

# 中国老年人老化年龄认同与就业选择<sup>\*</sup>

于潇 王琪汇

**摘要:**随着预期寿命的延长,中国老年人老化年龄认同(老年何时开始的自我认知)与社会界定的老年人起点年龄存在较大差异,基于社会界定的年龄标准预测个体经济行为与制定经济政策的传统范式正面临新的挑战。本文使用中国老年社会追踪调查(CLASS)数据,重点研究老化年龄认同对老年人就业选择的影响效应、作用机制及提升策略。结论如下:(1)中国老年人老化年龄认同平均为70岁,延后的老化年龄认同是老年人对于衰老的否定,有助于提升就业可能性,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出2.4%。(2)相比承认变老的老年人群体,“年轻的”否认变老的老年人群体更可能强化行为延续效应,即延续中年时期行为规范,保持工作连续性,也会提高社会参与意愿,并通过提升自尊与积极应对困难增强就业信心程度。(3)老化年龄认同超过70岁、老年标志性事件为不工作、外部环境特别是家庭代际支持的压力,上述因素有助于激发老化年龄认同对老年人就业选择的积极影响。(4)随着养老金收入的增加,老化年龄认同对老年人就业选择的影响依然显著,但这种影响存在显著性别差异,老化年龄认同对老年女性就业选择的影响不显著。

**关键词:**老化年龄认同 年龄价值观 就业选择 社会认同 主观年龄

## 一、引言

长久以来,在客观生命历程框架下,社会界定的年龄标准是我们对于一个时代的认知基础。联合国常用60岁或65岁作为老年人的起点(Bordone et al, 2020),前者多用于发展中国家,后者多用于发达国家,这两种标准已被普遍认可和广泛采用(翟振武、李龙, 2014)。2020年,第七次全国人口普查显示,中国60岁及以上老年人口为2.64亿,占中国总人口的18.70%,包括中国在内已有超过100个国家和地区进入老龄化社会<sup>①</sup>。社会界定的年龄标准也作为预测个体经济行为的关键因素,经济学领域的研究已经证明,老年人实际年龄的增长会降低其就业可能性(Fetter & Lockwood, 2018; 吕明阳等, 2020; Giesecke & Jager, 2021)。社会界定的年龄标准也成为许多经济政策制定的依据,老年人口的增加给家庭与社会带来越来越沉重的负担(于潇、孙悦, 2017),人口老龄化对未来生活的影响很大程度上取决于人们何时退休(Maestas & Zissimopoulos, 2010),就业成为老龄化社会重点关注的问题(Walker, 2009),为缓解劳动供给与养老金发放等压力,延迟退休年龄成为积极应

<sup>\*</sup> 于潇、王琪汇,吉林大学东北亚研究中心、吉林大学东北亚学院,邮政编码:130012,电子邮箱:yuxiao@jlu.edu.cn, wangqihui2018@outlook.com。基金项目:国家社会科学基金一般项目“东北地区超低生育率水平研究”(19BRK028);教育部人文社会科学研究青年基金项目“中国边境地区人口‘空心化’的发展态势及治理研究”(21YJC840021)。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

<sup>①</sup>根据联合国1956年、1982年确定的划分标准,65岁及以上老年人口占总人口比例超过7%、60岁及以上老年人口占总人口比例超过10%,意味着这个国家或地区进入老龄化社会。近年来,我国国家统计局年度统计公报中同时公布60岁和65岁为起点的老年人口规模(翟振武、李龙, 2014)。另外,《中华人民共和国老年人权益保障法》第2条规定,老年人的年龄起点标准是60周岁,即凡年满60周岁的中华人民共和国公民都属于老年人。如无特别说明,本研究老年人均以60岁为起点。

对老龄化社会的一项重要举措。因此,显著的老年年龄标准具有非常重要的社会经济意义。

然而,个体自我感知的年龄与社会界定的年龄标准并不一致。主观生命历程理论(Barrett & Barbee, 2022)的发展启示我们,预期寿命的延长,以及残疾率的下降,正在改变个人生命的时间轮廓和对生命历程的看法。近30年来,中国人均预期寿命已提高到77.3岁,预计2030年达到79岁(汪伟、王文鹏, 2021)。随着预期寿命增加,个体对于何时进入老年的认知也在发生改变(Kaufman & Elder, 2002; Ayalon et al, 2014),大多数老年人并不认为达到65岁的标准门槛是他们生命历程中进入老年的一个显著标志(Bordone et al, 2020)。个体自我感知的年龄与社会界定的年龄标准之间的差异越来越明显。

老化年龄认同是对老年何时开始的自我认知,是个体对于老年的重新定义,反映公众的年龄价值观与对老龄化的接受程度。2014年中国老年社会追踪调查数据显示,7399名60岁及以上老年人的实际年龄平均为69岁,但老化年龄认同平均为70岁,远高于社会上60岁或65岁的老年人起点年龄,并且超过四成的老年人并不认同自己的老年人身份。老化年龄认同将对老年人就业选择提供新的解释,基于社会界定的年龄标准预测个体经济行为与制定经济政策的传统范式正面临新的挑战,对此需要经济学者重新审视并给出答案,但遗憾的是,在经济学领域基于自我认知年龄的经济分析与行为预测仅受到有限关注(Ye & Post, 2020; Ye et al, 2022; Maalaoui et al, 2023),尚无研究探索老化年龄认同对老年人就业选择的影响。因此,本文研究意义主要有三点:

第一,理论层面上,“二次人口红利”关键在于挖掘老年人力资本的经济价值与社会价值,但在客观的年龄标准下,老年人力资本对经济社会发展的贡献可能被严重低估。本文试图为“二次人口红利”提供理论研究的新视角,老化年龄认同将改变人力资本的传统结构,“年轻的”否认变老的老年人群体(实际年龄小于老化年龄认同)更可能延续中年时期的生活方式与行为规范,将会释放更多的消费潜能与劳动供给。

第二,社会层面上,基于老化年龄认同,不仅实际老年人规模会有所降低,否认变老的老年人群体积极的生活方式也将改变社会存在的年龄刻板印象,这有助于推动联合国提出的“建立不分年龄人人共享的社会”“实现年龄平等,才能真正实现发展”等倡议。因此,传统年龄价值观体系可能夸大了老龄化社会的影响,各国应对老龄化挑战仍有新的发展空间。

第三,政策层面上,由于老年人倾向将老年和退休联系起来并进行类比(Kaufman & Elder, 2003; Manor, 2017),在应对老龄化挑战的过程中,社会界定的年龄标准应该考虑老化年龄认同,例如,退休年龄可以参照上述的平均老化年龄认同延迟至70岁,或参照个体的老化年龄认同实现去标准化和去制度化,从而变得更加灵活和个性化。另外,如果相应的政策措施可以调节老化年龄认同向更加积极的方向发展,推迟个体进入老年的时间,会有助于修正和优化现有老龄化政策。

## 二、文献综述

老龄化背景下老年劳动供给问题已成为政策制定者和学者关注的一个热点,老年人就业选择的影响因素很多,既包括年龄、健康、收入与储蓄、教育、家庭等微观因素(吕明阳等, 2020; 郑爱文、蒋选, 2020),也包括社会保障体制和延迟退休年龄政策等宏观因素(郭凯明、颜色, 2016; 刘子兰等, 2019)。劳动经济学领域涉及年龄与就业的研究通常将年龄,即实际年龄(日历年龄或时序年龄)视为单一维度,但在组织心理学和劳动社会学等领域,年龄概念具有多维度特点,不仅包括出生时的实际年龄,还包括主观年龄、社会年龄和组织年龄等,年龄多维概念更能全面准确地解释一个劳动者就业和工作的目的与动机(郭厦, 2022)。Akkermans et al(2016)运用荷兰出租车司机的调查样本数据进行回归分析发现,主观年龄与工作动机密切相关,而实际年龄与各种工作动机无关。年龄多维概念还包括老化年龄认同,它与主观年龄皆属于年龄认同,老化年龄认同将对老年人就业选择提供新的解释。对此,本文对年龄认同的概念、理论与研究方向,以及年龄认同在经济学领域的最新研究进行回顾与总结。

