

抑郁倾向对中国中老年群体劳动参与的影响

——基于 CHARLS 面板数据的实证分析

高晶晶 朱逸杉 王霞*

内容提要 本文基于 2011 年和 2013 年中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 面板数据, 研究了 45 岁以上中老年群体抑郁倾向对劳动参与和劳动时长的影响。面板数据回归发现, 抑郁倾向对中老年群体劳动参与和劳动时长有显著的负向影响。为解决抑郁倾向与劳动参与的反向因果关系可能导致的内生性问题, 本文进一步利用前一期的抑郁倾向作为当期抑郁的工具变量进行横截面回归, 并得到了一致的结论。在分城乡和分性别的异质性回归中, 男性的劳动参与受抑郁倾向的负向影响更显著; 从劳动时长来看, 在农村居住的中老年男性群体受到抑郁倾向负向影响的程度更大。

关键词 抑郁倾向 劳动参与 劳动时长 中老年群体

一 研究背景

随着人口出生率的下降和预期寿命的延长, 中国的人口老龄化成为影响经济增长和社会发展的的重要因素。2016 年人口数据显示, 中国 60 岁及以上人口达到 2.31 亿, 占总人口的 16.7%。2016 年中国总人口抚养比为 37.9%, 其中少儿抚养比为 22.9%, 老年抚养比为 15%。2005 - 2016 年间, 中国的少儿抚养比逐年下降, 而老年抚养比逐年增加。与此同时, 人口政策带来的家庭子女数量减少以及城镇化过程

* 高晶晶, 北京大学国家发展研究院, 电子邮箱: gaojj@pku.edu.cn; 朱逸杉, 北京大学国家发展研究院, 电子邮箱: yzhu@pku.edu.cn; 王霞, 北京大学国家发展研究院, 电子邮箱: xwang_ccap@pku.edu.cn。

中的农村劳动力转移,造成“空巢老人”家庭不断增加,中老年群体的经济支持和生活照料主要依靠自身劳动和社会保障。这些问题,一方面使得劳动力资源减少,劳动力成本上升,阻碍经济发展;另一方面,也对劳动力资源、社会保障和健康照料需求以及养老服务等提出了新的挑战。因此,保障中老年群体劳动供给是保持经济发展的重要方面,对影响中国中老年群体劳动供给的因素及机制的研究也有重要的现实意义。

影响中老年群体劳动参与的一个重要因素是健康状况,包括身体健康和精神健康。关于健康对劳动参与影响的研究十分丰富。一些研究针对人的整体健康,通过研究自评健康或客观的健康指标对劳动供给的影响,发现身体不健康对劳动供给有负面的影响(Haveman et al., 1994; Kalwij & Vermeulen, 2008; 蒋选、郝磊, 2017);另一些研究针对具体的疾病,分析了癌症、心血管疾病、糖尿病等对劳动参与的影响(Miah & Wilcox-Gök, 2007; 李琴等, 2014);也有部分研究分析了精神健康对劳动参与的影响(Eitner et al., 1997)。

近年来,社会对精神健康的关注不断加大,中老年人的精神健康问题也引起了人们的重视。生育率的下降以及农村劳动力向城镇的转移,导致中老年人群体受到的来自子女的生活照料以及精神关怀越来越少,中老年群体抑郁等心理健康问题频发。抑郁是全球范围内常见的精神疾病。世界卫生组织的数据显示,全球约有3亿人受到抑郁的困扰,抑郁是造成残障的首位因素^①。针对全球疾病负担的研究估计,2016年中国所有失去的残疾调整年中,精神疾病和物质滥用导致失去的残疾调整年排名第三,比糖尿病和慢性呼吸系统疾病造成的疾病负担更加严重^②。抑郁造成的疾病负担既包括治疗费用,也包括间接的费用(Culyer & Newhouse, 2000)。抑郁的间接成本可通过劳动参与和收入来研究。早期的研究建立了精神疾病和收入的反向相关性(Bruce et al., 1991),但精神疾病和收入以及其他劳动参与指标的因果性的建立有一定困难,这是因为精神健康与劳动参与存在很强的反向因果关系。精神健康能够影响劳动参与,而失业等劳动参与上的打击也会影响精神健康。

使用工具变量方法分离精神健康对劳动参与的影响是文献中常用的做法。常用的工具变量包括亲密朋友的死亡、父母的精神健康、成年前的精神健康、3个月前的精神

① 参见 <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs369/en/>。

② 参见 <https://vizhub.healthdata.org/gbd-compare/>。

健康、社会支持、锻炼频率以及带来巨大压力的事件 (Ettner et al., 1997; Hamilton et al., 1997; Chatterji et al., 2007)。过去的研究从各个方面对精神健康与劳动参与的关系进行了分析。Ettner et al.(1997) 研究了精神疾病对劳动参与率、劳动时长和个人收入的影响,发现精神疾病使得劳动参与率降低 11 个百分点,对收入的影响比对劳动时长的影响大。为避免内生性,该研究使用了父母是否患精神疾病和研究对象 18 岁前是否患精神疾病作为工具变量。基于 Ettner et al.(1997) 的研究, Mitra & Jones (2017) 利用面板数据中四种衡量精神健康的指标进行了研究,并利用滞后项作为工具变量来解决反向因果问题,研究发现患精神疾病使不被雇佣的概率增加了 7.3%,并且失业的人返回劳动市场的概率显著低于无精神疾病的人。Frijters et al.(2010) 将亲密朋友的死亡作为工具变量,发现精神疾病降低一个标准差会降低劳动参与可能性 17 个百分点,且精神疾病对劳动参与的影响在女性和老人群体中更为明显。Banerjee et al.(2017) 发现精神疾病与失业、收入、缺勤、减少劳动供给和降低劳动效率等均有相关性。

