

退休会影响健康吗?

雷晓燕 谭力 赵耀辉*

摘要 本文使用2005年1%全国人口抽样调查数据,利用中国退休制度对人们退休决定的外生冲击以及断点回归设计研究了退休(指永久性离开劳动力市场)对人们健康状况的影响。我们发现在正常退休年龄退休对男性健康有显著的负面影响,对女性则没有影响,而提前退休对男性和女性的健康都没有影响。由于提前退休多是自愿发生的,而正常退休则是强制性的,我们的研究表明,在设计退休制度时,应该给劳动者一定的选择退休年龄的灵活性。

关键词 断点回归设计, 退休, 健康

| 、 引 言

根据北京大学国家发展研究院最近的调查结果,我国城镇地区劳动力退休(指停止工作)非常早,男性的退休年龄不仅远远低于我国农村居民和发展中国家的男性,甚至低于日本、韩国、美国等发达国家,与西欧国家类似,而女性的退休年龄则低于几乎所有发达国家(赵耀辉,2009)。在我国人口快速老龄化的形势下,这是不可持续的。关于推迟退休年龄的政策,已经有很多讨论和争论,但是很少涉及健康领域,而健康是老年人福利水平的一个重要维度。根据一些国际医学文献,退休晚的人更加长寿(Tsai *et al.*, 2005),晚退休有助于推迟老年痴呆症的发病(Zhan *et al.*, 2009)。如果退休和健康之间存在因果关系,那么在制定退休政策时就应该考虑到这一点,以减轻退休对健康的影响。

社会科学界对于退休与健康之间的关系也有长期的关注,但是并没有一致的结论。从理论上说,由于退休能使人们从工作中的重负中解放出来,从而能够享受生活,因此可以改善健康;但是同时,由于退休使社会活动的范围和生活习惯发生变化,并且自我价值感降低,因此可能通过心理健康影响到身体健康。实证研究的结果也相当不同,有的发现正向的作用(如 Bosse

* 北京大学国家发展研究院。通信作者及地址:雷晓燕,北京大学国家发展研究院,100871;电话:(010) 62758946;E-mail: xylei@ccer.pku.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金重大国际合作项目(项目编号:70910107022)的资助,周黎安、第九届中国经济学会年会以及北京大学国家发展研究院劳动经济讨论班参与者提供了有益意见。

et al., 1991; Midanik *et al.*, 1995; Mein *et al.*, 1998), 有的发现负向的作用(如 Ross and Mirowsky, 1995; Butterworth *et al.*, 2006), 甚至有的研究发现两者没有任何联系(如 Palmore *et al.*, 1984)。

实证研究的结果之所以分歧很大, 除了数据的不同以及研究年代的差异之外, 最主要的是实证方法的问题。前面不少研究都是用简单的最小二乘法(OLS)进行回归或者类似方法得出结论, 但是 OLS 有严重的内生性问题。首先, 健康状况本身就是决定是否退休的重要变量(Sickles and Taubman, 1986; McGarry, 2004; Disney, Emmerson and Wakefield, 2006), 因此存在反向因果带来的偏误; 另外, 有一些无法观测的变量(个人偏好、健康禀赋等)既影响健康也影响退休, 因此会带来遗漏变量误差问题。

从 20 世纪 80 年代后期开始, 不少文献试图利用面板数据来解决内生性问题(如 Kerkhofs and Lindeboom, 1997; Kerkhofs *et al.*, 1999; Dave *et al.*, 2006)。这种方法相对于 OLS, 可以去除不随时间变化的遗漏变量误差, 但是这种方法无法克服随时间变化的遗漏变量误差和反向因果误差, 而这两种误差可能相当严重, 因此这并不是一个令人满意的解决办法。

近年来有一些文献用工具变量(IV) / 断点回归(RD)的办法较好地解决了内生性问题, 他们都是利用退休制度规定的一些年龄点所带来的退休行为的不连续性进行识别的。在这些年龄点前后退休的激励有明显的不同, 比如过了某个年龄, 法律允许退休或者提前退休, 或者过了某个年龄退休金的计算公式有变化等(如 Charles, 2004; Neuman, 2008; Coe and Zamarro, 2008; Johnston and Lee, 2008)。基本的思想是, 在没有退休制度的情况下, 退休应该是随年龄而平滑变化的, 在退休制度所涉及的年龄前后, 如果发现退休率有断点, 那么我们就可以认为这些退休的差异是外生的制度因素带来的, IV/RD 就是利用了退休制度引致的退休的变化来识别退休对健康的因果性影响。

这个方法同样适用于我国城镇地区, 而且由于我国制度上的特点, 退休在年龄上的断点更明显。在美国, 办理退休手续就是开始从政府领取退休金, 与单位是无关的; 任何一个人, 只要他自己愿意, 完全可以继续在原单位工作。而在我国, 一旦办了退休手续, 就意味着离开了原来的单位和岗位, 如果想继续工作, 只能自谋职业, 只有极少数高技能者可以在原单位获得退休返聘待遇, 求职的困难迫使很多人在退休年龄就停止工作。正是因为这个原因, 在美国的研究中, 断点通常不很明显, 这不利于 IV/RD 识别, 但是在我国没有这个问题。从我国 2005 年 1% 人口抽样调查结果看, 不论是提前退休年龄还是正常退休年龄, 都有相应的明显的断点(见图 1)。¹

