

Does Retirement Affect Health Expenditure of China's Urban Male?

—— Empirical Evidence Based on Regression Discontinuity Design

Siyu Zhou

SILC Business School, Shanghai University, Shanghai 201899

Abstract

China is facing an increasingly serious aging problem. With the acceleration of urbanization and sustained economic growth, the health status of retirees is worrying, and the demand for medical services is also rapidly increasing. The government is working hard to address the challenges brought by the rapid growth of healthcare expenditures, especially against the backdrop of slowing economic growth. The government is facing an important choice: in terms of the enforcement of the statutory retirement age, should citizens work for an additional year after reaching the statutory retirement age, which brings higher marginal value, or should the marginal cost of retiring for one year be lower? Evaluating the economic consequences of retirement policies is crucial for the entire society and government. This article explores the impact of retirement on urban men in China from the perspective of medical insurance expenditures, with a particular focus on three types of expenditures: self treatment, outpatient, and hospitalization expenses, and analyzes four influencing mechanisms: consumption ability, health status, time, and lifestyle. Using CHARLS data (2014-2015), the fuzzy breakpoint regression method was employed to address potential endogeneity issues. Research has found that retirement has a bidirectional impact on healthcare expenditure: among the 55-65 age group, retirement increases self treatment and medication costs, but reduces total outpatient and inpatient expenses; The trend of out of pocket expenses is similar, but the magnitude is greater.

Keywords: Retirement; Medical Expenditure; Regression Discontinuity Design

退休影响中国城市男性医疗支出吗？ ——基于模糊断点回归的实证研究

周思宇

上海大学悉尼工商学院，上海 201899

摘要：中国正面临日益严重的老龄化问题。随着城市化进程的加快和经济的持续增长，退休人员的健康状况令人担忧，对医疗服务的需求也在急剧增加。政府正努力应对医疗支出快速增长带来的挑战，尤其是在经济增长放缓的背景下。政府面临着一个重要的抉择：在法定退休年龄的执行力度上，是公民在达到法定退休年龄后额外工作一年所带来的边际价值更高，还是退休一年所产生的边际成本更低？评估退休政策的经济后果对整个社会和政府都至关重要。本文从医疗保险支出角度探讨退休对中国城市男性的影响，特别关注自我治疗、门诊和住院费用三类支出，并分析消费能力、健康状况、时间和生活方式四个影响机制。利用 CHARLS 数据（2014-2015），采用模糊断点回归方法以处理潜在内生性问题。研究发现，退休对医疗支出有双向影响：在 55-65 岁人群中，退休增加了自我治疗及药物费用，但降低了门诊和住院总费用；自付支出变化趋势相似，但幅度更大。

关键词：退休；医疗支出；模糊断点回归

1 引言

中国正面临严重的老龄化问题。1980年至2016年实施的独生子女政策有效控制了人口增长，但也导致了快速老龄化。到2019年底，60岁及以上人口达2.41亿，占总人口的16.84%。中国的法定退休年龄较低，退休人员比例逐年上升，预计到2050年每1.4人中就有一人退休。此外，近三十年来，城市化和经济增长改变了人们的生活方式，增加了健康风险因素，导致退休人员健康状况堪忧，对医疗服务的需求急剧增加。自2009年以来，中国政府高度重视医疗改革，启动了“健康中国2030”，实现了全民医保的全覆盖，报销比例提高，基本保险差距缩小。政府还致力于降低个人卫生支出与国家卫生支出的比率，鼓励民众锻炼。然而，1991年至2013年，人均医疗费用年增长率为17.49%，远超同期人均GDP增长率。2018年，医疗费用增长率为17%，人均GDP增速仅为6.08%。政府面临医疗支出总额快速增长的压力，尤其是老年群体的共同支付总额增加。经济增长放缓使得政府支付医疗费用的难度加大，政府需要在法定退休年龄执行力度上权衡，评估退休政策的经济后果对社会和政府至关重要。

中国目前的退休政策沿用1978年国务院制定的政策，规定女性公务员退休年龄为55岁，其他女性为50岁，男性为60岁，实际退休年龄可能因多种原因提前或延后。退休分为正常退休、晚退和早退三种类型。正常退休指达到法定年龄后退休，晚退适用于高级专家和特殊人才，早退则包括因工作性质或健康原因提前退休以及内部退休。内部退休允许组织在员工接近法定退休年龄时根据其工作能力决定是否让其继续工作。中国实行社会统筹和个人账户相结合的养老金制度，为城镇职工提供三种养老金方案，养老金由政府、雇主和雇员共同出资，领取条件为达到法定退休年龄。基本医疗保险覆盖全国95%以上人口，提供三种保障，商业医疗保险作为补充，近年来市场增长迅速，但其在医疗支出中的比例仍较低。

2 文献综述

目前，退休对医疗保险支出的影响方向尚不明确，人们往往从退休带来的变化中获得不同的体验。一种观点认为，退休会进一步增加医疗费用，而目前的解释是存在的。例如，新退休人员生活方式的根本改变可能会剥夺新退休人员的成就感、意义感和被需要感^[26]，从而对退休人员的健康状况产生负面影响。与此同时，一些人选择退休最初是因为健康状况不佳，或者仅仅是因为退休人员获得了更好的医疗服务（例如，有更多的空闲时间做检查或接受治疗，更高的保险报销率鼓励消费）。另一种观点认为退休可以减少医疗费用，因为退休可以减轻人们的压力和负担，并为他们提供一个选择更健康生活方式的机会（例如更长的睡眠时间、更多的锻炼和建立社交网络等），这些能全方位的改善健康状况。

尽管退休与健康之间的关系这一研究主题已经获得大量关注，但是大多数研究都关注于发达国家的情况，关于中国的这一主题的研究很少，且大多数研究主题都局限于退休对健康状况、心理健康状况、认知功能和记忆等的影响^{[2][10][8][11][5][25]}。