尽管关于健康对中国中老年人群劳动参与影响的研究十分丰富 (Benjamin et al., 2003; 李琴等, 2014), 但中国还缺乏精神健康和劳动参与之间关系的研究。Lu et al. (2009) 使用横截面数据分析了精神健康与人在劳动市场上的活动的关系。朱礼华 (2017) 利用 15 岁时的健康状况和亲友交往状况作为工具变量,基于中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS) 2011 年横截面数据,发现心理健康显著影响城镇中老年人口劳动参与和农村中老年人口非农劳动参与。目前文献中,关于精神健康与劳动参与的关系的研究仍相对匮乏,影响关系及机制仍有很多值得发掘的部分。第一,随着人们对精神健康的重视及精神健康相关数据的完善,这个问题的分析是否会有新的结果。第二,城乡之间的差异是否会使得精神健康对劳动参与的影响方式有所不同。第三,抑郁倾向对男女劳动参与的影响是否有差异。本文试图利用 CHARLS 两轮面板数据来回答这些问题。

本文的结构如下:第二部分介绍模型、变量选取的方法以及选取工具变量的原因;第三部分描述数据来源和基本指标;第四部分展示回归结果,其中包括基本的面板回归结果、工具变量回归结果,以及分城乡和分性别的异质性分析;第五部分对研究进行总结。

二 模型及变量选取

(一) 模型

本文主要采用面板数据方法进行回归分析,模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta DEPR_{it} + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, Y_{it} 为个体*i*在时间*t*的劳动参与情况。这里有两个衡量方法:劳动参与(虚拟变量)和劳动时长。 $DEPR_{it}$ 表示抑郁倾向,有两种方法衡量:是否抑郁(虚拟变量)和抑郁量表(the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale - 10,简称CESD - 10)得分情况。 X_{it} 是个体层面的控制变量,*t*有2期。根据选取的结果变量和工具变量等情况,本文分析中分别采用面板Logit模型、面板Tobit模型、工具变量Logit(IV-Logit)模型和工具变量Tobit(IV-Tobit)模型等方法。

(二) 变量选取

1. 劳动参与情况

衡量劳动参与情况主要有两个指标:(1)劳动参与的虚拟变量,表示劳动者的劳动参与情况,0表示没有参与劳动,1表示参与劳动,包括农业劳动、雇佣工作、自我雇佣和自营工商业等;(2)每周工作时长(小时),衡量劳动者的每周劳动小时数。在利用工作时长和收入进行回归时,非参与劳动样本的取值设为0。

2. 抑郁及精神疾病的度量

在过去的文献中,对于精神疾病的度量有精神症状指数(PSI),是基于针对心理健康研究的29项调查。PSI将个体按照轻度-重度症候打分,涵盖四个层面的心理症状:抑郁、焦虑、愤怒、认知紊乱(Ilfeld, 1976)。另外,也有直接用是否表现出某种心理症状的虚拟变量来度量的研究,其中虚拟变量包括抑郁、焦虑、恐惧、狂躁、酒精(药物)滥用、依赖等(Ettner et al., 1997)。本文主要研究抑郁这种精神疾病对劳动参与的影响,使用CHARLS数据中的CESD - 10抑郁量表得分度量。CHARLS在健康问卷中的心理健康部分对个体进行了CESD - 10量表测试,该测试主要衡量受访者的心理健康情况和抑郁倾向,评分最小值为0分,最大值为30分。本文分析中采用通用标准,得分在10分以上认为受访者存在抑郁倾向。

3. 控制变量

控制变量包括个人特征和家庭特征两大部分。其中个人特征包括性别、年龄、教

育水平、常住地、是否患重大疾病。个人特征与其在劳动力市场的表现有直接的关系，尤其是年龄、个人的教育水平会影响个人对于劳动参与的认知。家庭特征包括婚姻状况（未婚、已婚、分居、离异、丧偶等）、子女情况（个数、年龄）。婚姻状况和子女情况会影响个体的劳动参与选择及其在劳动市场中的表现。

（三）内生性问题和工具变量

虽然心理健康与工作之间的相关性已经得到证实，然而，在过去的十年间，只有为数不多的研究采用工具变量的方法试图得出令人信服的因果链（Ettner et al., 1997; Hamilton et al., 1997; Marcotte et al., 2000; Alexandre & French, 2001; Chatterji et al., 2007; Ojeda et al., 2010）。这其中的关键问题是找到心理健康的外生因素，这种因素的变化仅能通过作用于心理健康来影响劳动力市场表现。

