

城镇在业老年人工作因素与抑郁症状的关联： 基于 CFPS 2022 数据

潘嘉淇

(华南师范大学 心理学院, 广东 广州 510631)

摘要：目的 在渐进式延迟法定退休年龄改革背景下，考察客观工作特征和主观工作评价与城镇在业老年人抑郁症状筛查阳性的关联。方法 基于中国家庭追踪调查（CFPS）2022 年数据，纳入 495 名城镇在业且 ≥ 60 周岁的受访者。采用流调中心抑郁量表简版（CES-D 8）测量抑郁症状，以总分 ≥ 9 分界定筛查阳性。暴露为每周工作时长、从事脑力劳动、退休后再就业及工作收入、安全、环境、时间满意度共 7 项工作因素。采用修正 Poisson 回归估计筛查阳性率比（PR）及其 95%CI，以联合 Wald 检验评价工时三分类的总体关联，并以限制性立方样条检验潜在非线性关联；模型调整年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、自评社会地位、退休金领取状况、自评健康状况与慢性病。结果 抑郁症状筛查阳性率为 22.4%（111/495）。调整后，从事脑力劳动（aPR=0.41，95%CI：0.18~0.97，P=0.043）与工作收入表示满意（aPR=0.69，95%CI：0.48~0.99，P=0.042）与较低的筛查阳性率相关。未发现每周工作时长三分类与抑郁状态存在总体关联（联合 Wald 检验 P=0.265）；限制性立方样条的总体关联（P=0.232）与非线性关联（P=0.323）亦未达到统计学意义。结论 在本研究样本中，从事脑力劳动和工作收入表示满意与较低的抑郁症状筛查阳性率相关，每周工作时长未观察到明确关联。上述结果属于探索性发现，仍需更大样本与纵向研究验证。

关键词：城镇在业老年人；工作因素；抑郁症状；中国家庭追踪调查

DOI: doi.org/10.70693/202609156938

1 引言

我国人口老龄化持续加深，部分老年人在达到法定退休年龄后仍继续参与劳动，兼具养老服务对象与劳动力供给主体的双重身份^[1]。2024 年 9 月，全国人民代表大会常务委员会决定，自 2025 年 1 月 1 日起用 15 年时间逐步延迟男女职工的法定退休年龄，并同步实施弹性退休制度^[2]。随着延迟退休政策实施，部分老年人的就业时间及退休安排可能发生变化，因此有必要关注其工作条件与心理健康之间的关系。

工作对心理健康可能兼具资源与压力属性。工作要求—控制模型与付出—回报失衡模型分别强调控制资源不足及劳动付出与所得回报失衡。基于前瞻性研究的叙述性综述显示，二者所刻画的不良社会心理工作环境均与抑郁风险升高相关^[3]。中国研究发现，劳动参与与较少的老年抑郁症状相关^[4]，抑郁倾向亦可能反向影响中老年人的劳动参与^[5]。这些发现表明，仅依据就业或退休状态，尚不足以揭示具体工作条件与老年人心理健康的关系。每周工时和劳动类型分别反映劳动投入以及体力负荷与认知要求的差异；工时过长可能压缩休息和恢复时间，工时较短则可能对应就业不足或健康选择^[5-7]。本研究进一步从收入、安全、环境和时间满意度四个方面考察劳动者对具体工作条件的主观评价。角色压力及工作与家庭冲突和抑郁的关联也提示具体工作处境具有心理健康意义^[8]。

现有研究多聚焦劳动参与、退休或考察单一工作因素，对城镇在业老年人客观工作特征与主观工作评价的综合分析仍较少，同时检验工时分类关联与非线性关联的研究也较为有限。基于 CFPS 2022 数据，本研究考察工作因素与城镇在业老年人抑郁症状筛查阳性的关联，并采用限制性立方样条分析每周工时的潜在非线性关系。本研究假设每周工时与抑郁症状筛查阳性的关联可能呈非线性；工作收入表示满意与较低的抑郁症状筛查阳性率相关。其余工作因素的考察属探索性质。研究所用数据采集于延迟退休改革实施之前，可为改革实施前城镇在业老年人