### (一) 老化年龄认同的概念起源

老化年龄认同,即对老年何时开始的自我认知,是年龄认同的一种。Kaufman & Elder(2002)提出了年龄认同的5个维度,包括主观年龄(subjective age,自我感觉的年龄)、他人年龄(other age,别人认为你的年龄)、期望年龄(desired age,希望变成的年龄)、期望寿命(desired longevity,希望活到的年龄)以及感知老化年龄(perceived old age,一般男性或女性在什么年龄进入老年)。年龄认同被视为一个人基于其不同的社会经历而产生的主观年龄感(Diehl et al,2014),也是基于不同文化和社会学背景以及个人身心状况,形成的年龄相关规范及其行为期待(Barrett & Montepare,2015)。

### (二) 年龄认同的理论发展

年龄认同是主观生命历程理论框架的一项具体内容。Barrett & Barbee(2022)提出主观生命历程理论框架,用来表示个体对生命历程的感知,包括生命历程的结构、时间和他们在其中的位置,该框架由两个维度组成——知觉目标和时间参照系,其中,年龄认同属于自我知觉目标,是关于当前年龄和生活阶段的自我认知。另外,年龄认同也被整合进入老化意识的理论框架中。老化意识是个体构建、保持和调整对自己衰老过程的认知(Diehl et al,2014)。Diehl et al(2014)在关于老化意识的开创性理论思考中,强调年龄认同根植于社会学(Kaufman & Elder,2002)和社会认同理论(Tajfel,1978;Turner,1984),其中,对于不同年龄等级所代表的社会角色,个人明确且有意识的扮演自己的年龄角色(Neugarten & Hagestad,1976;Shanahan & Elder,2002);年龄认同是社会认同的核心(Tajfel,1978),个人依据年龄认同将自己作为群体成员而从属于某些特定的社会群体。

### (三) 年龄认同的研究方向

关于年龄认同的预测作用,早期研究主要集中在心理学领域,强调年龄认同不仅影响人们的心理特征,如工作态度(Cleveland & Shore,1992)和主观幸福感(Westerhof & Barrett,2005),也与一系列广泛的健康结果有关,包括死亡率、发病率与自评健康等(Demakakos et al,2007)。感觉自己比实际年龄年轻会产生一种自我增强效应,甚至超越了影响主观幸福感的其他因素,如健康和社会经济地位(Westerhof & Barrett,2005)。也有研究通过访谈发现,老年人在消费中受到的客观年龄定位常会与其较年轻的主观年龄认同产生冲突,从而导致消费服务的失败(Barnhart & Penalosa,2013;Westberg et al,2021)。国内学界特别是社会学领域大多关注年龄认同的影响因素,基于中国老年社会追踪调查数据(CLASS),中国老年人主观年龄和主观外表年龄平均在68岁左右,低于受访者的平均实际年龄(71岁),超过六成受访者的主观年龄与主观外表年龄比实际年龄“更年轻”(程新峰、姜全保,2019;赵梦晗、杨凡,2020)。近年来,年龄认同对职场表现的影响在心理学领域备受关注(Weiss & Weiss,2019;Kunze et al,2021;Laguerre et al,2023),同时,年龄认同也会影响个体行为或表现的能力和动机(Kooij et al,2008),这使得它成为探索个体经济行为的一个重要个人特征(Ye & Post,2020)。

经济学领域最近的研究趋势是提炼年龄认同的某一特定维度,在个体实际年龄之外对其经济行为提供更好的预测分析。其中,Ye & Post(2020)率先扩展了年龄认同在经济学领域的分析,利用美国健康与退休调查数据(HRS)研究发现,对于经济行为,主观年龄认同(subjective age,自我感觉的年龄)的解释力超越了实际年龄,特别是对个人的工作、储蓄和投资组合选择决策。Maalaoui et al(2023)利用224名45岁以上的中老年人样本研究发现,主观年龄认同的年轻化趋势对中老年人创业意愿有直接影响。Ye et al(2022)利用中国老年社会追踪调查数据(CLASS),研究了老化年龄认同如何影响中国60岁及以上老年人的财务规划,他们发现,感觉年轻的人制定财务规划的可能性要高得多。虽然Ye et al(2022)的研究同样关注老化年龄认同对经济行为的影响,但他们侧重于理财规划,并且缺乏关于老化年龄认同影响经济行为内在传导路径的理论分析与实证检验。

### (四) 本研究主要贡献

本文使用中国老年社会追踪调查(China Longitudinal Aging Social Survey,CLASS)2014年、2016年与2018年三年数据,探讨老化年龄认同对老年人就业选择的影响。本研究贡献主要有三点:

其一,虽然实际年龄作为经济行为的预测因素已被广泛研究,但在主观生命历程理论框架下,年龄认同的预测能力在经济学领域仅受到有限关注(Ye & Post, 2020; Ye et al, 2022; Maalaoui et al, 2023),迄今鲜有研究探索老化年龄认同对老年人就业选择的影响。本文填补了这一空白,正如前文所述,本文的研究具有深刻的理论、社会与政策意义。其二,本文不仅探索老化年龄认同影响老年人就业选择的经济学理论基础,也综合了社会心理学领域的连续性理论(Atchley, 1989)、计划行为理论(Ajzen, 1991)与社会认同理论(Tajfel, 1981),提供更为深入的因果分析与经验支撑,揭示老化年龄认同与经济行为之间内在的社会心理过程。其三,本文从更晚进入老年、老年标志性事件与外部环境压力三方面,探索老化年龄认同对老年人就业选择影响效应的提升策略,这有助于增进我们对老化年龄认同影响经济行为的演变规律的认知,并为旨在提升老化年龄认同积极影响的政策工具提供实证依据。

### 三、理论框架

劳动供给理论可以为老化年龄认同影响老年人就业选择提供直观解释。在Ehrenberg & Smith所著《现代劳动经济学》(Modern Labor Economics, 2011)中,劳动供给理论将就业选择定性为对于时间的分配,即为实现个人效用最大化,在休闲与有偿工作之间的一种选择,由于人们一生中向劳动力市场提供的工作时间不断变化,在劳动力供给理论中引入生命历程视角,可以得出一个推论,工人在中年将投入更多的时间从事有偿工作,而在早年和晚年将投入更多的时间用于学习和休闲。因此,人们对休闲与有偿工作的选择随着生命历程的变化而不同。但生命历程也有客观与主观之分,既然年龄认同作为主观生命历程理论框架的一项具体内容(Barrett & Barbee, 2022),那么,相比承认变老(已经进入老年)的老年人群体,“年轻的”否认变老(尚未进入老年)的老年人群体可能在就业选择方面表现得更为积极。

本文进一步综合社会心理学领域的连续性理论(Atchley, 1989)、计划行为理论(Ajzen, 1991)与社会认同理论(Tajfel, 1981),揭示老化年龄认同与经济行为之间内在的社会心理过程。老化年龄认同使部分老年人延迟进入老年的进程,从而达到自我增强的目的。如图1所示,老化年龄认同影响老年人就业选择的自我增强机制包含直接效应与间接效应。其中,直接效应是指老化年龄认同可以强化行为延续效应,相比承认变老的老年人群体,“年轻的”否认变老的老年人群体更可能延续中年时期行为规范,保持工作连续性;间接效应包含更深入的因果关系,即群体差异改变了行为意愿(我想做)与信心程度(我能做),相比承认变老的老年人群体,否认变老的老年人群体不仅保持年轻时的能力与技能的愿望更加强烈,提升社会参与特别是就业行为意愿,而且也会更加积极地评估自身的综合素质,增强就业信心程度。

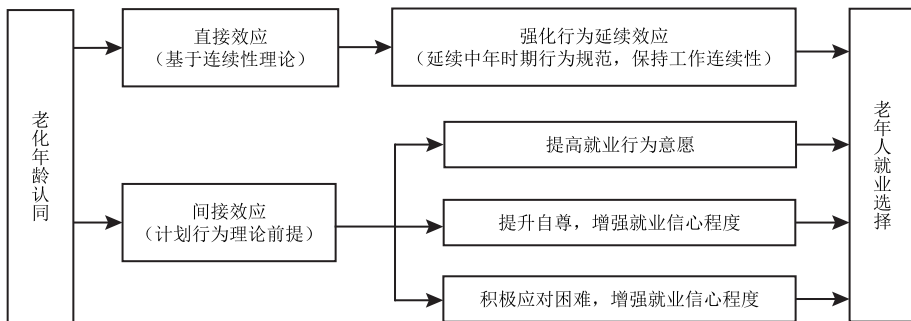


图1 老化年龄认同影响老年人就业选择的自我增强机制

连续性理论反映一种适应性策略,它由内在个人偏好和外部社会认可共同推动,强调人们通过维持过往的个性、偏好等内在连续性与工作、休闲活动等外在连续性,以获取个人效用最大化(Atchley, 1989)。存在部分老年人遵循连续性理论,在老年阶段延续中年时期的个性与生活方式,并寻求