在以往的研究中，作为心理健康的工具变量有：父母心理疾病史（Ettner et al., 1997; Marcotte et al., 2000）、童年患有精神疾病的经历（Ettner et al., 1997; Chatterji et al., 2007）、前三个月的心理健康状况（Hamilton et al., 1997）、宗教因素（Alexandre & French, 2001; Chatterji et al., 2007）、社会资助（Hamilton et al., 1997; Alexandre & French, 2001; Ojeda et al., 2010）、运动频率及压力事件（Hamilton et al., 1997）、过去一年是否有亲密朋友去世（Frijters et al., 2010）。本文中为了消除反向因果关系的影响，在工具变量回归中，选用第一期的抑郁倾向作为第二期抑郁倾向的工具变量。

三 数据来源及变量描述性统计

（一）数据来源

本研究采用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011年和2013年两轮全国基线调查的面板数据。该项调查在全国28个省（自治区、直辖市）150个县区的450个居（村）委会进行，主要收集中国45岁以上中老年群体的数据，包括社区、家庭和个人问卷，涵盖了基本信息、收入、工作、健康状况和养老等方面信息。数据中，第一轮个人层面总样本量为17708个，第二轮个人层面总样本量为18612个。在数据使用过程中，考虑主要被解释变量和解释变量的缺失情况，本文对数据进行了清理，最后得到的样本量为第一轮15959个、第二轮16270个。

（二）描述性统计

表1是对样本整体以及按照性别和居住地分类进行的描述统计。可以看到，样

本的平均年龄接近 59 岁，男性约占全部样本的 47%，农村样本约占全部样本的 61%。样本中 87.6% 的人与配偶共同生活。样本平均的子女个数为 2.6 个，城市与农村样本的平均子女个数分别为 2.3 和 2.8 个。本研究中将患癌症、高血压或糖尿病中的至少一种定义为患重大疾病，样本中患重大疾病的比例约为 30.7%，男性患重大疾病的比例较女性低，而居住在农村的样本患重大疾病的比例较城市样本低。样本整体的文化水平较低，总样本中文盲比例约占 26.6%，女性文盲比例比男性高，农村文盲比例比城市高；男性和居住在城市的人群的受教育程度相比女性和居住在农村的人群较高。

表 1 主要变量描述性统计

| 变量 | 总体 | 按性别 | | 按居住地 | |
|------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | | 男 | 女 | 城市 | 农村 |
| 占比(%) | 100.00 | 46.9 | 53.1 | 39.4 | 60.6 |
| 劳动参与率(%) | 68.8 (0.5) | 74.7 (0.4) | 63.6 (0.5) | 54.0 (0.5) | 78.5 (0.4) |
| 每周劳动时长(小时) | 28.9 (28.7) | 33.0 (28.7) | 25.3 (28.2) | 23.6 (28.8) | 32.3 (28.0) |
| CESD-10 得分 | 8.1 (6.1) | 7.1 (5.5) | 9.0 (6.4) | 7.1 (5.6) | 8.8 (6.2) |
| 有抑郁倾向(%) | 34.2 (0.5) | 27.3 (0.4) | 40.4 (0.5) | 27.7 (0.4) | 38.5 (0.5) |
| 年龄(岁) | 59.0 (9.9) | 59.8 (9.6) | 58.2 (10.1) | 58.9 (10.0) | 59.0 (9.8) |
| 与配偶共同生活(%) | 87.6 (0.3) | 90.9 (0.3) | 84.7 (0.4) | 87.8 (0.3) | 87.5 (0.3) |
| 子女个数(人) | 2.6 (1.4) | 2.6 (1.4) | 2.7 (1.4) | 2.3 (1.4) | 2.8 (1.4) |
| 患重大疾病(%) | 30.7 (0.5) | 29.0 (0.5) | 32.1 (0.5) | 34.7 (0.5) | 28.0 (0.4) |
| 文盲(%) | 26.6 | 12.2 | 39.5 | 17.0 | 33.0 |
| 小学未毕业(%) | 18.0 | 18.0 | 18.0 | 15.1 | 19.9 |
| 私塾(%) | 0.4 | 0.7 | 0.2 | 0.4 | 0.4 |

续表

| 变量 | 总体 | 按性别 | | 按居住地 | |
|------------|------|------|------|------|------|
| | | 男 | 女 | 城市 | 农村 |
| 小学毕业(%) | 21.6 | 26.3 | 17.5 | 20.5 | 22.4 |
| 初中毕业(%) | 20.9 | 26.4 | 16.1 | 25.4 | 17.9 |
| 高中毕业(%) | 7.9 | 10.0 | 6.2 | 12.3 | 5.1 |
| 职业学校(%) | 2.5 | 3.6 | 1.5 | 4.8 | 1.1 |
| 专科学校(%) | 1.3 | 1.9 | 0.8 | 2.9 | 0.3 |
| 本科及以上学历(%) | 0.8 | 1.0 | 0.4 | 1.7 | 0.0 |

注：括号中代表标准差。

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

CESD-10 是一份简单衡量抑郁倾向的量表。样本的量表平均得分为 8.1，女性得分高于男性，居住在农村的人群得分高于居住在城市的人群。过去的研究通常会将 CESD-10 得分超过 10 作为有抑郁倾向的标志。在本研究的样本中，女性有抑郁倾向的比例为 40.4%，高于男性人群；居住在农村的人群有抑郁倾向的比例为 38.5%，高于居住在城市的人群。

