

老年人能工作多久？

——中国退休年龄人口额外工作能力研究

张川川 李秋池 魏雅慧 胡志安*

内容提要 本文从健康角度估计了中国老年劳动力的额外工作能力，估算了退休年龄人口可支撑的额外工作年限。研究发现，男性60岁至74岁的额外工作能力为2.78年，女性50岁至64岁为2.18年，女性50岁至74岁的额外工作能力将达到4.85年。本文进一步区分了劳动者的受教育程度和户口状态，发现额外工作能力随受教育程度的提高而增加，且城镇人口的额外工作能力显著高于农村人口。本文研究结论表明，中国老年劳动力的健康状况总体上能够支撑2~5年的额外工作年限，特别是高学历的城镇老年人口，因而适当延长退休年龄能够使人力资源得到更充分的利用。

关键词 健康 延迟退休 老年人就业

一 引言

中国正迈入老龄化社会，人均预期寿命的提高和生育率的下降使得人口年龄结构快速老化，给中国的可持续发展带来了巨大挑战。一方面，人口老龄化导致年轻劳动力短缺和劳动力成本上升，降低了中国企业在国际市场的竞争力；另一方面，在现收

* 张川川，浙江大学经济学院，电子邮箱：ccz.zhang@gmail.com；李秋池，中央财经大学经济学院，电子邮箱：liqiuchicufe@126.com；魏雅慧，中央财经大学经济学院，电子邮箱：weiyahuicufe@163.com；胡志安（通讯作者），北京大学国家发展研究院，电子邮箱：freddy_hu@pku.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年项目“生育水平、性别选择和女性发展：性别观念的视角”（批准号：71503282）和霍英东基金会高等院校青年教师基金项目“新型农村社会养老保险的政策实践和社会经济影响”（项目编号：161079）对本文研究的资助。

现付制的养老保险体系下,人口老龄化使得养老基金的潜在收支缺口问题日益严重^①。根据国际经验和相关研究结论,延迟退休是应对人口老龄化的有效和合理的政策选项(Börsch-Supan et al., 2014)。并且,中国现行的法定退休年龄制度是男职工60岁、女职工50岁和女干部55岁退休,这一法规是上世纪五十年代制定的,那时人口预期寿命不足50岁,而现在人口预期寿命已经增长到76岁,当前法定退休年龄已经与新的社会经济形势不相适应。从国际比较来看,经济合作与发展组织(OECD)各国退休年龄较高、男女同龄退休的现象比较普遍,并且随着预期寿命增加和人均收入提高,退休年龄有逐步提高的趋势。例如,美国将领取全额养老金的退休年龄从65岁提高到67岁,韩国退休年龄到2033年也将会提高至65岁^②。相对而言,中国当前退休政策存在着退休过早、男女退休年龄差距过大等问题。为了应对人口老龄化的冲击,而且考虑到中国人口预期寿命不断延长的客观事实,许多学者建议应当适时延迟退休年龄。与此同时,延迟退休年龄改革也正式进入了政府部门的政策议程。2018年1月9日,人力资源和社会保障部部长尹蔚民在人民日报发表署名文章,明确提出针对中国人口老龄化发展趋势,应适时研究出台渐进式延迟退休年龄等应对措施^③。

尽管延迟退休改革是在人口老龄化背景下保障社会养老保险体系可持续、实现实际公平和提高人力资源利用效率的客观要求,但退休年龄的推迟幅度和政策推行节奏等问题仍然面临争议,需要审慎研究。确定退休年龄推迟幅度的关键之一是,老年人口的健康状况是否能够支撑,以及能够支撑多久的额外工作。美国国家经济研究局(NBER)使用12个OECD国家数据,基于Cutler et al. (2013)的方法,通过比较退休前57岁到61岁和退休后62岁以上劳动力的健康状况和雇佣水平,估算了老年劳动力的额外工作能力,发现老年劳动力仍有一定的额外工作能力。虽然中国的延迟退休年龄改革已经箭在弦上,但还没有研究从健康状况的角度系统估计中国老年劳动力的额外工作能力。因此,本文旨在从健康角度估算中国老年劳动力的额外工作能力,为延迟退休年龄政策的方案制定和实施提供科学的决策依据。

本文借鉴Cutler et al. (2013)的研究方法,使用中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)2011年和2013年的数据,分性别估

① 《中国老龄社会与养老保障发展报告(2016)》指出,养老保险基金当前已经出现资金缺口,并动用累计结余来确保发放,养老保险已经进入三级风险区;而《中国养老金发展报告2016》显示,从2015年开始养老金累计记账额已经达到4.7万亿,累计结余却只有3.5万亿。

② 参见 <https://china.huanqiu.com/article/9CaKrnJx46m>。

③ 参见 <http://opinion.people.com.cn/n1/2018/0109/c1003-29752604.htm>。

算了中国老年劳动力的额外工作能力。估计结果显示，中国60岁至74岁男性的额外工作能力为2.78年，50岁至64岁女性的额外工作能力为2.18年。由于不同社会群体之间行业和职业特征的差异，本文还进一步探究了老年劳动力在相同健康条件下的额外工作能力是否会因受教育程度的不同而存在差异。从理论上说，不同教育水平的劳动者所从事的工作对健康敏感性不同，高学历人口所从事的工作对身体健康状况的要求可能更低。本文实证结果表明，老年人口的额外工作能力随着受教育程度的提高而增加，并且女性额外工作能力在不同学历水平上表现出来的差异大于男性。另外，农村人口大多从事农业工作，对健康的消耗大、要求高，且没有明确的退休概念，因此农村人口的额外工作能力显著低于城镇人口。

本文以下部分的结构安排为：第二部分回顾相关文献；第三部分介绍数据来源和主要变量的描述性统计；第四部分为实证策略与计量模型；第五部分是实证结果及分析；第六部分为稳健性检验；第七部分为结论性评述。

二 文献综述

制约老年劳动力延长工作年限的因素主要有劳动力需求和健康两个方面。首先是劳动力需求的影响，Hellerstein et al. (1999) 的研究表明，如果老年劳动力被赋予更高的工资但生产力却不如退休之前，那么雇主可能会不情愿雇佣老年劳动力。另外，劳动力市场对于老年女性劳动力存在歧视 (Lahey, 2008; Neumark et al., 2019)，这将导致女性老年劳动力在就业中断后更难找到新工作。其次是健康因素，健康随着年龄增长而变差，从而阻碍了老年劳动力的劳动参与 (García-Gómez, 2011)。

