

延迟退休意愿、医疗服务利用与健康收益

朱铭来 申宇鹏 康琢*

摘要: 本文通过理论分析以及采用模糊断点回归和工具变量法证明并检验了不同延迟退休意愿个体的医疗服务利用决策差异及其健康收益变动。研究发现,在延迟退休政策尚未全面实施,强制退休仍发挥作用的背景下,由于预期不一致,相对于无延迟退休意愿个体,有延迟意愿个体在退休前后医疗消费平滑过渡,这不是延后就诊的结果,而是提前进行健康投资的作用。进一步研究表明,延迟退休意愿有着明显的医疗控费效果,且增加了个体健康收益。

关键词: 延迟退休意愿; 医疗服务利用; 健康收益

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.01.06

一、问题的提出

自 2000 年进入老龄化社会以来,我国老年人口规模持续扩大,且增长速度和占总人口比重也在不断提高。据预测,“十四五”期间,我国老年人口数量将突破 3 亿^①,我国从轻度老龄化社会迈入中度老龄化社会^②。考虑到庞大的人口基数和较低的法定退休年龄,老龄化程度的加深使得越来越多的人即将步入退休生活。众多研究显示,退休会带来个体医疗服务利用的突然增加,即存在“退休-医疗服务利用”之谜 (Zhang et al., 2018)。以上在造成劳动力结构变动的同时,还会对我国社会经济造成深刻影响 (李琴和彭浩然, 2015),尤其是医保基金账户缺口持续增大 (何庆红等, 2019),医疗保障体系面临的压力与日俱增。

为降低医疗保障体系负担,近年来我国开始讨论延长退休年龄。^③“十二五”规划已经提出研究弹性延迟退休年龄政策,员工至此开始形成延迟退休预期 (刘璨等, 2019)。“十四五”规划正式提出将实施渐进式延迟法定退休年龄政策。虽然目前延迟退休政策尚未正式出台,但是政策消息或宣告不经应验也能造成实际的经济后果,员工会通过预

* 朱铭来,南开大学金融学院、周恩来政府管理学院;申宇鹏,南开大学周恩来政府管理学院;康琢,南开大学金融学院。通信作者及地址:申宇鹏,天津市海河教育园区同砚路 38 号南开大学津南校区周恩来政府管理学院,300350;电话:15506338834;E-mail: rzshenyupeng@163.com。本文得到国家社会科学基金一般项目 (23BRK015) 的资助。感谢雷晓燕教授、封进教授在第五届中国劳动经济学学者年会上提出的宝贵建议,感谢于新亮教授的帮助,同时感谢三位匿名审稿人提出的修改建议。文责自负。

① 数据来源:“民政部举行二〇二〇年第四季度例行新闻发布会”,<http://www.mca.gov.cn/article/xw/mtbd/202010/20201000030017.shtml>,访问时间:2021年9月24日。

② 根据联合国划分标准,“老龄化”社会表现为一国 60 岁及以上人口比例超过 10% 或者 65 岁及以上人口比例超过 7%,“老龄”社会 (“中度老龄化”社会) 表现为 60 岁及以上人口比例超过 20% 或 65 岁及以上人口比例超过 14%。

③ 具体政策沿革详见附录 I。限于篇幅,附录未在正文报告,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

期自发调整行为 (Kitao, 2018)。具体而言, 延迟退休政策宣告后员工预期可以弹性选择退休时点, 进而形成了不同的延迟退休意愿, 可能会影响员工的医疗服务利用决策。那么, 在我国目前仍实行强制退休政策的背景下, 针对广泛存在的“退休-医疗服务利用”之谜, 不同延迟退休意愿个体决策是否存在差异, 其内在影响机制是否一致, 学术界尚未广泛关注, 事前预期与当前实际政策实行的差异也有待研究。而退休政策改革作为一项重大的公共政策调整, 不仅需要综合考虑社保体系和劳动力市场等经济因素, 还依赖于个体预期退休行为 (延迟退休意愿) 及其影响因素和影响后果 (李琴和彭浩然, 2015)。因此, 在延迟退休政策更加注重个体自主选择的背景下, 研究个体的延迟退休意愿, 以及延迟退休意愿对医疗服务利用的影响, 具有十分重要的现实意义。

基于此, 本文梳理相关文献进行理论分析, 进一步利用 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年四期中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据, 以我国强制退休制度作为外生政策冲击, 建立模糊断点回归模型对上述问题进行检验, 同时建立工具变量模型探究其中的影响机制, 进而测算延迟退休意愿对退休前后医疗服务利用的净效应及健康收益变动。结果表明, 在延迟退休政策尚未全面实施, 强制退休仍发挥作用的背景下, 由于预期不一致, 不同延迟退休意愿下个体医疗服务利用情况存在差异。无延迟退休意愿个体由于预期按时退休, 有限工作期内时间成本相对较高, 因此为使退休生活不受影响, 倾向于退休前抑制医疗服务利用, 转而更加努力工作以获得更高的绩效工资和养老金待遇, 并在退休后进行健康补偿。而有延迟退休意愿个体由于预期更长的工作时间, 工作期内时间成本相对较低, 从而不会发生医疗服务利用的跨期错配, 医疗服务利用平滑变动。并且, 平滑消费不是择期延后就诊的结果, 而是相对而言进行健康投资的作用: 消除内生性后, 有延迟退休意愿个体在退休前医疗消费支出和次数均显著高于无延迟退休意愿个体, 而在退休后均显著低于无延迟退休意愿个体, 抵消退休前增加的医疗消费支出和次数后, 额外减少的医疗消费支出和次数分别为 6 532.1690 元和 3.0420 次。同时, 有延迟退休意愿个体的阶段性经济行为决策产生了健康收益, 表现为个体健康水平的提高。

本文的主要贡献如下。首先, 在延迟退休政策尚未全面实行、强制退休仍发挥作用的背景下, 本文察觉的不同延迟退休意愿个体的“退休-医疗服务利用”差异丰富了医疗服务利用在不同个体生命周期的不同阶段存在不同变化的特征事实。其次, 基于整个生命周期内员工医疗服务利用变动和健康收益变化为不同延迟退休意愿个体的医疗行为决策做出了有效的解释, 同时也丰富了健康经济学的相关文献, 为有效配置医疗服务资源提供了经验证据, 对于我国完善退休制度、构建相匹配的社会保障体系、激发员工延迟退休积极性、促进劳动力高质量供给提供了理论借鉴。最后, 本文对所涉及若干局部研究领域也有一定的丰富和补充。例如, 提出了解决个体生命周期退休决策和医疗服务利用, 以及延迟退休意愿可能存在一定内生性的方法。

本文剩余内容安排如下: 第二部分回顾相关研究文献, 提出理论假说; 第三部分建立计量模型, 介绍相关数据; 第四部分定量分析不同延迟退休意愿个体的退休-医疗服务利用差异; 第五部分进行影响机制分析; 第六部分实证测算延迟退休意愿对医疗服务利用的净效应及健康收益变动; 第七部分为结论和政策启示。