¹ 有的断点会比较小, 在图上不是十分明显, 但是能够在回归中证实, 详情见下文。

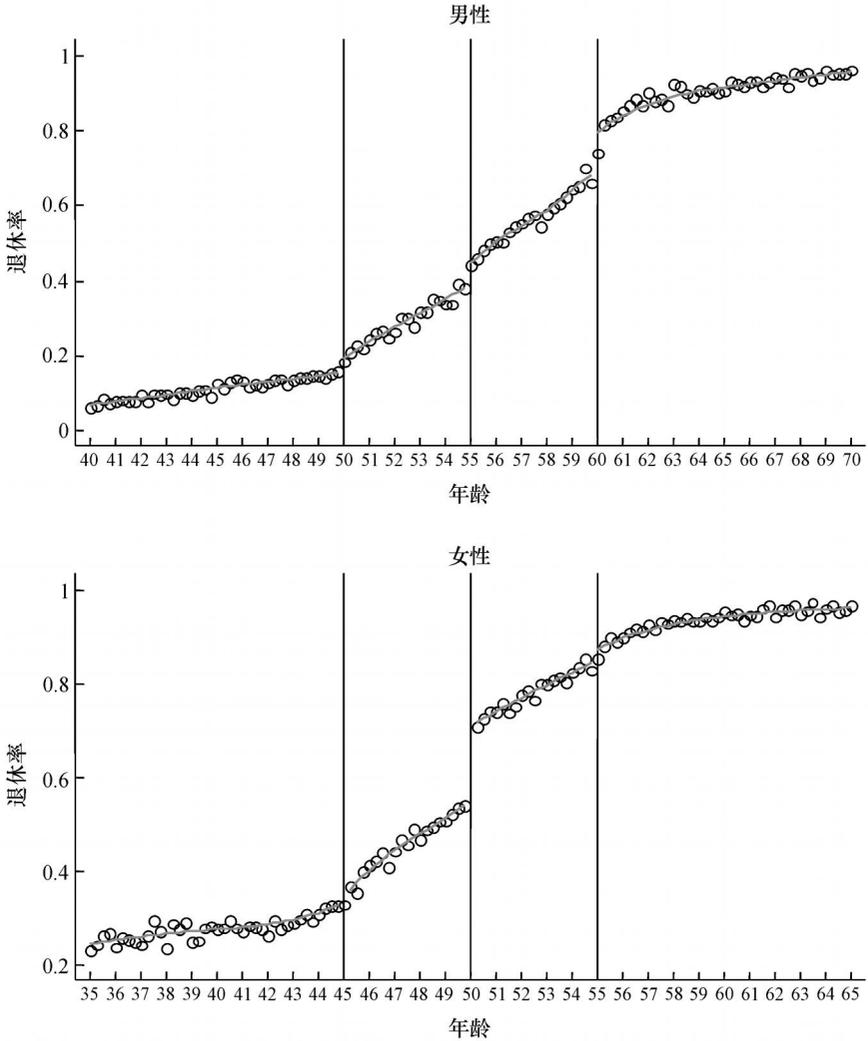


图 1 退休与年龄

资料来源：2005 年 1% 人口调查。

IV/RD 框架要求大的样本量，而 2005 年 1% 人口抽样调查数据可以满足这个需求。本文将使用该数据，研究在我国退休对健康的影响。本文的余下部分安排如下：第二部分简单介绍我国退休制度的安排；第三部分介绍分析框架，包括断点回归设计的原理和模型设定；随后第四部分介绍所使用的数据和相关变量的定义；第五部分报告退休对健康影响的计量结果；第六部分对方法的有效性进行检验；第七部分总结全文。

二、制度背景

到目前为止,我国的养老保险制度主要覆盖的是城镇职工,农村户籍的人口一直不享受养老保险。²在城镇地区,1978年以前的大部分时间,退休养老制度对于国有企业、城镇集体企业、政府部门和事业单位是统一的安排。1978年以后,退休制度对企业职工养老保险和机关事业单位养老保险进行了区分。

企业职工养老保险的很多制度来源于20世纪50年代的规定(1953年《劳动保险条例》和1958年《关于工人、职员退休处理的暂行规定(草案)》),其中就养老保险的规定作了性别和职业间的区分。具体而言,男性职工正常退休年龄是60岁,但是对于从事特殊工种,如高危险(如井下、高空、高温)或者从事有害健康的工作的人群,可以提前到55岁退休。对于女性职工,标准要稍稍复杂一些。一般从事管理和科研的女职工(俗称“干部”)的正常退休年龄是55岁,而一般女职工的正常退休年龄是50岁。与男职工类似,对于从事高危险或者有害健康的工作的,可以提前到45岁退休。改革开放以后,养老保险的改革主要集中在引入社会统筹和个人缴费机制及建立统一养老保险体系方面,同时增加了养老保险的覆盖面(赵耀辉和徐建国,2001)。1997年,国务院发布了《国务院建立统一的企业职工基本养老保险制度的安排》,提出除了原有覆盖群体外,城镇中的私人以及合资外资企业、个体工商户和灵活就业人员都将被养老制度覆盖,尽管从实际的效果来看,后面两种职业的覆盖面还远远没有达到目标水平。

政府机关和事业单位的养老保险制度曾经在50年代末与企业职工养老制度合并,但是改革开放后,由于历史原因,还是形成了独立的养老保险体系。改革开放之后,除了沿用1955年《国家机关工作人员退休处理暂行办法》部分规定外,该制度主要基于1978年国务院下达的《关于安置老弱病残干部的暂行办法》和《关于工人退休退职的暂行办法》中关于政府和事业单位的部分以及1993年出台的《国家公务员暂行条例》三个文件。其中规定:对于公务员,男性的正常退休年龄是60周岁,女性是55周岁;而对于因劳致疾丧失劳动能力的人员,男性和女性分别可以在55周岁和45周岁退休。对于事业单位的工作人员,男性正常的退休年龄也是60周岁;女性如果是干部,可以在55岁正常退休,如果不是可以在50岁正常退休。类似的,对于因劳致疾丧失劳动能力的人员,男性和女性可以分别提前到50周岁和45周岁退休。

内退是中国经济发展当中一个比较特殊的产物。在20世纪末至21世纪

² 最近两年有些地方在试行农村居民养老保险制度,但是覆盖的人群非常小,而且领取养老金与就业历史无关。

初，中国国有企业经历了一个痛苦艰难的转型时期，许多国有企业在这个过程中倒闭。为了减轻国有企业在转型过程中的人员编制和养老方面的负担，1994年国务院下发了《关于在若干城市试行国有企业破产有关问题的通知》，其中明确指出，对于破产或濒临倒闭的国有企业，距离退休年龄不足5年的职工，经本人申请，可以提前退休，并进入社会化的养老保险体制。这个规定促使了那个时间段不少的提前退休行为，使得中国退休人员的构成相对复杂。

总体看来，虽然城镇职工和政府、事业单位的养老制度有不同的安排，但是这些区别主要在于退休金数额的不同，政府、事业单位的退休金相比于企业更多一些，但是无论是企业还是机关事业单位，男性的正常退休年龄都是60周岁，而提前退休的年龄可以是55岁或者50岁；女性的正常退休年龄，如果是干部就是55周岁，如果不是就是50周岁，而提前退休的年龄是45周岁。

三、估计方法

20世纪90年代后期以来，出现了很多运用制度安排在年龄上的非连续性来识别因果关系的文献，例如，Edmonds *et al.* (2004) 利用只有到达某个年龄才能领取养老金的事实来识别接受养老金对家庭结构的影响，Card *et al.* (2004) 利用美国老年医疗保险可以免费提供给65岁以上老人这一事实来研究医疗保险与身体健康以及医疗保健的关系；Chen and Van der Klaauw (2008) 利用美国的伤残补助在年龄上的特殊安排估计了补助对就业的影响。

根据上节的讨论，在中国现行退休制度安排下，退休（指停止工作）状况在三个年龄可能出现跳点，即退休比例的突然增加。对男性而言，跳点可能出现在50岁、55岁和60岁；对于女性，跳点可能出现在45岁、50岁和55岁。当然并非所有人都是在规定退休年龄处停止工作，因为还有其他因素也会影响到退休决定，比如有的人会因为健康状况而更早一些停止工作，再如一些人可能会在办理了法律上的退休手续后返聘或者找到另外的工作等。所以，退休制度仅仅使得退休的可能性在政策规定的退休年龄处发生一个外生的跳跃，但不一定是完全由0至1的改变。具有这种特征的RD被称为模糊(fuzzy) RD，在计量经济学文献上已经被充分讨论过(Angrist and Lavy, 1999; Van der Klaauw, 2002; Chen and Van der Klaauw, 2008)。

为了说明怎么利用退休状况的年龄断点去识别退休对健康的因果关系，我们来看一个简单的模型。设退休状况为 D ，工作时取值0，退休时取值1。 Y_0 为工作时($D=0$)的健康状态，而 Y_1 为退休时($D=1$)的健康状态，一个人的健康状况 Y 可以表示为

$$Y = Y_0 \cdot (1 - D) + Y_1 \cdot D = Y_0 + (Y_1 - Y_0)D.$$

假设 $z_j, j = 1, 2, 3$ 分别是三个断点值，而 X 是造成断点的驱动变量

(forcing variables)³, 这里是年龄。为了叙述简便, 下文主要说明怎样运用一个断点 (z_1) 估计出退休对健康的影响。

在局域连续的假设下, 也就是假设健康的两种状态 $E[Y_0|X]$ 和 $E[Y_1|X]$ 在 z_1 点处连续, 同时还假定个体同质性 ($Y_{i1} - Y_{i0} = a$, 即退休对健康的影响对于不同的个体相同, 都是 a), 就很容易得到:

$$\lim_{x \downarrow z_1} E[Y|X] - \lim_{x \uparrow z_1} E[Y|X] = a \cdot [\lim_{x \downarrow z_1} E[D|X] - \lim_{x \uparrow z_1} E[D|X]] + \lim_{x \downarrow z_1} E[Y_0|X] - \lim_{x \uparrow z_1} E[Y_0|X].$$