在健康与就业的相关研究中，对健康的度量有多个维度：一是使用慢性病作为健康的度量^①，李琴等 (2014) 选择高血压作为慢性病的代表，发现是否患高血压能显著影响城市中老年人的劳动参与率，但是李琴和彭浩然 (2015) 指出慢性病对人们的

① 本文研究结果中，慢性病对就业的影响统计上不显著，与已有的研究结果一致。从描述性统计可以发现，慢性病患者比例在80%左右。慢性病患者普遍且大多数慢性病不会给工作带来巨大的障碍，因此对就业的影响不显著。例如胃部疾病、关节炎、风湿病等慢性病对工作的影响不大，部分可能会影响工作的慢性病如高血压、糖尿病、哮喘等也可以通过药物治疗而不会给工作带来巨大影响。因而本文认为慢性病并不是一个很好的健康代理变量。为了全面刻画个体健康，减小估计偏误，本文在研究中尽可能全面地包含了所有健康相关变量，包含自评健康、慢性病、是否残疾、认知和抑郁、健康行为五个方面。

延迟退休意愿并没有显著影响。二是使用自评健康作为健康的代理变量,张川川(2011)使用居民自评健康作为主要健康变量,并加入吸烟、饮酒等健康行为变量,研究健康变化与劳动供给的关系,发现健康状况恶化会显著降低劳动供给。但也有学者提出了质疑,认为将自评健康用于描述健康并不准确,不同人群的自评健康存在异质性(Tubeuf et al., 2008; Blanchet et al., 2016)。三是使用一个综合的健康指数,Poterba et al. (2013)指出健康指数与死亡率存在较强的相关性,且能较好地预测未来的健康状况。

健康对就业的影响体现在劳动参与率、工作年限和退休决策等多个方面。健康和劳动参与率相关关系的研究有García-Gómez(2011),该研究指出,差的健康状况会阻碍老年劳动力的劳动参与。Behaghel et al. (2014)发现健康差异能够部分解释不同国家间劳动参与率的差异。魏众(2004)使用1993年中国营养调查数据发现,在中国农村地区,健康状况对劳动参与以及非农就业机会有显著影响。同时,一些经验研究表明,健康是影响工作年限和退休决策的重要因素(Au et al., 2005; McGarry, 2004)。Dwyer & Mitchell(1999)还发现健康对退休的影响比其他经济变量更大,身体健康差的男性预期要提早一到两年退休。

在估算劳动力工作能力方面,国内已有研究主要是从劳动力的工作意愿着手。林忠晶和龚六堂(2007)采用有限生命预期的连续时间状态代际交叠模型发现,当个体预期寿命增加时,其工作年限和退休年龄均会相应增加。王军和王广州(2016)使用2014年中国劳动力动态调查数据发现,良好的健康状况对工作意愿的提升起到明显促进作用。中国城镇劳动力意愿理想退休年龄均值是54.88岁,总体呈略微提前退休的倾向,其中男性意愿理想退休年龄的均值比女性高4.54岁,女性工人与女性干部的差别不大,延迟退休意愿不强;男性65岁和女性60岁可能是各自意愿延迟退休年龄的上限。然而他们只是从工作意愿角度进行了估计,并不能准确反映老年劳动力真实的工作能力,劳动者的工作能力主要受其自身健康因素的制约。

谭远发等(2016)利用中国综合社会调查2005年和2010年的数据编制生命表分析中国劳动力的预期寿命、健康预期寿命、工作寿命和健康工作寿命,结果指出中国男女健康工作寿命分别为62岁和58岁。然而,使用生命表技术得到的估计结果相对粗糙,无法控制其他可能影响个体工作决策的因素,例如受教育程度、婚姻状况和是否有养老金等。同本文紧密相关的研究是Cutler et al. (2013),他们使用英国、日本、德国、意大利等12个参加国际社会保障项目(ISS)的国家的的数据,估计了老年劳动力的额外工作能力,并进行了国际比较。以美国为例,55~59岁男性有3.71年的额外工

作能力。不同国家间的老年劳动力的额外工作能力存在差异，在给定健康水平下，日本男性的额外工作能力略高于美国。

本文主要借鉴 Cutler et al. (2013) 的估算方法，估算中国老年人口的健康状况所能支撑的额外工作年限，完善国内相关研究领域。本文的研究结论将为中国延迟退休年龄改革提供科学的决策依据。

三 数据来源与说明

本文使用中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 2011 年和 2013 年的数据。CHARLS 是由北京大学国家发展研究院主持、北京大学中国社会科学调查中心与北京大学团委共同执行的微观入户调查，旨在收集代表中国 45 岁以上的中老年人家庭和个人的高质量微观数据，为学术研究和公共政策分析提供数据基础。该调查共涉及全国 28 个省（自治区、直辖市），样本覆盖 1.2 万户的 2.3 万名受访者。调查问卷涉及个人基本信息、健康状况、体格测试、医疗服务利用和医疗保险、工作、退休和养老金等。

根据本文的研究目的，本文主要选取 55 岁到 74 岁的男性和 45 岁到 74 岁的女性作为研究对象。在剔除关键变量缺失的个体后，本文得到 15488 个样本观测值，其中女性 10603 人，男性 4885 人^①。本文的被解释变量为老年劳动力是否处于就业状态，设定为二值虚拟变量。该变量既包括非农雇佣，也包括农业自雇和非农自雇等。解释变量为衡量老年人身体健康状况的指标，包括自评健康状况、慢性病、日常生活能力 (ADL)、工具性日常生活能力 (IADL)、残疾、抑郁、认知、吸烟、饮酒^②。

表 1 分性别对样本进行了描述。表 1 样本描述显示，就业率随年龄的增加呈明显的下降趋势；相同年龄组中，男性的从业人口占比均显著高于女性。男性人口中，从业人口的比例从 55 ~ 59 岁年龄段的 85% 下降到了 70 ~ 74 岁年龄段的 50%。各健康变量显示，随着年龄的增长，老年人的健康状况变差。例如，个人患慢性病的比例随年龄的增长而上升，其他的健康变量，如日常生活能力 (ADL) 和工具性日常生活能力 (IADL)、认知和抑郁状况等也存在同样的趋势。

① 本文选取的样本中女性年龄下限比男性低 10 岁，这是因为中国当前法定退休年龄中女性退休年龄为 50 岁，男性为 60 岁，两者正好相差 10 岁。在稳健性检验中，本文将男性样本的年龄下限降低至 50 岁。