二、文献综述与理论假说

(一) 文献综述

在劳动经济学领域,包含教育、培训和健康三要素的人力资本理论一直是国内外学者的重点研究内容。其中,健康人力资本的提高被视为最重要的一种可行能力和人类发展的最终目标之一(王曲和刘民权,2005),因此,以提高健康人力资本为目的的健康人力资本投资问题也受到广泛关注。Becker(1964)提出的家庭生产函数将医疗服务需求作为消费者对健康需求的引申需求。而Grossman(1972)进一步建立了多期效用的动态健康需求模型,将医疗服务利用作为健康人力资本投资的主要手段,理论分析了其影响因素。在此基础上,根据国内外文献,影响医疗服务利用的主要因素如下:一是健康因素(Qian et al., 2009; 余央央和封进, 2018);二是经济因素(Alvarez and El-Sayed, 2016; 于新亮等, 2021),另外,医疗保障也关乎个体医疗服务利用情况(王新军和郑超, 2014; 王贞等, 2019);三是人口学因素(Gonsalves and Staley, 2014; 封进等, 2015)。其中,退休对医疗服务利用影响较大,个体在退休后更易发生医疗服务利用行为(何庆红等, 2019)。

国内研究普遍将退休年龄外生,对医疗服务利用的影响主要存在以下中间传导机制:一是健康水平(Zhang et al., 2018; 何庆红等, 2019);二是时间成本(Zhang et al., 2018);三是收入水平(Wagstaff et al., 2009; 于新亮等, 2019);四是医保报销比例(谢明明等, 2016)。

与此同时,需要考虑内生的退休年龄倾向(Bloom et al., 2007),关注个体退休意愿(李琴和彭浩然, 2015)。“Ben-Porath机制”认为伴随着预期寿命的延长,更长的生命期使得人力资本的回报提高,人们会增加对包括健康在内的人力资本投资(Ben-Porath, 1967)。Hazan(2009)进一步通过矩形生存概率的固定生命期限模型对上述机制的适用条件进行了更为严格的限定,认为其成立前提是预期延迟退休和终生劳动时间增长。尽管此后众多学者通过放松模型中的死亡率假设对Hazan(2009)的延迟退休设定进行反驳(Hansen and Lonstrup, 2012; Cervellati and Sunde, 2013; Bloom et al., 2014),但也有学者发现,预期寿命的延长确实会对退休年龄倾向产生影响:存在一个年龄门槛,在此之前死亡率的下降导致时间禀赋的增加和终身收入的提高,产生的收入效应更强,使得个体倾向于选择提前退休;在此之后的死亡率下降使得生命期延长,个体倾向于延迟退休以应对生命期延长带来的新增消费(D'Albis et al., 2012)。进一步地,由于近年来预期寿命的延长更多地来自高年龄段死亡率即门槛之后的下降(张熠, 2015),而门槛之前的收入效应并没有强大到能够抵消门槛之后生命期延长带来的延迟退休选择(Bloom et al., 2014)。因此, Hazan(2009)的固定生命期限模型具有现实适用性(张熠, 2015),即随着预期寿命的延长,如果个体具有延迟退休意愿,倾向于延长工作时间,那么会增加某些人力资本投资(如健康)。

综上所述,医疗服务利用是健康人力资本投资的主要手段,而退休是个体医疗服务利用发生变化的重要影响因素。并且,随着预期寿命的延长,个体退休意愿也会直接影响健康人力资本投资,与退休形成一定的钩连,而目前针对退休-医疗服务利用的研究

侧重于整体人群退休行为对医疗消费影响及其传导机制的分析，却忽视了个体间退休意愿异质性差异造成的医疗服务利用决策变化。本文在以往研究基础上，分析了退休前后不同延迟退休意愿人群的健康人力资本投资，即医疗服务利用情况，并测算了延迟退休意愿对医疗服务利用的净效应和健康收益变动。

（二）理论假说

理论上，虽然目前我国仍实行强制退休政策，但延迟退休政策的宣告使得个体产生了不同的退休意愿（刘璨等，2019）。一方面，相较于有延迟退休意愿个体，无延迟退休意愿个体由于预期按时或提前退休，工作期相对更短，随着预期寿命的延长，退休后时间增多，为使退休后生活不受影响，对财富积累要求相应提高（巩勋洲和尹振涛，2008），这意味着员工工作期内时间成本的上涨，将促使员工在退休前相对较短的工作期内抑制医疗服务利用（Zhang et al., 2018），转而更加努力工作以获得更高的绩效工资和养老金待遇，而在退休后进行健康补偿。另一方面，有延迟退休意愿个体在退休前会相对更加照料自身健康，进行健康人力资本投资以应对预期工作期的延长（张车伟，2003），工作期延长带来的收入上涨也进一步提高了员工照料自身健康的动机（刘国恩等，2004），而这种健康人力资本投资也会提高员工健康资本，使其在退休后不必进行健康补偿。基于此，针对我国延迟退休政策尚未全面实施、强制退休仍发挥作用的实际，本文提出如下研究假说：

假说 1 无延迟退休意愿个体的医疗服务利用出现择期现象，表现为退休后的阶跃式上涨。

假说 2 有延迟退休意愿个体的医疗服务利用未出现择期现象，表现为退休前后乃至生命周期内的平滑变动。

三、实证模型

（一）基本模型设定

中国的强制退休政策使得男性职工退休概率在 60 岁左右会有急剧变化：

$$retire_i = \begin{cases} 1, & age_i \geq 60 \\ 0, & age_i < 60 \end{cases} \quad (1)$$

其中， $retire_i$ 表示个体 i 是否退休的虚拟变量； age_i 表示个体 i 的年龄。在理想的状态下，即男性个体在 60 岁之后均为退休状态、60 岁之前均为工作状态，可以用 OLS 对式 (2) 进行估计，从而确定是否退休对医疗服务利用的因果性影响：

$$U_i = \alpha + \beta retire_i + \varepsilon_i \quad (i=1, \dots, n), \quad (2)$$

其中， U_i 为个体 i 医疗服务利用情况， ε_i 为随机扰动项， β 为 $retire_i$ 的估计系数。但是，个体 i 的退休决策往往不只依赖于法定退休年龄的规定，并且医疗服务利用情况也并非随机，还受到个体特征、地区特征等因素的影响。因此，若能控制住所有影响个体退休决策以及医疗服务利用的因素 X_i^k ，则是否退休对医疗服务利用的因果性影响仍能通过式 (3) 进行有效评估：

$$U_i = \alpha + \beta retire_i + \sum_k \phi_k X_i^k + \varepsilon_i \quad (i=1, \dots, n), \quad (3)$$

其中, X_i^k 为同时影响个体退休决策以及医疗服务利用的前定变量组。下角标 k 表示前定变量序数, ψ_k 为相应估计系数。但是, 式 (3) 仍存在一定的内生性, 使得估计结果存在偏误。基于此, 结合以往研究 (雷晓燕等, 2010; 李宏彬等, 2015), 本文采用模糊断点方法 (FRD) 检验不同延迟退休意愿人群的退休-医疗服务利用情况。