观察劳动参与的情况发现，农村人群劳动参与率和每周劳动时长分别为 78.5% 和 32.3 个小时，均高于城市人群的 54.0% 和 23.6 小时；男性劳动参与率和每周劳动时长分别为 74.7% 和 33.0 小时，均高于女性的 63.6% 和 25.3 小时。

表 2 对劳动供给状况按是否有抑郁倾向、性别和居住地进行了细分。与表 1 中关于劳动供给状况的结果相比，农村人群与城市人群、男性与女性之间的差别依然存在。对男性、居住地在农村和城市的人而言，有抑郁倾向的人的劳动参与率和每周工作小时数均低于没有抑郁倾向的人。但对女性而言，有抑郁倾向和没有抑郁倾向的劳动参与率分别为 63.8% 和 63.5%，每周劳动时长分别为 24.8 小时和 25.6 小时。这显示出对于女性而言，是否有抑郁倾向对劳动参与的影响较小。

表 2 劳动供给状况（按性别、居住地和是否有抑郁倾向细分）

| | | 总体 | 按性别 | | 按居住地 | |
|------------|-------|------|------|------|------|------|
| | | | 男 | 女 | 城市 | 农村 |
| 劳动参与率(%) | 有抑郁倾向 | 66.6 | 71.4 | 63.8 | 51.5 | 73.8 |
| | 无抑郁倾向 | 69.9 | 76.0 | 63.5 | 54.9 | 81.5 |
| 每周劳动时长(小时) | 有抑郁倾向 | 27.0 | 30.7 | 24.8 | 21.6 | 29.5 |
| | 无抑郁倾向 | 29.9 | 33.8 | 25.6 | 24.3 | 34.1 |

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

图 1 和图 2 分别展示了劳动参与率和每周劳动时长与 CESD - 10 得分情况的关系，并按性别和居住地进行了细分。在 CESD - 10 得分超过 20 的区域中，劳动参与率和每周劳动时长均有较大的波动；在得分低于 20 的区域中，可以看到全样本、农村男性、农村女性和城市男性的劳动参与率和每周劳动时长都显示出随 CESD - 10 得分增加而减小的趋势，但对城市女性而言，这种趋势并不明显。

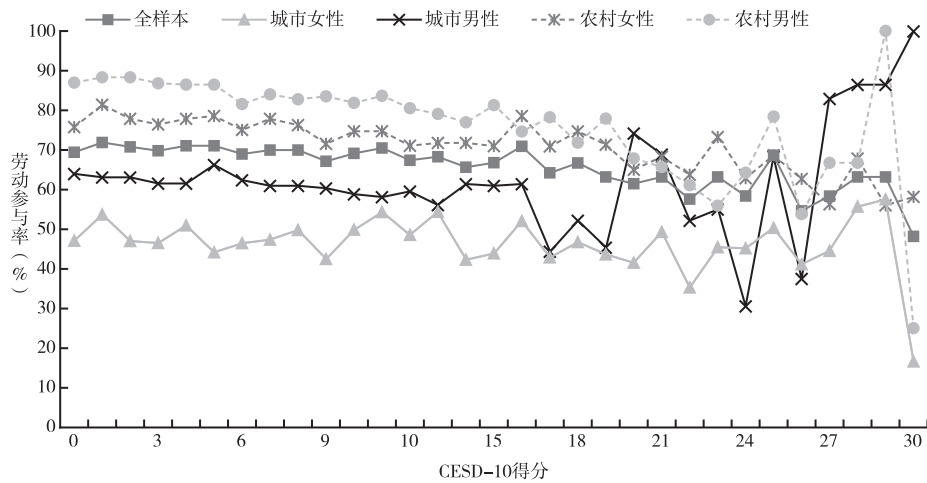


图 1 劳动参与率与抑郁量表得分

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

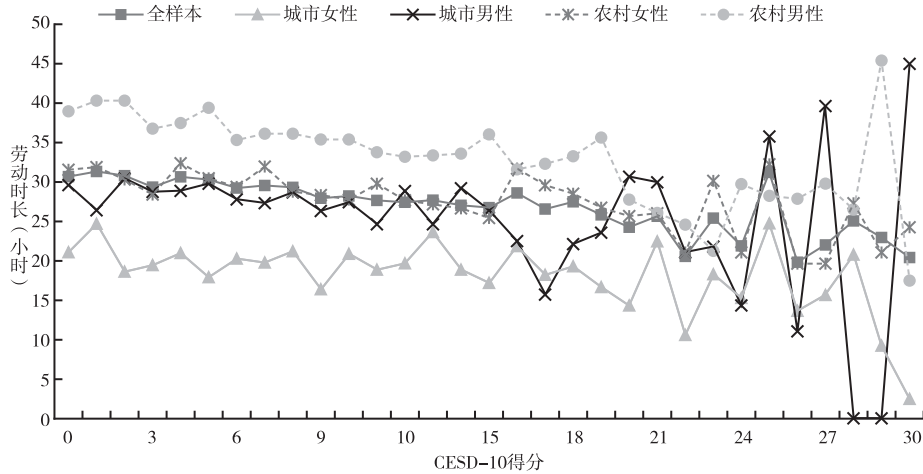


图2 劳动时长(小时)与抑郁量表得分

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

四 实证结果及分析

（一）面板 Logit 回归

为了分析抑郁对中老年群体劳动参与的影响，我们首先进行了面板 Logit 回归。由于数据来源的限制，本文采用的是两期面板数据，T 很小而 N 很大，考虑到固定效应模型估计需要损失较多的自由度，因此，根据数据特征选择使用随机效应面板模型。