职业的连续性,从而避免去社会化。故行为延续效应——延续中年时期行为规范,保持工作连续性——可以抵消老龄化的负面影响。基于老化年龄认同,并非所有60岁及以上的老年人都会认同社会标定的年龄身份,势必存在部分否认变老的老年人群体。承认变老的老年人群体与否认变老的老年人群体可能具有不同的行为延续效应。连续性理论认为老年人具有保持其社会或职业活动连续性的倾向,而且一些个人因素,例如感觉年轻的状态,会强化这种倾向并激发这种连续性(Atchley,1996;Maalaoui et al,2023),因此,相比承认变老的老年人群体,“年轻的”否认变老的老年人群体更可能延续中年时期行为规范,保持工作连续性。

计划行为理论(theory of planned behavior, TPB)认为行为意愿(intention)与感知行为控制(perceived behavioral control)可以直接用来预测行为。其中,行为意愿是捕捉影响行为的动机因素,反映人们为实现行为所计划付出的努力程度或是意愿强度;感知行为控制是综合考量自身拥有的资源、机会以及预期的困难,对实现行为难易程度的感知,反映人们实现行为的信心程度(Ajzen,1991)。计划行为理论实际上是通过行为意愿即“我想做”与信心程度即“我能做”来帮助理解人们是如何改变自己的行为模式。本文认为,基于老化年龄认同,承认变老的老年人群体与否认变老的老年人群体之间的群体差异可以作为计划行为理论的一个前提。本文将从以下三方面展开论述:

第一,年龄认同会影响个体行为或表现的能力和动机(Kooij et al,2008)。老年人感觉年轻的状态是一种保持年轻时的能力和技能的愿望(Atchley,1996),尽管年事已高,但仍希望保持积极的自我形象,这可以通过不同的方式实现(Maalaoui et al,2023)。行为意愿代表影响行为的动机因素(Ajzen,1991),本文认为,基于老化年龄认同,相比承认变老的老年人群体,“年轻的”否认变老的老年人群体更可能拥有强烈的社会参与特别是就业行为意愿。

第二,本文基于社会认同理论(Tajfel,1981)分析老化年龄认同对老年人就业信心程度的影响。社会认同是个体对自己作为群体成员而属于某些特定的社会群体,所经历的情感体验和价值获得的心理历程(Tajfel,1981)。社会认同理论试图解释个体的态度、情绪和行为是如何受到所属群体成员身份的影响(Ellemers,2013;Fielding & Hornsey,2016;Pagliaro et al,2018)。年龄认同是社会认同的核心(Tajfel,1978),年龄认同产生的群体差异,能够获得积极的社会认同,有助于部分人群增强自尊(Tajfel,1978,1982;Hogg & Turner,1985),从而导致群体间行为差异。因此,本文有理由相信,基于老化年龄认同,相比承认变老的老年人群体,否认变老的老年人群体更有可能积极地评估个人能力,更会肯定自身价值以提高自尊,增强就业信心程度。

第三,基于计划行为理论,感知行为控制也包含对预期困难的感知,这也会影响实现行为的信心程度(Ajzen,1991)。由于感觉年轻的状态会激发更大的动力与付出必要的努力来处理困难任务(Kuhnen & Melzer,2018),本文认为,基于老化年龄认同,相比承认变老的老年人群体,“年轻的”否认变老的老年人群体更有可能积极地应对生活中或是工作上的困难,有助于降低实际工作中预期阻碍的干扰,增强就业信心程度。

## 四、研究设计

### (一)数据

中国老年社会追踪调查(CLASS)是一个全国性、连续性的大型社会调查项目,由中国人民大学中国调查与数据中心具体实施,自2014年开始每两年一次,采用多阶段分层随机抽样的方法,全面收集中国60岁及以上老年人社会、经济背景数据。本文使用CLASS2014年、2016年与2018年三年数据,在2014年初始观测值11511基础上融入2016年与2018年新增受访样本。考虑多数老年人健在子女数量在5个以内,并且CLASS最多询问了受访者5位子女的有关信息,本文将研究对象限定在实际年龄不超过100岁、老化年龄认同在40~100岁之间、健在子女数量不超过5个的老年人。剔除相关变量缺失值,最终有效样本包含8350位受访者。

## (二)变量

本文因变量就业选择按照 CLASS 问题“目前您是否从事有收入的工作/活动”进行度量,如果回答是,则为 1,否则为 0。自变量老化年龄认同,即对老年何时开始的自我认知,捕捉了年龄认同五个维度之一(Kaufman & Elder,2002),对应的问题来自 CLASS 问题“您觉得自己多少岁算老”。本文认为,当受访者回答前述问题时,也会明确自己是否是老年人,因此,老化年龄认同提供的信息不仅在于个体何时进入老年,也包括个体是否已经进入老年。为突出老化年龄认同产生的群体差异,这也是年龄认同作为社会认同的核心所在,本文基础回归部分针对老化年龄认同设置二分类变量,如果实际年龄小于老化年龄认同,则为 1,代表否认变老的老年人群体,否则为 0,代表承认变老的老年人群体。

实证分析中参照实际年龄设置年龄认同变量的方法并不唯一。Rubin & Berntsen(2006)结合实际年龄(chronological age,CA)并运用一定的数学处理技术,实现主观年龄认同(subjective age,SA,自我感觉的年龄)的两种度量方法:主观年龄与实际年龄之间的绝对差异(SA-CA);主观年龄与实际年龄之间的相对差异(SA-CA)/CA。这两种度量方法可以反映主观年龄认同的年轻化程度。实际上,Ye & Post(2020)、Ye et al(2022)与 Maalaoui et al(2023)等研究对于不同维度年龄认同的度量方法均建立在 Rubin & Berntsen(2006)基础上。但本文想要强调的是,老化年龄认同与主观年龄认同有所区别,虽然两者均一致提供个体所认同的具体年龄,但老化年龄认同更能反映对特定群体(老年人群体)的认同。故本文在基础回归部分重点考察老化年龄认同带来的群体差异对老年人就业选择的影响,对于 Rubin & Berntsen(2006)介绍的两种度量方法,本文将在稳健性检验部分予以进一步探讨。

本文控制变量涵盖受访者的个体特征、社会经济地位特征、健康状况以及家庭特征等。其中,个体特征包括实际年龄、性别、婚姻、户口、居住地与认知能力;社会经济地位特征包括受教育程度、养老金类型、养老金收入、职业类型与房产;健康状况包含心理与客观身体健康两个维度,即情绪、日常活动能力与慢性病;家庭特征包括子女数量、子女经济支持、(外)孙子女与子女同住。根据已有研究,它们对老年人就业行为具有显著影响。此外,本文控制变量也包括老年标志性事件,本文推测,对于老年标志性事件的不同认知可能导致老年人就业行为的差异。需要指出的是,职业类型包括目前从事的职业与停止从事有收入的工作之前的职业,考虑到老年人就业的行为延续效应可能与职业类型有关,本文对此加以控制以排除可能替代老化年龄认同的影响因素。由于老化年龄认同影响自评健康(Demakakos et al,2007),同时自评健康也是老年人就业选择的重要预测因素(童玉芬、廖宇航,2017;吕明阳等,2020),为避免低估老化年龄认同对老年人就业选择的影响效应,本文在基础回归部分并未控制自评健康,而是在后文将其作为机制变量用以验证潜在的影响路径。本文变量详细定义与描述性统计参见表 1。

在 CLASS2014 年、2016 年、2018 年样本中,中国 12707 名 60 岁及以上的受访者老化年龄认同平均为 70 岁,远高于社会上 60 岁或 65 岁的老年人起点年龄,并且超过四成的老年人并不认同自己的老年人身份。较早的研究评估了美国 666 名中西部人的老化年龄认同,所有年龄段的人似乎都有一个共识,即老年从 74 岁左右开始(Kaufman & Elder,2002)。这与 Neugarten et al(1965)的研究发现老年大约从 65 岁开始,相差近 10 年。最近的研究评估了以色列 126 名 65 岁及以上的老年人老化年龄认同平均为 69 岁(Shinan-Altman & Werner,2019)。无论是一个国家的不同时期,还是不同国家之间,老化年龄认同均存在一定差异,本文认为这可能与个人社会经历的改变、预期寿命的延长、不同国家之间社会文化背景的差异有关。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	观测值	平均值	最小值	最大值
就业选择	有从事有收入的工作=1,没有=0	18137	0.185	0	1
老化年龄认同	老年何时开始的自我认知	12707	70.140	40	100