根据前文分析, 不同延迟退休意愿人群的实际退休年龄不仅受到强制退休政策的影响, 还会因健康状况、家庭情况等提前或者延后, 此时, $retire_i$ 不再是临界值的确定型函数。不过, 在 $age=60$ 处个体被处理的概率还是会有一个跳跃:

$$P[retire_i=1 | age_i] = \begin{cases} g_1(age_i) & \text{if } age_i \geq 60 \\ g_0(age_i) & \text{if } age_i < 60 \end{cases}, \quad \text{其中 } g_1(age_i) \neq g_0(age_i). \quad (4)$$

此时,

$$\rho = \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{E[U_i | 60 \leq age_i < 60 + \Delta] - E[U_i | 60 - \Delta < age_i \leq 60]}{E[retire_i | 60 \leq age_i < 60 + \Delta] - E[retire_i | 60 - \Delta < age_i \leq 60]}. \quad (5)$$

式 (5) 中分子为精确断点回归的估计值, 即 60 岁前后医疗服务利用差异, 分母为 60 岁前后个体进入处理组的概率, ρ 为 wald 估计值, 这个估计值是在 60 岁的 Δ 邻域中使用 age_i 做 $retire_i$ 的工具变量而得。但是, 此处得到的估计值为局部平均处理效应。具体而言, 式 (4) 中的 ρ 捕捉到的是相应工具变量的个体 (顺从者) 表现出的因果效应, 即当 age 的取值恰好由小于 60 岁变化到大于 60 岁时, 被处理状态发生变化——由工作进入退休状态的个体所表现出的因果效应 (Hahn et al., 2001)。因此, 根据断点回归是局部随机试验设定要求, 原则上只应选择断点附近的观测值, 因此本文继续限定 age_i 的取值范围为 $(60-h, 60+h)$, 其中, h 代表带宽。本文进一步使用非参数回归的方法, 通过最小化均方误差 (MSE) 来选择最优带宽 h 。

根据前文分析, 本文预期式 (5) 分母大于 0, 而分子的符号则依据延迟退休意愿的异质性而不同, 具体结果需要进一步的实证分析。

(二) 机制分析模型设定

为进行影响机制分析, 本文以延迟退休意愿作为核心解释变量, 分析延迟退休意愿对个体在工作期和退休期医疗服务利用的作用效果, 建立如下模型:

$$U_i = \beta_0 + \beta_1 desire_i l(retire=1) + \beta_2 desire_i l(retire=0) + \sum_k \beta_k X_{ik} + \xi_i. \quad (6)$$

式 (6) 中, $desire_i$ 为个体 i 的延迟退休意愿, β_1 和 β_2 分别为 $retire=1$ 和 $retire=0$ 两种状态下解释变量 $desire_i$ 对被解释变量 U_i 的影响系数。 $l(\cdot)$ 为示性函数, 括号中的表达式为真取值为 1, 反之为 0。 X_{ik} 为控制变量组, β_k 为相应估计系数, β_0 为常数项。 ξ_i 为随机扰动项。

然而, 延迟退休意愿受到多种因素的影响, 除了自身健康状况、家庭状况等客观可测量因素 (王军和王广州, 2016), 还存在一些不可观测因素的异质性影响, 如个体的风险态度和承受度、能力、进取心、家庭背景等个人素质 (梁溱玲和李波, 2017)。具体而言, 风险厌恶型和风险承受度较低个体倾向于一致化预期退休时点和政策退休时点 (Behaghel and Blau, 2012), 而个人素质较高的个体认知水平更高, 对于经济社会形势和退休政策变化的反应更加敏感, 会更迅速地做出最优化选择, 最终反映在退休意愿差异上 (Mastrobuoni, 2009), 数据所限, 本文很难观测并采取客观尺度衡量各类不可观

测因素，那么回归结果就具有很强的内生性。基于以上分析，为克服遗漏变量等导致的内生性问题，本文建立了工具变量模型，即在式（6）基础上补充建立另一个模型：

$$desire_i = \gamma_0 + \gamma_1 z_i + \sum_k \gamma_k X_{ik} + \sigma_i, \quad (7)$$

其中， z_i 是工具变量，本文将其设定为社区内养老保险平均参保率（个体所在社区参加任一养老保险类型的人数除以社区总人数），理论上养老保险是一项外生政策，会通过“替代效应”激励个体预期退休决策：一方面，养老保险满足了个体退休后的支出需求，若延迟退休，则不仅不会带来养老金财富的增加，甚至会减少，即净养老金财富为负，实际上是向个人征收的隐性税收，那么个体会预期提前退休（刘德浩和庞夏兰，2015），即养老保险与延迟退休意愿之间有着显著的负相关关系（李琴和彭浩然，2015）；另一方面，社区内养老保险参保率会通过“示范效应”影响个体参保决策（于新亮等，2019），理论上，示范效应可能通过信息传递（information interaction）和社会规范（social norm）影响个体养老保险参与（张川川和朱涵宇，2021）。首先，由于政策宣传方式和力度不足，个体可能对政策细节缺乏了解，在决定参与与否时需要借助周边人群来获取有效信息，往往会与周边人群形成一致参保判断（常芳等，2014）；其次，示范效应会在群体内部形成一定的行为规范（Mastrobuoni，2009；Behaghel and Blau，2012），进而影响个体的参保决策行为，具体表现为：个体担心偏离同一群体内部行为规范而降低其地位，在观察到同群个体决策时，倾向于做出同一决策（Bernheim，1994）。但是同群个体参保决策不会对样本个体医疗服务利用和健康等产生直接影响，因此对于模型整体而言，工具变量具有相关性、排他性和外生性，效果是良好的，后续回归将继续对其做实证检验。 γ_0 为常数项， X_{ik} 为控制变量组，下角标 k 表示控制变量序号， γ_k 为相应估计系数。 σ_i 为随机扰动项，并且与 ξ_i 相关，即 $\text{cov}(\xi_i, \sigma_i) \neq 0$ 。同时，不可观测因素例如个人素质可能与个人受教育程度等相关，即经典的个人能力偏差问题，为了使文章结果更加可信，本文在后续回归中进一步采用面板数据，并采用固定效应加以解决。

（三）数据选取及变量设定

本文使用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年、2013年、2015年和2018年四期混合横截面数据。根据实证模型设计，本文进行如下变量设定。*retire* 为退休变量，本文将退休定义为正式办理了退休手续，如果受访者回答“已经办理了退休手续，包括提前退休或内退”则该变量设置为1，否则为0。*desire* 为延迟退休意愿变量，参考相关研究（王军和王广州，2016），如果受访者回答预期停止工作年龄超过强制退休年龄，该变量设置为1，否则为0。*U* 为医疗服务利用变量，包括三类：一是医疗消费支出，本文设置为一年内门诊费用和住院费用之和；二是医疗消费次数，本文设置为一年内门诊治疗和住院治疗次数之和；三是自我治疗支出，本文设置为一年内的自我治疗支出。*age* 为年龄变量，根据参保人员出生年月和调查年月构造，通过精确到月份的年龄，能够更好地划分退休概率发生显著变化前后的人群。本文选取受教育水平、婚姻状况、是否抽烟、是否喝酒、患病情况、是否患慢性病、自评健康、家庭成员数量、产业类型、单位性质等作为其他控制变量。受教育水平变量为依据个人学历设置的取值为1—5的等级变量，依次表示从未上过学、小学、中学、本科、研究生及以上；自评健康变量