② 不同年龄段的样本观测值分布参见下表 1。

表1 样本描述性统计

变量名		年龄组			
		55~59岁	60~64岁	65~69岁	70~74岁
男性	就业	0.8489	0.7179	0.6447	0.5000
	自评健康: 极好	0.0479	0.0346	0.0256	0.0306
	自评健康: 很好	0.1390	0.1244	0.0925	0.1003
	自评健康: 好	0.3295	0.3360	0.3504	0.3148
	自评健康: 一般	0.3301	0.3639	0.3740	0.3802
	自评健康: 不好	0.1535	0.1411	0.1575	0.1741
	慢性病	0.7087	0.7758	0.8031	0.8008
	日常生活能力(ADL)	0.1171	0.1584	0.1900	0.2145
	工具性日常生活能力(IADL)	0.1499	0.1657	0.2106	0.2507
	残疾	0.1675	0.1949	0.2303	0.2730
	抑郁	0.2852	0.3007	0.3140	0.3343
	自评记忆力	3.9763	4.0353	4.0197	4.1267
	情景记忆	3.7637	3.6404	3.4897	3.0940
	吸过烟	0.7069	0.6813	0.6516	0.6532
	仍吸烟	0.5413	0.4957	0.4646	0.4234
	喝过酒	0.6990	0.6999	0.6831	0.6128
	仍喝酒	0.5777	0.5429	0.5079	0.4067
	受教育水平: 文盲	0.1001	0.1191	0.1112	0.2201
	受教育水平: 小学	0.4466	0.5768	0.5640	0.4819
	受教育水平: 初高中	0.3968	0.2435	0.2165	0.1852
	受教育水平: 高中以上	0.0564	0.0605	0.1083	0.1128
	户口	0.2470	0.2535	0.2972	0.3273
	婚姻	0.9387	0.9235	0.9035	0.8705
	养老金	0.2597	0.3367	0.3533	0.3370
医疗保险	0.9927	0.9920	0.9941	0.9958	
观测值	1648	1503	1016	718	

变量名		年龄组					
		45~49岁	50~54岁	55~59岁	60~64岁	65~69岁	70~74岁
女性	就业	0.8401	0.7370	0.6740	0.6106	0.5477	0.3354
	自评健康: 极好	0.0350	0.0274	0.0262	0.0235	0.0168	0.0249
	自评健康: 很好	0.1165	0.0988	0.0889	0.0876	0.0688	0.0960
	自评健康: 好	0.3323	0.3242	0.2938	0.2970	0.2628	0.2980
	自评健康: 一般	0.3735	0.3870	0.4132	0.3821	0.4072	0.3778
	自评健康: 不好	0.1427	0.1626	0.1778	0.2099	0.2445	0.2032
	慢性病	0.7142	0.7966	0.8338	0.8645	0.8961	0.8678
	日常生活能力(ADL)	0.0948	0.1363	0.1787	0.2167	0.2628	0.3092

续表

变量名		年龄组					
		45~49岁	50~54岁	55~59岁	60~64岁	65~69岁	70~74岁
女性	工具性日常生活能力(IADL)	0.1329	0.1755	0.2216	0.2588	0.2979	0.3117
	残疾	0.1028	0.1439	0.1684	0.2055	0.2445	0.2581
	抑郁	0.3722	0.3924	0.4231	0.4667	0.4584	0.4364
	自评记忆力	4.0922	4.1734	4.2397	4.2578	4.2559	4.1633
	情景记忆	4.1790	3.9195	3.7034	3.5409	3.3033	3.0904
	吸过烟	0.0368	0.0413	0.0524	0.0592	0.0642	0.0998
	仍吸烟	0.0270	0.0317	0.0378	0.0445	0.0458	0.0661
	喝过酒	0.1790	0.1830	0.1761	0.1893	0.2055	0.1820
	仍喝酒	0.1467	0.1439	0.1173	0.1272	0.1238	0.1172
	受教育水平：文盲	0.1630	0.2593	0.4012	0.4203	0.4095	0.5025
	受教育水平：小学	0.4019	0.3253	0.3557	0.4320	0.4225	0.3416
	受教育水平：初高中	0.3917	0.3854	0.2165	0.1252	0.1306	0.1122
	受教育水平：高中以上	0.0434	0.0301	0.0266	0.0225	0.0374	0.0436
	户口	0.1945	0.2115	0.2225	0.2143	0.2185	0.2905
	婚姻	0.9677	0.9393	0.9124	0.8664	0.7853	0.6359
	养老金	0.3093	0.4101	0.3913	0.4912	0.5195	0.5025
	医疗保险	0.9872	0.9834	0.9863	0.9814	0.9794	0.9863
	观测值	2257	1863	2328	2044	1309	802

注：自评记忆力为1~5的离散值，情景记忆是1~10的离散值，值越大表示记忆力越好；其余变量均为哑变量，其中户口取1表示非农户口；婚姻取1表示在婚；养老金取1表示参加一种或以上的养老保险；医疗保险取1表示参加一种或以上的医疗保险。

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年和2013年数据计算得到。

四 实证策略与计量模型

本文借鉴 Cutler et al. (2013) 的做法，假设个体在不同但相近的年龄阶段，如果给定同等健康水平则具有相同的工作能力，并基于该假设估算中国老年劳动力的额外工作能力。由于男性和女性在劳动力市场上健康与就业的关系存在差异，本文分性别进行了分析。

本文通过两个步骤估计老年劳动力的额外工作能力。第一步，本文在年轻组样本中使用 Probit 模型分别估计健康和就业的关系得到估计系数^①；第二步，将在第一步中

① 年轻组样本主要指退休前5年的男性和女性样本。由于中国现行的法定退休年龄是男性60岁、女性50岁，因此，本文选择55岁到59岁男性和45岁到49岁女性进行回归。

得到的估计系数和退休后年龄组的实际健康特征相结合预测老年劳动力（50~74岁女性和60~74岁男性）的工作比例^①，而后与实际工作比例对比计算其额外工作能力。从这个意义上讲，本文定义的额外工作能力是指由身体健康状况决定的是否能够从事劳动的能力。本文的基准回归模型设定如下：

$$Employment_i = \alpha + \sum_j \beta_j health_{ij} + \sum_k \gamma_k X_{ik} + y_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中 $Employment_i$ 是个体的工作状态，为哑变量（ $Employment_i = 1$ 表示个体处于就业状态）； $health_{ij}$ 是一组健康状况和健康行为变量，包括自评健康状况、日常生活能力（ADL）、工具性日常生活能力（IADL）、慢性病、残疾、抑郁和认知等健康变量以及吸烟、饮酒等健康行为变量； X_{ik} 是一组控制变量，本文控制了个体受教育水平、婚姻状况、是否有养老保险、是否有医疗保险、户口状况等； y_i 为调查年份固定效应， ε_i 为误差项。