作者简介：潘嘉淇(2006—)，女，本科，研究方向为心理健康。

通讯作者：潘嘉淇

的心理健康状况提供描述性参考。

2 方法

2.1 资料来源与研究对象

数据来自中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 2022 年调查。该项目受北京大学与国家自然科学基金委员会资助, 由北京大学中国社会科学调查中心执行, 采用多阶段概率抽样, 覆盖中国大陆 25 个省 (自治区、直辖市)^[9]。CFPS 已获北京大学生物医学伦理审查委员会批准 (批准号 IRB00001052-14010), 所有参与者均签署知情同意书, 本研究为公开数据的二次分析。

纳入标准为调查时居住地为城镇、调查时处于在业状态、年龄 ≥ 60 周岁且研究涉及变量填写完整。CFPS 2022 数据库共包含 27 001 名受访者, 依次排除非城镇或不在业者 18 901 名、年龄 < 60 周岁者 7 199 名、CES-D 8 任一条目缺失者 164 名及关键变量缺失、无效或不符合逻辑者 242 名, 最终纳入 495 名城镇在业老年人的分析样本。本研究采用未加权完整案例分析。

2.2 变量定义

2.2.1 结局变量

采用流调中心抑郁量表简版 (Center for Epidemiologic Studies Depression Scale-8, CES-D 8) 测量受访者的抑郁症状^[10]。量表 8 个条目涵盖情绪低落、做事费劲等核心抑郁症状, 采用 Likert 4 点计分: 0=几乎没有 (< 1 天)、1=有些时候 (1~2 天)、2=经常有 (3~4 天)、3=大多数时候有 (5~7 天)。量表总分范围为 0~24 分, 得分越高提示抑郁症状越重。本研究中 CES-D 8 的 Cronbach's α 系数为 0.791。既有研究对 CES-D 8 判定界值的推荐尚未统一, 本研究采用较为保守的 ≥ 9 分界定抑郁症状筛查阳性, 以降低假阳性。CES-D 8 为症状筛查工具, 阳性结果不等同于临床诊断。

2.2.2 工作因素

每周工作时长采用受访者自述的每周工作小时数, 单位为小时/周。参照世界卫生组织与国际劳工组织联合估计对长工时 (≥ 55 小时/周) 的界定^[11], 结合本样本的工时分布与各组例数, 将其分为 < 35 、35~54 与 ≥ 55 小时/周三组, 以 < 35 小时/周为参照。限制性立方样条分析中保留每周工作时长的连续形式。

工作满意度包括工作收入、安全、环境和时间满意度 4 个题项 (1=非常不满意, 2=不太满意, 3=一般, 4=比较满意, 5=非常满意)。原始得分 4~5 分赋值为 1, 记为表示满意; 原始得分 1~3 分赋值为 0, 记为未表示满意; 回归分析以未表示满意为参照。

是否从事脑力劳动依据受访者报告的主要工作的职业性质归并, 以体力投入为主者记为否, 以脑力投入为主者记为是。是否退休后再就业指已办理退休手续后重新从事有酬工作者。两项均以否为参照。

2.2.3 协变量

人口学变量为性别 (0=女性, 1=男性)、年龄 (连续变量, 岁)、受教育程度 (0=小学及以下, 1=初中及以上) 与婚姻状况 (0=非在婚, 1=在婚)。社会经济与保障变量为自评社会地位 (连续变量, 1~5 分, 得分越高表示自评社会地位越高) 与是否领取退休金 (0=否, 1=是)。健康变量为有无慢性病 (0=无, 1=有) 与自评健康状况 (由问卷原始题项反向重编码, 0~4 分, 得分越高表示自评健康越好)。