为等级变量,取值分别为1—5,等级越高代表自评健康水平越低;产业类型变量为哑变量,所属产业属于第一、二产业取值为0,第三产业取值为1;单位性质为哑变量,工作单位为私人部门(企业、灵活就业、个体户)取值为0,公共部门(政府机构、事业单位、非营利性机构)取值为1;其他均按常规方法设定,在此不再赘述。

(四) 描述性统计与样本选择

1. 描述性统计

本文共获得CHARLS数据四期共74 140个样本。参照以往研究(李宏彬等,2015;邹红和喻开志,2015),由于断点回归、双重差分等模型要求实证数据中关键变量不能为缺失值,本文在删除了关键变量缺失的个体后,进一步保留了40—80岁的男性样本。^①同时,由于本文研究内容涉及退休行为,与城镇职工密切相关,为便于检验,本文保留了机关事业单位、非营利性机构、企业的非农受雇样本。经过处理后本文共选取了8 426个有效观测样本。各变量的描述性统计结果见附录II表A1。

2. 样本选择

由于延迟退休意愿具有“自选择偏误”,健康水平更高的人可能更倾向于延迟退休,使得有延迟退休意愿个体医疗服务利用水平更低,从而低估了延迟退休意愿对医疗服务利用的影响。描述性统计中,多个控制变量在组间存在显著性差异,也说明两类子样本之间存在不平衡特征。基于此,参考以往研究(李琴和彭浩然,2015;于新亮等,2017),本文利用倾向得分匹配从个人特征(年龄、婚姻状况)、教育资本(受教育水平)以及健康资本(是否抽烟、是否喝酒、患病情况、是否患慢性病、自评健康)三个维度为有延迟退休意愿个体筛选出与其最相近的无延迟退休意愿个体。为获得更多的有效样本量,本文匹配比例设定为1:3。最终获得3 372个有延迟退休意愿子样本和4 276个无延迟退休意愿子样本,结果同时通过了平衡性检验。^②

四、实证结果

(一) 前期检验

本文前期检验主要如下:第一,年龄与退休概率。结果支持本文将是否大于60岁这个虚拟变量作为工具变量的做法。第二,内生分组检验。结果证明分组变量不存在个人通过自身努力而完全控制的问题。第三,前定变量平衡性检验。结果显示各前定变量在断点两侧是平衡的。第四,可比性检验。结果发现任一情况子样本的其他变量均无显著差异,说明子样本具有可比性。第五,初步检验。与相关文献结果一致(Zhang et al., 2018),总样本中退休后个体的医疗消费支出和医疗消费次数都存在显著的向上跳跃,而自我治疗支出存在显著的向下跳跃。^③

^① 由于男性的退休政策比较清晰,参考以往研究(李宏彬等,2015),本文选取了男性样本作为研究主体。本文也利用女性样本进行了相关检验,结果未发生显著变化。

^② 限于篇幅,平衡性检验结果见附录II表A2。

^③ 限于篇幅,前期检验的详细分析见附录III。

(二) 正式检验

图 1 和图 2 显示了有无延迟退休意愿下的退休-医疗服务利用关系。可以看出,无论是医疗消费支出还是次数,对于无延迟退休意愿子样本而言,退休后均出现了显著的向上跳跃,对于有延迟退休意愿子样本而言,退休后并未出现显著波动。

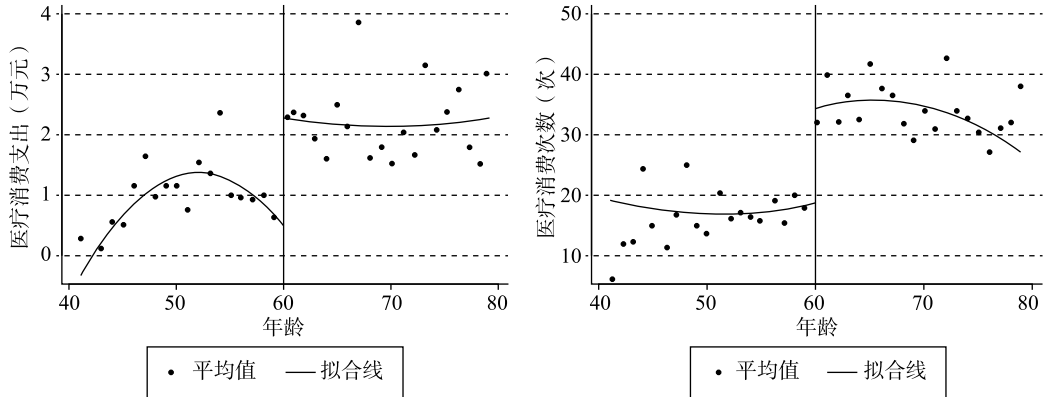


图 1 无延迟退休意愿子样本退休-医疗服务利用

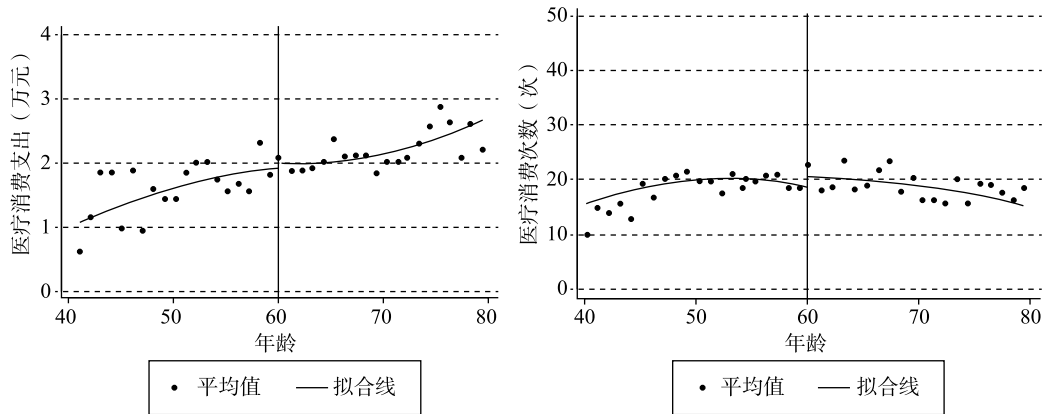


图 2 有延迟退休意愿子样本退休-医疗服务利用

本文进一步利用回归估计影响效果。表 1 第 (1) 列和第 (2) 列为总样本退休-医疗服务利用关系的断点回归结果,与初步检验结果相一致。第 (3) 列和第 (4) 列为无延迟退休意愿子样本的断点回归结果。无论是门诊还是住院,抑或是门诊住院加总的医疗消费支出和次数,在个体退休后都发生了显著的向上跳跃,而自我治疗支出则发生了显著的向下跳跃,这与总样本结果基本一致;第 (5) 列和第 (6) 列则是有延迟退休意愿子样本的断点回归结果。可以发现,回归结果均不具有统计意义上的显著性,说明有延迟退休意愿的个体在退休前后的医疗服务利用未出现骤升或骤降的现象,具有平滑消费的特征。进而可以推断,总样本退休后医疗消费支出和次数的显著提升,以及自我治疗支出的显著下降,主要是由无延迟退休意愿个体带来的。

