基于 CMR 健康模型测算中国女性可延迟退休年龄*

程茜雅[1]　方　亚[1]　曾雁冰[2△]

【提　要】 **目的**　基于健康水平,了解影响女性劳动参与的因素,并测算中老年女性群体可延迟劳动参与年限。**方法**　利用 2011、2013、2015 年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)全国数据,以 45~69 岁中老年女性作为研究对象,使用 CMR 健康测算模型测算不同特征女性可延迟工作年限。**结果**　45~69 岁女性平均劳动参与率为 66.93%,健康水平越差越倾向于退出劳动力市场。50~69 岁女性额外工作能力为 3.29~3.61 年;50~69 岁城镇女性群体额外工作能力为 7.86~8.36 年,50~69 岁初中及以上女性群体额外工作能力为 5.89~6.33 年。**结论**　我国女性仍有较大的健康工作潜力待挖掘,尤其是对于健康状况较好的城镇和高学历中老年女性,合理制定不同群体女性退休政策,逐步实现男女同龄退休有助于进一步推进职场性别平等和健康老龄化。

【关键词】 延迟退休　健康　劳动参与

【中图分类号】 R195　　【文献标识码】 A　　**DOI** 10.11783/j.issn.1002-3674.2024.02.007

Estimation of Postpone Retirement Age of Chinese Women based on Health Level

Cheng Xiya, Fang Ya, Zeng Yanbing(*School of Public Health*, *Xiamen University*, (361102)*Xiamen*)

【**Abstract**】 **Objective**　Based on the health level, the factors affecting female labor participation were understood, and the years of delayed employment for middle-aged and elderly women were estimated. **Methods**　Using the 2011, 2013, 2015, and 2018 (CHARLS) data, Women aged 45~69 years were selected as subjects. The CMR health measurement model was used to estimate the delayed working years of women with different characteristics. **Results**　The average labor force participation rate for women aged 45~69 is 66.93%, with the poorer the level of health, the more likely they are to drop out of the labor market. women aged 50~69 have an additional working capacity of 3.29~3.61 years; the urban women's group aged 50~69 have an additional working capacity of 7.86~8.36 years, and the junior high school and above women's group aged 50~69 have an additional working capacity of 5.89~6.33 years. **Conclusion**　Women in China still have great potential for healthy work to be tapped, especially for middle-aged and elderly women with good health in cities and towns and with high education. Reasonably formulating retirement policies for women of different groups and gradually realizing the retirement of men and women at the same age will help to further promote the workplace gender equality and healthy aging.

【**Key words**】 Postpone retirement; Health; Labor participation

伴随着出生率的降低,预期寿命延长,当前我国老龄化程度日趋严重,也是进入新时代人口发展面临的重要风险和挑战。随着经济社会的发展,人民身体素质日益改善,2015 年我国人口的平均预期寿命已达到 76.34 岁,女性为 79.43 岁,若按现阶段退休政策,女性工人年满 50 周岁退休,国家需进行长达三十年的养老金支付,为国家财政带来极大压力[1]。

当前经合组织国家女性平均退休年龄为 64 岁,且男女退休年龄差距在逐渐缩小,例如新加坡、德国和日本等[2]。我国女性实际平均退休年龄不到 50 岁,且男女性平均退休年龄差距为 5-10 岁,较低的退休年龄一定程度上缩短了女性工作寿命,不利于女性职业生涯的发展。在此背景下,我国基于自身国情,借鉴国外经验,制定并采取渐进式延迟退休政策。延迟退休已势在必行,但依然实行男女差龄退休政策。因此本研究基于女性健康水平,探讨影响女性劳动参与的因素,构建基于健康水平的劳动参与率测算模型,测算不同女性群体的额外工作能力及可延迟劳动参与年限,旨在为有关部门制定合理的女性退休政策,推进性别平等和健康老龄化提供参考。

资料与方法

1. 资料来源

本研究资料采用"中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)"2011、2013、2015 年三期抽样调查数据。研究主要涉及 CHARLS 问卷中基本信息、健康状况与功能、医疗保健与保险、工作退休养老金四个版块。选取 45~69 岁女性作为研究对象,剔除 45 岁以下、69 岁以上及关键变量缺失者,最终得到 19922 例有效样本,其中在劳动参与人口 13334 例,非在劳动参与人口 6658 例。