随机面板 Logit 模型的回归结果如表 3 所示。结果变量是劳动参与的虚拟变量，1 表示参与劳动，0 表示不参与。表 3 中第（1）列和第（2）列是以是否有抑郁倾向作为虚拟变量分别进行的单自变量和加入控制变量的回归，CESD - 10 得分大于 10 认为有抑郁倾向；第（3）和第（4）列是以 CESD - 10 得分的分值这一连续变量作为自变量分别进行的单自变量和加入控制变量的回归。

从表 3 的回归结果可以看出，抑郁倾向对劳动参与的影响显著为负，加入控制变量后负向影响仍然显著；CESD - 10 得分对劳动参与也有显著的负向影响。上表也显示了各控制变量对劳动参与的影响。从性别来看，男性的劳动参与率显著高于女性；常住地在农村的个体劳动参与率也显著高于居住在城市的样本。年龄、教育程度以及患重大疾病与劳动参与呈现显著的负相关关系，而与配偶一起生活以及子女个数与劳动参与呈现显著的正相关关系。

表 3 抑郁倾向对劳动参与的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------|------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 有抑郁倾向 | -0.251 *** (0.0591) | -0.205 *** (0.0534) | — | — |
| CESD-10 得分 | — | — | -0.0344 *** (0.00484) | -0.0298 *** (0.00443) |
| 男性 | — | 1.674 *** (0.0720) | — | 1.662 *** (0.0720) |
| 年龄 | — | -0.196 *** (0.00511) | — | -0.197 *** (0.00512) |
| 农村 | — | 2.322 *** (0.0758) | — | 2.344 *** (0.0761) |
| 教育程度 | — | -0.213 *** (0.0181) | — | -0.220 *** (0.0182) |
| 与配偶共同生活 | — | 0.727 *** (0.0899) | — | 0.706 *** (0.0899) |
| 子女个数 | — | 0.0477 ** (0.0225) | — | 0.0495 ** (0.0226) |
| 患重大疾病 | — | -0.876 *** (0.0631) | — | -0.865 *** (0.0631) |
| 常数项 | 2.219 *** (0.0542) | 11.54 *** (0.327) | 2.417 *** (0.0650) | 11.76 *** (0.332) |
| 观测值 | 32229 | 31475 | 32229 | 31475 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号中代表标准误。
资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

（二）面板 Tobit 回归

每周工作小时数这一连续变量用于衡量劳动时长。由于不工作个体的每周工作时长为 0，因此数据呈现左边归并特点。在分析抑郁对劳动时长的影响时，为得到一致的估计，我们使用随机面板 Tobit 模型进行回归，结果如表 4 所示。

表 4 抑郁倾向对劳动时长的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 有抑郁倾向 | -2.261 *** (0.328) | -1.250 *** (0.313) | — | — |
| CESD-10 得分 | — | — | -0.233 *** (0.0265) | -0.131 *** (0.0253) |
| 男性 | — | 9.739 *** (0.354) | — | 9.688 *** (0.354) |
| 年龄 | — | -1.065 *** (0.0203) | — | -1.065 *** (0.0203) |
| 农村 | — | 7.373 *** (0.358) | — | 7.436 *** (0.358) |
| 教育程度 | — | -1.061 *** (0.0971) | — | -1.083 *** (0.0973) |
| 与配偶共同生活 | — | 3.725 *** (0.516) | — | 3.650 *** (0.516) |
| 子女个数 | — | -0.0166 (0.129) | — | -0.0104 (0.129) |
| 患重大疾病 | — | -4.455 *** (0.353) | — | -4.417 *** (0.353) |
| 常数项 | 29.68 *** (0.217) | 84.62 *** (1.427) | 30.80 *** (0.284) | 85.35 *** (1.442) |
| 观测值 | 31935 | 31200 | 31935 | 31200 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号中代表标准误。

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

从表 4 可以看出，有抑郁倾向和 CESD-10 得分均对每周工作小时数有显著的负向影响，在单自变量模型和加入控制变量的模型中均非常显著。单自变量模型中，有抑郁倾向的个体相比于无抑郁倾向个体，每周劳动时长减少 2.26 个小时；加入控制变量后影响变小，但依然显著。男性比女性每周劳动时长多 9.7 小时左右；农村个体比城市个体每周劳动时长显著多出 7.4 小时；与配偶共同生活的个体相较于未婚、离异或丧偶等情况的个体的每周劳动时长多 3.7 小时左右。年龄、教育程度和患重大疾病与每周工作时长呈显著负向关系。子女个数对每周工作时长的影响并不显著。

(三) 工具变量估计结果

考虑到面板数据中劳动参与可能对抑郁倾向产生反向因果关系, 从而造成抑郁这一自变量的内生性问题, 本文采用第一期的抑郁状况作为第二期抑郁状况的工具变量。通过这一方法, 本文试图排除反向因果的干扰, 以进一步考察当期的抑郁对当期劳动参与的影响。因变量依然是劳动参与和每周工作小时数两类, 分别采用 IV-Logit 和 IV-Tobit 两种回归。与直接使用 Logit 回归相比, 加入工具变量后的 Wald 检验拒绝了外生性假设, 表明第二期的抑郁确实存在内生性。本文的估计结果通过了弱工具变量检验, 选择的工具变量相对合理。