从研究的严谨性出发，也为了保证本文的研究结论得到合理的解读，需要着重指出的是，同 Cutler et al. (2013) 的研究类似，本文对老年人口额外工作能力的估算基于三个假设：第一，假设文中对健康的度量包含了健康的所有方面。如果存在没考虑到的健康因素，则随着年龄增加，健康会比本文中体现的要更差，从而导致本文高估退休劳动力的额外劳动能力。为了最小化这种误差，本文包含了尽可能全面的健康变量。同时，为了检验结论的稳健性，本文也采用了不同的健康度量方法。第二，假设年轻劳动力和老年劳动力的健康与劳动能力之间的关系相同。即在控制了性别、受教育水平、户口、婚姻状况等变量后，个体在不同年龄段劳动能力与健康状况的关系固定，因而通过年轻组回归得到的估计系数可以直接运用于老年劳动力组的预测。本文选取的年轻劳动力是邻近退休年龄人口，能够较好地满足这一假定。第三，假设样本中的年轻劳动力不存在大量“非健康相关”原因导致的退休。如果存在，则会低估老年劳动力的额外工作能力，本文选择退休前5年的样本计算估计系数以尽可能减小这种误差^②。

① 根据2016年《世界卫生统计》报告，中国的人均寿命为女性77.6岁，男性74.6岁，本文的估计选取女性和男性到74岁的样本。

② 值得一提的是，有学者指出中国提前退休的情况普遍存在（封进、胡岩，2008）。尽管在本文的研究中使用了退休前年轻组的样本以减小这种误差，但由于提前退休情况的存在，得到的额外工作能力很可能会被低估。不过从延迟退休角度而言，这种低估并不会对本文的结论带来根本性的改变。

五 实证结果与分析

（一）基本回归和预测

表2报告了基于(1)式的回归结果。结果显示，健康对就业有明显的正向影响。相比于自评健康状况为“不好”的老年人，健康状况为“一般”、“好”或者“很好”的个体就业的比例都显著更高。活动能力障碍也显著降低了老年人口工作的概率。但是，在控制其他健康指标和个人特征变量之后，慢性病对就业没有显著的影响。

表2 健康与就业—全健康变量

变量	男性 55 ~ 59 岁		女性 45 ~ 49 岁	
	系数	标准误	系数	标准误
自评健康: 极好	0.198	0.218	0.196	0.212
自评健康: 很好	0.544 ***	0.160	0.504 ***	0.144
自评健康: 好	0.494 ***	0.125	0.246 **	0.101
自评健康: 一般	0.468 ***	0.119	0.301 ***	0.096
慢性病	0.065	0.100	-0.010	0.086
日常生活能力(ADL)	-0.289 **	0.121	-0.188	0.115
工具性日常生活能力(IADL)	-0.370 ***	0.114	-0.199 **	0.100
残疾	-0.110	0.108	-0.121	0.105
抑郁	-0.013	0.098	0.017	0.075
自评记忆力	-0.012	0.053	-0.086 *	0.045
情景记忆	-0.014	0.027	-0.013	0.022
吸过烟	0.015	0.129	-0.621 **	0.278
仍吸烟	-0.048	0.118	0.255	0.333
喝过酒	-0.208	0.131	0.308	0.199
仍喝酒	0.337 ***	0.123	-0.167	0.215
受教育水平: 小学	-0.203	0.167	0.154	0.100
受教育水平: 初高中	-0.309 *	0.172	-0.054	0.104
受教育水平: 高中以上	-0.108	0.241	0.896 ***	0.222
婚姻	0.586 ***	0.148	-0.055	0.178
养老金	-0.044	0.107	0.148 *	0.088
医疗保险	-0.532	0.538	-0.722 **	0.362
户口	-0.941 ***	0.100	-0.755 ***	0.087
观测值	1648		2257	

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

资料来源: 根据中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 2011 年和 2013 年数据计算得到。

表3 报告了工作能力的估计结果。本文将每5岁划分为一个年龄组，对50~74岁女性和60~74岁男性的工作比例进行了预测，并将估计的工作比例与实际工作比例作差，得到老年劳动力的额外工作能力。图1也给出了估计的额外工作能力。根据所有健康指标得出的结果显示，男性在60~64岁5年内的工作比例为84.68%，在65~69岁之间为82.52%，在70~74岁间为80.94%。而男性的实际工作比例，比预测工作比例下降得要快，从60~64岁的71.79%下降到70~74岁的50.00%。因此，老年劳动力的额外工作能力是巨大的，从60~64岁12.89%到65~69岁的18.05%，70~74岁

表3 额外工作能力

	年龄组	全健康变量				健康指数			
		观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)
男性	60~64岁	1503	71.79	84.68	12.89	1501	71.82	84.27	12.45
	65~69岁	1016	64.47	82.52	18.05	1015	64.43	82.10	17.67
	70~74岁	718	50.00	80.94	30.94	718	50.00	80.87	30.87
女性	50~54岁	1863	73.70	82.18	8.48	1859	73.64	82.04	8.40
	55~59岁	2328	67.40	81.47	14.07	2325	67.35	81.37	14.02
	60~64岁	2044	61.06	81.56	20.50	2042	61.02	81.43	20.41
	65~69岁	1309	54.77	81.21	26.44	1305	54.87	80.92	26.05
	70~74岁	802	34.54	79.27	44.73	802	33.54	79.01	45.47

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年和2013年数据计算得到。

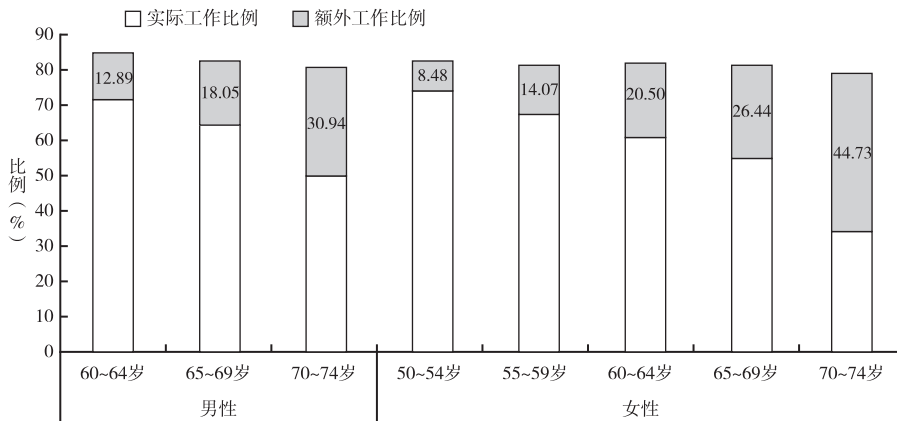


图1 分年龄组额外工作能力比例

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年和2013年数据计算得到。

为 30.94%。在女性结果方面，65~69 岁组女性的额外工作能力为 26.44%，高于男性的 18.05%。虽然相同年龄组女性的预测工作比例略低于男性，但由于女性实际工作比例远低于男性，因而计算得到的女性的额外工作能力高于男性。