2. 研究方法

本文借鉴 Cutler, Meara 和 Richards 健康测算模型(以下简称 CMR 健康测算模型)[3],分析分两步完成。首先利用 Probit 模型对 45~49 岁较年轻女性群

*基金项目:国家自然科学基金项目(71874147);北京市社会科学基金决策咨询项目(22JCB038)

1.厦门大学公共卫生学院(361102)
2.首都医科大学公共卫生学院
△通信作者:曾雁冰,E-mail:ybingzeng@163.com

体进行回归分析估计健康和劳动参与之间的关系。其次将第一步所得回归系数与 50~69 岁女性个体实际特征结合,根据健康状况预测女性工作能力,预测劳动参与率与实际劳动参与率相减即为老年人额外工作能力。采用 Stata 16.0 进行上述统计分析。本文基准回归模型设定如下:

$$Work_i=\beta_0+\beta_1 Health_{ij}+\beta_2 X_{ik}+\varepsilon_i \quad (1)$$

模型(1)中, $Work_i$ 为因变量(有劳动参与行为=1,无劳动参与行为=0);$Health_{ij}$($j=1,2\cdots12$)为第 i 个个体健康变量;X_k($k=1,2\cdots5$)为控制变量,β_0 为常数项,β_1 为健康系数用于预测,ε_i 为随机扰动项。

$$Work_i=\beta_0+\beta_1 Weak_i+\beta_2 X_{ik}+\varepsilon_i \quad (2)$$

模型(2)中,为了印证模型 1 研究结果的有效性,将所有单一健康指标替换为虚弱指数(frailty index, FI),虚弱指数为给定个体在所有健康程度测量指标中取值为不健康的指标所占比例[4]。本文虚弱指数的构建主要包括以下 7 个方面:自评健康、体质指数(body mass index, BMI)、基本日常生活能力(activity of daily living, ADL)、工具性日常生活能力(instrument activity of daily living, IADL)、躯体受限、自评记忆及抑郁量表。上述 7 个模块共纳入 31 个指标。

$$FI=\frac{\sum_{i-1}^{n} d_i}{n} \quad (3)$$

式(3)中 FI 代表虚弱指数,$n=31$,d_i 表示第 i 个健康指标取值,$d_i=1$ 即为第 i 个指标不健康,取 0 即为健康。故该指数是一个从 0 到 1 的数值变量,值越高,健康水平越差。

$$Excess\ work\ yeas=\sum Excess\ work\ capacity\times age\text{-}group \quad (4)$$

在将可延迟劳动参与率转化为可延迟劳动参与年限方面,本文基于 Milligan 和 Wise 的可延迟劳动参与率计算公式,将各年龄段可延迟劳动参与率相加乘以年龄段间距,即得到可延迟劳动参与年限,见式(4)。

结 果

1. 描述性分析

如表 1 所示,劳动参与状态上,女性整体劳动参与率较高且随年龄的增长而下降,但在 65~69 岁仍有 52.43%的女性参与劳动,可能是由于样本中农村女性样本较多,务农并无明确的退休界定,因此提高了整体女性劳动参与率。