然而，现有的研究退休对医疗利用的影响的文献主要基于发达国家的数据，这些研究发现包括：退休对以一段时间内的医生就诊次数衡量的门诊治疗有负面影响^{[3][4]}，但总体上对住院治疗^[4]、医疗利用^[7]和支出^[16]没有显著影响。为数不多的使用中国数据的相关研究发现，在中国，退休可以大幅提高整体医疗利用率^[26]，与发达国家的情况相反。鉴于相同的医疗保健利用水平（例如，在一定时期内相同的医生就诊次数），个人的社会经济状况、就诊目的、疾病类型、治疗方法和其他许多因素共同决定了个人医疗保健支出。既有研究就退休对医疗支出的影响并未获得一致结论，且研究极为有限。基于Zhang et al.^[26]的研究，本文关注退休对医疗保健利用影响这一大主题中的一个问题：医疗保险支出，并将其分为三类：自我治疗支出、门诊费用和住院费用。本文使用“中国健康与养老追踪调查”（China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS）第三期（2014）及第四期（2015）全国追访数据，从四个可能的影响机制（消费能力、健康状况、时间可用性和生活方式），研究退休对中国城市男性医疗保险支出的影响，旨在为城市男性及政府提供有用信息。城市男性可以更好地为退休做好经济准备，优化医疗支出。政府应预测和评估需支付的医疗金额，优化医疗服务质

量和资源配置，实现改革成果的可持续性，以较低的医疗支出获得更好的健康状况和医疗服务。本文采用的方法为“模糊断点回归”实验设计，该模型是常用的政策评估模型可以缓解遗漏变量、反向因果、衡量偏误等因素导致的内生性问题。

3 数据介绍及变量选择

本文使用“中国健康与养老追踪调查”（China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS）第三期（2014）及第四期（2015）全国追访数据，收集了来自中国各地 45 岁及以上个人及其家庭的高质量代表性数据。该数据包含个人特征、家庭概况、健康状况、收入水平、工作状况等数据。

由于中国女性有两个不同的法定退休年龄，本文仅关注中国城市男性退休对医疗保险支出的影响。首先在总样本中去掉所有缺少性别数据的观测值及性别为女性的观测值，处理后样本包含 18393 个男性观测值。由于人口流动，工作地点和个人户口类型之间可能存在差异；例如，一个农村户口的人可能在城市工作。考虑到这一点，本文将城市男性定义为在城市工作并在城镇职工基本医疗保险或城镇居民基本医疗保险注册的男性，依此进一步将样本量缩小到 3211 个。本文还剔除了 55 岁以下及 65 岁以上的观测值，以便排除距离法定退休年龄太远的观测值。最终，样本中共有 1091 个观测值。

有两种常见的方式来定义退休，法定年龄的正常退休和流程退休（包括提前退休、正常退休和延迟退休）。除此之外，还有另一种标准来定义退休：不论工作性质如何，如果一个人正在寻找一份工作或获得一份工作的报酬，那么他就不被视为退休。然而，如果一个人因为某种原因（例如关系、乐趣、报酬等）打算在退休后从事另一份工作（通常与以前的正式工作相比，工资较低或工作水平较低），他的决定不会影响其实际的退休过程，而是被视为退休后个人选择的一种生活方式或活动。本文采用程序化退休标准来定义退休。

图 1 显示了样本中城市男性的退休率（按年龄划分），其中 58 岁至 61 岁之间存在明显的不连续性。这种不连续性表明，这一年龄段内退休人员的百分比急剧上升。

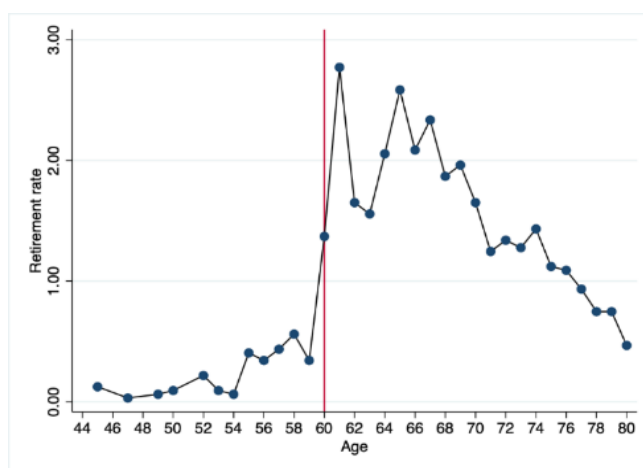


图 1 按年龄划分的城市男性退休率（注：参考线为法定退休年龄（60 岁））

不同的群体遵循的政策略有不同。然而，对于男性而言，法定退休年龄政策在传统员工和公务员之间更为一致，而女性则不然。只有患有严重工伤或其他严重问题的男性才是在 60 岁法定退休年龄退休的例外情况。他们可以在 55 岁以前退休。然而，图 1 未呈现退休率在 55 岁后大幅跃升。由于本文研究退休对医疗支出的影响，为了避免引起下偏，去除此类观测值。因此，本文使用的样本只包括 55 岁时没有资格申请提前退休的城市男性。

值得注意的是，在 60 岁这一男性法定退休年龄附近，退休人员的比例大幅上升。因此，通过引入赋值变量，将标准化年龄 d 定义为实际年龄减去男性法定退休年龄（60 岁），公式如下：

$$d_i = Age_i - 60 \quad (1)$$

公式（1）将在模糊断点回归的第一阶段中使用。

本文在进行实证分析时使用以下变量：（1）总支出：一个人的家庭直接或间接用于医疗保健的年度总支出，包括寻求专业帮助支付的交通费、专业护理支付的护理费用。（1A）自我治疗：过去一个月用于自我治疗的资金，包括购买非处方药、补充剂和医疗器械。该变量进一步细分为（1A-1）药物，包括非处方药（OTC）和传统草药，以及（1A-2）预防，例如购买维生素的数量；（1B）与机构有关的支出：由两部分组成，即（1B-1）门诊支出：一个人上个月全部看病的总费用；（1B-2）住院支出：一个人上一年住院的总费用。此外，由于每个人都应该参加至少一个共同支付部分医疗保健支出的保险计划，本文还将（2）自付支纳入分析，显示一个人在医疗保健上的实际支出。在稳健性检验中，该费用也被细分为与总支出相同的类别。下文的图表中显示的所有支出均以元为单位。