2.3 统计方法

采用 R 4.5.3 进行统计分析。连续及有序变量采用中位数 (P25, P75) 描述, 分类变量采用例数和构成比描述。鉴于本研究抑郁症状筛查阳性并非罕见结局, 采用基于 HC1 稳健标准误的稳健方差修正 Poisson 回归^[12], 直接估计筛查阳性率比 (prevalence ratio, PR) 及其 95%CI。先进行单因素修正 Poisson 回归以估计未调整关联, 随后将 7 项工作因素和 8 项协变量同时纳入多因素模型。采用联合 Wald 检验评价每周工时三分类的总体关联。计算方差膨胀因子 (VIF) 或自由度校正后的广义 VIF 进行共线性诊断。本研究的目标暴露为 7 项工作因素, 协变量仅用于混杂调整; 参照关于协变量系数解释的方法学建议^[13], 模型中协变量的估计值不作效应解释。将每周工作时长作为连续变量纳入修正 Poisson 回归的限制性立方样条模型, 节点设于 14、40 和 70 小时/周, 以 40 小时/周为参照, 调整其余 6 项工作因素和 8 项协变量, 采用基于 HC1 稳健协方差矩阵的联合 Wald 检验评价总体及非线性关联。

敏感性分析包括多因素 Logistic 回归, 采用 CES-D 8 ≥ 7 和 ≥ 8 重新界定结局, 以及不纳入自评健康状况与慢性病的修正 Poisson 回归。各模型均采用完整案例分析。所有统计检验均为双侧检验, 以 $P < 0.05$ 为统计学显著。本研究同时考察 7 项工作因素且未校正多重比较, 结果作探索性解释。

3 结果

3.1 研究对象基本特征

本研究共纳入 495 名城镇在业老年人, 年龄中位数为 66 (62, 70) 岁, 男性占 60.0%。每周工作时长中位数为 40 (25, 56) 小时/周, 从事脑力劳动和退休后再就业者分别占 13.9%和 39.8%。研究对象的其他基本特征及其按抑郁症状筛查结果的分布见表 1。

表 1 研究对象的基本特征

变量	总体 (n=495)	筛查阴性 (n=384)	筛查阳性 (n=111)
每周工作时长			
< 35 小时/周	188 (38.0)	150 (39.1)	38 (34.2)
35 ~ 54 小时/周	158 (31.9)	119 (31.0)	39 (35.1)
≥ 55 小时/周	149 (30.1)	115 (29.9)	34 (30.6)
从事脑力劳动			
否	426 (86.1)	320 (83.3)	106 (95.5)
是	69 (13.9)	64 (16.7)	5 (4.5)
退休后再就业			
否	298 (60.2)	228 (59.4)	70 (63.1)
是	197 (39.8)	156 (40.6)	41 (36.9)
工作收入满意度			
未表示满意	152 (30.7)	105 (27.3)	47 (42.3)
表示满意	343 (69.3)	279 (72.7)	64 (57.7)
工作安全满意度			
未表示满意	92 (18.6)	69 (18.0)	23 (20.7)
表示满意	403 (81.4)	315 (82.0)	88 (79.3)
工作环境满意度			
未表示满意	115 (23.2)	82 (21.4)	33 (29.7)
表示满意	380 (76.8)	302 (78.6)	78 (70.3)
工作时间满意度			
未表示满意	105 (21.2)	73 (19.0)	32 (28.8)
表示满意	390 (78.8)	311 (81.0)	79 (71.2)
性别			
女	198 (40.0)	138 (35.9)	60 (54.1)
男	297 (60.0)	246 (64.1)	51 (45.9)
婚姻状况			
非在婚	50 (10.1)	33 (8.6)	17 (15.3)
在婚	445 (89.9)	351 (91.4)	94 (84.7)
受教育程度			
小学及以下	276 (55.8)	201 (52.3)	75 (67.6)
初中及以上	219 (44.2)	183 (47.7)	36 (32.4)
领取退休金			
否	153 (30.9)	125 (32.6)	28 (25.2)
是	342 (69.1)	259 (67.4)	83 (74.8)
有无慢性病			
无	374 (75.6)	303 (78.9)	71 (64.0)
有	121 (24.4)	81 (21.1)	40 (36.0)
每周工作时长 (小时/周)	40 (25, 56)	40 (23, 56)	42 (28, 56)
年龄 (岁)	66 (62, 70)	66 (62, 69)	66 (63, 71)
自评社会地位	3 (3, 4)	3 (3, 4)	3 (3, 4)
自评健康状况	2 (1, 3)	2 (1, 3)	1 (0, 2)