续表 1

变量名称	变量定义	观测值	平均值	最小值	最大值
老化年龄认同	实际年龄小于老化年龄认同=1,实际年龄大于等于老化年龄认同=0	12692	0.463	0	1
年龄	实际年龄	18109	70.109	60	100
性别	男性=1,女性=0	18058	0.490	0	1
婚姻	已婚有配偶=1,其他=0	18133	0.683	0	1
户口	农业户口=1,非农业户口=0	18135	0.520	0	1
居住地	居住在城区=1,其他=0	17297	0.489	0	1
认知能力	包括常识、计算、即时与延迟单词回忆等认知测试的总分	12430	13.758	0	16
受教育程度	不识字/私塾/扫盲班=0,小学=1,初中=2,高中/中专=3,大专及以上=4	18139	1.270	0	4
养老金类型	城乡居民基本养老保险=1,企业职工基本养老保险=2,机关事业单位养老保险=3,三者皆无=0	18107	1.264	0	3
养老金收入 <sup>a</sup>	1000 元及以上=1,1000 元以下=0	17681	0.405	0	1
职业类型	专业技术人员(国家、企事业单位领导人员与专业技术人员)=1,其他(办公室一般工作人员、商业/服务业/制造业一般职工、个体户、自由职业者与农牧渔民等)=0	18131	0.138	0	1
房产	有房=1,无房=0	18097	0.870	0	1
情绪	对过去一周出现积极或消极情绪频率的 6 个问题的回答总分(没有=1,有时=2,经常=3)(将消极情绪答案反向编码)	14460	14.748	6	18
日常活动能力	对上下楼梯、做家务与购物等 9 项日常活动问题的回答总分(完全做不了=1,需要一些帮助=2,不需要别人帮助=3)	17916	25.298	9	27
慢性病	有慢性病=1,没有=0	18047	0.696	0	1
子女数量	健在子女数量	16636	2.605	0	5
子女经济支持 <sup>b</sup>	高于平均值=1,小于等于平均值=0	16940	0.339	0	1
(外)孙子女	有 18 岁以下(外)孙子女=1,没有=0	17318	0.689	0	1
子女同住	与子女同住=1,不与子女同住=0	18124	0.413	0	1
老年标志性事件	退休/不工作/不劳作=1,其他=0	15260	0.177	0	1

注:a. 由于 CLASS2018 年数据新增样本城镇职工基本养老保险、机关事业单位养老保险均有超过 90% 受访者并未填报具体数额,而是以超过千位数替代,城乡居民基本养老保险也有近 20% 受访者以超过千位数替代,故本文以 1000 元为界设置养老金收入 0—1 变量。b. 中国老年社会综合调查(CLASS)询问了子女在过去 12 个月为老年人受访者提供的经济支持,包括钱、食品或礼物,换算成金钱数额区间供子女选择,如没有提供、1~199 元、200~499 元等。本文使用金钱数额区间的中位数近似度量每位子女为受访者提供的经济支持。

### (三)基础回归模型设定

本文基础回归设置 probit 概率单位模型,具体如下:

$$Choice_{it} = \alpha + \beta \cdot OAI_{it} + \gamma \cdot X_{it} + v_t + u_p + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,Choice<sub>it</sub>为就业选择,OAI<sub>it</sub>为老化年龄认同,α、β、γ为待估参数,ε<sub>it</sub>为随机误差项,X<sub>it</sub>为一组控制变量,包括受访者的个体特征、社会经济地位、健康状况以及家庭特征等。本文参照 Ye et al (2022)的研究,在回归模型中加入时间变量(v<sub>t</sub>)和省份变量(u<sub>p</sub>),以控制潜在的时间和区域文化效应。整个模型的平均方差膨胀因子(VIF)为 1.78,并且模型中每一个变量的 VIF 均小于 10,故不必担心存在多重共线性。

## 五、实证分析

### (一)基础回归

表 2 报告了老化年龄认同对老年人就业选择的边际效应,本文发现,老化年龄认同带来的对衰老的否定有助于提升老年人就业可能性。表 2 列(1)显示,仅控制时间变量和省份变量,老化年龄

认同对老年人就业选择具有显著正向影响,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出 5.8%;表 2 列(2)显示,进一步控制个体特征、社会经济地位、健康状况以及家庭特征等变量,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出 2.4%,这与表 2 列(3)使用 OLS 估计方法得到的结果一致,表明基础回归的估计结果不依赖估计方法的选择。

正如预期的一样,实际年龄与老年人就业选择显著负相关,教育程度与老年人就业选择显著正相关,实际年龄每增长 1 岁,老年人就业可能性会显著下降 0.8%,教育程度最大可以使老年人就业可能性显著增加 4.8%,因此,老化年龄认同对老年人就业选择的影响效应至少可以抵消实际年龄增长 3 岁所带来的阻碍作用,但低于教育程度对老年人就业选择的整体贡献。而表 2 列(2)显示,子女数量与情绪对老年人就业选择的影响不显著,这可能是由于相比子女数量上的“名义”优势,子女提供的经济支持、与子女同住这类“实在”的反映中国传统尊老文化、孝道规范的因素更能对老年人就业选择产生影响;虽然情绪变量可以一定程度上反映老年人的人格特征与心理状况,但本文情绪变量衡量的是过去一周内老年人情绪特点,可能较短时期内的情绪变动无法概括影响个体就业选择的心理特质。

表 2 基础回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
老化年龄认同	0.058*** (0.007)	0.024*** (0.009)	0.024*** (0.009)
年龄		-0.008*** (0.001)	-0.007*** (0.001)
性别		0.059*** (0.008)	0.064*** (0.008)
婚姻		0.027** (0.011)	0.015 (0.010)
户口		0.056*** (0.013)	0.066*** (0.014)
居住地		-0.075*** (0.010)	-0.081*** (0.011)
认知能力		0.004** (0.002)	0.004*** (0.002)
受教育程度		0.012** (0.005)	0.013*** (0.004)
无养老金		-0.007 (0.011)	-0.009 (0.014)
企业职工基本养老保险金		-0.056*** (0.018)	-0.046*** (0.017)
机关事业单位养老保险金		-0.062*** (0.020)	-0.059*** (0.019)
养老金收入		-0.053*** (0.017)	-0.066*** (0.018)
职业类型		-0.078*** (0.017)	-0.060*** (0.011)
房产		0.045*** (0.015)	0.063*** (0.015)
情绪		0.001 (0.002)	0.002 (0.002)
日常活动能力		0.016*** (0.003)	0.008*** (0.001)
慢性病		-0.022*** (0.009)	-0.021** (0.009)
子女数量		0.001 (0.004)	0.001 (0.004)
子女经济支持		-0.022** (0.009)	-0.017* (0.009)
(外)孙子女		0.021** (0.010)	0.013 (0.009)
子女同住		-0.014* (0.008)	-0.014 (0.008)
老年标志性事件		0.020** (0.010)	0.025** (0.011)
时间变量	控制	控制	控制
省份变量	控制	控制	控制
常数项			0.458*** (0.083)
观测值	12686	8350	8350

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,括号内的值为聚类到个体层面的稳健标准误,下同。养老金类型以城乡居民基本养老保险金为参照。



(二) 稳健性检验

1. 排除测量误差的影响。本文基础回归估计结果来自老化年龄认同带来的群体差异,但由于存在部分老年人谎报老化年龄认同的可能,从而被错误识别为否认变老的老年人群体导致估计偏误。为降低此类测量误差的干扰,本文通过 CLASS 问题“您在本地是否享受过老年人优待(例如免费乘坐公交车、游览公园等)”,将否认变老的老年人群中享受过老年人优待的样本予以剔除,本文倾向认为被剔除的样本对于自己是否已经变老可能尚未明确,估计结果见表 3 列(1)。本文发现,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出 2.3%,这与基础回归估计结果几乎一致。另外,对于实际年龄等于老化年龄认同此类承认变老的老年人群体,可能处于群体转型的过渡期或者对所属群体的定位仍不清晰而仍延续中年时期的行为习惯。为避免可能带来的估计偏误,本文在承认变老的老年人群中将此类样本予以剔除,结果见表 3 列(2)。本文发现,老化年龄认同正向显著影响老年人就业选择,且与基础回归的影响效应较为一致。因此,在排除识别不同类型老年人群体的测量误差后,基础回归估计结果依然稳健。