表1 退休-医疗服务利用回归结果

类别	总样本		无延迟退休意愿子样本		有延迟退休意愿子样本	
	支出 (1)	次数 (2)	支出 (3)	次数 (4)	支出 (5)	次数 (6)
门诊	25.3213*** (3.30)	88.2361*** (2.97)	15.3314*** (2.98)	94.2363* (1.79)	8.2342 (0.68)	35.6781 (0.99)
住院	18.2617 (1.60)	3.0516 (0.97)	14.3564* (1.90)	45.2632** (1.99)	2.3367 (0.78)	2.3348 (0.01)
门诊+住院	35.4320*** (2.89)	104.2268** (2.47)	19.2785*** (3.50)	110.2459*** (2.98)	-48.2267 (-0.49)	-15.3389 (-0.28)
自我治疗	-190.5870** (2.33)		-6.0889*** (-2.93)		-6.2367 (-1.89)	
样本量	7 648	7 648	4 276	4 276	3 372	3 372

注：括号内为回归系数所对应的 t 值；***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平下显著。

(三) 稳健性检验

本文对正式检验结果的稳健性检验主要如下：第一，选择不同带宽以及核密度函数，包括 0.5 倍带宽和 2 倍带宽，以及三角核和二次核等核密度函数。第二，调整断点取值，以 50 岁、55 岁和 65 岁分别作为新的断点。第三，重新定义退休，以“永久性退出劳动力市场”作为新的退休变量。第四，更换估计模型，以是否大于 60 岁的虚拟变量作为工具变量^①，进行参数估计。以上检验结果均说明，本文回归结果具有稳健性^②。

五、影响机制分析

通过上文分析，本文发现不同延迟退休意愿个体的退休-医疗服务利用关系存在显著差异，尤其是有延迟退休意愿个体在退休前后会平滑地进行医疗服务利用。然而，我们无从得知这种平滑消费是一直高于还是低于无延迟退休意愿个体的跳跃式消费，对此，本文通过进一步探讨其中的影响机制进行分析。根据相关理论分析，有延迟退休意愿个体不会拖延治疗，可能不会发生医疗服务利用的错配，并且在退休前更加注意身体保健、以期获得更长久工作时间的动机可能会使有延迟退休意愿个体提前进行健康投资——在退休前的医疗消费相对更多，而在退休后相对更少，即延迟退休意愿在退休前

① 建立如下模型：

$$R_i = \zeta_1 + \zeta_2 e_i + \sum_k \zeta_k X_{ik} + o_i, \quad (8)$$

其中， e_i 为工具变量，本文设定为是否大于 60 岁的虚拟变量。 R_i 为带有内生性的退休变量，式 (8) 为第一阶段模型，主要检验工具变量和退休变量之间的关系。将拟合值 D_i 代入第二阶段模型，即可得到退休对医疗服务利用作用的一致估计量 θ_2 ：

$$U_i = \theta_1 + \theta_2 D_i + \sum_k \theta_k X_{ik} + k_i. \quad (9)$$

② 限于篇幅，稳健性检验的详细分析见附录 IV。

对医疗服务利用产生正向作用，在退休后产生负向作用。为验证相关理论分析，本文以延迟退休意愿作为核心解释变量，以社区养老保险平均参保率作为工具变量，建立工具变量模型分析延迟退休意愿对个体在工作期和退休期医疗服务利用的作用效果。为进行精确分析，本文将数据合并为面板数据，并将支出金额重新设定为以元为单位，同时加入了个体固定效应和时间固定效应。结果如表 2 所示。在汇报回归结果前，本文验证通过了工具变量选取的有效性。^①

回归结果表明，同预期一致，退休前延迟退休意愿分别使医疗消费支出和次数显著增加了 9 783. 4310 元和 6. 2450 次，而在退休后显著减少了 16 230. 0400 元和 13. 2510 次，退休后减少的医疗消费支出和次数要高于退休前增加的。自我诊疗方面，退休前和退休后延迟退休意愿都显著提高了自我治疗支出，并且退休后的提高程度要高于退休前，结合前文分析，退休后无延迟退休意愿人群自我治疗支出呈现显著的向下跳跃，而有延迟退休意愿人群消费依然平滑，这进一步加大了自我治疗支出差额，造成延迟退休意愿对退休后的提高作用大于退休前的现象。

表 2 工具变量模型回归结果

	支出		次数		自我治疗	
	退休前	退休后	退休前	退休后	退休前	退休后
延迟退休意愿	9 783. 4310*** (2. 76)	-16 230. 0400*** (-2. 82)	6. 2450** (1. 97)	-13. 2510 * (1. 71)	203. 6720*** (2. 79)	436. 9350** (1. 99)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-2 562. 1400** (2. 47)	4 891. 0380** (2. 56)	-36. 4350*** (-3. 23)	44. 1890** (2. 43)	-44. 1890 (-0. 56)	-135. 6720 (-1. 34)
Kleibergen-Paap rk LM statistic	26. 4490	79. 3910	91. 4920	35. 2940	30. 2900	25. 3350
Cragg-Donald Wald F statistic	27. 2210	80. 2900	94. 2360	34. 5720	32. 4310	25. 7820
样本量	4 398	3 250	4 398	3 250	4 398	3 250

注：括号内为回归系数所对应的 t 值；***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平下显著。

然而，上述结果只能说明在退休前，有延迟退休意愿个体医疗服务利用相对较多，而在退休后相对较少，却无法证明是否是由于产生择期，择期是否延后或提前了，以及究竟是哪一子样本产生的择期行为。为此，本文进行进一步检验。

以往文献表明，考虑到退休后时间成本下降，人们有可能在退休前一段时间推迟去医疗机构就诊。同时考虑到若等待时间较长，则会加重病情，治病成本随之进一步上升，因此择期治疗可能主要发生在退休前后一年（何庆红等，2019）。基于此，本文删除了退休前后一年的样本，同时考虑到删除样本后断点回归模型可能无法确定最优带宽，本文采取上文稳健性检验中的参数估计模型进行择期治疗的检验。回归结果如表 3

① 限于篇幅，工具变量有效性检验见附录 V。

所示。结果显示,在去医疗机构就诊方面,无延迟退休意愿个体存在择期治疗行为,有延迟退休意愿个体不存在此行为:一是在无延迟退休意愿子样本中,医疗消费支出和次数均不显著;二是在有延迟退休医疗子样本中,无论是医疗消费支出和次数,还是自我治疗支出,回归结果依然不显著,退休依然未对医疗服务利用产生影响。验证了本文理论分析的合理性。

另外,在无延迟退休意愿子样本中,自我治疗支出的回归系数依然在5%检验水平下显著为负,考虑到个体可能大多针对细微疾病进行自我治疗,本文推测个体可能会延长拖延治疗的时间,同时为进一步检验有延迟退休意愿子样本是否是因延长拖延治疗时间而造成的回归结果不显著,本文删除了退休前后两年样本。结果显示,在无延迟退休意愿子样本中,自我治疗支出的回归系数不再显著,说明此子样本中的个体确是在自我治疗方面延长了拖延治疗的时间。而在有延迟退休意愿子样本中,回归结果依然不显著,说明此子样本确是未出现择期治疗、拖延治疗行为。

