身体健康	身体健康状况欠佳	小学及以下文化	小学以上文化
新农保	-0.182** (0.073)	-0.019 (0.048)	-0.144 (0.086)	0.019 (0.036)	-0.074** (0.030)	-0.175*** (0.047)
控制组均值	0.942	0.793	0.869	0.865	0.856	0.888
最优带宽	4	8	8	5	5	4
观测值	2263	3561	2351	3584	3711	1309

注:被解释变量均为劳动参与哑变量;括号里的数字是聚类到年龄的稳健标准误;***和**分别表示在1%和5%的统计水平上显著。

领取新农养老金确实使高收入者更早退出了劳动力市场。同时还表明,新农养老金可能扭曲了劳动力市场,它使人力资本相对较高的劳动者提前退出了劳动力市场,而使劳动力市场剩下更多的人力资本相对较低的劳动者。

五、结论与启示

本文研究结论主要有:第一,领取新农养老金使受此政策影响的老年人的劳动参与率下降了12.1%,且这一影响在采用不同带宽、加入前定变量以及采用全样本多项式回归的估计中依然稳健。第二,领取新农养老金主要降低了农业劳动参与率,而对非农业劳动参与率无显著影响。第三,新农养老保险水平越高,其对老年人劳动参与的负向影响越大。第四,男性、身体健康、受教育程度较高或私人储蓄较充足的老年人领取新农养老金后退出劳动力市场的概率更大。

本文的政策启示包括:首先,人口老龄化是我国经济发展必将长期面临的重要挑战,人口老龄化带来的劳动力短缺问题关乎经济的健康平稳发展。本文的研究表明,领取新农养老金会加速农村老年人退出劳动力市场,从而进一步加剧劳动力短缺问题。其次,由于新农养老金对非农业劳动参与具有正向促进作用,特别是对于非农就业机会较多的地区作用更大,因此,可进一步完善新型农村社会养老保险、城镇居民社会养老保险和城镇职工社会养老保险三者之间的制度衔接,减少农民进城的制度障碍,持续推进人口城镇化,为老年人提供更多的非农就业机会来保持适度的老年人劳动参与率。最后,由于农村老年人在退出劳动力市场时有向城镇职工看齐的社会心理,因此,可在全社会推行弹性退休、延迟退休机制,弱化农村老年人“退休”向城镇职工看齐的社会心理,引导树立健康正确的老年人劳动参与意识。

注:

- ①数据来源于中华人民共和国人力资源和社会保障部网站:
http://www.mohrss.gov.cn/gkml/xxgk/201701/t20170123_265452.html。
- ②根据国际劳工组织数据,日本65岁及以上的劳动参与率从1968年的34%下降到2005年的20%,平均每10年下降约3.8个百分点;新加坡65岁及以上的劳动参与率从1993年的66%下降到2005年的63%,平均每10年下降约2.5个百分点。2000—2010年我国的老年人劳动参与率下降了近4个百分点。可见,我国老年人劳动参与率下降是比较严重的。
- ③国际劳工组织数据表明,美国62岁以上的男性劳动参与率

从1950年的81%下降到1995年的51%;新西兰、法国和西班牙55~64岁之间的男性劳动参与率从1980年到1996年分别下降了28.6%、26.7%和21.6%(Quinn,1999)。

- ④退休收入核查是指对已经达到最早退休年龄开始领取养老金者,如果其工作收入超过收入核查上限,社会保障部门根据其工作收入水平扣除部分养老金。该制度旨在鼓励老年劳动力退出劳动力市场,促进年轻人就业。
- ⑤在张川川等(2014)的研究中,部分模型估计结果显示领取新农养老金降低了农户劳动参与率,但估计结果稳健性较差。
- ⑥领取城镇职工养老保险金需要从原单位退休。当然,退休后居民可以选择返聘或寻找新工作,但领取城镇职工养老保险金时的劳动参与决策不是外生的,因为它受到了退休制度的强制干扰。另外,领取城镇职工养老保险金的最低年龄为法定退休年龄。通常而言,女性为55周岁,男性为60周岁。
- ⑦根据全概率公式 $\Pr(W_i = w_i, U_i = u_i | c_i = c) = f(c_i | W_i = w_i, U_i = u_i) \cdot \Pr(W_i = w_i, U_i = u_i) / f(c_i)$, 所以, $f(c_i)$ 在断点处连续必然会有 $\Pr(W_i = w_i, U_i = u_i | c_i = c)$ 在断点处连续。
- ⑧重新采用交叉验证法计算虚拟断点处的最优带宽。
- ⑨保险账户余额由养老保险、失业保险、医疗保险、住房公积金与企业年金账户余额构成。
- ⑩小学文化是样本中受教育程度的中位数。