表 5 给出了利用工具变量方法估计抑郁对中老年群体劳动参与和劳动时长的影响。从该表结果可以看出, 无论是抑郁倾向还是 CESD - 10 得分, 当期的抑郁对当期劳动参与及劳动时长的影响均显著为负, 这与前面的面板估计结果一致。在控制变量方面, 性别、年龄、教育程度、与配偶一起生活以及患重大疾病对于劳动参与的影响均与之前的面板估计结果一致。与之前回归有明显差异的是, 采用工具变量后, 子女个数对劳动参与和劳动时长不再有显著的影响。虽然抑郁对劳动时长依然呈现负向影响, 但是从 IV-Tobit 模型的估计结果来看, 无论是抑郁倾向, 还是 CESD - 10 得分, 回归系数的值更大, 表明在不考虑个体效应的截面数据中, 抑郁对于劳动时长影响的幅度更大。

表 5 抑郁对劳动参与的影响 (IV 估计)

| | 因变量: 劳动参与 | | 因变量: 劳动时长 | |
|--------------|--------------------------|--------------------------|------------------------|------------------------|
| | IV-Logit | | IV-Tobit | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 有抑郁倾向 | -0.493 *** (0.106) | — | -10.25 *** (3.058) | — |
| CESD - 10 得分 | — | -0.0197 *** (0.00492) | — | -0.382 *** (0.137) |
| 男性 | 0.462 *** (0.0280) | 0.473 *** (0.0291) | 15.13 *** (0.713) | 15.17 *** (0.781) |
| 年龄 | -0.0594 *** (0.00159) | -0.0607 *** (0.00178) | -1.863 *** (0.0414) | -1.831 *** (0.0495) |
| 农村 | 0.697 *** (0.0242) | 0.731 *** (0.0280) | 14.38 *** (0.710) | 14.91 *** (0.788) |

续表

| | 因变量：劳动参与 | | 因变量：劳动时长 | |
|---------|--------------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | IV-Logit | | IV-Tobit | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 教育程度 | -0.0709 *** (0.00687) | -0.0731 *** (0.00789) | -1.835 *** (0.198) | -1.889 *** (0.217) |
| 与配偶共同生活 | 0.188 *** (0.0356) | 0.213 *** (0.0391) | 7.608 *** (1.089) | 8.277 *** (1.192) |
| 子女个数 | 0.00629 (0.00892) | 0.00319 (0.0102) | -0.0482 (0.262) | -0.207 (0.295) |
| 患重大疾病 | -0.282 *** (0.0255) | -0.296 *** (0.0271) | -7.949 *** (0.711) | -7.390 *** (0.770) |
| 常数项 | 3.791 *** (0.102) | 3.876 *** (0.131) | 118.5 *** (3.148) | 116.5 *** (3.645) |
| 观测值 | 16622 | 12629 | 16483 | 12547 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号中代表标准误。

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

（四）分城乡异质性分析

由于中国城乡差异较大，农村样本和城市样本在劳动参与和劳动时长方面存在很大差异。我们在本部分考虑样本的城乡异质性，对农村样本和城市样本分别进行了回归，以验证结果的稳健性及城乡样本的差异。此处的农村和城市是指个体的常住地，而不是户籍状态。表 6 中第（1）列和第（2）列分别是农村样本和城市样本中抑郁对劳动参与的影响，第（3）列和第（4）列分别是农村和城市样本中抑郁对劳动时长的影响。

结果显示，不管是农村样本还是城市样本，抑郁倾向对劳动参与和劳动时长的影响均为负，但有抑郁倾向对城市样本劳动参与的影响仅在 10% 的显著性水平上显著；在抑郁倾向对劳动时长的影响方面，抑郁倾向对农村样本每周劳动时长的负向影响更大。性别为男性与劳动参与和劳动时长均呈正相关关系，但是在城市样本中男性相比于女性劳动参与和劳动时长的差异比农村样本中更高。与配偶共同生活对劳动参与和劳动时长也有正向影响，而年龄、教育程度以及患有重大疾病均与劳动参与和劳动时长呈负相关关系。子女个数的影响与前面的回归有很大差异，且农村样本和城市样本