2. 排除潜在替代因素的影响。正如前文理论分析所述,基于老化年龄认同,相比承认变老的老年人群体,“年轻的”否认变老的老年人群体可以强化老年人就业行为的延续效应,虽然基础回归控制了丰富的变量以尽可能排除潜在替代因素的影响,但这种群体间行为延续效应的差异也有可能不是来自老化年龄认同,例如,体制内与体制外就业环境的差异也有可能导致就业行为的延续效应有所不同,生活满意度评价更高的老年人群体也有可能表现积极的就业行为。故本文增加控制变量单位性质(政府部门、事业单位与国有企业等=1,私企、外企与个体工商户等=0)与生活满意度(很满意、比较满意=1,一般、比较不满意、很不满意=0),排除其他潜在替代因素的影响。表 3 列(3)增加控制变量单位性质,表 3 列(4)增加控制变量生活满意度,本文发现,单位性质与生活满意度对老年人就业选择的影响均不显著,老化年龄认同对老年人就业选择的影响效应与基础回归估计结果几乎一致,表明进一步控制其他潜在替代因素的影响,基础回归估计结果依然稳健。

3. 考虑负面事件冲击的影响。生命历程的各种转折、事件和背景可能影响主观生命历程的每个组成部分(Barrett & Barbee, 2022)。60 岁及以上的个体难免会经历本人或家人重病、配偶或亲人去世等负面事件的冲击,在此背景下,老年人对于衰老的否定是否仍会对其就业选择产生积极影响,有待进一步验证。本文依据 CLASS 设置负面事件二分类变量,对于本人重病、自然灾害、配偶去世、子女去世、其他亲友去世、财产损失、家人重病、与亲友起冲突、搬家与意外事故等事件,如果老年人在过去 12 个月至少经历其中一件,则为 1,否则为 0。表 3 列(5)(6)显示,无论老年人是否经历负面事件,老化年龄认同对老年人就业选择均具有显著的正向促进作用,对于经历负面事件的老年人,老化年龄认同对其就业选择的影响效应更大。因此,老化年龄认同对老年人就业选择显著的积极效应并不受到负面事件冲击的影响。

表 3 稳健性检验结果 a

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
老化年龄认同	0.023** (0.010)	0.026*** (0.009)	0.023*** (0.009)	0.024*** (0.009)	0.032* (0.019)	0.022** (0.010)
单位性质			-0.011 (0.015)			
生活满意度				0.005 (0.010)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6895	7828	7913	8325	1773	6467

4. 排除群体内差异。在否认变老的老年人群体与承认变老的老年人群体内部,个体老化年龄认同与实际年龄之间的差异并非同质,基础回归中老化年龄认同对老年人就业选择的影响可能并非仅来自群体间差异,也有可能是群体内差异驱动所致。为探索老化年龄认同对老年人就业选择的影响究竟是来自群体间差异还是群体内差异,本文借鉴 Rubin & Berntsen(2006)对主观年龄认同(subjective age,自我感觉的年龄)的数学处理技术,使用两种方法度量老化年龄认同,反映群体内部老化程度的差异,包括实际年龄(chronological age, CA)与老化年龄(old age, OA)之间的绝对差异(CA-OA),实际年龄与老化年龄之间的相对差异(CA-OA)/OA。本文想验证两类老化年龄认同指标对否认变老的老年人群体与承认变老的老年人群体的就业选择是否具有显著影响。表4列(1)~(4)结果表明,无论是否否认变老的老年人群体还是承认变老的老年人群体,老化年龄认同两类指标均对老年人就业选择影响不显著。因此,基于老化年龄认同,是群体间差异而非群体内差异对老年人就业选择产生显著影响,进一步支持基础回归估计结果。

5. 其他稳健性检验。由于许多受访者没有回答相关问题,并且 CLASS2014年、2016年调查中认知能力得分较低的受访者跳过老化年龄认同、情绪等主观问题,导致大量数据缺失,可能对基础回归估计结果产生偏差。本文使用链式方程多重插补法(MICE)将基础回归存在的缺失数据进行补齐(Enders, 2010),MICE具有不要求缺失变量遵循联合分布、不要求变量缺失模式为单调模式且利用单个变量的条件分布逐一进行插补等特点,在实际操作中运用更为广泛。表4列(5)显示,将缺失数据填补后,老化年龄认同的估计系数显著为正。因此,对于存在缺失数据的基础回归,本文的估计结果是可靠的。

本文进一步检验基础回归估计结果是否在不同受教育程度的子样本中有所差异。表4列(6)显示,在受教育程度为初中及以上的子样本中,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出2.9%;表4列(7)显示,在受教育程度为小学及以下的子样本中,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出2.3%。因此,老化年龄认同对不同受教育程度老年人的就业选择均具有显著的积极影响,但在受教育程度更高的子样本中,老化年龄认同的影响效应更强。

表4 稳健性检验结果 b

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
老化年龄认同					0.017** (0.008)	0.029** (0.012)	0.023* (0.012)
老化年龄认同(绝对差异)	0.001 (0.009)	0.001 (0.001)					
老化年龄认同(相对差异)			-0.012 (0.075)	0.061 (0.053)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4146	4204	4146	4204	17088	3895	4455

### (三)内生性分析

1. 面板数据分析。人格特征与生命历程早期经历,均会影响老年人的年龄认同(Schafer, 2009; Stephan et al, 2022),这些不可观测因素可能对基础回归估计结果产生一定的偏误。为解决忽略不随时间改变的变量所产生的内生性问题,本文利用面板probit模型,验证老年人老化年龄认同对其就业选择的影响。表5列(1)显示,老化年龄认同对老年人就业选择的正向影响并不显著,可能的原因是,存在部分实际年龄等于老化年龄认同的老年人,恰好经历从否认变老到承认变老的群体转变,

但就业状态并未及时发生改变,由此带来一定的估计偏误。故本文将此类样本予以剔除,估计结果见表 5 列(2)。本文发现,老化年龄认同对老年人就业选择具有显著正向影响,当老年人经历从否认变老到承认变老的群体转变时,其选择就业的可能性会显著下降 1.4%。

表 5 内生性分析结果

变量	(1)	(2) (剔除转变群体)	(3)	(4) (老化年龄认同二分类)
老化年龄认同	0.011(0.007)	0.014*(0.008)		
就业选择			0.428(0.297)	0.015(0.014)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间变量	控制	控制	控制	控制
省份变量	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制		
R <sup>2</sup>			0.156	
观测值	12346	11696	8330	8330

注:表 5 列(1)(2)控制变量不包含性别、户口性质与教育程度等不随时间改变的变量;表 5 列(3)(4)老年人个体特征、社会经济地位、健康状况以及家庭特征等控制变量与基础回归一致,同时在心理健康维度添加变量生活满意度。

2. 反向因果分析。老年人的就业选择也可能会影响他们对“您觉得自己多少岁算老”这一问题的回答,选择就业的老年人可能倾向更晚进入老年,具有更高的老化年龄认同,而并未就业的老年人可能倾向较早进入老年,具有较低的老化年龄认同。因此,有必要对可能存在的反向因果内生性问题加以检验。在关于年龄认同影响因素的研究中,虽然已有学者利用 CLASS 数据发现,老年人就业选择并不显著影响其老化年龄认同(Yu & Wang, 2023),但他们的研究仅是基于 2014 年单一年度数据。本研究利用 CLASS2014 年、2016 年与 2018 年三年数据,借鉴 Yu & Wang(2023)的研究,控制老年人个体特征、社会经济地位、健康状况以及家庭特征等变量,验证老年人就业选择对其老化年龄认同的影响。表 5 列(3)显示,老年人就业选择并不显著影响其老化年龄认同。由于在三年样本中,中国 60 岁及以上的老年人老化年龄认同平均为 70 岁,本文进一步设置老化年龄认同二分类变量,如果老化年龄认同在 70 岁及以上,则为 1,否则为 0,估计结果见表 5 列(4)。本文发现,老年人就业选择并不会显著影响其老年何时开始的自我认知。