注：分类变量为例数（构成比，%），连续及有序变量为中位数（ P_{25} ， P_{75} ）；筛查阳性定义为 CES-D 8 总分 ≥ 9 分。

以 CES-D 8 总分 ≥ 9 分判定，筛查阳性者 111 名，阴性者 384 名，筛查阳性率为 22.4%。CES-D 8 各条目得分 >0 比例见图 1a，其中做事费劲的比例最高（56.8%），情绪低落、缺乏快乐、睡眠不好和无法享受生活均在 50% 以上，生活无法继续的比例最低（21.6%）。

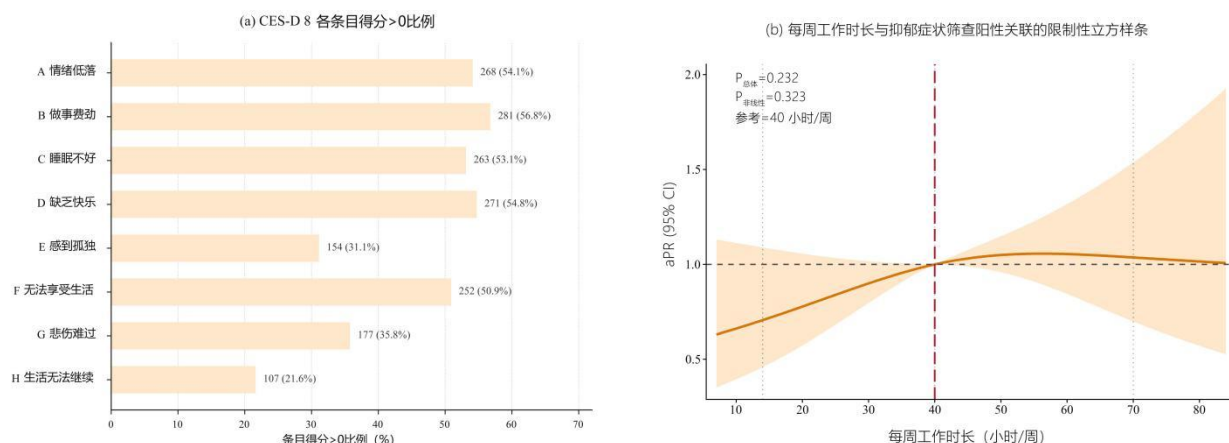


图 1 CES-D 8 各条目得分 >0 比例 (a) 与每周工作时长和抑郁症状筛查阳性关联的限制性立方样条 (b)

注：为描述症状分布，(a) 显示各条目得分 >0 的比例，即过去一周内至少出现 1~2 天，与基于总分 ≥ 9 分的筛查阳性判定不同；图中 D 和 F 标签为反向计分后的含义。(b) 节点设于 14、40 和 70 小时/周，以 40 小时/周为参照。

3.2 工作因素与抑郁症状筛查阳性的关联

单因素修正 Poisson 回归结果显示，从事脑力劳动 ($PR=0.29$ ，95%CI: 0.12~0.69， $P=0.005$)、工作收入表示满意 ($PR=0.60$ ，95%CI: 0.44~0.83， $P=0.002$) 与工作时间满意 ($PR=0.67$ ，95%CI: 0.47~0.94， $P=0.022$) 与较低的抑郁症状筛查阳性率相关。

在同时纳入 7 项工作因素和 8 项协变量的多因素模型中，从事脑力劳动 ($aPR=0.41$ ，95%CI: 0.18~0.97， $P=0.043$) 与工作收入表示满意 ($aPR=0.69$ ，95%CI: 0.48~0.99， $P=0.042$) 仍与较低的抑郁症状筛查阳性率相关。退休后再就业以及其余三项工作满意度均未观察到统计学关联。以 <35 小时/周为参照，每周工作时长 35~54 小时/周和 ≥ 55 小时/周的调整关联均未达到统计学显著，进一步对上述两个工时类别对应的回归系数进行基于 HC1 稳健协方差矩阵的联合 Wald 检验，亦未显示每周工作时长三分类与抑郁状态存在总体关联 ($\chi^2=2.66$ ， $df=2$ ， $P=0.265$)。各变量 VIF 为 1.04~1.74，未见明显多重共线性。结果见图 2。