表 1 女性各年龄组劳动参与率、个人特征及患病比例

变量	年龄组(岁)					合计
	45~49 (n=4020)	50~54 (n=4225)	55~59 (n=4411)	60~64 (n=4388)	65~69 (n=2878)	(n=19922)
劳动参与	0.8179	0.7212	0.6482	0.5994	0.5243	0.6693
虚弱指数	0.1505	0.1599	0.1721	0.1857	0.2041	0.1728
自评健康						
极好	0.0776	0.0940	0.0766	0.0743	0.0563	0.0771
好	0.1463	0.1314	0.1181	0.1133	0.0945	0.1221
一般	0.5249	0.5112	0.4963	0.4811	0.4562	0.4961
差	0.2286	0.2372	0.2782	0.2928	0.3537	0.2736
极差	0.0226	0.0263	0.0308	0.0385	0.0393	0.0311
抑郁情绪分数	8.3159	8.6670	9.1628	9.7117	10.1869	9.1556
躯体受限						
受限数=1	0.2204	0.2518	0.2659	0.2928	0.2891	0.2630
受限数>1	0.1323	0.1699	0.2399	0.2967	0.3944	0.2382
ADL	0.0221	0.0256	0.0399	0.0647	0.0886	0.0458
IADL	0.0706	0.0890	0.1270	0.1620	0.2047	0.1265
慢性病数						
慢性病数=1	0.2983	0.2978	0.3040	0.2881	0.2776	0.2942
慢性病数>1	0.2978	0.3548	0.4214	0.4786	0.5361	0.4115
残疾	0.0271	0.0291	0.0308	0.0401	0.0500	0.0345
精神疾病	0.0199	0.0175	0.0240	0.0260	0.0299	0.0231
跌倒	0.1311	0.1446	0.1834	0.2144	0.2345	0.1788
骨折	0.0085	0.0107	0.0165	0.0160	0.0202	0.0141
吸烟	0.0435	0.0575	0.0721	0.0934	0.1056	0.0728
饮酒	0.0754	0.0753	0.0678	0.0684	0.0896	0.0742
初中及以上	0.4010	0.4237	0.2550	0.1438	0.1324	0.2780
在婚	0.9644	0.9430	0.9111	0.8637	0.7894	0.9006
医保参保	0.9090	0.8857	0.8998	0.8933	0.9093	0.8986
农村	0.8316	0.8201	0.8098	0.8195	0.8263	0.8209
东部	0.2164	0.2116	0.1988	0.1926	0.1664	0.1990
中部	0.4052	0.4249	0.4321	0.4059	0.3926	0.4137
西部	0.3784	0.3636	0.3691	0.4015	0.4409	0.3873

注:n 为样本量。抑郁程度为 0~30 离散值,值越大表示抑郁程度越深;其余均为哑变量。

健康水平上,虚弱指数随年龄的增长逐渐上升,意味着整体健康水平随着年龄的增长而下降。此现象在多个健康指标上均有体现,例如自评健康差、极差,抑郁水平,慢性病数等。健康行为方面,老年女性吸烟和饮酒率较中年女性偏高。

控制变量中,老年女性受教育程度低于中年女性,65~69 岁女性初中及以上学历仅占 27.80%,因此本文中定义初中及以上女性为高学历女性,均与我国不同时期的教育政策背景相符。随着年龄的增长,女性丧偶、离婚比例上升,在婚率逐渐降低。本研究中,农村女性占 82.09%。

2. 女性健康与劳动参与回归分析

(1)女性健康与劳动参与回归分析

考虑到 45~49 岁女性未达到退休年龄,可能并不能很好的反映健康与劳动参与之间的联系,本文首先对 45~69 岁全部女性进行回归,表 2 报告了 45~69 岁全部女性劳动参与及健康间基于模型 1 全部健康指标的 Probit 回归结果。可以发现多数健康指标均与劳动参与有联系,自评健康差、躯体受限、ADL 或 IADL 受限、拥有多个慢性病、残疾、吸烟均与较低的劳动参与率相关,然而抑郁情绪与劳动参与呈正相关。控制变量中在婚、农村户口、有医疗保险、中部及西部女性劳动参与率更高。

(2)基准回归:45~49 全部女性

基准回归中引入了模型 2 的回归结果,可以看出虚弱指数与劳动参与呈负相关,即身体健康越差的女性越倾向于退出劳动力市场。模型 1 的结果显示相较于 45~69 岁女性群体,45~49 岁较年轻女性劳动参与和健康指标的敏感度并不高。控制变量中,初中及以上的 45~49 岁女性劳动参与率较低,而农村女性均与较高的劳动参与相关。