表 1A 变量及定义

变量类型	变量	定义
结果变量	总支出	每年家庭在医疗保健方面的直接和间接支出
	1A. 自我治疗	上周的自理支出总额
	药治治疗	上周药物自理支出总额
	预防	上周预防 自我治疗总支出
	1B.与机构相关	
	门诊	上个月门诊总门诊费用
	住院	去年住院总支出
	自付支出	
	2A.自我治疗	上周的自付自理支出
	药物治疗	上周药品自费自理支出
	预防	上周自费自理预防支出
	2B.与机构相关	
	门诊	上个月门诊支出
	住院	去年住院自付住院支出

表 1B 变量及定义

变量类型	变量	意义和定义
治疗变量	退休	在现实生活中退休则取 1，否则取 0
分配变量	断点 D 年龄	如果到达法定退休年龄则取 1；否则取 0 调研时的实际年龄

表 2 总结了变量统计。该样本由 1091 个观察数据组成，这些数据代表了生活在中国城市地区的男性。他们的平均年龄略高于 60 岁，其中约 41%（1091 人中有 452 人）已办理退休手续或已退休。样本中有 96% 的人（1091 人中有 1042 人）有伴侣，平均每个家庭有 3 人。大多数人只接受了基础教育（81%，即 1091 人中有 886 人），而一些选择不继续接受教育的人则接受了某种中等教育（16%，即 1091 人中有 180 人）。其余部分占 2%（1091 人中有 25 人）拥有大学或以上学历。同样，大多数人（79%，即 1091 人中有 862 人）从事的工作没有太多的技能要求，只有少数人在工作场所进入中等管理水平（11%，即 1091 人中有 121 人）。更少的人（1%，即 1091 人中的 108 人）退休前处于最高管理层的位置。77% 的人（即 1091 人中的 842 人）参加了城镇职工基本医疗保险，而其余的人（23%，即 1091 人中的 249 人）已经参加了城镇居民基本医疗保险。

表 2 描述性统计

Variables	Obs.	Mean	Std.dev.
组 I.			
结果变量			
总支出	792	1102.34	71842.19
1A. 自我治疗	1091	205.30	778.23

	药物治疗	1091	164.47	538.43
	预防	1091	33.07	471.42
1B. 机构相关				
	门诊病人	1091	107.99	1215.88
	住院病人	1091	150.78	17099.14
现金支出				
2A. 自我治疗				
	药物治疗	1091	179.16	732.12
	预防	1091	140.37	503.33
	预防	1091	32.86	471.33
2B. 机构相关				
	门诊病人	1091	56.12	942.24
	住院病人	1091	404.87	5458.98
组 II.				
<u>治疗变量</u>				
	退休	1091	0.41	
<u>赋值变量</u>				
	年龄 (>=60)	1091	0.59	

总的来说，表 2 的三部分总结了这些观察结果的社会经济状况、医疗保健支出以及可能导致退休对医疗保健支出产生影响的一些其他信息。在表 2 中可以看到巨大的差异，表明可能的影响机制。

4 实证设计

实证研究采用模糊断点回归模型，第二阶段回归设定为：

$$Exp_i = \beta_0 + \beta_1 Ret_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Exp_i 是与个人 i 的医疗保健支出相关的一个结果变量（包括与医疗保健相关的总支出和自费支出）。 Ret_i 是一个二元变量，代表这个个体 i 的退休状态，由式（3）第一阶段回归预测的值得到。 X_i 是个体 i 特征变量的向量，包括年龄、年龄平方项、伴侣、家庭规模、教育水平等。其中， β_1 解释了退休对医疗支出的因果关系，即本文的研究目标。

假设公式（2）中的 ε_i 与 Ret_i 或 X_i 均不相关，则 OLS 回归可以给出 β_1 的一致估计。然而，在进行回归分析之前，这个假设需要更多的关注。究其原因这是由于这一假设可能产生的内生性问题。即 ε_i 可能包含可以同时影响退休决策和医疗支出的不可观察因素。因此，公式（2）回归的无效性可能会导致错误的结论。为了缓解这种可能的内生性问题，本文采用断点回归（Regression Discontinuity Design, RDD）。该模型使用了一个长期存在的法律或法规，在本例中为法定退休年龄，将这一外生因素引入模型中。其中第一阶段回归设定如下：

$$Ret_i = \eta_0 + \eta_1 D_i + \eta_2 f(d_i) + \eta_3 X_i + v_i \quad (3)$$

$$D_i = \begin{cases} 1, & \text{if } d_i \geq 0 \\ 0, & \text{if } d_i < 0 \end{cases} \quad (4)$$

在模型中引入了一个工具变量（IV） D_i 。根据法定退休年龄法规，并考虑公式（1），如果个人 i 达到或超过法定退休年龄（即在本例中，城市男性达到或超过 60 岁），则 $D_i = 1$ ，否则， $D_i = 0$ ，这意味着该城市男性 i 尚未达到法定退休年龄。组合公式（2）-（4），处理效果可以通过 Exp_i 的跳跃与达到法定退休年龄后退休的概率的跳跃的差距比来识别和估计，得出以下公式：

$$\beta_{1RD} = \frac{\lim_{\varepsilon \downarrow 0} E[Exp | d=0 + \varepsilon] - \lim_{\varepsilon \uparrow 0} E[Exp | d=0 + \varepsilon]}{\lim_{\varepsilon \downarrow 0} E[Ret | d=0 + \varepsilon] - \lim_{\varepsilon \uparrow 0} E[Ret | d=0 + \varepsilon]} \quad (5)$$