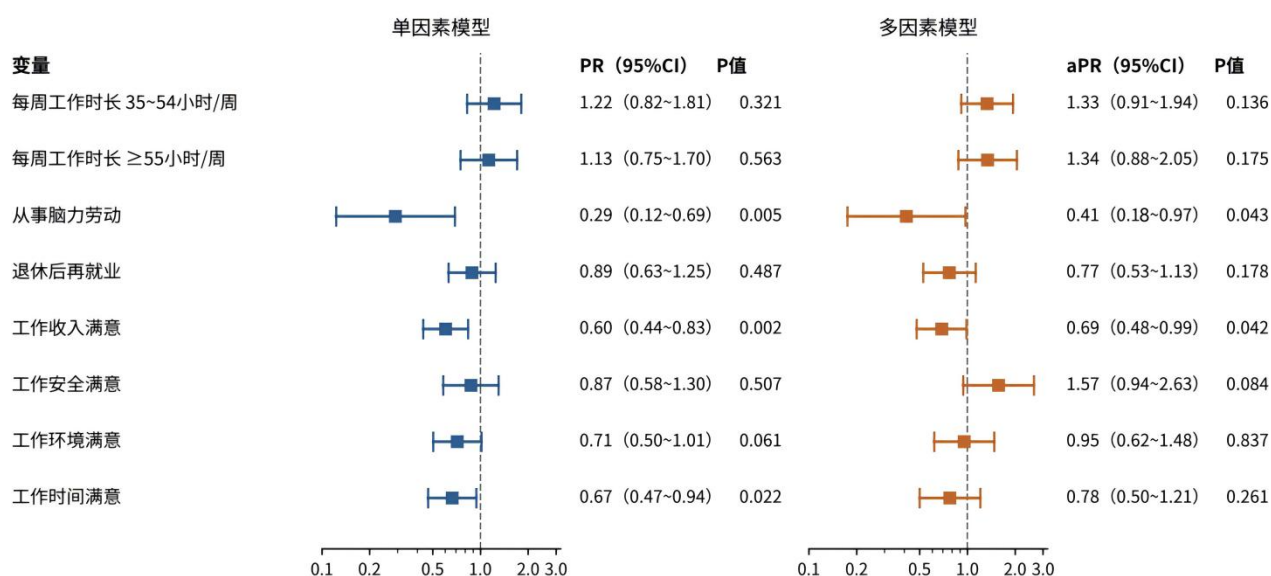


图2 工作因素与抑郁症状筛查阳性关联的单因素与多因素修正 Poisson 回归森林图

注: PR 为单因素模型估计值, aPR 为多因素模型估计值。每周工作时长以 <35 小时/周为参照, 劳动类型以体力劳动为参照, 退休后再就业以“否”为参照, 收入、安全、环境和工作时间满意度均以“未表示满意”为参照。协变量估计值不作效应解释, 未列入本表。

3.3 每周工作时长与抑郁症状筛查阳性的限制性立方样条分析

采用基于多因素修正 Poisson 回归的 3 节点限制性立方样条分析每周工作时长与抑郁症状筛查阳性的关联, 节点设于 14、40 和 70 小时/周, 以 40 小时/周为参照。基于 HC1 稳健协方差矩阵, 对连续工时的全部样条项进行联合 Wald 检验, 显示每周工作时长的总体关联无统计学意义 ($\chi^2=2.92$, $P=0.232$), 非线性关联亦无统计学意义 ($\chi^2=0.98$, $P=0.323$), 预测范围内的 95%CI 均包含 1 (图 1b)。在本研究样本中未观察到每周工作时长与抑郁症状筛查阳性的总体或非线性剂量反应关联。

3.4 敏感性分析

以 CES-D 8 ≥ 9 界定结局进行多因素 Logistic 回归, 从事脑力劳动的关联方向及统计学结论与主分析一致 (aOR=0.34, 95%CI: 0.13 ~ 0.93, $P=0.035$), 工作收入表示满意的关联方向一致但 95%CI 包含 1 (aOR=0.58, 95%CI: 0.33 ~ 1.03, $P=0.064$)。将 CES-D 8 判定界值分别调整为 ≥ 7 和 ≥ 8 后, 两档工时的 95%CI 均包含 1, 脑力劳动和工作收入表示满意的效应量总体仍低于 1, 未达到统计学显著。在不纳入自评健康状况和慢性病的模型中, 两档工时的估计均更接近无效值, 且 95%CI 包含 1。总体而言, 工时未达到统计学显著的结果在不同分析设定下较为一致, 脑力劳动与工作收入表示满意的统计学证据对结局界值设定较为敏感。