由于局域连续的假设, $\lim_{x \downarrow z_1} E[Y_0|X] - \lim_{x \uparrow z_1} E[Y_0|X] = 0$, 只要退休概率在 z_1 上有跳跃, 即 $\lim_{x \downarrow z_1} E[D|X] - \lim_{x \uparrow z_1} E[D|X] \neq 0$, 则我们可以得到退休对健康的效应:

$$a = \frac{\lim_{x \downarrow z_1} E[Y|X] - \lim_{x \uparrow z_1} E[Y|X]}{\lim_{x \downarrow z_1} E[D|X] - \lim_{x \uparrow z_1} E[D|X]}.$$

在异质性的情况下 ($Y_{i1} - Y_{i0} = a_i$), Hahn *et al.* (2002) 指出只需要再加上一个局域的单调性条件, 类似 Imbens and Angrist (1994) 的 LATE (local average treatment effect) 的思路, 上面这个比例式识别的是 $X = z_1$ 的 LATE, 即

$$\frac{\lim_{x \downarrow z_1} E[Y|X] - \lim_{x \uparrow z_1} E[Y|X]}{\lim_{x \downarrow z_1} E[D|X] - \lim_{x \uparrow z_1} E[D|X]} = \lim_{e \rightarrow 0} E[Y_1 - Y_0 | D(z_1 + e) - D(z_1 - e) = 1],$$

其中 e 为一个微小的正值。换句话说, 在异质性情况下我们识别的仅仅是退休对于“顺从者” (compliers)⁴ 的效果, 这里“顺从者”是指退休/工作状态完全由退休制度决定的那些人, 不包括不到年龄就停止工作或者过了退休年龄仍然继续工作的人。

Behncke (2009) 曾经批评使用退休制度作为退休工具变量去估计的文献所识别的“顺从者”可能只是一小部分人群, 甚至可能不是我们所关心的那部分人群。这样的批评对发达国家的研究更适用, 比如美国政府的退休制度

³ 在 RD 框架下驱动变量 X 一般是决定规则的变量。例如如果我们研究选举, D 代表是否胜出, 那么 X 常常是得票数; 再例如如果 D 代表是否上大学, 那么 X 常常是高考分数。

⁴ 在 LATE 的框架下, 基于人群对工具变量(如这里的退休制度)的反应, 常常可以把人群分为四类: 以男性 60 岁法定退休年龄为例, 如果一个人无论是否到达 60 岁都要退休, 我们就称这种人为永远接受者 (always taker); 如果一个人无论是否到达 60 岁都不退休, 那么我们称这种人为永远不接受者 (never taker); 还有一种人是超过 60 岁退休, 没有超过 60 岁就不退休, 这种人就是顺从者 (complier); 最后一种是超过 60 岁反而不退休, 没有超过 60 岁却要退休, 就是叛逆者 (defiler)。在单调性假设下, 在人群中, 叛逆者是不存在的, 这个假设在我们这篇文章是合适的。

并不要求人们离开原工作岗位，一个人可以从政府领取养老金而不用让单位知道，政策规定的退休年龄对人们是否工作的影响局限于经济考虑。但是在中国，绝大部分职工一旦办了退休手续都必须离开现有工作岗位，返聘的是极少数。因此，比起美国，更多的人如果想继续工作，就必须另外找工作，而这对于老年人是比较困难的，因此我们认为在中国，“顺从者”是大部分人群，研究的结果可以具有比较普遍的意义。

运用 RD 分析的基本思路如下：因为退休制度对于个人是外生的，因此我们希望利用退休制度作为工具变量来识别退休对于健康的影响；对于个人来讲，退休制度的影响反映在个人的年龄是否达到退休规定的年龄，因此一个替代方案是用个人是否达到退休年龄作为工具变量。但是，虽然年龄是外生的，但是年龄本身对健康状况有直接的影响，年龄越大健康状况越差，因此年龄不能直接成为工具变量，但是如果我们把样本限制在政策规定的退休年龄附近的人群，同时在这个小的区域内比较好地控制年龄效应，再利用工具变量的思想，把政策规定的退休年龄之前和之后的人作为控制组和实验组，就可以利用退休制度对人们退休决定的外生冲击去估计退休对健康的影响。这种局域实验设计 (local experiment design) 的思想被 Lee and Lemieux (2009) 反复强调过。

在实施以上估计思路时，一种选择是利用非参数的估计方法 (Hahn et al., 2002):

$$\lim_{x \uparrow Z_1} E[Y|X] = \frac{\sum_{i \in K} Y_i w_i}{\sum_{i \in K} w_i}, \quad \lim_{x \uparrow Z_1} E[Y|X] = \frac{\sum_{i \in K} Y_i (1 - w_i)}{\sum_{i \in K} (1 - w_i)},$$

$$\lim_{x \uparrow Z_1} E[D|X] = \frac{\sum_{i \in K} D_i w_i}{\sum_{i \in K} w_i}, \quad \lim_{x \uparrow Z_1} E[D|X] = \frac{\sum_{i \in K} D_i (1 - w_i)}{\sum_{i \in K} (1 - w_i)},$$

其中 $w_i = I(z_1 \leq x_i < z_1 + h)$, h 是带宽，表示选择的样本人群的年龄区域的大小；而 K 指代在一个年龄值附近的一个 $z_1 - h \leq x_i < z_1 + h$ 的样本。根据 Imbens and Lemieux (2008) 的讨论，上面这个非参数方法数值上等价于下面这个参数估计量：

$$Y_i = a_0 + a_1 D_i + a_2(x_i - z_1) + a_3 S_{li}(x_i - z_1) + u_i,$$

$$D_i = b_0 + b_1 S_{li} + b_2(x_i - z_1) + b_3 S_{li}(x_i - z_1) + \varepsilon_i,$$

其中 $z_1 - h \leq x_i < z_1 + h,$ (1)

其中我们用指示变量 S_j 来反映个体所处的年龄与断点之间的关系 (大于断点就取值为 1)，即 $S_j = 1(X \geq z_j), j = 1, 2, 3$ 。

本文中我们将估计(1)式并报告其结果。⁵仔细观察(1)式,除了局域样本的限制($z_1 - h \leq x_i < z_1 + h$)以减弱年龄的健康效应之外,还有两个直接的年龄效应控制 $x - z_j$ 和 $(x - z_j)S_j$,其中第二项即交叉项控制了断点前后年龄效应可能发生的变化,这样通过局域的限制和合适的直接年龄健康效应的控制,估计出的就是我们所关心的退休与健康的因果关系。

要保证(1)式的估计值是一致的,在2SLS框架下,我们需要假定在控制 $x - z_j$ 和 $(x - z_j)S_j$ 的情况下, S_j 与 u 无关,换句话说就是满足连续假定。为了检验我们使用的方法是有效的,本文将考虑集中以下几种有效性检验:

首先,我们将报告不同带宽的局域估计值,以检验估计的稳定性。随后,我们将检验除年龄之外的其他不受退休影响的控制变量是否在政策规定的退休年龄处有跳点。因为如果RD的方法是有效的,也就是说工具变量仅仅通过退休影响健康,我们不应该观察到不受退休影响的其他控制变量在政策规定的退休年龄上有任何跳点。除此之外,我们还将检验我们的驱动变量,也就是年龄密度函数的连续性。主要的考虑是,尽管真实的年龄是不能由人们选择的,但是自报的年龄很有可能存在选择性偏差。例如为了拿到退休金,人们有可能会高报自己的年龄,并且刚好等于拿退休金的60岁。一旦驱动变量存在完全的选择性(不完全的选择性在RD框架下是允许的),将不可避免地影响我们识别的效果。而检验驱动变量没有完全选择性的方法是检验驱动变量密度函数的连续性(McCrary, 2008; Imbens and Lemieux, 2008),这也是我们考虑的检验。最后,为了说明我们估计得到显著的政策规定的退休年龄处的跳点不是由于我们的样本大或者模型设定的缘故,我们在政策规定的退休年龄前后取点,进行了与前面类似的局域估计,看是否在这些点我们还能估计出显著的结果,从而来验证我们方法的有效性。

关于有效性还有一个疑问是,随着退休,人们的收入从工资转为退休金,一般来讲,数量上会有相当的减少,从而收入在政策规定的退休年龄处也会有断点,这是否会影响我们的识别呢?答案是不会,因为这里估计的退休对健康的影响包括了收入、工作状态以及福利变化的混合体对健康的综合影响,收入的变化仅仅是影响健康的一个因子,它对我们考察退休怎样影响健康,也就是退休影响健康的渠道有重要的意义,但却不影响这里的识别。

四、数据和变量定义

本文主要运用2005年的1%人口抽样的数据来进行实证分析。我们首先根据出生年月日和调查年月构造以季度为基本单位的年龄信息。通过精确到

⁵ 我们也进行了非参数估计,估计结果与参数方法非常类似,所以本文只报告参数估计的结果。

季的年龄，我们能更好地划分在政策退休年龄前后的人群。

因为在我们的样本年龄内，只有城市户口居民才享受退休待遇，所以我们将分析的样本限制在拥有城市户口的人群。

本文的退休定义为人们永久性地离开劳动力市场。具体而言，定义退休为，如果受访者回答“最近工作”或者“在职休假、学习、临时停工或季节性歇业未工作”或者“正在或试图找工作，尽管最近没有工作”，则这个指示变量等于0，否则等于1。

2005年1%人口抽样为我们提供了大量样本，这是使用RD方法所必需的，因为我们只能取一个很小的年龄区域。另外，2005年1%人口抽样提供了受访者身体健康状况的信息。受访者可以从四个选项中选择：“1. 身体健康”，“2. 基本能保证正常的生活工作”，“3. 不能正常工作或生活不能自理”，以及“4. 说不准”。如果受访者选择的是“1”，我们定义“身体健康”这个变量为1，否则为0。这种两分法在文献中常用，例如引言中提到的最近关于退休对健康影响的研究，如Neuman (2008)、Johnston (2008)、Coe and Lindboom (2008)等在使用自评健康这个变量时都采用了0-1两分法。

该变量与文献中常用的自评健康类似。虽然自评健康的指标如Strauss (1998)指出的那样具有主观性的缺陷，但是Ideler and Benyamini (1997)等人通过总结和对比二十多年与自评健康相关的文献指出，自评健康是预测死亡以及其他身体状况独立和重要的指标，在一定程度上甚至比其他客观指标更全面与准确，因为自评健康不仅反映了个体对现有疾病严重程度的认知与判断，甚至还反映了那些没有被诊断出来但是却已经有症状的疾病。不仅如此，由于健康是一个多维度的概念，即使数据中存在客观健康，例如血压指标或者ADL，也不一定很好地说明真实的身体健康状况。所以即使存在客观健康指标，一些学者也会偏向于使用自评健康，例如Deaton and Paxson (1998)，他们的数据库是有很多客观健康指标的NHIS和PSID，但是文章却仅仅使用了自评健康来做分析。除了Ideler and Benyamini (1997)所提到的原因外，更重要的是，一些客观健康指标如ADL只在高龄老人中有显著差异，对相对年轻的人群的健康并非一个很好的衡量指标。由于以上原因，即使强烈批评自评健康的学者们也并不放弃对该指标的分析。

其实，在后文中我们也会发现，自评健康状况随着年龄平滑地下降，这样的结果非常符合我们的直觉，也间接说明用自评健康来反映人的身体状况有一定合理性。当然使用自评健康使得我们对结果的阐释必须要小心，因为自评健康是客观健康与主观心理健康的综合体，仅仅是对个体身体状况基本的描述。至于退休通过何种渠道影响自评健康，是通过影响心理还是某方面的客观健康，则是将来研究的方向。

本文的其他社会和人口学变量定义如下：婚姻状况被分为在婚、离婚、从未结婚和丧偶四类；教育水平按大专或大专以上、中学文凭（高中或初中）

和小学或小学以下分为三类⁶；性别、户口等信息都能在问卷中直接找到。

五、基本结果

在这一节，我们首先报告退休制度对退休和健康的影响，这一部分的结果一方面决定了我们一阶段回归的有效性，另一方面也直观地给出了 RD 估计的识别策略。在第二部分，我们将在 RD 框架下运用工具变量估计出退休对健康的影响。

(一) 简化型估计

前面提到，从图 1 中可以看出，无论是男性还是女性，在政策规定的正常退休年龄处（男 60 岁，女 50 岁）都有相应的跳点。此外，在提前退休的年龄（男性 50 岁和 55 岁，女性 45 岁）也有跳点。相对而言，正常退休年龄的断点更明显。女性的退休率的跳点在 55 岁不是十分明显，这是因为女干部在女性中的比率比较小。⁷其次，在提前退休和正常退休年龄之间，除了几个跳点，退休率是逐步平滑地升高的。

回归结果也证实了我们前面的分析。表 1 给出了退休制度对退休影响的局域估计。其中局域估计中 + 1/- 1 是指在政策规定的退休年龄上下一岁之间取样本，例如如果我们在 60 岁估计 + 1/- 1 的值，我们取的样本就是 [59, 61) 岁。局域估计的标准差是稳健型标准差，方程中其他控制变量包括教育水平、婚姻状况和省的虚拟变量。理论上，为了达到一致的 RD 的估计量是不需要这些控制变量的（Lee and Lemieux, 2009），加入这些额外的控制变量只是为了提高效率。⁸结果可以看到对于男性，在正常退休年龄，退休率大致有显著 9% 左右的跳跃，而提前退休率大致有 4%—5% 的跳跃；而对于女性而言，在 50 岁时退休率大约有 10% 左右的跳跃，而在其他年龄，大致有 3%—4% 的跳跃。

表 1 退休制度对退休的影响

	男性			女性				
	+ /- 1	+ /- 2	+ /- 3	+ /- 1	+ /- 2	+ /- 3		
年龄	50	0.03** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	45	0.02* (0.01)	0.03** (0.01)	0.03** (0.01)
	55	0.04* (0.02)	0.05*** (0.01)	0.06*** (0.01)	50	0.08*** (0.02)	0.12*** (0.01)	0.13*** (0.01)
	60	0.07*** (0.02)	0.08*** (0.01)	0.11*** (0.01)	55	0.02* (0.01)	0.03** (0.01)	0.03*** (0.01)