（二）教育异质性分析

上述分析反映的是总体样本的平均水平，没有考虑不同群体工作能力的异质性。由于低教育程度和低收入个体所从事的工作往往对健康状况更敏感，因此延长其工作时间的可能性更小。例如，建筑工人和大学教授相比，建筑工人的工作对劳动者健康状况的改变更为敏感，同时建筑工人延迟退休的可能性小于大学教授。另外，Mackenbach et al. (2008) 指出，高教育水平或高社会经济地位的人更可能恢复健康或是存活下来，程令国等 (2014) 也发现教育显著提高了中国老年人的健康水平和存活率。高教育水平的人能更好地理解自己的健康诊断结果，拥有更多的经济资源或者更可能选择自己适合的工作以适应身体障碍 (Lochner, 2011)，能更好地坚持医疗 (Goldman & Smith, 2002)，也更可能从医疗进步中获益 (Glied & Lleras-Muney, 2008)。有鉴于此，本文将样本按受教育水平分为文盲、小学、初高中和高中以上四个组，分别对各个组进行分样本回归并估计老年劳动力的工作能力，得到分组结果。表 4 和表 5 分别报告了男性和女性的教育分组分析结果。

表 4 男性教育分组估计额外工作能力（全健康变量）

年龄组	教育分组	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)
60~64 岁	文盲	177	81.92	89.14	7.22
	小学	859	78.23	86.65	8.42
	初高中	364	61.26	78.86	17.60
	高中以上	79	32.91	79.77	46.86
65~69 岁	文盲	113	69.91	89.58	19.67
	小学	568	73.23	84.89	11.66
	初高中	219	52.97	75.23	22.26
	高中以上	90	37.78	76.58	38.80
70~74 岁	文盲	157	62.06	88.24	26.18
	小学	346	55.49	82.28	26.79
	初高中	131	40.46	75.86	35.40
	高中以上	64	15.63	78.40	62.77

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011 年和 2013 年数据计算得到。

表5 女性教育分组估计额外工作能力(全健康变量)

年龄组	教育分组	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)
50~54岁	文盲	483	81.57	83.65	2.08
	小学	591	76.82	86.06	9.24
	初高中	707	66.48	77.32	10.84
	高中以上	45	68.89	92.94	24.05
55~59岁	文盲	934	78.37	81.91	3.54
	小学	812	69.95	85.02	15.07
	初高中	497	48.09	72.55	24.46
	高中以上	50	26.00	92.85	66.85
60~64岁	文盲	859	73.22	80.68	7.46
	小学	871	62.23	84.96	22.73
	初高中	252	24.60	69.11	44.51
	高中以上	29	13.79	90.57	76.78
65~69岁	文盲	536	64.93	81.29	16.36
	小学	542	57.01	83.30	26.29
	初高中	168	27.98	71.35	43.37
	高中以上	31	6.45	91.86	85.41
70~74岁	文盲	403	43.42	79.59	36.17
	小学	271	29.89	81.03	51.14
	初高中	89	14.61	69.04	54.43
	高中以上	12	0.00	91.19	91.19

资料来源:根据中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011年和2013年数据计算得到。

表4的结果表明,男性额外工作能力随着受教育水平的提高呈增加趋势。例如,在使用全健康变量的结果中,60~64岁男性文盲组的额外工作能力和小学组为8.42%,初高中组为17.60%,高中以上达到了46.86%。表5报告了女性的教育分组估计结果,结果和男性的十分相似。女性的实际工作比例随着受教育水平的提高依旧呈现出明显的下降趋势,除了初高中组估计工作比例偏低以外,其他三个教育组的估计工作比例随着受教育程度的提高而增加,因此额外工作能力随受教育水平的提高而增加。另外,对比表4和表5可以发现女性额外工作能力在不同教育组间的差异较男性更明显。原因在于,相同年龄组和教育组的男性实际工作比例明显高于女性,这可能是劳动力市场上的性别歧视以及传统文化和观念所导致的。

为了进一步体现教育异质性，本文还用更简单的单一回归模型探究了工作能力在不同教育水平人群中的异质性。本文首先对全样本进行了（1）式的回归得到估计系数，然后分别对不同教育组进行预测，附表 1 和附表 2 报告了单一回归的估计结果^①。可以发现，虽然单一回归得到的不同教育组别之间的额外工作能力差异相比表 4 和表 5 略有缩小，但是基本的趋势仍然验证了高教育水平的个人额外工作能力更高这一结论。以上结果表明，中国高教育水平的老年劳动力具有巨大的额外工作能力。这一方面是由于这一部分人有更好的健康状况，并且高教育水平的人所从事的职业往往更容易延长工作年限，使得预测得到的估计工作比例高；另一方面是因为高教育水平老年劳动力的实际工作比例远低于其他教育水平的人群，所以潜在的工作能力更多。

（三）城乡异质性分析

事实上，中国农村地区并不存在明确的退休概念，农村老年人在 60 岁或者 50 岁以后仍然从事农业劳动的比例非常高。此外，相比于城市工作者，农业劳动对于个体健康的损耗更大，同时对健康的要求更高。因此，本文可以预期农村老年人的额外工作能力会低于城市老年人。

表 6 汇报了城乡分组之后对老年人额外工作能力的估计。从各组实际的工作比例中可以发现，中国农村老年人的工作比例比城市老年人高 2~3 倍左右。农村 60~64 岁男性工作的比例达到 83.92%，而对应城市人口的比例仅有 36.22%。同样，农村 50~54 岁女性的工作比例也比城市女性高了 35 个百分点以上。与此相对应，城市人口的额外工作能力显著高于农村人口。例如，农村 60~64 岁男性仅有极小的额外工作能力，

表 6 城乡分组估计额外工作能力（全健康变量）

	年龄组	城乡分组	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)
男性	60~64 岁	农村	1113	83.92	89.55	5.63
		城市	381	36.22	69.42	33.20
	65~69 岁	农村	709	79.55	88.24	8.69
		城市	302	29.14	69.25	40.11
	70~74 岁	农村	481	64.45	86.44	21.99
		城市	235	20.43	71.37	50.94

^① 在单一回归中，对不同教育组别进行预测时所使用的系数估计值都是通过相同年轻组的样本回归得到。而表 4 和表 5 中，不同教育组别的预测值是通过与这一教育组别相同教育水平的年轻组样本回归得到。