表 2　女性健康与劳动参与回归

	45~69 岁女性(n=19922)		45~49 岁女性(n=4020)			
			模型 1:单一健康指标		模型 2:虚弱指数	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
虚弱指数	–	–	–	–	−1.833***	(0.092
自评健康						
好	0.059	0.046	−0.020	0.113	–	–
一般	−0.062	0.039	−0.182	0.099	–	–
差	−0.150***	0.044	−0.319**	0.112	–	–
极差	−0.355***	0.068	−0.555**	0.181	–	–
抑郁情绪	0.015***	0.002	0.008	0.005	–	–
躯体受限						
受限数=1	−0.184***	0.025	−0.155*	0.062	–	–
受限数>1	−0.410***	0.029	−0.325***	0.080	–	–
ADL 限制	−0.511***	0.049	−0.653***	0.155	–	–
IADL 限制	−0.188***	0.032	−0.195*	0.097	–	–
慢性病数						
慢性病数=1	−0.018	0.026	0.057	0.060	–	–
慢性病数>1	−0.199***	0.026	−0.116	0.062	–	–
残疾	−0.235***	0.053	−0.360**	0.136	–	–
精神疾病	−0.073	0.064	−0.218	0.161	–	–
跌倒	0.075***	0.026	0.234**	0.077	–	–
骨折	−0.039	0.081	−0.369	0.250	–	–
吸烟	−0.119***	0.037	−0.173	0.111	–	–
饮酒	0.333***	0.040	0.063	0.094	–	–
初中及以上	−0.034	0.024	−0.165**	0.054	−0.183**	0.024
在婚	0.298***	0.032	0.011	0.125	0.258***	0.031
医保参保	0.068**	0.032	0.156	0.080	0.046	0.031
农村	1.118***	0.027	0.572***	0.064	1.124***	0.027
东部						
中部	0.115*	0.027	0.075	0.065	0.033	0.026
西部	0.124*	0.027	−0.084	0.064	0.049	0.026

*** P<0.001, ** P<0.01, * P<0.05.

(3)全部、城镇和农村女性额外工作能力

表 3 展示了全部及分城乡女性额外工作能力测算结果。全部女性中,女性额外工作能力总体偏低,且随着年龄的增长而上升。

为避免高估全部女性额外工作能力,表 3 又分别报告了城乡女性额外工作能力。首先在实际劳动参与率方面,农村女性各个年龄段均远高于城镇女性,从下降程度来说,农村女性实际劳动参与率下降较缓,而城镇女性在 55 岁时下降幅度最大,由 50~54 岁的 47.24%下降至 55~59 岁的 24.79%,与我国当前女性退休政策相印证。其次在额外工作能力方面,农村女性劳动潜能较小,城镇女性额外工作能力普遍高于农村女性,尤其是在高龄女性中此种差异更为明显。

模型 2 基于虚弱指数的回归结果,可以发现与模型

1 单一健康指标结果并无较大差异,说明虚弱指数的构建对本研究中老年女性的健康水平具有较好的总结。

表 3 女性额外工作能力

	年龄组(岁)	观察数	实际劳动参与率(%)	模型 1:单一健康指标		模型 2:虚弱指数	
				预测劳动参与率(%)	额外工作能力	预测劳动参与率(%)	额外工作能力
全部	50~54	4225	72.12	80.68	8.57	80.94	8.83
	55~59	4411	64.82	79.59	14.77	80.75	15.94
	60~64	4388	59.94	78.39	18.45	80.42	20.49
	65~69	2878	52.43	76.34	23.91	79.44	27.01
城镇	50~54	760	47.24	67.45	20.21	68.02	20.78
	55~59	839	24.79	65.09	40.30	67.20	42.41
	60~64	792	18.56	64.72	46.15	67.64	49.08
	65~69	500	12.00	62.51	50.51	67.02	55.02
农村	50~54	3465	77.58	83.59	6.01	83.78	6.20
	55~59	3572	74.22	82.99	8.78	83.94	9.72
	60~64	3596	69.05	81.40	12.35	83.24	14.19
	65~69	2378	60.93	79.25	18.31	82.06	21.12

(4)不同受教育水平女性额外工作能力

表 4 展示了不同受教育程度女性额外工作能力。可以发现 50~69 岁各个年龄段初中及以上女性劳动参与率均低于初中以下受教育水平女性,此种现象在高龄女性中差异更为明显。但初中及以上女性额外工作能力均高于文盲或小学文化程度女性,说明初中及以上女性拥有更好的健康水平,即初中及以上女性有较大的健康工作能力。这也可从额外工作能力纵向比较看出,女性额外工作能力随学历和年龄的增长呈上升趋势,而初中及以上女性的额外工作能力随着年龄的增长上升趋势更为明显。