⁶ 我们这里不把小学文凭以下的专门分为一类，因为我们的研究样本主要在城市，这部分人群相对少，尽管在中国农村情况会倒过来。

⁷ 如果我们按教育分组，可以看到那些拥有大学（大专）文凭以上的女性（常常也是干部）的退休率就在 55 岁有一个相当大的跳跃，但是这一部分女性的数量仅仅是拥有中学文凭女性数量的约 1/10。

⁸ 实际上如果不加入这些额外的控制变量，我们的估计也基本没有什么变化。

(续表)

	男性			女性		
	+ / - 1	+ / - 2	+ / - 3	+ / - 1	+ / - 2	+ / - 3
样本数	50	10 015	20 928	45	10 130	20 783
	55	8 077	16 836	50	7 837	16 292
	60	7 272	12 930	55	7 951	17 997

注：括号内数字是标准差，* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ 。

前面的制度对退休影响的分析相当于一阶段的结果，在进入主要的回归方程（退休对健康的影响，即二阶段回归）之前，我们再简要分析一下简化型（reduced form）的结果。之所以考虑简化型的回归，不仅在于简化型模型的稳健性，更在于在 RD 框架下，简化型模型能够直观地展示我们分析的基础和相关关系。

图 2 给出了健康和年龄的基本关系，上图是男性的健康情况，下图是女性的。

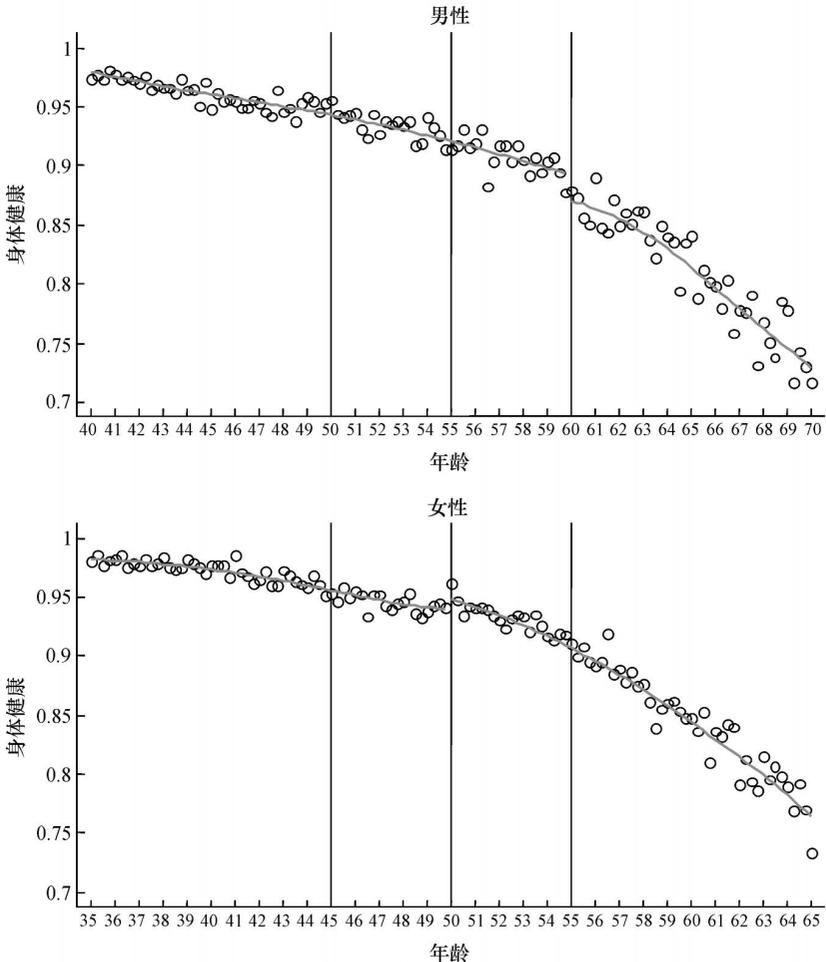


图 2 健康与年龄

资料来源：2005 年 1% 人口抽样。

很明显,男性的健康是随年龄平滑变化的,但在60岁有个跳点;而女性的健康非常平滑,基本没有明显的跳点。以上图形的分析被回归结果(表2)所支持。例如在60岁,局域估计显示男性的主观健康有0.03的显著下降,而女性的估计值均不显著且趋于0。

表2 退休制度对健康的影响

	男性			女性				
	+/- 1	+/- 2	+/- 3	+/- 1	+/- 2	+/- 3		
身体健康	50	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.00 (0.00)	45	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)
	55	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	50	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
	60	-0.03** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	55	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)

注:括号内数字是标准差,*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$ 。

(二) 退休对健康的影响

前面我们利用简化型回归研究了退休制度对退休和健康的影响,从整体样本来看,我们的结果表明超过政策规定的退休年龄会使得退休的可能性大大增加,对男性的健康可能产生一定的负面影响而对女性健康则没有影响或者影响很小。但是我们知道简化型回归的分析还不能回答我们根本的问题:退休对健康到底有多大影响?所以这一节,我们将构造工具变量的估计值来回答这一问题。

表3给出了(1)式的回归结果。从中可以看到,男性超过60岁才退休,会对主观健康产生显著的负面影响。从数值上来说,局域估计告诉我们,正常退休会让男性身体健康的可能性减小24—43个百分点(由于所取的带宽不同而稍有差异),也就是减小27%—49%。⁹

表3 退休对健康的影响

	+/- 1	+/- 2	+/- 3	
男性	50	0.13 (0.19)	-0.13 (0.15)	-0.11 (0.11)
	55	0.14 (0.24)	0.09 (0.14)	-0.01 (0.09)
	60	-0.43* (0.24)	-0.37*** (0.15)	-0.24*** (0.08)

⁹ 59—61岁的样本回答身体健康的比例为0.882;58—62岁的样本回答身体健康的比例为0.883;57—63岁的样本回答身体健康的比例为0.885。

(续表)

		+ / - 1	+ / - 2	+ / - 3
女性	45	0.06 (0.31)	0.05 (0.17)	- 0.03 (0.13)
	50	0.06 (0.10)	0.07 (0.05)	0.06 (0.05)
	55	- 0.30 (0.51)	- 0.28 (0.36)	- 0.29 (0.27)

注：括号内数字是标准差，* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ 。

为什么在除了正常退休（60岁）之外，提前退休对健康会没有影响？我们的解释有两点：首先，那些提前退休的人群很可能本身的身体健康状况就不好，而且有相当部分还属于低收入群体，所以即使退休可能是一种令人沮丧的事件或冲击，但对于他们而言，这个冲击相比于其他生活的苦难可能根本是微不足道的，也许正是他们对事件本身的不敏感让我们得到这样的结果；其次，一般来说，相对于正常退休而言，提前退休需要职工具备一定的条件，也更具有自愿的性质，这使得这群退休人员更有可能有足够的时间和心理准备，比较好地应付退休以后生活的巨大变化，因此提前退休对退休人员的冲击更小。这样的结果也不禁提醒我们，也许正是因为正常退休的强制性，导致了对个人而言的生活上的巨大冲击，从而造成了退休对健康负面的影响。另一方面，从我们的结果来看，更为弹性的退休制度似乎能够减弱这种影响，也许这也正是我们和国外一些研究结果结论相反的原因之一。