公式（5）中， d 是公式（1）中定义的标准化年龄。 β_{1RD} 是处理组（即已退休的人）在临界点 0 处反映的平均处理效应，只有当 Ret_i 通过 D_i 影响 Exp_i 而不影响 Exp_i 本身时，才能正确解释。这里的 β_{1RD} 也称为局部平均处理效应（Local Average Treatment Effect, LATE）。在本文中，它展示了在法定退休年龄退休的人与没有受到法定年龄退休影响的人在医疗保健支出方面的平均变化。

如图 1 所示，退休率按年龄的急剧增长并不是在法定退休年龄从 0 急剧增长到 1。因此，法定退休年龄法规并没有严格适用于每一个接近法定退休年龄的城市男性。因此，应优先考虑模糊断点回归设计。

为了建立一个有效的模糊断点回归设计，有两个假设需要检查。首先，对处理组的操纵程度（即如果一个人决定退休，有多大能力操控何时在法定退休年龄退休）起着重要作用。公式（6）定义了关于退休操控的假设：

$$\lim_{\varepsilon \downarrow 0} \Pr [Ret = 1 | d = 0 + \varepsilon] \neq \lim_{\varepsilon \uparrow 0} \Pr [Ret = 1 | d = 0 + \varepsilon] \quad (6)$$

这一假设在图 2 中得到了验证。可以看到在临界点退休率明显上升了大约 20%。然而，这一增幅并不是 100% 那么明显。既然个人有能力操控在法定退休年龄退休，且可以精确操控（即一个人可以根据他的意愿自我选择何时退休，以便落入他所希望的特定分组），因此需要进一步的检查。本文在局部多项式密度估计的应用中（McCrary, 2007; Cattaneo *et al.*, 2017）^[12] 检验了驱动变量（即年龄），其结果如图 3 所示。从相对平滑的实线和 95% 置信区间的重叠阴影来看，特别是在分界点处，样本的年龄密度分布相当均匀。这表明人们可以但不是完全可以操控自己得到“在法定年龄退休”的待遇。

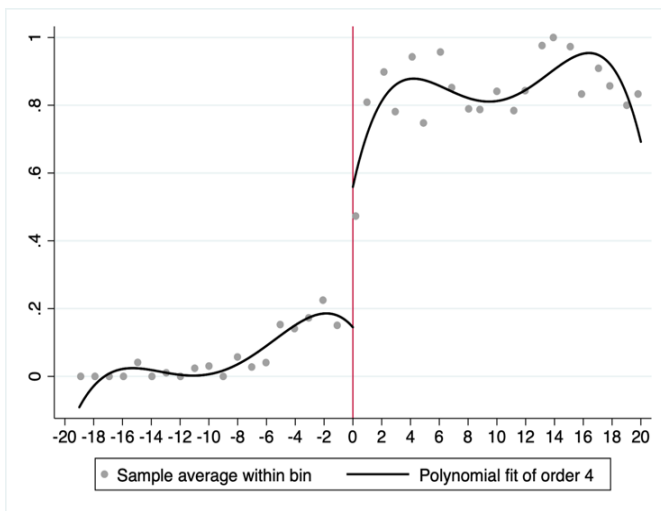


图 2 按年龄划分的城市男性退休率

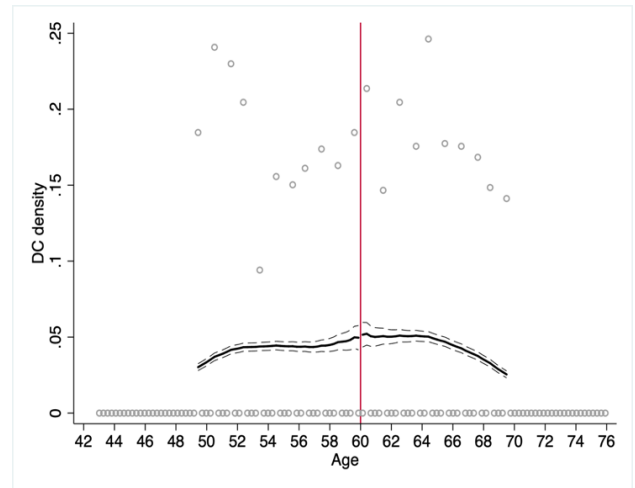


图 3 年龄连续密度

注：参考线为法定退休年龄（60 岁）

第二个假设是所有控制变量都是连续的，以确保退休对它们没有影响，因为这些变量是在没有退休影响的情况下预先确定的。因此，所有的控制变量分为两组进行测试：退休和未退休，看看它们的特点是否有任何差异（表 3）。如表所示，p 值超过临界值 0.05，说明两组之间无明显变化。

表 3 工作组和退休组的平均差异

变量	t-statistics	p-value
有伴侣	-0.012	0.990
家庭规模	0.811	0.417
教育程度	1.767	0.078

注：按平均差计算=工作组平均数-退休组平均数

断点回归设计通常假设分组变量和结果变量之间存在潜在的线性关系。然而，并不总是有证据证实这种假定的线性关系。特别是在退休问题上，许多文献都在使用年龄的多项式函数，使模型能够更好地拟合。为了放松应用于赋值变量的线性假设，本文在初步分析中使用非参数回归。核回归，作为一种局部方法，被选择在精确点估计回归，这(C)自我治疗预防是一种主要的非参数回归方法（Lee and Lemieux, 2010）^[9]。同时，本文也将验证了参数（线性）回归和非参数（核）回归的结果，不同回归方法下结果保持一致。因此， β_{1RD} 的估计是稳健的。

另外，在加入控制变量的情况下，结果变量会受到这些控制变量的方差的影响，特别是那些接近临界点的变量。Lee 和 Lemieux 提出了一种“残差化”方法——在这种情况下，从自变量产生的预测值中减去预测值，然后对治疗变量的残差进行回归，得到 β_{1RD} 。这样做可以抵消控制变量对医疗支出的影响，而不会夸大治疗效果。因此，根据 Zhang *et al.* (2018) [26]，本文采用这种“残差化”策略。