续表

	年龄组	城乡分组	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)
女性	50~54岁	农村	1463	81.27	85.77	4.50
		城市	385	45.71	69.41	23.70
	55~59岁	农村	1809	79.27	85.49	6.22
		城市	508	25.79	68.02	42.23
	60~64岁	农村	1604	72.38	85.33	12.95
		城市	423	19.15	69.30	50.15
	65~69岁	农村	1023	65.30	85.24	19.94
		城市	281	17.08	69.90	52.82
	70~74岁	农村	569	44.64	85.18	40.54
		城市	228	6.14	65.72	59.58

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年和2013年数据计算得到。

但对应城市人口的额外工作能力达到33.20%，是农村人口的6倍左右。另外，表6也反映出高年龄段的人口仍具有一定的额外工作能力。

（四）总体结果

表7报告了男性60岁至74岁、女性50岁至64（69或74）岁之间的额外工作能力。以所有健康变量估计的法定退休年龄后15年的额外工作年限来看（单数列），男性平均仍可工作2.78年，高于女性的估计值^①。如果同样计算到74岁，则女性的额外工作能力为4.85年，远高于男性。说明中国老年劳动力仍具有一定的额外工作能力和延迟退休的空间。同样计算到74岁，女性和男性的工作能力存在较大差距，女性延迟退休的空间更大，可以优先延长女性退休年龄，适当缩小男性和女性法定退休年龄的差距。

教育分组的估计结果表明，男性文盲的额外工作年限为2.50年，略高于小学组的1.96年，低于初高中组的3.34年，而高中以上组（7.22年）远高于其他教育组。由于高教育组较长的额外工作年限很可能是由于这部分人群实际工作比例较低所导致的，同时该人群又拥有相对良好的健康水平，因此适当延长这一部分人群的退休年龄，有利于实现人力资源的有效利用。城乡分组的估计结果反映出农村人口的额外工作年限

^① 以男性为例，同样使用年轻组的估计系数预测男性60~74岁的理论工作比例并计算出额外工作比例，乘以15年即得到表7中的额外工作年限。

是较短的，而城镇人口由于更多受到当前的退休政策限制，拥有较长的额外工作年限^①。

表7 额外工作年限

单位：年

		男性 60~74 岁		女性 50~64 岁		女性 50~69 岁		女性 50~74 岁	
		全健康变量	健康指数	全健康变量	健康指数	全健康变量	健康指数	全健康变量	健康指数
全样本		2.78	2.73	2.18	2.17	3.32	3.29	4.85	4.81
教育 分组	文盲	2.50	2.90	0.71	0.80	1.39	1.50	2.65	2.81
	小学	1.96	1.84	2.47	2.41	3.67	3.59	5.31	5.20
	初高中	3.34	3.28	3.20	3.24	4.72	4.78	6.30	6.35
	高中以上	7.22	7.31	8.05	8.34	12.00	12.20	15.56	16.25
城乡 分组	农村	1.50	1.53	1.19	1.19	2.00	2.00	3.17	3.17
	城镇	6.00	5.84	5.90	5.64	8.34	7.93	10.99	10.47

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年和2013年数据计算得到。

六 稳健性检验

（一）健康指数

本文估算结果的准确性依赖于健康状况的度量是否准确，在前文分析中，本文使用了多个健康变量来刻画个体的健康状况。在这一部分本文使用一个综合健康指数代理所有健康相关变量进行稳健性检验。借鉴 Poterba et al. (2013) 的做法，本文将所有健康相关变量进行主成分分析构成一个综合健康指数。Poterba et al. (2017) 指出这种健康指数能较好地预测未来的健康状况。类似于前面的估计方法，本文将模型中的所有健康相关变量替换为健康指数，并保持其他变量不变，在退休前的组别中估计如下方程：

$$Employment_i = \alpha + \beta health_index_i + \sum_k \gamma_k X_{ik} + y_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

然后，本文利用这一模型估计得到的系数预测年老组的工作比例和额外工作能力。退休前5年的男性和女性估计系数结果在表8给出，除健康以外的各变量系数、符号、

^① 在教育分组的分析中，本文也采用了单一回归模型，所得出的结果与表8的教育分组结果非常类似。限于篇幅，未汇报。

显著性与表2的全健康变量模型结果十分相似。根据这一模型,本文重新估计了男性和女性的额外工作能力,结果在表3的第(7)列至第(10)列展示。结果发现,利用健康指数估计得到的老年人额外工作能力与利用所有健康变量得出的结果非常类似。表9和表10分别展示了男性和女性分受教育水平的估计结果,表11展示了分城乡的估计结果。另外,在表7的偶数列中,本文重新计算了额外工作年限。结果发现所有的额外工作能力和工作年限估计均与第五部分基准结果非常接近,说明本文的结论是稳健的。

表8 健康与就业 - 健康指数

变量	男性 55 ~ 59 岁		女性 45 ~ 49 岁	
	系数	标准误	系数	标准误
健康指数	-0.382 ***	0.056	-0.297 ***	0.048
受教育水平: 小学	-0.190	0.169	0.164 *	0.099
受教育水平: 初高中	-0.277	0.173	-0.070	0.100
受教育水平: 高中以上	-0.069	0.239	0.899 ***	0.218
婚姻	0.609 ***	0.145	-0.046	0.176
养老金	-0.020	0.103	0.172 *	0.088
医疗保险	-0.564	0.572	-0.736 **	0.372
户口	-0.938 ***	0.097	-0.720 ***	0.085
观测值	1646		2251	

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

资料来源: 根据中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 2011 年和 2013 年数据计算得到。

表9 男性教育分组估计额外工作能力 (健康指数)

年龄组	教育分组	观测值	实际工作比例 (%)	估计工作比例 (%)	额外工作能力比例 (%)
60 ~ 64 岁	文盲	176	81.82	91.34	9.52
	小学	859	78.23	85.99	7.76
	初高中	363	61.43	78.51	17.07
	高中以上	91	34.07	79.65	45.58
65 ~ 69 岁	文盲	113	69.91	91.49	21.58
	小学	567	73.19	83.73	10.54
	初高中	219	52.97	75.05	22.08
	高中以上	110	37.27	79.34	42.07

续表

年龄组	教育分组	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)
70 ~ 74 岁	文盲	157	63.06	91.73	28.67
	小学	346	55.49	81.64	26.15
	初高中	131	40.46	75.20	34.74
	高中以上	81	17.28	78.56	61.27