与男性相反，总体而言，退休对女性的健康没有任何影响。一种可能的解释是，传统上，中国的家庭分工是“男主外女主内”，所以女性在退休后，比男性更容易在烦琐的家庭事务或者更多的社会活动中找到自己的位置，认识和肯定自己。因此退休对女性而言，冲击不一定非常大。相反，男性的退休常常意味着社会地位、经济来源和社会交往的结束，并且他们难以通过家庭事务的分担来缓解，所以相对于女性，男性应该对退休更为敏感。

既然正常退休会对男性的健康产生影响，那么这个影响在男性的不同人群中会有很大差别吗？一种想法是利用退休前的收入，对男性人群进行分组估计，但是我们缺乏退休前的收入信息，所以我们采取了教育分组的方法。不难知道教育与收入高相关，另一方面教育又不随退休而变化，所以教育是一个理想的分组方式。表 4 给出了按大学学历和高中以及高中以下学历分组的估计结果。我们看到退休对健康的负面效应主要集中在高中及以下教育水平的男性，而对大学及以上教育水平的男性则没有显著影响。这既有可能是由于高教育水平的男性受到的退休冲击较小，也有可能是由于高教育的男性本身更能够应对退休造成的影响。

表 4 教育分组下退休对健康的影响

	+ / - 1	+ / - 2	+ / - 3
大学学历	- 0.19 (0.24)	- 0.06 (0.12)	- 0.16 (0.19)
高中以及高中以下学历	- 0.45** (0.11)	- 0.50** (0.24)	- 0.31** (0.13)

注: 括号内数字是标准差, * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

六、有效性检验

在这一节, 我们对方法的有效性做一些必要的检验。连续性假定的一个推论是其他特征变量或者控制变量在阈值处也是平滑的。尽管我们不能检验每个人的平滑特征, 但我们可以检测整体样本的平滑特征。因为如果每个人的这些特征变量都是连续的, 总体的加总也应该是连续的。

表 5 给出了调查表中我们能够找到的一些控制变量, 例如是否有大学、中学、小学文凭以及是否结婚、离异和丧偶等变量的分析结果, 其回归分析的方法与前面的简化型的回归一样, 只是用这些原来的控制变量作为因变量来做同样的回归。从表中, 我们看到, 对于这些不该受退休影响的变量, 无论是在提前退休年龄还是在正常退休年龄, 均没有发现显著的结果。

表 5 控制变量的连续性检验

	男性			女性				
	+ / - 1	+ / - 2	+ / - 3	+ / - 1	+ / - 2	+ / - 3		
大学文凭	50	- 0.00 (0.02)	- 0.01 (0.01)	- 0.01 (0.01)	45	- 0.01 (0.02)	- 0.00 (0.01)	- 0.01 (0.01)
	55	0.04 (0.02)	- 0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	50	0.01 (0.01)	- 0.01 (0.01)	- 0.01 (0.01)
	60	0.02 (0.02)	0.01 (0.01)	- 0.00 (0.01)	55	- 0.03 (0.02)	- 0.02 (0.01)	- 0.02 (0.01)
	50	0.00 (0.02)	- 0.00 (0.01)	- 0.00 (0.00)	45	0.00 (0.02)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
	55	- 0.01 (0.02)	0.00 (0.01)	- 0.01 (0.01)	50	- 0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
	60	0.03 (0.02)	0.02 (0.02)	0.00 (0.00)	55	- 0.02 (0.02)	- 0.02 (0.01)	- 0.00 (0.01)
中学文凭	50	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	45	0.01 (0.01)	- 0.01 (0.01)	- 0.01 (0.01)
	55	- 0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	- 0.00 (0.01)	50	- 0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
	60	- 0.00 (0.02)	- 0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	55	0.04 (0.02)	0.03 (0.02)	0.02 (0.02)
	50	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	45	0.01 (0.01)	- 0.01 (0.01)	- 0.01 (0.01)
	55	- 0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	- 0.00 (0.01)	50	- 0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
	60	- 0.00 (0.02)	- 0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	55	0.04 (0.02)	0.03 (0.02)	0.02 (0.02)

(续表)

	男性			女性				
	+ / - 1	+ / - 2	+ / - 3	+ / - 1	+ / - 2	+ / - 3		
已婚	50	- 0 00 (0 01)	- 0 00 (0 01)	- 0 01 (0 00)	45	0 00 (0 01)	- 0 00 (0 01)	0 00 (0 00)
	55	0 01 (0 01)	0 00 (0 01)	- 0 01 (0 01)	50	0 02 (0 01)	0 01 (0 01)	0 01 (0 01)
	60	- 0 01 (0 01)	0 00 (0 01)	0 00 (0 01)	55	- 0 01 (0 01)	0 01 (0 01)	0 00 (0 01)
从未结婚	50	- 0 00 (0 00)	0 00 (0 00)	0 00 (0 00)	45	- 0 00 (0 00)	0 00 (0 00)	- 0 00 (0 00)
	55	- 0 01 (0 00)	- 0 00 (0 00)	0 00 (0 00)	50	- 0 00 (0 01)	- 0 00 (0 00)	- 0 00 (0 00)
	60	0 00 (0 00)	- 0 00 (0 00)	- 0 00 (0 00)	55	- 0 00 (0 00)	- 0 00 (0 00)	- 0 00 (0 00)
离异	50	0 00 (0 01)	- 0 00 (0 00)	0 00 (0 00)	45	- 0 00 (0 00)	- 0 00 (0 00)	- 0 00 (0 00)
	55	- 0 00 (0 01)	0 00 (0 00)	0 00 (0 00)	50	- 0 00 (0 00)	0 00 (0 00)	0 00 (0 00)
	60	- 0 00 (0 01)	- 0 01 (0 00)	- 0 01 (0 00)	55	0 00 (0 00)	- 0 01 (0 00)	- 0 00 (0 00)
守寡	50	0 00 (0 00)	0 00 (0 00)	0 00 (0 00)	45	0 01 (0 01)	0 00 (0 00)	0 00 (0 00)
	55	- 0 00 (0 01)	0 00 (0 00)	0 00 (0 00)	50	- 0 01 (0 01)	0 00 (0 01)	0 00 (0 00)
	60	0 01 (0 01)	0 01 (0 00)	0 01 (0 00)	55	0 01 (0 01)	- 0 00 (0 01)	0 00 (0 01)

注：左边的文字是因变量，括号内数字是标准差。

其次，如前文所言，尽管人们的真实年龄随着时间变化而变化，因而不会被选择，但是样本中的年龄有可能因为自报的缘故出现选择性，从而影响我们的识别。理论上，直接检验驱动变量是否有选择性的方法是检验每个人的驱动变量的密度函数是否在阈值处存在断点。与上面的检验类似，由于不可能检验每个人的密度函数，于是一种直观的方法是检验总体加总的密度函数的连续性。图 3 给出了本文的驱动变量——年龄分性别的密度函数。纵坐标的单位是百分比。