表 4 不同受教育程度女性额外工作能力

年龄组(岁)	受教育程度	观察数	实际劳动参与率(%)	模型 1:单一健康指标		模型 2:虚弱指数	
				预测劳动参与率(%)	额外工作能力	预测劳动参与率(%)	额外工作能力
50~54	初中以下	2435	75.85	83.18	7.32	83.51	7.66
	初中及以上	1790	67.04	77.29	10.26	77.45	10.41
55~59	初中以下	3286	70.75	81.84	11.08	82.80	12.04
	初中及以上	1125	47.47	73.02	25.55	74.78	27.31
60~64	初中以下	3757	64.60	79.89	15.29	81.76	17.16
	初中及以上	631	32.17	69.46	37.29	72.45	40.28
65~69	初中以下	2497	56.91	77.65	20.74	80.63	23.72
	初中及以上	381	23.10	67.78	44.68	71.65	48.55

(5)女性额外工作年限

在将额外劳动参与率转化为额外劳动参与年限方面,Milligan 和 Wise 基于死亡率测算了美国中老年人可延迟退休年龄,证明了各年龄段额外劳动参与率之和与其额外工作年限相等[5],基于 Milligan 和 Wise 的额外劳动参与率计算公式,将各年龄段额外劳动参与率相加乘以年龄段间距,即得到额外工作年限[12]。因此本文利用此种方法将女性额外工作率转换成了年份。模型 2 虚弱指数测算结果与模型 1 并无明显差异,但略大于模型 1 测算结果。全部 50~69 岁女性额外工作年限分别为3.29、3.61 年,女性总体额外工作能力有限,但在进一步划分城乡和受教育程度以后,城镇 50~69 岁女性额外工作年限双模型测算结果分别为 7.86 和8.36 年,农村女性仅为 2.27 和 2.56 年。女性额外工作能力随着受教育水平的上升而增长,初中及以上女性额外工作年限约为初中以下女性 2 倍。

表 5 50~69 岁不同群体女性额外工作年限(年)

		模型 1:单一健康指标	模型 2:虚弱指数
全部女性		3.29	3.61
户口	城镇	7.86	8.36
	农村	2.27	2.56
受教育程度	初中以下	2.72	3.02
	初中及以上	5.89	6.33

(6)稳健性检验结果

为了保证虚弱指数结果可靠,本文又进一步根据既往额外工作能力测算所采用的 Poterba、Venti 和 Wise(PVW)构建的 PVW 指数作为健康水平衡量进行测算。可以看出 PVW 指数测算结果与虚弱指数的测算结果相差较小,因而可以认为虚弱指数对于

女性健康水平的评估和额外工作能力的测算稳健。见表 6。

表 6　稳健性检验

		额外工作年限(年)	
		虚弱指数	PVW 指数
全部女性		3.61	3.52
户口	城镇	8.36	8.06
	农村	2.56	2.51
受教育程度	小学	3.02	2.97
	初中及以上	6.33	6.07

讨　论

本文基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011 年、2013 年、2015 年三期数据,使用 CMR 健康测算模型,从女性健康角度测算了女性可延迟工作年限。目前国内外基于健康水平的弹性化退休年龄测算主要有两种方法,第一种是通过比较长期队列死亡率的下降和老年人劳动参与的变化,估计剩余工作能力,但此模型对女性劳动参与率估计存在偏性[5]。第二种方法是基于综合健康状况,将劳动参与率与个人健康状况相结合,即文中所用 CMR 健康测算模型,此模型已广泛应用与美国、日本、丹麦等国家[6-8]。既往研究中对老年人健康水平的衡量往往基于多种健康指标评价和 Poterba 等人构建的 PVW 指数[9],此指数基于 27 个健康指标构建,但此指数所纳入问题涵盖范围并不适用于我国当前进行的老年人群队列研究。虚弱指数作为反映个体健康的累积性指标,应用范围广且在研究人体老化速度和健康变化、躯体功能下降和死亡率等方面具有很好的预测作用[10-11]。因此本文采用 CMR 估算方法,基于单一健康指标和虚弱指数评价老年人健康水平,测算不同群体女性额外工作能力,为延迟退休等健康老龄化政策提供决策依据。

本研究结果表明,女性劳动参与行为受多种因素影响。首先是健康水平,随着年龄的增长,女性逐渐退出劳动力市场,但健康水平较好的女性仍更倾向于继续劳动参与。与之前的研究一致,健康对劳动参与的影响不仅表现在自评健康,慢性病、基本日常生活能力和工具性日常生活能力等客观健康测量指标[12]。人口学因素中,在婚、农村和低学历女性也更倾向于继续劳动参与。在家本位思想影响下,在婚女性往往更乐意于为家庭作出一定贡献,其次农村和低学历女性往往也受困于经济因素,因此持续留在劳动力市场[13]。但地域差异并不明显,可能是由于本研究农村样本占比较高,谭娜和周先波发现我国农村老年人仍存在较大程度的"无休止劳动"现象,且此种现象普遍存在于我国大部分农村地区,因此在农村大样本下女性劳动参与行为难以呈现明显的地域差异[14]。