参考文献:

- 程杰,2014:《养老保障的劳动供给效应》,《经济研究》第10期。
- 黄宏伟 展进涛 陈超,2014:《“新农保”养老金收入对农村老年人劳动供给的影响》,《中国人口科学》第2期。
- 解垚,2015:《“新农保”对农村老年人劳动供给及福利的影响》,《财经研究》第8期。
- 雷晓燕 谭力 赵耀辉,2010:《退休会影响健康吗?》,《经济学(季刊)》第4期。
- 张川川 John Giles 赵耀辉,2014:《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。
- Ahearn, M. C. et al(2006), “The impact of coupled and decoupled government subsidies on off-farm labor participation of U. S. farm operators”, *American Journal of Agricultural Economics* 88(2):393—408.
- Ardington, C. et al(2007), “Labor supply responses to large social transfers: Longitudinal evidence from South Africa”, *American Economic Journal: Applied Economics* 1(1):22—48.
- Baker, M. & D. Benjamin(1999), “Early retirement provisions and the labor force behavior of older men: Evidence from Canada”, *Journal of Labor Economics* 17(4):724—756.
- Börsch-Supan, A. (1998), “Incentive effects of social security on labor force participation: Evidence in Germany and across Europe”, *Journal of Public Economics* 78(1—2):25—49.

- Calonico, S. et al(2014), "Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs", *Econometrica* 82(6):2295—2326.
- Clark, D. & H. Royer(2013), "The effect of education on adult mortality and health: Evidence from Britain", *American Economic Review* 103(6):2087—2120.
- Coile, C. & J. Gruber(2007), "Future social security entitlements and the retirement decision", *Review of Economics & Statistics* 89(2):234—246.
- Costa, D. L. (1995), "Pensions and retirement: Evidence from union army veterans", *Quarterly Journal of Economics* 110(2):297—319.
- Crawford, V. P. & D. M. Lilien(1981), "Social security and the retirement decision", *Quarterly Journal of Economics* 96(3):505—529.
- Eissa, N. & J. B. Liebman(1996), "Labor supply response to the earned income tax credit", *Quarterly Journal of Economics* 111(2):605—637.
- Filho, I. E. D. C. (2008), "Old-age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil", *Journal of Development Economics* 86(1):129—146.
- Friedberg, L. (1999), "The labor supply effects of the social security earnings test", *Review of Economics & Statistics* 82(1):48—63.
- Gelman, A. & G. Imbens(2014), "Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs", NBER Working Paper, No. 20405.
- Hahn, J. et al(2001), "Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design", *Econometrica* 69(1):201—209.
- Heckman, J. J. (1993), "What has been learned about labor supply in the past twenty years?", *American Economic Review* 83(2):116—121.
- Imbens, G. W. & T. Lemieux(2008), "Regression discontinuity designs: A guide to practice", *Journal of Econometrics* 142(2):615—635.
- Imbens, G. & K. Kalyanaraman(2009), "Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator", *Review of Economic Studies* 79(3):933—959.
- Krueger, A. B. & J. S. 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.
- Lee, D. S. & T. Lemieux(2010), "Regression discontinuity designs in economics", *Journal of Economic Literature* 48(2):281—355.
- Liebman, J. B. et al(2009), "Labor supply responses to marginal social security benefits: Evidence from discontinuities", *Journal of Public Economics* 93(11—12):1208—1223.
- Mastrobuoni, G. (2009), "Labor supply effects of the recent social security benefit cuts: Empirical estimates using cohort discontinuities", *Journal of Public Economics* 93(11—12):1224—1233.
- McCrary, J. (2008), "Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test", *Journal of Econometrics* 142(2):698—714.
- Meyer, B. D. & T. R. Dan(2001), "Welfare, the earned income tax credit, and the labor supply of single mothers", *Quarterly Journal of Economics* 116(3):1063—1114.
- Quinn, J. F. (1999), "Retirement patterns and bridge jobs in the 1990s", Policy Brief for the Employee Benefit Research Institute, Washington.
- Rubin, D. (1974), "Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies", *Journal of Educational Psychology* 66(5):688—701.
- Rust, J. & C. Phelan(1997), "How social security and medicare affect retirement behavior in a world of incomplete markets", *Econometrica* 65(4):781—832.
- Samwick, A. A. (1998), "New evidence on pensions, social security, and the timing of retirement", *Journal of Public Economics* 70(2):207—236.
- Vere, J. P. (2011), "Social security and elderly labor supply: Evidence from the health and retirement study", *Labor Economics* 18(5):676—686.

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)