值得注意的是，样本中隐藏着许多潜在的问题，这会使结果失效。首先，哪种模型设定可以达到最佳拟合？变量选取包括对年龄多项式的形式和工具变量 (IV) 的预测能力等问题的调查。第二，样本中可能有太多远离临界点的观测值。一个 90 岁或 30 岁的男性几乎不可能参与这项研究，相反，他会在本文试图捕捉的因果关系中加入噪音。第三，达到 60 岁断点年龄时医疗费用的上涨也可能出现在那些情况不符合退休政策的男性身上。如果是这样的话，这意味着 60 岁时医疗费用的突然变化并不是因为退休的原因。第四，恰好位于断点之前和之后的人是否受到潜在的队列效应的干扰？如果在另一个断点，并非 60 岁退休的城市男性也出现了医疗支出的明确跃升，这表明队列效应确实随着年龄的增长而存在。这样一来，医疗支出的激增是由于人们在法定年龄退休而导致的结论不再成立。为了解决上述问题，本文对包含年龄多项式、附加变量和工具变量 (IV) 预测能力的模型设定进行稳健性检验，且应用不同的年龄带宽来分析断点年龄 60 岁时的处理效果。本文还进行了伪证检验，以验证反事实对退休的影响。同时，本文还进行了安慰剂检验以评估样本的同质性。

5 实证结果

5.1 基准回归

两阶段回归既有参数回归也有非参数回归。在表 4 中，第 (1) - (2) 列报告了通过 OLS 获得的局部平均处理效果 (LATE) β_{1RD} ，而第 (3) - (4) 列列出了从核函数得到的结果，核函数是最常用的非参数方法之一。第 (2) 列和第 (4) 列均采用“残差化”方法，消除了控制变量对结果变量 Exp_i 的影响，以研究在法定退休年龄退休对医疗支出的净退休效应。稳健性检验采用了不同的方法。

虽然表 4 中的估计数并不十分接近，但显示出一些差异及一致的趋势。对于城市男性而言，退休对自我治疗支出（包括总量、药物和预防产品）有正面影响，对机构相关支出（包括门诊和住院）有负面影响，但对家庭年度医疗总支出没有显著影响。综上所述，如果更仔细地观察，所有个人医疗支出都会在不同的方向和程度上对退休做出反应，而一个人的家庭去年为所有医疗相关服务支付的总金额则不是这样。不管此人的退休状况如何，它都只会受到微弱影响，因为在 1% 的显著性水平下，这种变化并不显著。

表 4 退休对医疗支出影响的模糊断点回归估计 (55-65 岁城市男性)

估计方法	参数		非参数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Total expenditures				
log(total expenditures)	1.556 (0.442)	1.054*** (0.053)	1.013 (0.013)	0.939 (-0.063)
1A. Self-treatment expenditures				
log(total self-treatment expenditures)	0.281** (-1.268)	1.037*** (0.036)	166.334*** (5.114)	142.025*** (4.956)
log(self-treatment for medication)	0.335 (-1.095)	0.966*** (-0.035)	67.491*** (4.212)	19.531*** (2.972)
log(self-treatment for prevention)	1.099 (0.094)	1.357*** (0.305)	0.381 (-0.965)	107473.540*** (11.585)
1B. Institution-related expenditures				
log(outpatient spending)	7.508 (2.016)	0.850*** (-0.163)	0.793 (-0.232)	0.365*** (-1.009)
log(inpatient spending)	3.838 (1.345)	0.936*** (-0.066)	0.776 (-0.253)	0.372 (-0.988)

Out-of-pocket expenditures

2A. *Self-treatment expenditures*

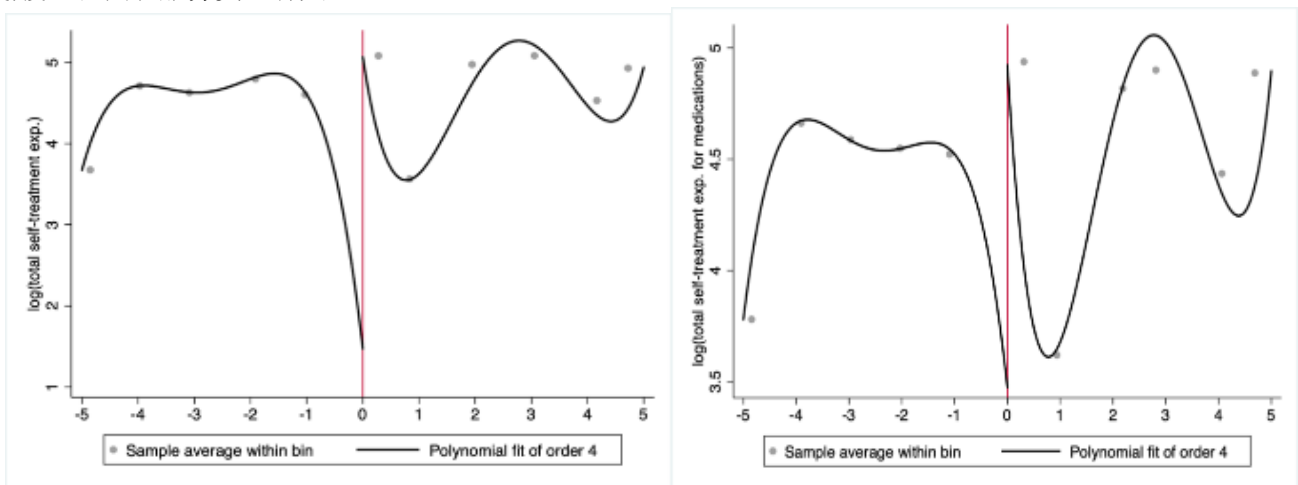
log(out-of-pocket for self-treatment)	0.549	1.100***	150.807***	186.606***
	(-0.599)	(0.095)	(5.016)	(5.229)
log(out-of-pocket for medication)	0.411	1.047***	43.685***	82.187***
	(-0.888)	(0.046)	(3.777)	(4.409)
log(self-treatment for prevention)	0.486	1.390***	1.228	3044.220***
	(-0.722)	(0.329)	(0.205)	(8.021)