当前我国城镇女性仍具有较高健康工作能力,但拥有较好健康水平的城镇女性实际劳动参与率却远低于农村女性。这说明城镇女性有更好的健康水平足以支持延迟退休,但这并不意味着城市女性愿意在退休后继续工作或支持延迟退休政策。许多学者就女性推迟退休的意愿进行了调查,发现大多数城市女职工反对延迟退休[15]。这主要有两个原因,一是城市妇女有良好的社会保障政策、福利待遇和养老金,因此城镇女性在达到退休后更倾向于享受休闲生活。二是许多中老年妇女在接近或达到退休年龄后往往更倾向于选择退休回家照顾孙辈。在缺乏社会支持的情况下,许多中老年妇女因家庭因素而身心疲惫[16]。因此,在延迟退休政策的制定上,应根据健康状况考虑城乡差异。对于城镇女性,建立相应的退休奖惩机制,鼓励身体状况较好的妇女继续留在劳动力市场并给予一定的补贴,同时配套政策例如婴幼儿保育服务也应相继落实。

高学历女性劳动参与潜力巨大,并且随着年龄的增大高学历女性的可延迟工作能力也在进一步提升。随着我国女性受教育程度的提高,当前女性法定退休年龄偏低,一定程度压缩其正常工作年限,故女性劳动者的学历水平很可能影响其退休决定。首先从个人意愿来说,部分研究发现受教育程度较高的女性更愿意延迟退休[17]。其次,教育对高龄女性群体健康具有更强的保护作用,即具有更可观的健康工作能力。已有研究也有相一致的结论,张川川估计了中国老年劳动力的额外工作能力,发现额外工作能力随受教育程度的提高而增加[18]。由此可以看出,我国女性高层次人才的劳动潜能仍然巨大。因此下一步在延长女性高素质人才退休年龄政策制定上,应适当加大力度,逐步实现男女同龄退休。

当然,本论文也有一些局限性。首先本研究基于 45 岁以上女性的调查数据,虽然比较有代表性,但这个阶段女性开始考虑退休问题,不能代表所有女性群体。其次,本文的估算方法需要一定的研究假设,尽管已采用不同健康度量指标来尽可能保证结论的稳健性,但鉴于延迟退休改革的重要性,后续研究应当选取更年轻女性群体数据,针对女性群体职业异质性,或是从城镇女性群体可延迟工作年限地域异质性视角切入,以便更准确细化估计我国老年不同群体可延迟工作年限。

参　考　文　献

[1] 刘媛, 熊柴. 全球人口变局、影响及中国应对. 经济学家, 2022(1):26-35.

[2] 贾丽萍. OECD 国家养老保险可持续发展的改革经验及启示. 经济纵横, 2020(6):61-70.

[3] Cutler DM, Meara E, Richards-Shubik S. Health and Work Capacity of Older Adults:Estimates and Implications for Social Security Policy. SSRN Electronic Journal, 2013.