4 讨论

4.1 主要发现

本研究在 495 名城镇在业老年人中同时考察了 7 项工作因素与抑郁症状筛查阳性的关联。从事脑力劳动与工作收入表示满意与较低的筛查阳性率相关; 每周工作时长的分类分析与限制性立方样条分析均未显示明确关联。本样本的抑郁症状筛查阳性比例为 22.4%, 该比例来自非加权完整案例样本且经过多重筛选, 不宜与采用其他工具或判定界值的人群研究直接并列比较^[14]。

4.2 客观工作特征与主观工作评价同抑郁症状的关联

从事脑力劳动者的抑郁症状筛查阳性率较低。工作要求—控制模型相关研究显示, 较低的决策自由度与抑郁症状的发展相关^[15], 本研究采用的脑力与体力二分类并未直接测量工作控制, 该关联可能对应较低的身体消耗、较多的认知参与或其他未测量的职业资源。脑力劳动者仅 69 人, 其中 5 人筛查阳性, 95%CI 上限接近无效值, 该结果宜视为提示性发现。

退休后再就业反映的是就业阶段与身份转换, 本研究未观察到其与抑郁症状筛查阳性的统计学关联。既有中国研究对此尚未形成一致结论: 基于 CFPS 的研究发现, 退休后再就业与较差的心理健康相关, 且相关性主要见于女性、低教育程度、城镇户籍及养老金水平较高者^[16]; 基于 CHARLS 的研究则报告就业对老年人心理健康具有改善作用, 且主要见于农村和低教育程度群体^[17]。结论差异提示, 老年就业与心理健康的关系可能受到城乡环境、社会保障、就业动机及工作质量等因素共同影响。

对工作收入表示满意者的抑郁症状筛查阳性率低于未表示满意者。既有 Meta 分析显示, 总体工作满意度与抑郁等心理健康指标相关^[18]。参照付出—回报失衡模型, 对工作回报的主观评价可对应劳动付出与所得回报之间的互惠程度^[3], 本研究仅测量收入满意度, 未同时评价工作付出、尊重回报及职业保障, 不能据此确定具体机制。工作安全、环境和时间满意度在调整后均未达到统计学显著, 不作方向性解读。主观工作评价与抑郁症状均由同次访谈中的自陈问卷获得, 二者的时间顺序无法确定, 相关估计应作关联性解释。

4.3 每周工作时长与抑郁症状的关联

在本研究样本中, 分类模型、样条模型与敏感性分析均未观察到每周工时与抑郁症状筛查阳性的明确关联或非线性剂量反应关系。中国纵向研究同样未发现初始工时及其变化与抑郁轨迹存在统计学关联, 但观察到不同工作类型与抑郁水平存在差异^[19]。世界卫生组织与国际劳工组织的系统综述亦认为现有研究不足以确定各类长工时是否会增加抑郁风险^[11], 本研究未观察到关联, 与这一证据现状并不矛盾。

参照组设定与健康选择可能影响上述结果。本研究以 <35 小时/周为参照, 该组可能包含就业不足、因健康

原因主动减少工时等异质情形,以其为基准可能压缩组间差异。健康工人效应使健康状况较差者更可能减少劳动投入或退出劳动力市场^[20],中国纵向研究亦显示,健康状况对中老年人劳动供给的影响主要见于城镇低教育蓝领群体^[21],能够持续就业或承担较长工时的老年人可能具有相对较好的基础健康和工作能力。敏感性分析中不调整自评健康状况和慢性病后,工时估计并未远离无效值,说明完整调整模型的非显著结果难以用健康变量造成的过度调整解释。上述结果不宜解释为工时安排对老年人心理健康缺乏意义。