表3 择期治疗检验

	无延迟退休意愿子样本			有延迟退休意愿子样本			
	支出	次数	自我治疗	支出	次数	自我治疗	
删除退休前后各一年样本	是否	-1.5672	100.2321	-0.2189**	1.2199	-4.2218	0.0219
	退休	(-0.25)	(0.29)	(-1.98)	(1.38)	(-0.44)	(0.32)
	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	常数项	92289***	113.2276	0.2171**	6.3382	-39.2100	-0.1920
		(2.98)	(1.21)	(2.44)	(0.32)	(-0.90)	(-0.89)
样本量	3 825	3 825	3 825	3 023	3 023	3 023	
删除退休前后各两年样本	是否	-3.2172	65.4291	1.4822	-1.2912	-2.3291	0.2050
	退休	(-0.82)	(0.11)	(0.56)	(-0.47)	(-0.30)	(1.05)
	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	常数项	7.9021**	44.2310**	0.6643	3.2219	-54.2200	-0.2377
		(1.98)	(2.27)	(1.32)	(1.34)	(-0.88)	(-0.43)
样本量	3 698	3 698	3 698	2 879	2 879	2 879	

注:括号内为回归系数所对应的 t 值;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著水平下显著。

上述回归仍然可能存在的问题是,存在预期退休时间比较晚的个体,其在实际退休时点仍然存在择期现象。为检验相关推测,本文继续利用面板数据追踪个体退休-医疗服务利用行为,对数据进行如下处理:一是受访个体在调查期内延迟退休预期未发生较大变化;二是存在按照预期延迟退休时间退休的样本。为便于分析,本文在此处将退休定义为完全退出劳动力市场。本文统计发现预期延迟退休时间平均值为64.2岁。基于此,本文进一步保留64岁前后退休样本,重新进行回归^①,比较在64岁退休时,预期

① 本文采用固定效应(个体固定效应和时间固定效应)模型进行检验。

64 岁退休以及无延迟退休意愿个体医疗服务利用差异^①。结果显示，无延迟退休意愿个体出现了医疗服务利用的向上跳跃，而有延迟退休意愿个体依然在退休前后平滑消费。此外，本文发现预期 64 岁退休、实际 60 岁退休的个体，在达到 64 岁时也未发生医疗服务利用的显著跳跃。以上结果说明有延迟退休意愿个体确实未发生医疗服务利用的择期行为。

综上所述，有无延迟退休意愿个体的退休-医疗服务利用差异，是由无延迟退休意愿个体的择期行为产生的。有延迟退休意愿个体并未产生医疗服务利用的跳跃式波动，因此相较于无延迟退休意愿个体，其在退休前的合理医疗产生了提前进行健康投资的效果，而在退休后仍然平滑消费使其相对节约了更多的医疗消费。

六、进一步分析

理论上，拖延治疗会带来健康水平的恶化，进而造成医疗费用的上升。同时，退休后无延迟退休意愿人群的医疗消费支出和次数呈现显著的向上跳跃。根据前文分析，无延迟退休意愿个体因为预期按时退休，会在有限的工作时间内抑制医疗服务利用来换取更高的收入，仅就退休前阶段而言，这种决策是完全有利的，但是扩展到整个生命周期内，有无延迟退休意愿对医疗服务利用的净效应到底是如何的？研究这一议题无论是对个人退休-医疗服务利用决策，还是对退休制度的完善都是十分必要的。

本文首先将有延迟退休意愿的人群作为处理组，无延迟退休意愿人群作为控制组；其次将退休前作为基期，退休后作为处理期，估计退休前后延迟退休意愿对医疗服务利用的净效应。由于基期差异预期为正，处理期差异预期为负，本文所求净效应即为二者之和。

由于退休行为和延迟退休意愿均具有一定的内生性，在进行估计前，首先利用式（8）得出是否退休拟合值 T_i ，其次利用式（7）得出消除内生性的延迟退休意愿拟合值 F_i ，最后将拟合值代入如下模型：

$$U_i = \eta_1 + \eta_2 treat_i \times post_i + \eta_3 treat_i + \eta_4 post_i + \sum_k \eta_k X_{ik} + \zeta_i, \quad (10)$$

其中， $treat_i$ 为处理组虚拟变量，在此处为延迟退休意愿拟合值 F_i ， η_3 为相应的估计系数； $post_i$ 为处理期虚拟变量，本文设置为是否退休拟合值 T_i ， η_4 为相应的估计系数； $treat_i \times post_i$ 为处理组虚拟变量和处理期虚拟变量的交互项，由于本文所求净效应为基期和处理期差异之和，因此本文进一步将基期的处理组和控制组互换，此时 η_2 即为待估计的净效应。 η_1 为常数项； X_{ik} 为控制变量组， η_k 为相应估计系数； ζ_i 为随机扰动项。

（一）回归结果

利用式（10）计算的延迟退休意愿对医疗服务利用的净效应见表 4。结果显示，医疗消费支出方面，净效应回归系数为 -6 532.1690，且在 1% 检验水平下显著，说明在退休后，与没有延迟退休意愿的人群相比，有延迟退休意愿人群医疗消费更少，在抵消退休前多花的费用之后，额外节省的医疗消费支出达到 6 532.1690 元。在医疗消费次数方面，有延迟退休意愿人群额外少去医疗机构就诊的次数为 3.0420。而在自我治疗支出

^① 限于篇幅，医疗服务利用差异结果见附录 II 表 A3。

方面,有延迟退休意愿的人群额外增加了442.1940元支出。为进一步估算延迟退休意愿对个体在所有医疗服务利用方面的净效应,本文将医疗消费支出和自我治疗支出相加,重新加入回归模型,结果显示,在抵消自我治疗额外增加的费用后,延迟退休意愿依然在生命周期内降低了个体5920.1860元的费用支出。

表4 延迟退休意愿对医疗服务利用净效应

	支出	次数	自我治疗	支出+自我治疗
净效应	-6 532.1690*** (-2.78)	-3.0420** (-2.19)	442.1940*** (2.94)	-5 920.1860** (-2.39)
处理组虚拟变量	8 326.7650** (2.56)	3.0240 (1.32)	-995.1900*** (-4.89)	4 679.1200*** (2.98)
处理期虚拟变量	7 291.0400* (1.79)	4.3710** (2.33)	-398.1260** (-2.53)	4 933.1920** (1.99)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-4 524.7600 (-0.60)	-33.9100** (-2.40)	1 178.9800*** (3.29)	8 730.2400*** (-4.23)
样本量	7 648	7 648	7 648	7 648

注:括号内为回归系数所对应的 t 值;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著水平下显著。

(二) 异质性分析

本文进一步将医疗消费划分为门诊消费和住院消费,分别检验延迟退休意愿在退休前后对门诊消费、住院消费的费用支出和次数,以及自付费用支出的净效应,结果见表5。结果显示,相比于住院消费的费用支出和次数,延迟退休意愿对门诊消费费用支出和次数的净效应更大,分别显著降低了4025.1600元和2.8930次。另外,延迟退休意愿对门诊和住院自付费用的净效应分别为4309.1260元和1430.5930元。