2B. *Institution-related expenditures*

log(out-of-pocket for outpatient)	1.066	0.946***	0.863	0.068***
	(0.064)	(-0.055)	(-0.147)	(-2.695)
log(out-of-pocket for inpatient)	1.496	0.720***	0.828	0.568***
	(0.403)	(-0.329)	(-0.189)	(-0.565)

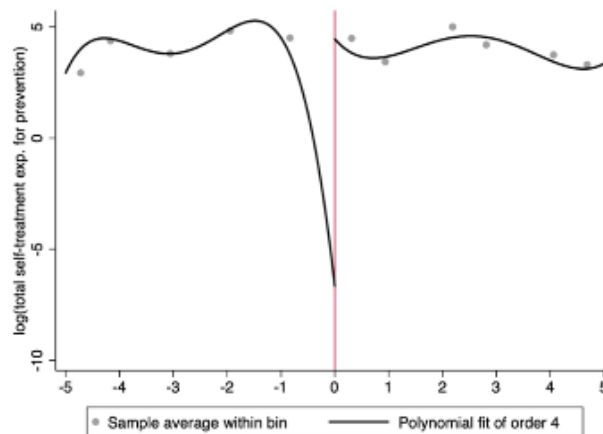
N 1091 1091 1091 1091

退休后，城市男性用于自我治疗的支出大幅增加，每周平均多花费 142.03 元，其中预防产品支出显著高于药品费用，反映出他们更注重健康管理和选择经济实惠的自我治疗方案。与此同时，机构相关成本如门诊和住院费用的自付支出有所下降，但总支付金额变化不大，这与退休人员的收入降低和健康状况变化有关。在共同支付制度下，药品和预防产品的自付支出比例不同，门诊自付支出减少而住院费用增加，这与保险计划覆盖范围和服务类型有关。



(A) 自我治疗

(B) 药物自我治疗



(C) 自我治疗预防

图 4 退休对自我治疗支出的影响 (55-65 岁的城市男性)

注：上述数字表明，退休对自我治疗支出总额有显著的正向影响。因篇幅限制，其他关于 60 岁断点年龄的影响图未予显示。

5.2 稳健性检验

在模糊断点回归设计中，估计值仅代表退休对医疗支出的影响。这里有一个未指明的假设，即预先确定的变量（即控制变量）不随退休状态而改变。这是因为这些变量是预先确定的，不会影响或不受一个人退休决定的影响。否则，医疗支出的突然变化可能归因于模型中包含的控制变量，而不仅仅是因为退休状态的改变。为了确认预先确定的变量没有影响，将这些变量作为自变量回归：年龄、年龄平方、和年龄三次方。在表 5 中，可以看到，如果使用线性年龄函数，退休对城市男性家庭规模的影响显著水平为 10%，如果使用立方年龄函数，退休对城市男性家庭规模的影响显著水平为 5%。因此，在第一阶段回归中使用年龄的二次形式是合适的，同时也可以建立一个更好的拟合模型。

表 5 年龄阶数

	(1)			(2)			(3)		
	Partner	HHsize	Edu	Partner	HHsize	Edu	Partner	HHsize	Edu
Ret	0.013 (0.324)	-0.139* (0.082)	-0.011 (0.407)	0.013 (0.339)	-0.127 (0.114)	-0.008 (0.564)	0.020 (0.164)	-0.164** (0.049)	0.000 (0.995)
d	-0.002** (0.036)	0.001*** (0.935)	-0.002** (0.028)	0.004 (0.823)	-0.220** (0.041)	-0.391*** (0.001)	0.565** (0.088)	-3.345* (0.085)	0.569* (0.071)
d ²				0.000 (0.727)	0.002** (0.040)	0.000*** (0.001)	-0.095** (0.088)	0.054* (0.096)	-0.010* (0.057)
d ³							0.000** (0.090)	0.000 (0.108)	0.000** (0.046)
Constant	1.084*** (0.000)	3.140*** (0.000)	0.184*** (0.002)	0.895* (0.100)	9.666*** (0.002)	1.905*** (0.000)	-10.125 (0.121)	71.102** (0.064)	-10.473* (0.092)

注：“Partner、HHsize 和 Edu”表示城市男性是否有伴侣、家庭规模和个人教育水平。第（1）列显示的结果仅包括年龄一阶项的线性函数。第（2）列显示了包括年龄的二阶项的结果。第（3）列显示了包括年龄一阶项、二阶项、三阶项的结果。括号中列出了 p 值。括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

工具变量是建立一个成功的模糊断点回归设计的关键之一。如果引入对一个人的退休状态只有很小预测能力的弱工具变量，断点回归设计可能会失效。因此，在表 6 中，针对弱工具变量测试了二次函数中的不同规格。所有 p 值在 1% 显著性水平下都是显著的，这表明新引入的依赖工具变量的法定退休年龄已经正确地解决了外生性问题。四个函数的 F 统计量都远远超过了 10 的经验值，说明工具变量合适。因此，由于应用法定退休年龄而导致的弱工具变量并不存在。

表 6 第一阶段回归结果和工具变量（IV）检验

Dependent variables	(1)	(2)	(3)	(4)
$D = 1 (d \geq 0, age \geq 0)$	0.488*** (0.000)	0.490*** (0.000)	0.491*** (0.000)	0.490*** (0.000)
d	0.084** (0.031)	0.084*** (0.005)	0.080*** (0.008)	0.078*** (0.010)
d ²	-0.001** (0.031)	-0.001** (0.032)	-0.001** (0.044)	0.000* (0.053)
Partner		0.055 (0.155)	0.073* (0.064)	0.072* (0.069)
HHsize			-0.015** (0.026)	-0.011 (0.108)
Edu				-0.474 (0.292)
Constant	-2.889*** (0.001)	-2.927*** (0.001)	-2.776*** (0.002)	-2.701*** (0.003)

<i>p</i> -value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
for endogeneity check				
<i>F</i> -statistic	1899.21	1892.99	1892.49	1853.31
for significance of IV				
<i>R</i> ²	0.7608	0.7609	0.7609	0.7610
<i>N</i>	1,791	1,792	1,793	1,794