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年和2013年数据计算得到。

表 10 女性教育分组估计额外工作能力（健康指数）

年龄组	教育分组	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)
50 ~ 54 岁	文盲	482	81.54	83.78	2.24
	小学	590	76.78	86.19	9.41
	初高中	706	66.43	76.50	10.07
	高中以上	47	65.96	89.72	23.76
55 ~ 59 岁	文盲	932	78.33	82.03	3.70
	小学	812	69.95	85.78	15.83
	初高中	497	48.09	71.29	23.20
	高中以上	57	26.32	92.27	65.95
60 ~ 64 岁	文盲	857	73.16	80.83	7.67
	小学	871	62.23	85.40	23.17
	初高中	252	24.60	67.25	42.65
	高中以上	36	13.89	89.03	75.14
65 ~ 69 岁	文盲	536	64.93	81.10	16.17
	小学	538	57.25	83.56	26.31
	初高中	168	27.98	69.26	41.28
	高中以上	46	10.87	89.58	78.71
70 ~ 74 岁	文盲	403	43.42	79.44	36.02
	小学	271	29.89	81.85	51.96
	初高中	89	14.61	64.06	49.45
	高中以上	21	0.00	91.73	91.73

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年和2013年数据计算得到。

表 11 城乡分组估计额外工作能力 (健康指数)

	年龄组	城乡分组	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)
男性	60~64岁	农村	1112	83.90	89.72	5.82
		城市	380	36.32	68.46	32.14
	65~69岁	农村	708	79.52	88.19	8.67
		城市	302	29.14	68.65	39.51
	70~74岁	农村	481	64.45	87.13	22.68
		城市	235	20.43	69.48	49.05
女性	50~54岁	农村	1460	81.23	85.69	4.46
		城市	384	45.57	68.31	22.74
	55~59岁	农村	1807	79.25	85.52	6.27
		城市	508	25.79	65.80	40.01
	60~64岁	农村	1602	72.35	85.33	12.98
		城市	423	19.15	67.33	48.18
	65~69岁	农村	1021	65.33	85.14	19.81
		城市	279	17.20	66.65	49.45
	70~74岁	农村	569	44.64	84.91	40.27
		城市	228	6.14	63.46	57.32

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 2011年和2013年数据计算得到。

(二) 拓宽参数估计的样本区间

在以上结果中, 为了保证参数估计的样本和预测的样本之间的相似性, 本文都是采用退休前5岁的人群进行参数的估计。但事实上, 本文也可以适当拓宽用于参数估计的样本区间, 从而检验文章结论的稳健性。由于 CHARLS 受访者的年龄下限是45岁, 本文针对女性的分析已经无法再进一步拓宽样本。因此, 本文仅选取50~59岁的男性样本进行参数估计, 作为这一部分的稳健性检验 (表12)。

表 12 男性额外工作能力 (50~59岁为基准)

年龄组	全健康变量				健康指数			
	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)
60~64岁	1503	71.79	86.60	14.81	1501	71.82	86.48	14.66
65~69岁	1016	64.47	84.48	20.01	1015	64.43	84.60	20.17
70~74岁	718	50.00	82.73	32.73	718	50.00	83.47	33.47

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 2011年和2013年数据计算得到。

表 12 汇报了以 50~59 岁作为系数估计样本所得到的男性额外工作能力。通过与表 3 的对比，本文发现男性额外工作能力的估计值有较小幅度的提升。其原因在于，将利用更年轻的样本估计得到的系数投影到年老组别，可能会高估年老的人群中健康与工作之间的相关关系。因此，本文认为前文中使用退休前 5 岁的估计结果更为准确，得到的结论也具有更强的政策含义。但总体而言，本文的结论在更换系数估计的样本之后仍然是稳健的。

七 结论性评述

本文使用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011 年和 2013 年的数据，用 Probit 模型估计了中国老年劳动力的额外工作能力。本文发现中国老年劳动力仍具有一定的额外工作能力和延迟退休的空间，男性 60 岁至 74 岁的额外工作能力和女性 50 岁至 64 岁的额外工作能力和女性 50 岁至 74 岁的额外工作能力和为 2.78 年，女性 50 岁至 64 岁的额外工作能力和为 2.18 年，女性 50 岁至 74 岁的额外工作能力和为 4.85 年。如果同样计算到 74 岁，女性和男性的工作能力存在较大差距，女性延迟退休的空间更大。因此，本文认为可以优先延长女性退休年龄，适当缩小男性与女性法定退休年龄的差距。

本文的研究结果还表明，额外工作能力存在教育异质性。额外工作能力随受教育程度的提高而增加，高教育水平的老年劳动者的额外工作能力巨大，且女性的教育组间差异远大于男性。高学历劳动者估计工作比例较高而实际工作比例却又最低。因此，适当延长这一部分人的退休年龄能够使人力资源得到更充分的利用，有利于经济发展。另外，农村人口大多从事农业工作，对健康的消耗大、要求高，且没有明确的退休概念，因此农村人口的额外工作能力显著低于城镇人口。

最后，值得指出的是，延迟退休年龄改革的影响广泛而深远，具体政策方案的制定应当尽可能考虑全面，特别应当注意以科学的研究结论为基础，保障政策方案的科学性。具体到延迟退休的年龄幅度，要特别关注中国老年人口的额外工作能力。本文的研究是在目前相关研究尚属空白的情况下的尝试，为中国延迟退休年龄政策方案的制定提供了初步的经验依据。但不可否认的是，本文的估算方法仍然依赖于诸多假定。尽管本文尝试采用不同的度量指标和模型设定来尽可能验证结论的稳健性，但是鉴于延迟退休改革的重要性，本文认为学术界仍然需要针对老年人口的额外工作能力问题做更多的经验研究，以谨慎的态度和严谨的研究获得可靠的结论，最大程度上为延迟退休年龄改革提供科学的决策依据。

附录：

附表1 男性教育分组估计额外工作能力（单一回归模型-全健康变量）

年龄组	教育分组	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)
60~64岁	文盲	179	82.12	89.41	7.29
	小学	867	78.09	86.61	8.52
	初高中	366	61.20	79.40	18.20
	高中以上	91	34.07	78.32	44.25
65~69岁	文盲	113	69.91	87.43	17.52
	小学	573	73.12	85.07	11.95
	初高中	220	52.73	76.93	24.20
	高中以上	110	37.27	75.40	38.13
70~74岁	文盲	158	62.66	86.44	23.78
	小学	346	55.49	82.03	26.54
	初高中	133	40.60	77.55	36.95
	高中以上	81	17.28	71.19	53.91