4.4 优势与局限

本研究聚焦城镇在业老年人,在同一模型中同时考察客观工作因素与主观工作评价;采用 HC1 稳健方差修正 Poisson 回归直接估计筛查阳性率比,其可解释为不同组间筛查阳性率之比,与本研究的问题形式一致;通过 Logistic 回归、更换 CES-D 8 判定界值及调整协变量集合检验了结果的稳健性;每周工作时长分析兼顾分类比较与限制性立方样条,降低了单一分组方式对结论的限制。所用数据采集于延迟退休改革实施之前。

本研究存在以下局限。横断面设计无法确定时间顺序或作因果解释;各变量由同一次自陈访谈获得,可能受回忆偏差和共同方法偏差影响,不能排除反向关联。部分工作因素采用单一题项并作二分类处理,可能造成测量误差与信息损失;CES-D 8 判定界值及工时参照组的设定也可能影响估计。本研究仅检出 111 例筛查阳性,多因素模型纳入 16 个解释参数,限制性立方样条又增加了模型自由度,对中小强度关联的检验能力有限;同时考察 7 项工作因素而未作多重比较校正,且两项阳性结果的 P 值均接近 0.05,故应视为探索性发现。此外,未加权的完整案例分析可能引入选择偏倚并限制结果外推;自评健康状况和慢性病的因果位置亦难以依据横断面资料确定。

后续研究可结合纵向数据与职业史资料,细化工作要求、工作资源和主观评价的测量,检验健康选择、反向关联及潜在作用机制,并在不同性别、职业类型和社会保障水平群体中评估关联的异质性。

5 结论

在本研究的城镇在业老年人样本中,从事脑力劳动和工作收入表示满意与较低的抑郁症状筛查阳性率相关,每周工作时长的分类分析和限制性立方样条分析均未显示明确关联。这一结果提示,岗位的劳动内容与劳动者对劳动回报的评价,可能比工作时间的长短更贴近老年劳动者的心理健康体验。鉴于横断面设计、样本量与多重比较问题,上述结果应视为探索性证据,并在更大样本的纵向研究中进一步验证。

参考文献:

- [1] 杜鹏,马琦峰.从“婴儿潮”到“老年潮”:特征事实与演变趋势[J].人口研究,2025,49(3):3-19.
- [2] 全国人民代表大会常务委员会.关于实施渐进式延迟法定退休年龄的决定[EB/OL].(2024-09-13)[2026-09-13].https://www.npc.gov.cn/npc/c2/kgfb/202409/t20240913_439534.html.
- [3] SIEGRIST J, WEGE N. Adverse psychosocial work environments and depression – a narrative review of selected theoretical models[J]. Frontiers in Psychiatry, 2020, 11: 66.
- [4] 白玥.劳动参与缓解老年抑郁症状的影响研究[J].浙江工商大学学报,2020(5):144-154.
- [5] 高晶晶,朱逸杉,王霞.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[J].劳动经济研究,2018,6(1):63-80.
- [6] 张抗私,刘翠花,丁述磊.工作时间如何影响城镇职工的健康状况?——来自中国劳动力动态调查数据的经验分析[J].劳动经济研究,2018,6(1):107-127.
- [7] ERVASTI J, PENTTI J, NYBERG S T, et al. Long working hours and risk of 50 health conditions and mortality outcomes: a multicohort study in four European countries[J]. The Lancet Regional Health – Europe, 2021, 11: 100212.
- [8] 金家飞,徐姗,王艳霞.角色压力、工作家庭冲突和心理抑郁的中美比较——社会支持的调节作用[J].心理学报,2014,46(8):1144-1160.
- [9] 谢宇,胡婧炜,张春泥.中国家庭追踪调查:理念与实践[J].社会,2014,34(2):1-32.
- [10] JIANG C, SUN J, LV Y, et al. The Chinese version of the 8-item Center for Epidemiologic Studies Depression Scale: longitudinal psychometric syntheses with 10-year cohort multi-center evidence in an adult sample[J]. General Hospital Psychiatry, 2024, 91: 204-211.
- [11] RUGULIES R, SØRENSEN K, DI TECCO C, et al. The effect of exposure to long working hours on depression: a systematic review and meta-analysis from the WHO/ILO Joint Estimates of the Work-related Burden of Disease and Injury[J]. Environment International, 2021, 155: 106629.
- [12] ZOU G. A modified Poisson regression approach to prospective studies with binary data[J]. American Journal of Epidemiology, 2004, 159(7): 702-706.