3. 敏感性分析。为减轻对遗漏变量导致的内生性问题的担忧,在缺少有效工具变量的情况下,本文针对遗漏变量选择对系数稳定性的影响进行敏感性分析。本文关心的是,相对于基础回归的控制变量,这些可能存在的不可观测变量必须要有多大才会耗尽老化年龄认同对老年人就业选择的影响效应。本文参考 Oster(2019)提出的正式检验方法:首先,根据 Oster(2019)对大量经济学领域研究结果的整理与检验所确定的边界值 1.3,设置  $R_{max}$  为 1.3 倍基础回归的拟合优度, $R_{max}$  是如果纳入不可观测的遗漏变量,回归模型的最大拟合优度;其次,根据  $R_{max}$  计算使系数  $\beta=0$  的  $\delta$  取值, $\delta$  是遗漏变量对关注变量影响程度相对于控制变量对关注变量影响程度的强弱,若  $\delta$  取值大于临界值 1,则通过检验,支持基础回归所得结论,这是因为遗漏变量对老化年龄认同的影响程度不太可能超过控制变量对老化年龄认同的影响程度。结果表明,对基础回归系数敏感性分析所得  $\delta$  的绝对值为 3.84,远大于 1。此外,本文也遵循 Oster(2019)提出的另一检验方法,给定  $R_{max}$  与  $\delta$  计算系数  $\beta$ ,若  $\beta$  不为 0,则通过检验,这与前述方法近似等价,检验结果也支持基础回归所得结论。因此,针对遗漏变量选择对系数稳定性的影响进行敏感性分析,基础回归估计结果依然稳健。

#### (四)机制检验

结合前文理论分析,本文参考 Alesina & Zhuravskaya(2011)的研究设计,识别老化年龄认同影响老年人就业选择的自我增强机制。第一步,用机制变量对老化年龄认同进行回归,验证老化年龄认同在统计上显著的影响机制变量;第二步,比较在控制机制变量(用老年人就业选择对机制变量和

老化年龄认同进行回归)与没有控制机制变量(用老年人就业选择对老化年龄认同进行回归)两种情况下,第一种情况中具有显著影响的老化年龄认同系数变化情况,从而验证机制的存在性。本文机制变量均设置为0—1变量,故使用probit模型进行实证分析。

1. 改变社会参与意愿。相比承认变老的老年人群体,否认变老的老年人群体保持年轻时的能力与技能的愿望更加强烈,导致就业行为意愿的提升。由于CLASS并未设置就业行为意愿的相关问题,考虑就业选择属于社会参与,虽然社会参与还包含学习、社交、志愿服务与选举等无收入活动,但较高的社会参与意愿可能与较高的就业行为意愿相关。同时,正如前文理论分析所述,老化年龄认同作为计划行为理论的前提,对行为意愿的影响并不局限在就业行为,也会影响社会参与意愿。因此,在检验老化年龄认同通过改变就业行为意愿进而影响就业行为的作用机制时,本文的最优选择是依据CLASS问题构建社会参与意愿的二分类代理变量。CLASS询问受访者对于“我常常想再为社会做点什么事”这一描述是否符合自身当前实际情况,这一问题反映受访者为社会做贡献的意愿程度,如果受访者回答“完全符合”或“比较符合”,则为1,如果回答“完全不符合”“比较不符合”或“一般”,则为0。回答“完全符合”或“比较符合”的受访者约占38%,表明老年人为社会做贡献的意愿较为明显。表6列(2)显示,老化年龄认同对社会参与意愿具有显著正向影响,“年轻的”否认变老的老年人群体具有强烈社会参与意愿的概率显著高于承认变老的老年人群体。表6列(3)显示,社会参与意愿正向显著影响老年人就业选择,同时,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出1.9%。相比表6列(1),在控制就业行为意愿后,老化年龄认同的影响效应有所下降。至此,本文验证了老化年龄认同→增强社会参与意愿→提升就业可能的作用机制。

2. 改变就业信心程度——自尊视角。基于老化年龄认同,通过群体间差异的比较,否认变老的老年人群体更会积极地评估个人能力以提高自尊,增强就业信心程度。本文设置机制变量自尊,检验其在老化年龄认同影响老年人就业选择的传导路径。迄今使用最广泛的自尊量表(Rosenberg self-esteem scale, RSE)由Rosenberg(1965)建构,是对个人自我价值和自我接纳的总体感受的评价。由于CLASS并未设置此类自尊量表的问题,本研究仅通过CLASS设置的问题“我觉得我还是个对社会有用的人,是否符合老年人当前的实际情况”来建立老年人自尊的二分类代理变量。如果受访者回答“完全符合”或“比较符合”,则为1,如果回答“完全不符合”“比较不符合”或“一般”,则为0。CLASS这一问题与RSE中的评价指标“我感到我是一个有价值的人”“我对自己持肯定态度”较为一致,均反映老年人对自身价值的肯定。更准确地说,CLASS这一问题反映的是一种具体自尊(针对某一特定自我形象,与整体自我形象相对)、状态自尊(针对当下的自我评价,与较长时间内的自我评价相对)(Rubin & Hewstone, 1998)。也有研究指出社会认同理论下的群体分类更可能对反映当下自我评价的状态自尊产生影响(Hogg & Sunderland, 1991)。因而本文老年人自尊代理变量的设置具有一定的代表性。表6列(4)显示,老化年龄认同对老年人自尊具有显著正向影响,相比承认变老的老年人群体,否认变老的老年人群体更可能肯定自身价值拥有较高自尊。表6列(5)显示,老年人自尊正向显著影响老年人就业,同时,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出1.9%,相比表6列(1),老化年龄认同的影响效应有所下降。经过实证检验,本文有理由相信,老化年龄认同→提高自尊,增强就业信心程度→提升就业概率的传导路径得到验证。

3. 改变就业信心程度——应对困难视角。相比承认变老的老年人群体,否认变老的老年人群体也会更积极应对困难,从而降低预期阻碍的干扰并增强就业信心程度。为验证老化年龄认同通过不同方式应对困难改变就业信心程度,本文参照CLASS询问受访者在遇到困难时通常采取的六类处理方法的使用情况,设置应对困难的二分类代理变量。其中,六类处理方法为“与人交谈,倾诉内心烦恼”“改变自己原来的一些做法克服困难”“借鉴别人处理类似困难的方法来解决问题”“事情无法解决,于是试图忘记整个事情”“自己没有办法,等着依靠别人解决问题”“不做努力,接受现实”。回



答“不采取”为1分,“偶尔采取”为2分,“有时采取”为3分,“经常采取”为4分,后三题为反向计分。分数取值范围为6~24分,分数越高,表明应对困难的处理方法越积极。为突出受访者应对困难的处理方法的群体差异,本文以平均分为界设置二分类变量,高于平均分为1,否则为0。表6列(6)显示,老化年龄认同正向显著影响应对困难,否认变老的老年人群体采取更积极的处理方法应对困难的概率显著高于承认变老的老年人群体。比较表6列(7)与列(1)发现,在引入应对困难对老年人就业选择显著的正向影响后,老化年龄认同的影响效应由2.4%下降至1.8%。至此,本文认为,老化年龄认同→积极应对困难,增强就业信心程度→提升就业概率的传导路径得到验证。

表6 机制检验结果 a

变量	(1) 就业选择	(2) 社会参与意愿	(3) 就业选择	(4) 自尊	(5) 就业选择	(6) 应对困难	(7) 就业选择
老化年龄认同	0.024*** (0.009)	0.071*** (0.011)	0.019** (0.009)	0.089*** (0.011)	0.019** (0.009)	0.044*** (0.013)	0.018* (0.010)
社会参与意愿			0.024*** (0.008)				
自尊					0.041*** (0.008)		
应对困难							0.030*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8350	8187	8184	8161	8157	6485	6483