可以看到，无论是男性还是女性，年龄的密度函数在政策规定的退休年龄处是连续和平滑的，没有显著的跳点。这个检验在一定程度上支持了我们的方法是有效的。

最后，我们检验是否由于大样本或者说模型设定的缘故导致了所发现的显著性结果。我们取每个政策规定的退休年龄前后各一年¹⁰作为我们假想的断

¹⁰ 作者也做了政策规定的退休年龄前后 2 年或者 3 年的点的检验，结论依然是一致的。

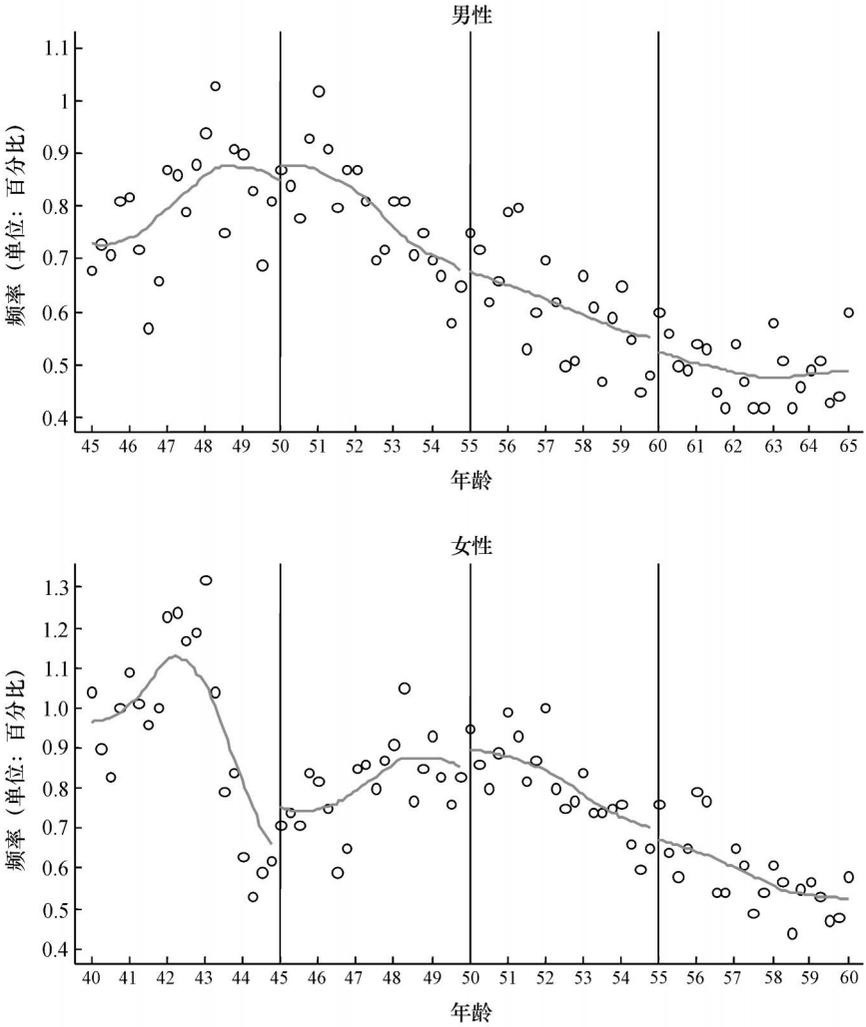


图3 年龄的密度函数

资料来源：2005年1%人口调查。

点处。例如60岁是男性正常退休的年龄，那么我们就取59岁和61岁作为假想的阈值，然后用前面类似的方法进行估计。如果我们的方法是对的，那么我们在这些假想的跳点处就不应该发现显著的结果。与前面的估计的一个不同的细节是，由于我们知道政策规定的退休年龄存在断点，于是我们在这些假想的断点处做估计时，样本不能取太大 (Imbens and Lemieux, 2008)。例如如果是检验61岁，那么样本只能取到60岁与62岁，这就相当于一个在61岁处的 $+1/-1$ 的局域估计。

表 6 给出了这些估计的结果，从表 5 可以看到尽管取了距离政策规定的退休年龄相当近的点，但是几乎所有的估计都趋于 0，并且不显著，充分说明我们的方法是合适和有效的。

表 6 对其他年龄可能成为断点的检验

	男性		女性
	0 00 (0 02)	56	- 0 01 (0 01)
	0 02 (0 02)	54	0 02 (0 02)
年龄	- 0 01 (0 02)	51	- 0 01 (0 02)
	- 0 02 (0 02)	49	0 03 (0 02)
	0 01 (0 01)	46	0 03 (0 02)
	- 0 00 (0 01)	44	0 02 (0 02)

注：括号内数字是标准差。这里的估计模型还是(1)式，估计的样本是可能成为断点年龄的前后 1 岁。而可能成为断点的年龄是政策规定的退休年龄的前后 1 岁。

关于我们结果的一个可能的疑问是：因为政策规定的退休年龄人所共知，那么靠近该退休年龄的那部分人群，尽管他们不能控制自己的年龄，但是否会因此提前调整自己的行为以适应退休生活呢？如果这个假设成立，我们应该可以预想这种调整会对健康产生正的影响，换句话说，这种因素只会使我们的结果上偏。可是我们实际上发现退休对健康是负的影响，反而说明原来的效果应该更强。

一、结 论

本文使用 2005 年 1% 全国人口抽样调查数据，利用中国退休制度对人们退休决定的外生冲击以及断点回归设计 (RD) 研究了退休 (指永久性离开劳动力市场) 对人们健康状况的影响。我们发现在正常退休年龄退休对男性健康有显著的负面影响，对女性则没有影响，原因可能在于女性比男性更容易调节心态，适应退休生活。另外，我们发现提前退休对男性和女性的健康都没有影响，这可能是由于提前退休多是自愿发生的；相比之下，强制退休对人们的健康影响更大。分样本的回归发现退休对男性健康的负面影响主要体现在高中及以下教育程度的群体，这可能是由于退休对于他们的冲击相对比较大，也可能是由于高教育水平的人更有能力安排退休后的生活，更能应对退休的冲击。当然，自评健康是一个对健康状况测量的综合指标，退休到底通过何种渠道影响退休人员的自评健康，是心理的还是身体方面的不适应，

还需要我们做进一步的研究。

在中国即将面临老龄化冲击的情况下,如何改革退休制度也成为 一个备受关注的话题。根据本文的研究结果,强制男性工人在 60 岁时退休,有可能使他们的健康变差,而以自愿为基础的提前退休对健康没有影响。这意味着,在设计退休制度时,不应该一刀切,在规定了最低退休年龄以外,应该给劳动者一定的推迟退休年龄的灵活性,使愿意继续工作的劳动者能够继续留在工作岗位上。