- [13] WESTREICH D, GREENLAND S. The table 2 fallacy: presenting and interpreting confounder and modifier coefficients[J]. *American Journal of Epidemiology*, 2013, 177(4): 292-298.
- [14] 王越, 陈晴, 刘鲁蓉. 中国老年人抑郁检出率及影响因素的 Meta 分析[J]. *中国全科医学*, 2023, 26(34): 4329-4335.
- [15] THEORELL T, HAMMARSTRÖM A, ARONSSON G, et al. A systematic review including meta-analysis of work environment and depressive symptoms[J]. *BMC Public Health*, 2015, 15: 738.
- [16] XIE L, YAO Y D, TANG L L, et al. Effect of working after retirement on the mental health of older people: evidence from China[J]. *Frontiers in Psychiatry*, 2021, 12: 731378.
- [17] CHENG Y, LAN J, CI Q. Employment and mental health of the Chinese elderly: evidence from CHARLS 2018[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2023, 20(4): 2791.
- [18] FARAGHER E B, CASS M, COOPER C L. The relationship between job satisfaction and health: a meta-analysis[J]. *Occupational and Environmental Medicine*, 2005, 62(2): 105-112.
- [19] ZHU Y, DING Y, QIN S. Work type rather than working hours influences depression: a longitudinal study of middle-aged and older adults in China[J]. *Journal of Affective Disorders*, 2025, 382: 17-29.
- [20] CHOWDHURY R, SHAH D, PAYAL A R. Healthy worker effect phenomenon: revisited with emphasis on statistical methods—a review[J]. *Indian Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 2017, 21(1): 2-8.
- [21] 李琴, 雷晓燕, 赵耀辉. 健康对中国中老年人劳动供给的影响[J]. *经济学(季刊)*, 2014, 13(3): 917-938.

Job Factors and Depressive Symptoms among Urban Working Older Adults in

China: Evidence from the China Family Panel Studies 2022

Jiaqi Pan

1.School of Psychology, South China Normal University, Guangzhou, China

Abstract: **OBJECTIVE** China began raising the statutory retirement age progressively in January 2025, potentially increasing paid employment among older adults. Evidence linking work factors to mental health remains limited. We examined associations of objective job characteristics and subjective job appraisals with depressive symptoms among urban working older adults. **METHODS** We analysed the 2022 wave of the China Family Panel Studies, including 495 urban workers aged ≥ 60 years. Depressive symptoms were measured with the 8-item Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D 8); a score of 9 or above defined a positive screen. Seven work factors were examined: weekly working hours (<35 , $35-54$, ≥ 55 h/week), mainly mental versus manual work, post-retirement re-employment, and satisfaction with pay, safety, work environment and working time. Modified poisson regression with an HC1 robust covariance matrix estimated adjusted prevalence ratios (aPRs) and 95% CIs, adjusting for age, sex, marital status, education, self-rated social status, pension receipt, self-rated health and chronic disease. A joint Wald test evaluated the overall association across working-hour categories, and restricted cubic splines tested non-linearity. **RESULTS** The positive screening prevalence was 22.4% (111/495). After adjustment, mainly mental work (aPR 0.41, 95% CI 0.18–0.97; $P=0.043$) and satisfaction with pay (aPR 0.69, 95% CI 0.48–0.99; $P=0.042$) were associated with lower prevalence. Compared with <35 h/week, neither $35-54$ h/week (aPR 1.33, 0.91–1.94) nor ≥ 55 h/week (aPR 1.34, 0.88–2.05) was associated, and no overall association emerged (joint Wald $P=0.265$); splines showed neither an overall ($P=0.232$) nor a non-linear ($P=0.323$) association. No other work factors showed statistically significant associations. **CONCLUSIONS** Job content and workers' appraisal of pay may be more closely related to depressive symptoms than hours worked. These cross-sectional findings are exploratory and require longitudinal replication.

Keywords: older workers; working hours; job satisfaction; depressive symptoms; CES-D 8; China Family Panel Studies