表5 异质性分析

就诊方式	医疗消费支出	就诊次数	自付费用
门诊	-4 025.1600* (-1.78)	-2.8930* (-1.76)	-4 309.1260** (-2.35)
住院	-2 401.6780** (-2.34)	-0.4300 (-0.99)	-1 430.5930* (-1.89)

注:括号内为回归系数所对应的 t 值;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著水平下显著。异质性分析样本量为7648。

(三) 对价值医疗的讨论:健康收益

前文结论显示,整个生命周期内,有延迟退休意愿人群更能平滑医疗消费,进而达到医疗控费目的。但是,如果这种医疗控费损害了个体在生命周期内的健康,那么控费是没有意义的。只有在不损害个体健康的同时有效减少不必要的医疗开支,才表明产生

了健康收益，符合“价值医疗”的精神（马超等，2019）。因此，本文采用筛选前样本，分别以自评健康、慢性病患病情况、身体是否有疼痛以及自评抑郁得分作为因变量，加入表 2 的工具变量模型进行回归^①，考察延迟退休意愿对个体健康收益的影响。表 6 结果显示，虽然回归系数存在显著性水平上的差异，但符号均为负，在一定程度上说明无论退休前后，延迟退休意愿都减少了个体自评健康差的概率，也降低了慢性患病概率。同时，延迟退休意愿显著减少了个体身体疼痛感，并减弱了抑郁倾向，提升了精神健康状态。综上，具有延迟退休意愿人群在控制医疗费用的同时，也能提升自身健康状态，即具有延迟退休意愿人群具有健康收益优势，更易进行“价值医疗”。

表 6 延迟退休意愿对健康的影响

	自评健康	慢性病患病情况	身体是否有疼痛	自评抑郁得分
退休前	-0.8670** (-2.08)	-0.1620 (-0.95)	-0.1405*** (-3.24)	-0.1120* (-1.68)
退休后	-1.5180* (-1.88)	-0.3400 (-1.10)	-0.2380*** (-2.97)	-0.4760*** (-2.76)
样本量	8 426	8 057	7 602	5 796

注：括号内为回归系数所对应的 t 值；***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平下显著。

七、结论与政策启示

延迟退休已出现在政策篮子讨论范围十年有余，虽然尚未正式全面实施，但未知具体内容的待实行政策可能会产生实际的经济后果，个体因此产生了不同的退休预期。而在当前强制退休政策背景下，事前预期与实际政策实行的差异有待研究。基于此，本文在梳理文献进行理论分析的基础上，利用 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年四期 CHARLS 数据，建立模糊断点回归和工具变量模型，检验在现存强制退休制度背景下，受延迟退休政策宣告影响而产生的不同延迟退休意愿对劳动力生命周期的阶段性及其行为特征所具有的系统性影响，并利用一个变形的双重差分模型实证测算了延迟退休意愿对医疗服务利用的净效应和健康收益变动。

本文的主要结论为：在当前我国延迟退休政策尚未全面实行，强制退休仍发挥作用的情况下，不同延迟退休意愿个体的医疗服务利用情况存在差异，无延迟退休意愿个体出现择期现象：由于预期按时退休，有限工作期内时间成本相对较高，因此为使退休生活不受影响，倾向于退休前抑制医疗服务利用，转而更加努力工作以获得更高的绩效工资和养老金待遇，并在退休后进行健康补偿。而有延迟退休意愿个体不存在择期现象：由于预期更长的工作时间，工作期内时间成本相对较低，从而不会发生医疗服务利用的跨期错配，医疗消费平滑变动。并且，这种平滑消费不是延后就诊的结果，而是提前进行健康投资的作用：消除内生性后，有延迟退休意愿个体在退休前医疗消费支出和次数均显著高于无延迟退休意愿个体，而在退休后均显著低于无延迟退休意愿个体，抵消退休前增加的医疗消费支出和次数后，额外减少的医疗消费支出和次数分别为 6 532.1690 元

^① 考虑到延迟退休意愿和健康之间易出现互为因果的关系，本文以工具变量模型消除相关内生性问题。

和3.0420次。同时有延迟退休意愿个体的阶段性经济行为决策产生了健康收益,表现为个体健康水平的提高。

本文的结论为合理激发员工延迟退休意愿提供了经验证据。当前需要建立完善的弹性退休制度,变“一刀切”的刚性实行为“软着陆”式小步调整,充分考虑不同群体、不同性别差异,留足个人自主选择退休时点的空间。即延迟退休不代表让所有员工在同一时间点强制退出劳动力市场,而是基于员工根据自身意愿在一定区间内进行的退休决策,从而避免医疗服务利用的择期行为,否则可能仍会出现不同延迟退休意愿的异质性表现。

此外,退休前后医疗保障水平的阶跃式上涨也是造成不同延迟退休意愿下退休-医疗服务利用差异的诱因之一,因此实现医疗保障水平在退休前后的柔性过渡也十分重要。具体而言,可设置随年龄和退休时间动态变动的保障机制,依工龄和缴费年限设置不同区间,实现生命周期内纵向的精算平衡。同时,厘清延迟退休意愿的影响后果,科学有效地激发个体的延迟退休意愿,以顺利推行延迟退休政策,也是本文下一步研究的方向。

参考文献

- [1] Alvarez, F. N., and A. M. El-Sayed, “National Income Inequality and Ineffective Health Insurance in 35 Low- and Middle-Income Countries”, *Health Policy and Planning*, 2016, 32 (4), 487-492.
- [2] Becker, G., *Human Capital*. Chicago: University of Chicago Press, 1964.
- [3] Behaghel, L., and D. M. Blau, “Framing Social Security Reform: Behavioral Responses to Changes in the Full Retirement Age”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2012, 4 (4), 41-67.
- [4] Ben-Porath, Y., “The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings”, *Journal of Political Economy*, 1967, 75 (4), 352-365.
- [5] Bernheim, B. D., “A Theory of Conformity”, *Journal of Political Economy*, 1994, 102 (5), 841-877.
- [6] Bloom, D. E., D. Canning, and M. Moore, “Optimal Retirement with Increasing Longevity”, *Scandinavian Journal of Economics*, 2014, 116 (3), 838-858.
- [7] Bloom, D. E., D. Canning, and R. K. Mansfield, “Demographic Change, Social Security Systems, and Savings”, *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54, 92-114.
- [8] Cervellati, M., and U. Sunde, “Life Expectancy, Schooling, and Lifetime Labor Supply: Theory and Implication Revisited”, *Econometrica*, 2013, 81 (5), 2055-2086.
- [9] 常芳、杨鑫、王爱琴、王欢、罗仁福、史耀疆, “新农保实施现状及参保行为影响因素——基于5省101村调查数据的分析”, 《管理世界》, 2014年第3期, 第92—101页。
- [10] D’Albis, H., P. Lau, and M. Sanchez-Romero, “Mortality Transition and Differential Incentives for Early Retirement”, *Journal of Economic Theory*, 2012, 147, 261-283.
- [11] 封进、余央央、楼平易, “医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角”, 《中国社会科学》, 2015年第3期, 第85—103+207页。
- [12] 巩勋洲、尹振涛, “人口红利、财富积累与经济增长”, 《中国人口科学》, 2008年第6期, 第33—39+95页。
- [13] Gonsalves, G., and P. Staley, “Panic, Paranoia, and Public Health—the AIDS Epidemic’s Lessons for Ebola”, *New England Journal of Medicine*, 2014, 371 (25), 2348-2349.
- [14] Grossman, M., “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *Journal of Political Economy*, 1972, 80 (2), 223-255.
- [15] Hahn, J., P. Todd, and W. V. D. Klaauw, “Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regres-