参 考 文 献

- [1] Angrist, J., “Estimating the Labor Market Impact of Voluntary Military Service Using Social Security Data on Military Applicants”, *Econometrica*, 1994, 66(2), 249—288
- [2] Angrist, J., and G. Imbens, “Two-stage Least Squares Estimates of Average Causal Effects in Models with Variable Treatment Intensity”, *Journal of the American Statistical Association*, 1995, 90(430), 431—442
- [3] Angrist, J., and V. Lavy, “Using Maimonides’ Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement”, *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 114(2), 533—575
- [4] Ashenfelter, O., and D. Card, “Did the Elimination of Mandatory Retirement Affect Faculty Retirement?” *American Economic Review*, 2002, 92(4), 957—980
- [5] Behncke, S., “How Does Retirement Affect Health?” Institute for the Study of Labor (IZA), IZA Discussion Paper 4253, 2009
- [6] Bound, J., and T. Waidmann, “Estimating the Health Effects of Retirements,” Working Paper wp168, University of Michigan, Michigan Retirement Research Center, 2007
- [7] Bosse, R., C. Aldwin, M. Levenson, and K. Workman Daniels, “How Stressful Is Retirement? Findings from the Normative Aging Study”, *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, 1991, 46(1), 9—14
- [8] Butterworth, P., S. Gill, B. Rodgers, K. Anstey, E. Villamil and D. Melzer, “Retirement and Mental Health: Analysis of the Australian National Survey of Mental Health and Wellbeing”, *Social Science and Medicine*, 2006, 62(5), 1179—1191.
- [9] Card, D., C. Dobkin, and N. Maestas, “The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare”, NBER Working Paper No. 10365, 2004
- [10] Carp, F., “Retirement Crisis”, *Science*, 1967, 157(3784), 102—103
- [11] Charles, K., “Is Retirement Depressing? Labor Force Inactivity and Psychological Wellbeing in Later Life”, *Research in Labor Economics*, 2004, 23, 269—299.
- [12] Chen, S., and W. Van der Klaauw, “The Work Disincentive Effects of the Disability Insurance Program in the 1990s”, *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2), 757—784
- [13] Coe, N., and G. Zamorro, “Retirement Effects on Health in Europe”, Working Paper No. 588, RAND Labor and Population Working Paper Series, 2008
- [14] Coe, N., and M. Lindeboom, “Does Retirement Kill You? Evidence from Early Retirement Withdrawals”, Institute for the Study of Labor (IZA), IZA Discussion Papers 3817, 2008.
- [15] Dave, D., I. Rashad, and J. Spasojevic, “The Effects of Retirement on Physical and Mental Health Outcomes”, NBER Working Paper No. 12123, 2006

- [16] Deaton, A., and C. Paxson, "Aging and Inequality in Income and Health", *American Economic Review*, 1998, 88(2), 248—253
- [17] Disney, R., C. Emmerson, and M. Wakefield, "Health and Retirement in Britain: a Panel Data based Analysis", *Journal of Health Economics*, 2006, 25(4), 621—649
- [18] Edmonds, E., K. Mammen, and D. Miller, "Rearranging the Family? Income Support and Elderly Living Arrangements in a Low Income Country", NBER Working Paper No 10306, 2004
- [19] Elwell, F., and A. Maltbie Crannell, "The Impact of Role Loss upon Coping Resources and Life Satisfaction of the Elderly", *Journal of Gerontology*, 1981, 36(2), 223—232
- [20] Grossman, M., "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2), 223—255
- [21] Hahn, J., P. Todd, and W. Van der Klaauw, "Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression Discontinuity Design", *Econometrica*, 2001, 2001, 69(1), 201—209
- [22] Hodson, R., "Dignity in the Workplace Under participative Management: Alienation and Freedom Revisited", *American Sociological Review*, 1996, 61(5), 719—38
- [23] Idler, E., and Y. Benyamini, "Self-rated Health and Mortality: A Review of Twenty seven Community Studies", *Journal of Health and Social Behavior*, 1997, 38(1), 21—37.
- [24] Imbens, G., and J. Angrist, "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects", *Econometrica*, 1994, 62(2), 467—475
- [25] Imbens, G., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice," *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2), 615—635.
- [26] Johnston, D., and W. Lee, "Retiring to the Good Life? The Short-term Effects of Retirement on Health", *Economics Letters*, 2008, 103(1), 8—11
- [27] Kerkhofs, M., and M. Lindeboom, "Age Related Health Dynamics and Changes in Labour Market Status", *Health Economics*, 1997, 6(4), 407—423
- [28] Kerkhofs, M., M. Lindeboom, and J. Theeuwes, "Retirement, Financial Incentives and Health", *Labour Economics*, 1999, 6(2), 203—227.
- [29] Lee, D., and D. Card, "Regression Discontinuity Inference with Specification Error", *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2), 655—674
- [30] Lee, D., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs in Economics", NBER Working Paper No 14723, 2009
- [31] McCrary, J., "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test", *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2), 698—714
- [32] McGarry, K., "Health and Retirement: Do Changes in Health Affect Retirement Expectations?" *Journal of Human Resources*, 2004, 39(3), 624—648.
- [33] Mein, G., P. Higgs, J. Ferrie, and S. Stansfeld, "Paradigms of Retirement: the Importance of Health and Ageing in the Whitehall II Study", *Social Science & Medicine*, 1998, 47(4), 535—545
- [34] Minkler, M., "Research on the Health Effect of Retirement: An Uncertain Legacy", *Journal of Health and Social Behavior*, 1981, 22(2), 117—130
- [35] Midanik, L., K. Soghikian, L. Ransom, and I. Tekawa, "The Effect of Retirement on Mental Health and Health Behaviors: The Kaiser Permanent Retirement Study", *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 1995, 50B, S59—S61
- [36] Neuman, K., "Quit Your Job and Get Healthier? The Effect of Retirement on Health", *Journal of Labor Research*, 2008, 29(2), 177—201.

- [37] Palmore, E., G. Fillenbaum, and L. George, "Consequences of Retirement", *Journal of Gerontology*, 1984, 21, 109—116
- [38] Ross, C., "Consequences of Retirement Activities for Distress and the Sense of Personal Control", *Journal of Health and Social Behavior*, 1998, 39(4), 317—334
- [39] Ross, C., and J. Mirowsky, "Households, Employment, and the Sense of Control", *Social Psychology Quarterly*, 1992, 55(3), 217—235
- [40] Ross, C., and J. Mirowsky, "Does Employment Affect Health?" *Journal of Health and Social Behavior*, 1995, 36(3), 230—243
- [41] Sickles, R., and P. Taubman, "An Analysis of the Health and Retirement Status of the Elderly", *Econometrica*, 1986, 54(6), 1339—1356.
- [42] Smith, J., "The Impact of Socioeconomic Status on Health over the Life Course", *Journal of Human Resources*, 2007, 42(4), 739—764.
- [43] Strauss, J., and D. Thomas, "Health, Nutrition and Economic Development", *Journal of Economic Literature*, 1998, 36(2), 766—817
- [44] Tsai, S., J. Wendt, R. Donnelly, G. de Jong, and F. Ahmed, "Age at Retirement and Long Term Survival of an Industrial Population: Prospective Cohort Study", *BMJ* doi: 10.1136/bmj.38586.448704.E0, 21 October, 2005
- [45] Van der Klaauw, W., "Estimating the Effect of Financial Aid Offers on College Enrollment: A Regression Discontinuity Approach", *International Economic Review*, 2002, 43(4), 1249—1287.
- [46] 赵耀辉, "第二届中国健康与养老国际研讨会", 北京大学国家发展研究院第69期简报, 2009。
- [47] 赵耀辉、徐建国, "我国城镇养老保险体制改革中的激励机制问题", 《经济学(季刊)》, 2001年第1卷第1期, 第193—207页。
- [48] Zhan, Y., M. Wang, S. Liu, and K. Shultz, "Bridge Employment and Retirees' Health: A Longitudinal Investigation", *Journal of Occupational Health Psychology*, 2009, 14(4), 374—389

Does Retirement Affect Health?

XIAOYAN LEI LI TAN YAOHUI ZHAO

(Peking University)

Abstract We use the 2005 1% population sample survey of China to identify the causal effect of retirement on health with retirement meaning leaving the labor market permanently. Exploring the mandatory retirement policies in China and with a regression discontinuity design, we focus on sharp contrasts in retirement between individuals whose ages are just under and over the mandatory retirement age. We find negative and significant effect at normal retirement age for men, and the effect is non-existent at early retirement age. Our results highlight the importance of permitting flexibility in retirement age when designing the retirement system.

JEL Classification C14, C21, I10