[4] 曾宪新. 老年健康综合指标——虚弱指数研究进展. 中国老年学杂志, 2010, 30(21):3220-3223.
[5] Milligan K, Wise DA. Health and Work at Older Ages:Using Mortality to Assess the Capacity to Work Across Countries. Journal of Population Ageing, 2015, 8(1):27-50.
[6] Coile C, Milligan K, Wise D. Health Capacity to Work at Older Ages:Evidence from the U.S.. w21940, Cambridge, MA:National Bureau of Economic Research, 2016:w21940.
[7] Usui E, Shimizutani S, Oshio T. Health Capacity to Work at Older Ages:Evidence from Japan. w21971, Cambridge, MA:National Bureau of Economic Research, 2016:w21971.
[8] Bingley P, Gupta ND, Pedersen P. Health Capacity to Work at Older Ages in Denmark. w22018, Cambridge, MA:National Bureau of Economic Research, 2016:w22018.
[9] Poterba J, Venti S, Wise DA. Health, Education, and the Postretirement Evolution of Household Assets. Journal of Human Capital, 2013, 7(4):297-339.
[10] 梁荫基. 虚弱指数在老年人健康评估中的应用及研究进展. 中华护理杂志, 2010, 45(12):1144-1146.
[11] 陈英姿, 孙伟. 照料史、隔代照料对我国中老年人健康的影响:基于 Harmonized CHARLS 的研究. 人口学刊, 2019, 41(5):45-56.
[12] 李琴, 雷晓燕, 赵耀辉. 健康对中国中老年人劳动供给的影响. 经济学(季刊), 2014, 13(3):917-938.
[13] 万媛媛, 曾雁冰, 方亚. 劳动参与对退休老年群体健康的影响研究. 中国卫生政策研究, 2021, 14(1):59-65.
[14] 谭娜, 周先波. 中国农村老年人"无休止劳动"存在吗? ——基于年龄和健康对劳动供给时间影响的研究. 经济评论, 2013(2):19-29.
[15] 王军, 李向梅. 中国城镇职业女性的延迟退休政策态度研究. 南方人口, 2019, 34(5):15-23+14.
[16] 邹红, 文莎, 彭争呈. 隔代照料与中老年人提前退休. 人口学刊, 2019, 41(4):57-71.
[17] 所静, 肖凤翔, 罗曦. 女性高层次人才男女同龄退休意愿影响因素实证分析:基于文化部门的调研数据. 西安交通大学学报(社会科学版), 2015, 35(3):109-114+132.
[18] 张川川, 李秋池, 魏雅慧, 等. 老年人能工作多久? ——中国退休年龄人口额外工作能力研究. 劳动经济研究, 2020, 8(6):7-29.

(责任编辑:邓　妍)

(上接第 193 页)

[11] Liang KY, Zeger SL. Longitudinal data analysis using generalized linear models. Biometrika, 1986, 73(1): 13-22.
[12] Hedeker D. A mixed-effects multinomial logistic regression model. Statistics in Medicine, 2003, 22(9): 1433-1446.
[13] 周婷, 兰蓝, 邱建青,等. GEE、GLMM 和 MLM 分析卫生重复测量资料的效果比较. 现代预防医学, 2017, 44(16): 2881-2885+2899.
[14] 李丽霞, 郜艳晖, 张丕德,等. 广义线性混合效应模型及其应用. 现代预防医学, 2007,34(11): 2103-2104.
[15] 曹志娟, 王书梅, 郑文娟,等. 应用广义估计方程评估儿童肥胖综合干预效果. 中华流行病学杂志, 2014, 35(7): 773-778.
[16] Brouwer ED, Simm J, Arany A, et al. GRU-ODE-Bayes: Continuous modeling of sporadically-observed time series. Advances in Neural Information Processing Systems 32, 2019: 7379-7390.
[17] Che Z, Purushotham S, Cho K, et al. Recurrent Neural Networks for Multivariate Time Series with Missing Values. Scientific Reports, 2018, 8: 6085.
[18] Kidger P, Morrill J, Foster J, et al. Neural Controlled Differential Equations for Irregular Time Series. Advances in Neural Information Processing Systems 33, 2020:6696-6707.
[19] Rubanova Y, Chen RTQ, Duvenaud D. Latent Ordinary Differential Equations for Irregularly-Sampled Time Series. Advances in Neural Information Processing Systems 32, 2019:5320-5330.
[20] 李军民, 管忠震, 沈悌,等. 中国弥漫大 B 细胞淋巴瘤诊断与治疗指南(2013 年版). 中华血液学杂志, 2013, 34(9): 816-819.
[21] Lin YW, Zhou Y, Faghri F, et al. Analysis and prediction of unplanned intensive care unit readmission using recurrent neural networks with long short-term memory. PLoS One, 2019, 14(7): e0218942.
[22] Chu J, Dong W, Huang Z. Endpoint prediction of heart failure using electronic health records. Journal of Biomedical Informatics, 2020, 109: 103518.
[23] Sheikh MT, Ibrahim JG, Gelfond JA, et al. Joint modelling of longitudinal and survival data in the presence of competing risks with applications to prostate cancer data. Statistical Modelling, 2021, 21(1-2): 72-94.

(责任编辑:张　悦)