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年和2013年数据计算得到。

附表2 女性教育分组估计额外工作能力（单一回归模型-全健康变量）

年龄组	教育分组	观测值	实际工作比例(%)	估计工作比例(%)	额外工作能力比例(%)
50~54岁	文盲	483	81.57	83.59	2.02
	小学	606	76.90	85.83	8.93
	初高中	718	66.57	77.33	10.76
	高中以上	56	62.50	92.63	30.13
55~59岁	文盲	934	78.37	82.64	4.27
	小学	828	69.32	84.28	14.96
	初高中	504	48.61	73.50	24.89
	高中以上	62	29.03	91.12	62.09
60~64岁	文盲	859	73.22	81.66	8.44
	小学	883	62.29	84.24	21.95
	初高中	256	24.61	70.27	45.66
	高中以上	46	13.04	90.81	77.77
65~69岁	文盲	536	64.93	81.62	16.69
	小学	553	57.14	83.03	25.89
	初高中	171	28.07	71.72	43.65
	高中以上	49	10.20	89.37	79.17
70~74岁	文盲	403	43.42	80.51	37.09
	小学	274	29.56	80.12	50.56
	初高中	90	14.44	67.12	52.68
	高中以上	35	0.00	89.40	89.40

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年和2013年数据计算得到。

参考文献：

- 程令国、张晔、沈可（2014），《教育如何影响了人们的健康？——来自中国老年人的证据》，《经济学（季刊）》第1期，第305-330页。
- 封进、胡岩（2008），《中国城镇劳动力提前退休行为的研究》，《中国人口科学》第4期，第88~94页。
- 李琴、雷晓燕、赵耀辉（2014），《健康对中国中老年人劳动供给的影响》，《经济学（季刊）》第3期，第917-938页。
- 李琴、彭浩然（2015），《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》第2期，第119-128页。
- 林忠晶、龚六堂（2007），《退休年龄、教育年限与社会保障》，《经济学（季刊）》第1期，第211-230页。
- 谭远发、朱明姣、周葵（2016），《平均预期寿命、健康工作寿命与延迟退休年龄》，《人口学刊》第1期，第26-34页。
- 王军、王广州（2016），《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》第3期，第81-92页。
- 魏众（2004），《健康对非农就业及其工资决定的影响》，《经济研究》第2期，第64-74页。
- 张川川（2011），《健康变化对劳动供给和收入影响的实证分析》，《经济评论》第4期，第79-88页。
- Au, Doreen Wing Han, Thomas Crossley & Martin Schellhorn (2005). The Effect of Health Changes and Long-Term Health on the Work Activity of Older Canadians. *Health Economics*, 14 (10), 999-1018.
- Behaghel, Luc, Didier Blanchet & Muriel Roger (2014). Retirement, Early Retirement and Disability: Explaining Labor Force Participation after 55 in France. *NBER Working Paper*, No. 20030.
- Blanchet, Didier, Eve Caroli, Corinne Prost & Muriel Roger (2016). Health Capacity to Work at Older Ages in France. *NBER Working Paper*, No. 22024.
- Börsch-Supan, Axel, Klaus Härtl & Alexander Ludwig (2014). Aging in Europe: Reforms,

- International Diversification, and Behavioral Reactions. *The American Economic Review*, 104 (5), 224 – 229.
- Cutler, David, Ellen Meara & Seth Richards-Shubik (2013). Health and Work Capacity of Older Adults: Estimates and Implications for Social Security Policy. <http://ssrn.com/abstract=2577858>.
- Dwyer, Debra & Olivia Mitchell (1999). Health Problems as Determinants of Retirement: Are Self-Rated Measures Endogenous? *Journal of Health Economics*, 18 (2), 173 – 193.
- García-Gómez, Pilar (2011). Institutions, Health Shocks and Labour Market Outcomes across Europe. *Journal of Health Economics*, 30 (1), 200 – 213.
- Glied, Sherry & Adriana Lleras-Muney (2008). Technological Innovation and Inequality in Health. *Demography*, 45 (3), 741 – 761.
- Goldman, Dana & James Smith (2002). Can Patient Self-Management Help Explain the SES Health Gradient? *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 99 (16), 10929 – 10934.
- Hellerstein, Judith, David Neumark & Kenneth Troske (1999). Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations. *Journal of Labor Economics*, 17 (3), 409 – 446.
- Lahey, Joanna (2008). Age, Women, and Hiring: An Experimental Study. *Journal of Human Resources*, 43 (1), 30 – 56.
- Lochner, Lance (2011). Non-Production Benefits of Education: Crime, Health, and Good Citizenship. *NBER Working Paper*, No. 16722.
- Mackenbach, Johan, Irina Stirbu, Albert-Jan Roskam, Maartje Schaap, Gwenn Menvielle, Mall Leinsalu & Anton Kunst (2008). Socioeconomic Inequalities in Health in 22 European Countries. *New England Journal of Medicine*, 358 (23), 2468 – 2481.
- McGarry, Kathleen (2004). Health and Retirement: Do Changes in Health Affect Retirement Expectations? *Journal of Human Resources*, 39 (3), 624 – 648.
- Neumark, David, Ian Burn & Patrick Button (2019). Is It Harder for Older Workers to Find Jobs? New and Improved Evidence from a Field Experiment. *Quarterly Journal of Economics*, 127 (2), 922 – 970.
- Poterba, James, Steven Venti & David Wise (2013). Health, Education, and the Post-Retirement Evolution of Household Assets. *Journal of Human Capital*, 7 (4), 297 – 339.
- Poterba, James, Steven Venti & David Wise (2017). The Asset Cost of Poor Health. *Journal*

of the Economics of Aging, 1 (5), 172 – 184.

Tubeuf, Sandy, Florence Jusot, Marion Devaux & Catherine Sermet (2008). Social Heterogeneity in Self-Reported Health Status and Measurement of Inequalities in Health. *IRDES Working Paper*, No. DT12.

How Long Can the Elderly Work? A Study on the Additional Work Capacity of China's Retired Population

Zhang Chuanchuan¹, Li Qiuchi², Wei Yahui² & Hu Zhian³

(School of Economics, Zhejiang University¹;

School of Economics, Central University of Finance and Economics²;

National School of Development, Peking University³)

Abstract: This paper estimates the extra work capacity of China's elderly labor from a health perspective. Results indicate that for men aged 60 to 74 years, they could work additional 2.78 years on average. For women aged 50–64, they could work 2.18 additional years on average, and 4.85 more years for women between the ages of 50 to 74. In further differentiating the effects of education and hukou status, we find that the extra work capacity is larger for the high educated group and the non-agricultural group. Therefore, an appropriate extension of retirement age could make better use of the available human resources.

Keywords: health, extension of retirement age, employment of aging workforce

JEL Classification: I10, J26, J14

(责任编辑：一帆)