4. 改变健康状况。此外, Demakakos et al(2007)研究了年龄认同对四类健康变量的影响,包括自评健康、是否有长期疾病或残疾、高血压与糖尿病患病情况,他们发现,老化年龄认同仅与自评健康有关(Demakakos et al,2007),而自评健康也是老年人就业选择的关键影响因素,自评健康状况越好的老年人,其就业概率也会越高(童玉芬、廖宇航,2017;吕明阳等,2020)。因此,在已有研究基础上,本文试图检验自评健康在老化年龄认同与老年人就业选择之间的传导路径。本文参考 Demakakos et al(2007)使用两种方法界定自评健康。第一种方法(自评健康1)是,如果认为目前身体健康状况为很健康或是比较健康,设置为1;一般、比较不健康或是很不健康,则为0。另一种方法(自评健康2)是,如果认为跟同龄人相比,自身健康状况要好很多或是要好一些,设置为1;差不多一样、要差一些或是要差很多,则为0。表7列(2)(4)均显示,老化年龄认同对两类自评健康指标均具有显著正向影响,否认变老的老年人群体具有更好的自评健康状况的概率显著高于承认变老的老年人群体。而比较表7列(3)(5)与列(1)发现,在增加自评健康对老年人就业选择显著的正向影响之后,老化年龄认同的影响效应由2.4%下降至2.1%。至此,本文验证了自评健康在老化年龄认同与老年人就业选择之间的传导路径,否认变老的老年人群体更可能拥有较好的健康状况,从而提升就业可能性。

表7 机制检验结果 b

变量	(1) 就业选择	(2) 自评健康 1	(3) 就业选择	(4) 自评健康 2	(5) 就业选择
老化年龄认同	0.024*** (0.009)	0.077*** (0.011)	0.021** (0.009)	0.061*** (0.011)	0.021** (0.009)
自评健康 1			0.036*** (0.009)		

续表 7

变量	(1) 就业选择	(2) 自评健康 1	(3) 就业选择	(4) 自评健康 2	(5) 就业选择
自评健康 2					0.043*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8350	8350	8346	8332	8328

### (五)进一步讨论

本文已然论述并验证了老化年龄认同影响老年人就业选择的自我增强机制,揭示老化年龄认同与经济行为之间内在的社会心理过程。“年轻的”否认变老的老年人群体选择就业的概率比老年人群体显著高出 2.4%,虽然可以在一定程度上抵消随着实际年龄增长对老年人就业的阻碍作用,但相比受教育程度对促进老年人就业的整体贡献,老化年龄认同的影响效应略显偏低。那么,如何进一步提升老化年龄认同对老年人就业选择的积极影响? 本文将从以下三方面展开讨论:

1. 延后老化年龄认同。本文基础回归估计结果来自老化年龄认同带来的群体间差异,然而老年人对于何时进入老年的自我认知各有不同,倾向更晚进入老年的老年人群体可能会更加强化自身的行为延续效应,并且就业行为意愿与信心程度也会更加强烈,从而选择就业的概率更高。考虑到 CLASS 受访者老化年龄认同平均为 70 岁,而社会界定的老年年龄标准为 60 岁或 65 岁,故本文以老化年龄认同 70 岁为界,将样本分为两部分,验证那些老化年龄认同超过 70 岁的老年人群体是否会展现更加积极的就业行为。表 8 列(1)显示,老化年龄认同在 70 岁及以上,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出 3.5%,这比基础回归老化年龄认同的影响效应提高近 50%;但表 8 列(2)显示,老化年龄认同低于 70 岁,老化年龄认同对老年人就业选择的积极影响不显著。因此,推迟进入老年的时间有助于激发老化年龄认同对老年人就业选择的积极影响。

2. 老年标志性事件——不工作。一项针对意大利 65 岁以上老年人的研究表明,老年何时开始并不存在绝对门槛,也受到诸如退休、亲人去世等标志性事件影响(Bordone et al, 2020)。由于老年人倾向将老年和退休联系起来并进行类比(Kaufman & Elder, 2003; Manor, 2017),同时,CLASS 提供老年标志性事件的诸多答案,包括“退休/不工作/不劳作”“行走不便”“生活不能自理”“老伴去世”“有了(外)孙子女”“脑子不好使了/记忆力下降”等,对应问题是“您觉得人什么时候开始变老”。本文认为,老化年龄认同对老年人就业选择的影响机制可能在老年标志性事件为不工作的老年人群中更好地体现。本文想进一步检验,相比老年标志性事件其他答案,老年标志性事件为不工作的老年人群体的老化年龄认同是否会对老年人就业选择产生更加积极的影响。表 8 列(3)显示,老年标志性事件为不工作,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出 4.5%,这比基础回归老化年龄认同的影响效应提高近 90%,相当于教育程度对促进老年人就业的整体贡献;而表 8 列(4)显示,以其他答案作为老年标志性事件,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出 2.0%,这与基础回归结果较为接近。因此,老年标志性事件为不工作也能提升老化年龄认同对老年人就业选择的影响效应。

3. 外部环境压力——家庭代际支持视角。人的行为并不是百分百地出于自愿,人们感受到外部环境的压力,会激励人们去做或不去做某种行为(Ajzen, 1991),这些社会压力来自对自己行为决策具有影响力的个人、家人、朋友、其他重要人士或团体。本文推测,在外部环境的社会压力激励

下,老化年龄认同对老年人就业选择的影响效应可能会有显著变化。鉴于老年人感知到的外部社会压力可能来自多种渠道,结合 CLASS 问题“在过去 12 个月,有没有觉得这个子女向自己要求了过多的帮助和支持(例如,要钱、帮忙干活、照看(外)孙子女或做家务)”,本文设置外部环境压力的 0—1 代理变量,具体反映家庭代际支持压力,即子女是否索取过多支持,如果有受访者回答“偶尔”“有时候”或“经常”,则为 1,全部回答“从未”,则为 0。表 8 列(5)显示,对于子女需要过多支持的受访者,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出 5.2%,这比基础回归老化年龄认同的影响效应提高一倍以上,甚至超过教育程度对促进老年人就业的整体贡献;而表 8 列(6)显示,对于子女不需要过多支持的受访者,老化年龄认同对老年人就业选择的影响不显著。因此,来自外部环境特别是家庭代际支持的压力,可以大幅提升老化年龄认同对老年人就业选择的影响效应。

表 8 进一步讨论结果 a

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
老化年龄认同	0.035** (0.017)	0.033 (0.023)	0.045** (0.019)	0.020** (0.010)	0.052** (0.020)	0.015 (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	5050	3300	1593	6751	1741	6523

4. 性别差异。与欧盟相比,中国在积极老龄化方面存在最大的性别差距,尤其是在就业方面(Um et al,2021)。中国法定退休年龄的性别差异(男性 60 岁、蓝领女性 50 岁、白领女性 55 岁)决定了女性要比男性更早离开劳动力市场。男性在整个老年时期倾向保持家庭以外的兴趣和承诺,而女性则更早地减少或放弃这些(Bordone et al,2020),中国老年女性往往比男性更倾向通过照顾孙辈或年长的父母来支持家庭(Liu et al,2010;Mao et al,2018)。另外,在 4 万多份求职申请中,有证据表明老年女性在招聘中受到年龄歧视,但老年男性受到年龄歧视的证据要少得多(Neumark et al,2016)。由于老年人就业选择存在较强的性别差异,老年女性的行为延续效应或将面临较大不确定性,老年女性的老化年龄认同对其就业选择的影响效应可能失灵。表 9 列(1)显示,否认变老的老年男性群体选择就业的概率比承认变老的老年男性群体显著高出 3.3%;但表 9 列(2)显示,老化年龄认同对老年女性就业选择的影响不显著。因此,老化年龄认同对老年人就业选择的影响存在显著性别差异,老化年龄认同仅对老年男性就业选择存在显著影响。

5. 养老金收入差异。政府提供的老年援助项目、养老金等社会保障会降低老年劳动参与率(Fetter & Lockwood,2018;Giesecke & Jager,2021),但中国的养老金计划仍然相对薄弱(Liu & Sun,2016),养老金收入较低的中国老年男性,往往会在超过领取养老金年龄后继续工作(Yu & Schömann,2015)。虽然本文已在老化年龄认同对老年人就业选择的影响中排除养老金收入的群体差异,但想进一步检验,对于拥有较高养老金收入的老年人,他们的老化年龄认同是否仍会对就业选择产生积极影响。表 9 列(3)显示,对于养老金收入低于 1000 元的受访者,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出 4.1%。表 9 列(4)显示,虽然对于养老金收入高于 1000 元的受访者,老化年龄认同对老年人就业选择的影响不显著。但对于这一部分群体中老化年龄认同为 70 岁及以上的受访者,表 9 列(5)显示,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出 3.3%;对于老年标志性事件为不工作的受访者,表 9 列(6)显示,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出 5.7%。因此,老化年龄认同对老年人就业选择的影响不仅在养老金收入较低的群体中显著体现,对于拥有较高养老金收入特别是老化年龄认同为 70 岁及以上、老年标志性事件为不工作的群体,老化年龄认同对老年人就业选择的积极影响依然显著。