- sion-Discontinuity Design”, *Econometrica*, 2001, 69 (1), 201-209.
- [16] Hansen, C., and L. Lonsrup, “Can Higher Life Expectancy Induce More Schooling and Earlier Retirement?”, *Journal of Population Economics*, 2012, 25 (4), 1249-1264.
- [17] Hazan, M., “Longevity and Lifetime Labor Supply: Evidence and Implications”, *Econometrica*, 2009, 77 (6), 1829-1863.
- [18] 何庆红、赵绍阳、董夏燕, “‘退休—医疗服务利用之谜’及性别差异”, 《人口与经济》, 2019 年第 6 期, 第 97—113 页。
- [19] Kitao, S., “Policy Uncertainty and Cost of Delaying Reform: The Case of Aging Japan”, *Review of Economic Dynamics*, 2018, 27, 81-100.
- [20] 雷晓燕、谭力、赵耀辉, “退休会影响健康吗?”, 《经济学》(季刊), 2010 年第 4 期, 第 1539—1558 页。
- [21] 李宏彬、施新政、吴斌珍, “中国居民退休前后的消费行为研究”, 《经济学》(季刊), 2015 年第 1 期, 第 117—134 页。
- [22] 李琴、彭浩然, “谁更愿意延迟退休? ——中国城镇中老年人延迟退休意愿的影响因素分析”, 《公共管理学报》, 2015 年第 2 期, 第 119—128+158 页。
- [23] 梁潇玲、李波, “教育外部性的收入效应: 基于中国数据的实证研究”, 《教育与经济》, 2017 年第 4 期, 第 49—57 页。
- [24] 刘璨、凌晨、邹红, “延迟退休政策宣告与城镇家庭储蓄率变动”, 《财贸经济》, 2019 年第 4 期, 第 130—145 页。
- [25] 刘德浩、庞夏兰, “养老保险制度内生激励机制与个人退休决策——理论与实证分析”, 《人口与经济》, 2015 年第 6 期, 第 103—113 页。
- [26] 刘国恩、H. D. William、傅正泓、J. Akin, “中国的健康人力资本与收入增长”, 《经济学》(季刊), 2004 年第 4 期, 第 101—118 页。
- [27] 马超、俞沁雯、宋泽、陈昊, “长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗”, 《中国工业经济》, 2019 年第 12 期, 第 42—59 页。
- [28] Mastrobuoni, G., “Labor Supply Effects of the Recent Social Security Benefit Cuts: Empirical Estimates Using Cohort Discontinuities”, *Journal of Public Economics*, 2009, 93 (11-12), 1224-1233.
- [29] Qian, D., R. W. Pong, and A. Yin, “Determinants of Health Care Demand in Poor, Rural China: The Case of Gansu Province”, *Health Policy and Planning*, 2009, 24 (5), 324-334.
- [30] Wagstaff, A., M. Lindelow, J. Gao, et al., “Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China’s New Cooperative Medical Scheme”, *Journal of Health Economics*, 2009, 28 (1), 1-19.
- [31] 王军、王广州, “中国城镇劳动力延迟退休意愿及其影响因素研究”, 《中国人口科学》, 2016 年第 3 期, 第 81—92+128 页。
- [32] 王曲、刘民权, “健康的价值及若干决定因素: 文献综述”, 《经济学》(季刊), 2005 年第 4 期, 第 1—52 页。
- [33] 王新军、郑超, “医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响”, 《财经研究》, 2014 年第 12 期, 第 65—75 页。
- [34] 王贞、封进、宋弘, “提升医保待遇对我国老年医疗服务利用的影响”, 《财贸经济》, 2019 年第 6 期, 第 147—160 页。
- [35] 谢明明、王美娇、熊先军, “道德风险还是医疗需求释放? ——医疗保险与医疗费用增长”, 《保险研究》, 2016 年第 1 期, 第 102—112 页。
- [36] 于新亮、程远、胡秋阳, “企业年金的‘生产率效应’”, 《中国工业经济》, 2017 年第 1 期, 第 155—173 页。
- [37] 于新亮、上官熠文、于文广、李倩, “养老保险缴费率、资本—技能互补与企业全要素生产率”, 《中国工业经济》, 2019 年第 12 期, 第 96—114 页。
- [38] 于新亮、申宇鹏、李红波, “新农保非携带性对农村劳动力流动的锁定效应——兼论对新农合锁定效应的替代”, 《中国农村观察》, 2019 年第 6 期, 第 109—126 页。
- [39] 于新亮、张文瑞、李倩、伊扬, “健康卫生融资约束、公共卫生冲击与医疗服务利用——基于 SARS 疫情的实证研究”, 《经济科学》, 2021 年第 6 期, 第 143—156 页。
- [40] 余央央、封进, “家庭照料对老年人医疗服务利用的影响”, 《经济学》(季刊), 2018 年第 3 期, 第 923—

948页。

- [41] 张车伟, “营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据”, 《经济研究》, 2003年第1期, 第3—12+93页。
- [42] 张川川、朱涵宇, “新型农村社会养老保险参与决策中的同群效应”, 《金融研究》, 2021年第9期, 第111—130页。
- [43] 张熠, “内生退休年龄研究前沿”, 《经济学动态》, 2015年第3期, 第90—103页。
- [44] Zhang, Y., M. Salm, and A. Soest, “The Effect of Retirement on Healthcare Utilization: Evidence from China”, *Journal of Health Economics*, 2018, 62, 165-177.
- [45] 邹红、喻开志, “退休与城镇家庭消费: 基于断点回归设计的经验证据”, 《经济研究》, 2015年第1期, 第124—139页。

Delayed Retirement Intention, Medical Service Utilization and Health Benefits

ZHU Minglai SHEN Yupeng* KANG Zhuo
(Nankai University)

Abstract: Through theoretical analysis, fuzzy regression discontinuity and instrumental variable method, we test and prove the decision-making of medical service utilization and the change of health benefits of individuals with different delayed retirement intentions. Under the background that the delayed retirement policy has not been fully implemented and compulsory retirement still plays a role, due to inconsistent expectations, the medical consumption of the individuals with delayed retirement intentions smoothly transitions before and after retirement compared with individuals without delayed retirement intentions, which is not the result of delayed medical treatment, but the role of health investment in advance. Furthermore, delayed retirement intention has a significant effect of medical cost control, and increases individual health benefits.

Keywords: delayed retirement intention; medical service utilization; health benefits

JEL Classification: I10, J14, J26

* Corresponding Author: Shen Yupeng, Zhou Enlai School of Government, Nankai University, Tianjin 300350, China; Tel: 86-15506338834; E-mail: rzshenyupeng@163.com.