注：估计基于模糊断点回归设计中的第一阶段回归。*p* 值低于 0.05 表明回归是内生的。大于 10 的 *F* 统计量（经验法则值）表示 IV 并不弱（即可以作为一个人退休状态的强预测因子）。括号内为 *t* 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

为了研究断点对医疗支出的影响，包括离断点太远的观测值较多，包含这些观测值将引入外生因素从而干扰回归结果。因此，根据不同的年龄段，运行相同的回归过程来检查结果的稳健性。

退休对自我治疗支出的影响随时间变化。退休初期（1 年内），城市男性自我治疗支出普遍下降，但随后药物费用开始增长（3 年内），3 年后所有自我治疗支出均增加。这种变化可能与退休人员生活阶段变化有关，60 岁时感觉年轻，但随着年龄增长，健康问题出现，导致支出增加。相比之下，退休对机构相关医疗支出的影响较为一致，59-61 岁住院费用略有上升，但不影响整体结果稳健性。可能因退休手续和机制影响需要时间，且观测数量较少可能导致效果夸大。研究中 50-70 岁年龄段包括远离断点年龄的观测值，存在老化问题，但实验结果显示不同年龄多项式的回归结果稳健，说明在 55-65 岁年龄段研究退休效果是合适的，既考虑了机制相互作用的时间，又避免了老化效应的影响。不同于退休前后的 1 年和 10 年，考虑到所有的测试结果，选择 5 年（即 55-65 岁）作为研究退休效果的年龄段是合适的。因为它不仅给了机制足够的时间来相互作用、发挥作用和展示变化，而且还不包括可能使结果敏感的大量老化效应。因此，估计结果具有稳健性。

退休对医疗支出的影响可以通过伪证检验来验证。本文使用未参加基本医疗保险计划的个体数据（999 个观测值）进行回归分析，这一群体由于工作在私营或小型公司，较少受到退休政策的约束。结果显示，退休对这些男性的医疗支出没有显著影响，进一步证实了退休与城市男性医疗支出之间存在因果关系的结论。

在年龄上，本文用安慰剂测试来检验样本的同质性。为了确认退休是导致所有支出变化的原因，在另一个随机的断点年龄，医疗支出和所有其他变量不应该出现跳跃。否则，这些变量在非法定退休年龄断点的任何跳跃都可能导致医疗支出的这种跳跃。换句话说，队列效应（即一个年龄组和另一个 1 岁年龄组之间的任何固有差异）有可能影响本文的结果。因此，为了检查样本的同质性，在 59 岁、61 岁、55 岁和 65 岁时，将几个安慰剂断点分别设置为 -1、+1、-5 和 +5。实验结果显示与安慰剂断点相比没有显著变化，除了在安慰剂断点 61 岁时由于大量缺失值而在预防性产品上的支出。另一个例外是，在 65 岁的安慰剂断点年龄，当人们进入老年阶段时，伴随着健康恶化的老化效应，自我治疗的自付费用发生了重大变化。因此，安慰剂检验提供的证据表明，在法定退休年龄的断点，即 60 岁，观察结果是一致的。因此，队列效应对结果没有显著影响，退休正是不同水平上增加医疗支出的刺激因素。

5.3 异质性检验

本文研究了 55 至 65 岁人群的社会经济状况，特别是教育水平和家庭规模对健康行为的影响。发现教育程度高且家庭较小的男性更注重健康预防；低教育者更多依赖药物治疗，医疗支出较高，而高教育者倾向于健康生活方式，医疗费用较低。小家庭规模的男性同样偏好预防措施，大家庭则因成本考虑多采用自我治疗方法。总体而言，教育水平和家庭规模显著影响退休人员的医疗支出模式。

5.4 影响机制

以上研究发现退休会增加中国城市男性自我治疗支出，并略微减少门诊和住院的支出。接下来，为了探索为什么退休和医疗支出之间存在这样的双向关系，本文研究了 4 种可能的机制，即消费能力、健康状况、时间可用性以生活方式。异质性检验发现，社会经济状况（例如教育水平和家庭规模）可以通过消费能力因素改变医疗支出的变化。研究发现，健康状况可能是导致退休和医疗支出之间因果关系的主要影响机制之一。

时间可用性是潜在影响机制之一。退休后，时间使用发生巨大变化，减少了对病假经济影响的担忧，因此时间可用性对医疗支出有一定影响。退休后，生活方式的改变（参与社会和体育活动并且远离社会压力）可显著减少医疗支出，因此生活方式是退休和医疗支出之间的影响机制，但影响程度因人而异，且与其他因素如健康状况相互关联。

6 总结及政策建议

随着医疗改革的推进，中国退休人员和政府需为退休带来的医疗成本上升做好准备。以往研究多集中于发达国家，但为解决中国退休问题，亟需深入研究。本文探讨了中国城市男性退休与医疗支出的因果关系及其机制，发现退休对医疗支出有双向影响，取决于医疗成本定义。55-65岁男性退休后，自我治疗和自用药物费用上升，而门诊和住院费用下降。自付支出增长或下降幅度大于总支出变化幅度。研究还发现，受教育程度高、家庭规模小的男性更关注健康，预防产品消费增加，共付比例低。影响机制包括健康状况、慢性病、认知能力、时间可利用性和生活方式等。健康状况积极的男性更倾向于自我治疗，慢性病增加自付支出，认知能力提高增加预防性支出，时间可利用性影响门诊就医，社会活动和运动减少医疗支出，不良生活习惯如吸烟、饮酒影响大。政策建议包括：个人层面，地方政府组织退休人员集体锻炼；组织层面，政府加强公司遵守退休政策的监管，鼓励建立预防措施；国家层面，不推迟男性法定退休年龄，鼓励预防性医疗，提供劳动密集型机会，完善三级保健体系，发展商业保险等。