的结果也不相同。子女个数越多,农村样本的劳动参与和劳动时长均越低,而城市样本的劳动参与和劳动时长均显著升高。

表6 有抑郁倾向对劳动参与和劳动时长的影响(分城乡)

| | 因变量:劳动参与 | | 因变量:劳动时长 | |
|---------|-------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| | 农村 | 城市 | 农村 | 城市 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 有抑郁倾向 | -0.302 *** (0.0678) | -0.164 * (0.0896) | -1.483 *** (0.396) | -1.135 ** (0.507) |
| 男性 | 1.215 *** (0.0914) | 2.066 *** (0.114) | 8.357 *** (0.467) | 10.89 *** (0.548) |
| 年龄 | -0.147 *** (0.00596) | -0.254 *** (0.00886) | -0.867 *** (0.0270) | -1.294 *** (0.0308) |
| 教育程度 | -0.0338 (0.0253) | -0.352 *** (0.0272) | -0.442 *** (0.137) | -1.530 *** (0.139) |
| 与配偶共同生活 | 0.912 *** (0.110) | 0.485 *** (0.150) | 5.524 *** (0.663) | 1.362 * (0.814) |
| 子女个数 | -0.103 *** (0.0276) | 0.236 *** (0.0382) | -0.740 *** (0.164) | 0.787 *** (0.207) |
| 患重大疾病 | -0.842 *** (0.0809) | -0.866 *** (0.0982) | -4.236 *** (0.462) | -4.487 *** (0.541) |
| 常数项 | 10.73 *** (0.406) | 15.06 *** (0.560) | 79.67 *** (1.805) | 99.63 *** (2.142) |
| 观测值 | 19040 | 12435 | 18903 | 12297 |

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;括号中代表标准误。

资料来源:根据中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据计算得到。

(五) 分性别异质性分析

男性和女性在劳动参与率和劳动时长等方面存在巨大差异,因此本文进一步进行了分男性和女性样本的异质性分析,结果如表7所示。第(1)列和第(2)列显示的是分性别分析有抑郁倾向对劳动参与的影响,第(3)和第(4)列是分性别分析有抑郁倾向对劳动时长的影响。

表 7 有抑郁倾向对劳动参与和劳动时长的影响（分性别）

| | 因变量：劳动参与 | | 因变量：劳动时长 | |
|---------|-------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| | 女性 | 男性 | 女性 | 男性 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 有抑郁倾向 | -0.0584 (0.0697) | -0.504 *** (0.0876) | -0.620 (0.411) | -2.004 *** (0.481) |
| 年龄 | -0.172 *** (0.00642) | -0.226 *** (0.00839) | -0.941 *** (0.0282) | -1.204 *** (0.0292) |
| 农村 | 2.290 *** (0.100) | 2.400 *** (0.116) | 7.686 *** (0.498) | 7.299 *** (0.514) |
| 教育程度 | -0.219 *** (0.0245) | -0.205 *** (0.0271) | -0.846 *** (0.135) | -1.305 *** (0.141) |
| 与配偶共同生活 | 0.656 *** (0.114) | 1.072 *** (0.149) | 2.873 *** (0.667) | 6.633 *** (0.839) |
| 子女个数 | 0.0170 (0.0304) | 0.0638 * (0.0336) | -0.0288 (0.177) | -0.113 (0.188) |
| 患重大疾病 | -0.872 *** (0.0839) | -0.925 *** (0.0955) | -5.111 *** (0.480) | -3.859 *** (0.518) |
| 常数项 | 10.24 *** (0.423) | 14.70 *** (0.568) | 77.29 *** (2.004) | 101.3 *** (2.138) |
| 观测值 | 16695 | 14780 | 16576 | 14624 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号中代表标准误。

资料来源：根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

从表 7 可以看出，有抑郁倾向对男性的劳动参与和劳动时长均有显著的负向影响，与全样本结果一致；但对女性样本，抑郁倾向对其劳动参与和劳动时长无显著影响。对劳动时长的影响上，与前文全样本回归相比，男性样本受抑郁倾向的负向影响程度更大。在控制变量的影响方面，年龄、教育程度以及患有重大疾病对劳动参与和每周劳动时长有显著的负影响，常住地为农村、与配偶共同生活则对劳动参与和每周劳动时间有显著的正向影响。

五 结论

本文利用 CHARLS 2011 年和 2013 年的微观调查数据，分析中国 45 岁以上中老年

群体抑郁倾向对其劳动参与和劳动时长的影响。利用两期面板数据以及 2013 年截面数据,分别使用面板 Logit 模型、面板 Tobit 模型、IV-Logit 模型和 IV-Tobit 模型进行了回归,结果表明抑郁倾向对劳动参与和劳动时长有显著的负向影响,面板数据回归和工具变量估计得到的结果一致。

进一步按城乡和性别分别进行异质性分析。从城乡差异来看,抑郁倾向对劳动参与和劳动时长的影响为负,但有抑郁倾向对城市样本劳动参与的影响只在 10% 的显著性水平上显著;对劳动时长的影响上,抑郁倾向对农村样本每周劳动时长的负向影响程度更大。从性别差异来看,抑郁倾向对男性的劳动参与和劳动时长均有显著的负向影响,与全样本结果一致;然而,对于女性样本,抑郁倾向对其劳动参与和劳动时长的影响不显著。对劳动时长的影响上,与全样本回归结果相比,男性样本受抑郁倾向的负向影响程度更大。

从本文分析结果来看,中国中老年群体的劳动参与和劳动时长与抑郁倾向呈显著负相关关系。样本中,超过 1/3 的个体有抑郁倾向,这一占比超过了患有重大疾病(指患癌症、高血压或糖尿病中的至少一种)的比例,这表明抑郁倾向已成为影响中国 45 岁以上中老年群体劳动参与的一大重要因素。为了保障中老年群体的劳动供给和生活质量,需要政府对中老年群体心理健康予以重视,针对不同特征群体,在医疗保障和社会保障方面予以更多的支持。

参考文献:

- 蒋选、郝磊 (2017),《基于 Tobit 模型的中老年劳动供给影响因素分析》,《财经理论研究》第 2 期,第 31-39 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 13 卷第 3 期,第 917-938 页。
- 朱礼华 (2017),《心理健康对劳动参与和生产率的影响——以中老年群体为分析对象》,《广东社会科学》第 2 期,第 37-44 页。
- Alexandre, Pierre & Michael French (2001). Labor Supply of Poor Residents in Metropolitan Miami, Florida: The Role of Depression and the Co-Morbid Effects of Substance Use. *Journal of Mental Health Policy and Economics*, 4(4), 161-173.
- Banerjee, Souvik, Pinka Chatterji & Kajal Lahiri (2017). Effects of Psychiatric Disorders on

- Labor Market Outcomes: A Latent Variable Approach Using Multiple Clinical Indicators. *Health Economics*, 26(2), 184 – 205.
- Benjamin, Dwayne, Loren Brandt & Jiazhueng Fan (2003). Ceaseless Toil? Health and Labor Supply of the Elderly in Rural China. *William Davidson Institute Working Papers*, No. 579.
- Bruce, Martha Livingston, David Takeuchi & Philip Leaf (1991). Poverty and Psychiatric Status: Longitudinal Evidence from the New Haven Epidemiologic Catchment Area Study. *Archives of General Psychiatry*, 48(5), 470 – 474.
- Chatterji, Pinka, Margarita Alegria, Mingshan Lu & David Takeuchi (2007). Psychiatric Disorders and Labor Market Outcomes: Evidence from the National Latino and Asian American Study. *Health Economics*, 16(10), 1069 – 1090.
- Culyer, Anthony & Joseph Newhouse (2000). Introduction: The State and Scope of Health Economics. In Anthony Culyer & Joseph Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics (Volume 1A)*. Amsterdam: Elsevier, pp. 1 – 8.
- Ettner, Susan, Richard Frank & Ronald Kessler (1997). The Impact of Psychiatric Disorders on Labor Market Outcomes. *Industrial and Labor Relations Review*, 51(1), 64 – 81.
- Frijters, Paul, David Johnston & Michael Shields (2010). Mental Health and Labour Market Participation: Evidence from IV Panel Data Models. *IZA Discussion Paper*, No. 4883.
- Hamilton, Vivian, Philip Merrigan & Éric Dufresne (1997). Down and Out: Estimating the Relationship Between Mental Health and Unemployment. *Health Economics*, 6(4), 397 – 406.
- Haveman, Robert, Barbara Wolfe, Brent Kreider & Mark Stone (1994). Market Work, Wages, and Men's Health. *Journal of Health Economics*, 13(2), 163 – 182.
- Ilfeld, Frederic (1976). Further Validation of a Psychiatric Symptom Index in a Normal Population. *Psychological Reports*, 39(3_suppl), 1215 – 1228.
- Kalwij, Adriaan & Frederic Vermeulen (2008). Health and Labour Force Participation of Older People in Europe: What Do Objective Health Indicators Add to the Analysis? *Health Economics*, 17(5), 619 – 638.
- Lu, Chunling, Richard Frank, Yuanli Liu & Jian Shen (2009). The Impact of Mental Health on Labour Market Outcomes in China. *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, 12(3), 157 – 166.
- Marcotte, Dave, Virginia Wilcox-Gök & Patrick Redmon (2000). The Labor Market Effects

- of Mental Illness: The Case of Affective Disorders. In David Salkever & Alan Sorkin (eds.), *The Economics of Disability (Research in Human Capital and Development, Volume 13)*. London: JAI Press, pp. 181 – 210.
- Miah, M. Solaiman & Virginia Wilcox-Gök (2007). Do the Sick Retire Early? Chronic Illness, Asset Accumulation and Early Retirement. *Applied Economics*, 39(15), 1921 – 1936.
- Mitra, Sophie & Kristine Jones (2017). The Impact of Recent Mental Health Changes on Employment: New Evidence from Longitudinal Data. *Applied Economics*, 49(1), 96 – 109.
- Ojeda, Victoria, Richard Frank, Thomas McGuire & Todd Gilmer (2010). Mental Illness, Nativity, Gender and Labor Supply. *Health Economics*, 19(4), 396 – 421.

Effect of Depression on Labor Force Participation among Middle-aged and Elderly Chinese: An Empirical Study Based on CHARLS Panel Data

Gao Jingjing, Zhu Yishan & Wang Xia

(National School of Development, Peking University)

Abstract: Based on two waves of panel data from the China Health and Retirement Longitudinal Study in 2011 and 2013, this paper examines the effects of depression on labor force participation and working hours among Chinese people over 45 years old. Results of panel regressions show that depression has a negative impact on both labor force participation and work hours for middle-aged and elderly Chinese. To address endogeneity issue caused by reverse causality, a cross-sectional regression is also tested using lagged depression status as an instrumental variable, and the result remains consistent. Subgroup analyses by gender and rural status further reveal that the negative impact of depression on labor force participation is more significant for men, and the negative effect on working hours is much stronger for men in rural areas.

Keywords: depression, labor participation, work hours, middle-aged and elderly population

JEL Classification: I18, J14, J24

(责任编辑: 西 贝)