本文可以为发展中国家在快速发展和老龄化人口激增的情况下提供一些启示，这些国家没有受过良好的教育，也没有得到有限的基本保险计划的补偿。基于本文研究结果，未来的研究可以尝试解决以上的局限性。此外，未来研究的一个方向是，可以更深入地探讨退休的短期和长期影响。另一个值得深入研究的方面是，退休对那些生活在农村地区的人的影响，那里的情况比较复杂（例如，监管较少的环境，某些类型的工作，如农民等）。由于农村地区的资源受到限制，而且居住在那里的总人口中大多数人的消费能力较低，因此今后在这方面的任何研究都会大有裨益。

参考文献

- [1] Cattaneo, D. M., Jansson, M. & Ma, X. (2017) 'rddensity: Manipulation testing based on density discontinuity', *The Stata Journal*, pp. 1-24.
- [2] Che, Y. & Li, X. (2018) 'Retirement and health: Evidence from China', *China Economic Review*, 49: pp. 84-95.
- [3] Eibich, P. (2015) 'Understanding the effect of retirement on health: Mechanisms and heterogeneity', *Journal of Health Economics*, 43: pp. 1-12.
- [4] Fe, E. & Hollingsworth, B. (2012) 'Estimating the effect of retirement on mental health via panel discontinuity designs', *MPRA*, Paper No. 38162.
- [5] Feng, J., Hong, S. & Zhen, W. (2020) 'The elderly's response to a patient cost-sharing policy in health insurance: Evidence from China', *Journal of Economic Behavior and Organization*, 169: pp. 189-207.
- [6] Feng, J., Li, Q. & Smith, P. J. (2020) 'Retirement effect on health status and health behaviors in urban China', *World Development*, 126: 104702.
- [7] Hagen, J. (2018) 'The effects of increasing the normal retirement age on the health care utilization and mortality', *J Popul Econ*, 31: pp. 193-234.
- [8] Kesavayuth, D., Liang, Y. & Zikos, V. (2020) 'An active lifestyle and cognitive function: Evidence from China', *Journal of the Economics of Ageing*, 12: pp. 183-191.
- [9] Lee, S. D. & Lemieux, T. (2010) 'Regression Discontinuity Designs in Economics', *Journal of Economics*, 48: pp. 281-355.
- [10] Lei, X. & Liu, H. (2018) 'Gender difference in the impact of retirement on cognitive abilities: Evidence from urban China', *Journal of Comparative Economic*, 46: pp. 1425-1446.

- [11] Luo, Y., Pan, X. & Zhang, Z. (2019) 'Productive activities and cognitive decline among older adults in China: Evidence from the China Health and Retirement Longitudinal Study', *Social Science & Medicine*, 229: pp. 96-105.
- [12] McCrary, J. (2008) 'Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test', *Journal of Econometrics*, 142(2): pp. 698-714.
- [13] National Healthcare Security Administration (2019) 'Statistical Communiqué on the Development of National Basic Medical Insurance in 2018' Available at: http://www.nhsa.gov.cn/art/2019/6/30/art_7_1477.html (Accessed: 26 February 2020) 2020
- [14] OECD (2019) 'Pensions at a Glance 2019: OECD and G20 Indicators', *OECD Publishing*, Paris, <https://doi.org/10.1787/b6d3dfc-en>.
- [15] Qianzhan (2015) 'The growth rate of Chinese medical expenditures per capita far exceeds the growth rate of GDP', Available at: <https://www.qianzhan.com/indynews/detail/150/150409-9489bdc.html> (Accessed: 26 February 2020)
- [16] Shai, O. (2017) 'Is retirement good for men's health? Evidence using a change in the retirement age in Israel', *Journal of Health Economics*, 57: pp. 15-30.
- [17] Su, C. & Li, S. (2019) 'Lifestyle and usage of time: impact of retirement on health', *Journal of Shandong University (Shandong University Xuebao)*, pp. 86-97.
- [18] Tan, X., Wu, Q. & Shao, H. (2018) 'Global commitments and China's endeavors to promote health and achieve sustainable development goals', *Population and Nutrition*, 37(8).
- [19] World Bank (n.d.) Annual growth of GDP per capita - China. Available at: <https://data.worldbank.org.cn/indicator/NY.GDP.PCAP.KD.ZG?end=2018&locations=CN&start=2013&view=chart> (Accessed: 26 February 2020)
- [20] World Bank and World Health Organization (2019) 'Healthy China: Deepening health reform in China: Building high-quality and value-based service delivery', Washington, DC: World Bank. [doi:10.1596/978-1-4648-1263-7](https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1263-7). License: Creative Commons Attribution CC BY 3.0 IGO.
- [21] Xin, C., Zhang, B., Fang, S. & Zhou, J. (2020) 'Daytime napping and successful aging among older adults in China: a cross-sectional study', *BMC Geriatrics*, 20(2).
- [22] Yang, X., Pan, A., Gong, J. Wen, Y., Ye, Y., Wu, H.-Y. J., Pan, X. & Yang, C. (2020) 'Prospective associations between depressive symptoms and cognitive functions in middle-aged and elderly Chinese adults', *Journal of Affective Disorders*, 263(15): pp. 692-697.
- [23] Ye, L., Shia, B.-C., Fang, Y. & Lee, T.-S. (2019) 'Heterogeneous health profiles and healthcare utilization of the middle-aged and elderly with multiple health insurance schemes in China', *Public Health*, 170: pp. 61-69.
- [24] Yip, C.-M., Siao, C.-H., C, W., Hu, S., Ma, J. & Maynard, A. (2012) 'Early appraisal of China's huge and complex health-care reforms', *Lancet*, 379: pp. 833-842.
- [25] Zang, E. (2020) 'Spillover effects of a husband's retirement on a woman's health: Evidence from urban China', *Social Science & Medicine*, 245: 112684.
- [26] Zhang, Y., Salm, M. & van Soest, A. (2018) 'The effect of retirement on healthcare utilization: Evidence from China', *Journal of Health Economics*, 62: pp. 165-177.
- [27] Zhu, H. & Walker, A. (2018) 'Pension system reform in China: Who gets what pensions?', *Social Policy & Administration*, 52: pp. 1410-1424.