表 9 进一步讨论结果 b

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
老化年龄认同	0.033*** (0.012)	0.013 (0.012)	0.041*** (0.013)	0.015 (0.010)	0.033* (0.017)	0.057*** (0.021)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4532	3816	4170	4180	2788	852

## 六、结论与启示

老化年龄认同是对老年何时开始的自我认知,是个人对于老年的重新定义,反映公众的年龄价值观与对老龄化的接受程度。中国老年人老化年龄认同与社会的老年人起点年龄并不一致,并非所有中国老年人都会认同自己的老年人身份,基于社会界定的年龄标准预测个体经济行为与制定经济政策的传统范式正面临新的挑战。本文使用中国老年社会追踪调查(CLASS)2014年、2016年与2018年三年数据,在主观生命历程理论框架下,探讨老化年龄认同对老年人就业选择的影响。本文发现,老化年龄认同有助于提升就业可能性,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出2.4%,老化年龄认同的积极影响至少可以抵消实际年龄增长3岁所带来的阻碍作用。因此,关于老龄化社会的认知、产生的影响以及相关政策的制定需要将老化年龄认同考虑在内,传统意义的老龄化社会可能并不“老龄化”;否认变老的老年人群体规模是挖掘“二次人口红利”的基础,对再创经济增长奇迹有积极影响;积极老龄化的政策制定应该考虑老化年龄认同并协调客观年龄标准,或者也可以不完全依赖客观年龄标准从而更加灵活和个性化。

本文综合社会心理学领域的连续性理论、计划行为理论与社会认同理论,深入分析老化年龄认同影响老年人就业选择的自我增强机制,揭示老化年龄认同与经济行为之间内在的社会心理过程。本文发现,相比承认变老的老年人群体,“年轻的”否认变老的老年人群体更可能强化行为延续效应,即延续中年时期行为规范,保持工作连续性;保持年轻时的能力与技能的愿望更加强烈,提高社会参与意愿;更加肯定自身价值提升自尊,并积极应对困难降低预期阻碍的干扰,增强就业信心程度。此外,否认变老的老年人群体也更可能拥有较好的自评健康状况,从而提升就业可能性。实际上,年龄歧视与负面年龄刻板印象仍深深根植于本文的社会文化和政策安排,阻碍工作寿命的延长。本文认为,强化社会对老化年龄认同展现的自我增强机制的认知,有助于破除劳动力市场需求端存在降低老年人就业能力的诸多障碍,可以更好地与主观生命历程理论框架带来的文化变革相匹配,实现“二次人口红利”的充分释放。

为增进对老化年龄认同影响经济行为的演变规律的认知,并为旨在提升老化年龄认同积极影响的政策工具提供实证依据,本文进一步探索老化年龄认同对老年人就业选择影响效应的提升策略。本文发现,个体的老化年龄认同超过70岁、老年标志性事件为不工作与受到外部环境特别是家庭代际支持的压力,有助于激发老化年龄认同对老年人就业选择的积极影响,老化年龄认同在70岁及以上,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出3.5%;老年标志性事件为不工作,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出4.5%;子女需要过多支持,否认变老的老年人群体选择就业的概率比承认变老的老年人群体显著高出5.2%。因此,鼓励延后老化年龄认同、为老年人营造积极的社会参与氛围,将有助于提升老化年龄认同对老年人就业乃至其他经济行为的影响。此外,本文也发现,随着养老金收入的增加,老化年龄认同对老年人就业选择的影响依然显著,但这种影响存在显著性别差异,老化年龄认同对老年女性就业选择的影响不显著。



参考文献:

- 程新峰 姜全保,2019:《隔代照料与老年人年龄认同:子女代际支持的中介效应》,《人口学刊》第3期。
- 郭凯明 颜色,2016:《延迟退休年龄、代际收入转移与劳动力供给增长》,《经济研究》第6期。
- 郭厦,2022:《年龄与工作动机研究进展》,《经济学动态》第4期。
- 刘子兰 郑茜文 周成,2019:《养老保险对劳动供给和退休决策的影响》,《经济研究》第6期。
- 吕明阳 彭希哲 陆蒙华,2020:《互联网使用对老年人就业参与的影响》,《经济学动态》第10期。
- 童玉芬 廖宇航,2017:《健康状况对中国老年人劳动参与决策的影响》,《中国人口科学》第6期。
- 汪伟 王文鹏,2021:《预期寿命、人力资本与提前退休行为》,《经济研究》第9期。
- 于潇 孙悦,2017:《“互联网+养老”:新时期养老服务模式创新发展研究》,《人口学刊》第1期。
- 翟振武 李龙,2014:《老年标准和定义的再探讨》,《人口研究》第6期。
- 赵梦晗 杨凡,2020:《中国老年人的主观年龄及影响因素分析》,《人口学刊》第2期。
- 郑爱文 蒋选,2020:《老年劳动供给研究进展》,《经济学动态》第5期。
- Ajzen,I. (1991),“The theory of planned behavior”,*Organizational Behavior and Human Decision Processes* 50(2): 179-211.
- Akkermans,J. et al(2016),“What about time? Examining chronological and subjective age and their relation to work motivation”,*Career Development International* 21(4):419-439.
- Alesina,A. & E. Zhuravskaya(2011),“Segregation and the quality of government in a cross section of countries”,*American Economic Review* 101(5):1872-1911.
- Atchley,R. C. (1989),“A continuity theory of normal aging”,*Gerontologist* 29(2):183-190.
- Atchley,R. C. (1996),“Continuity theory and the evolution of activity in later adulthood”,in:J. R. Kelly(ed),*Activity and Aging*,Sage Publications.
- Ayalon,L. et al(2014),“Macro- and micro-level predictors of age categorization:Results from the European social survey”,*European Journal of Ageing* 11(1):5-18.
- Barnhart,M. & L. Penaloza(2013),“Who are you calling old? Negotiating old age identity in the elderly consumption ensemble”,*Journal of Consumer Research* 39(6):1133-1153.
- Barrett,A. & J. Montepare(2015),“‘It’s about time’: Applying life span and life course perspectives to the study of subjective age”,*Annual Review of Gerontology and Geriatrics* 35(1):55-77.
- Barrett,A. E. & H. Barbee(2022),“The subjective life course framework: Integrating life course sociology with gerontological perspectives on subjective aging”,*Advances in Life Course Research* 51, <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2021.100448>.
- Bordone,V. et al(2020),“Forever young? An analysis of the factors influencing perceptions of ageing”,*Ageing & Society* 40(8):1669-1693.
- Cleveland,J. N. & L. M. Shore(1992),“Self-perspectives and supervisory perspectives on age and work attitudes and performance”,*Journal of Applied Psychology* 77(4):469-484.
- Demakakos,P. et al(2007),“Age identity,age perceptions,and health:Evidence from the English longitudinal study of ageing”,*Annals of the New York Academy of Sciences* 1114(1):279-287.
- Diehl,M. et al(2014),“Awareness of aging:Theoretical considerations on an emerging concept”,*Developmental Review* 34(2):93-113.
- Ehrenberg,R. G. & R. S. Smith(2011),*Modern Labor Economics:Theory and Public Policy*,Prentice Hall.
- Enders,C. K. (2010),*Applied Missing Data Analysis*,The Guilford Press.
- Ellemers,N. et al(2013),“Morality and behavioural regulation in groups:A social identity approach”,*European Review of Social Psychology* 24(1):160-193.
- Fetter,D. K. & L. M. Lockwood(2018),“Government old-age support and labor supply:Evidence from the old age assistance program”,*American Economic Review* 108(8):2174-2211.
- Fielding,K. S. & M. J. Hornsey(2016),“A social identity analysis of climate change and environmental attitudes and behaviors:Insights and opportunities”,*Frontiers in Psychology* 7, <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00121>.
- Giesecke,M. & P. Jager(2021),“Pension incentives and labor supply:Evidence from the introduction of universal old-age assistance in the UK”,*Journal of Public Economics* 203, <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2021.104516>.
- Hogg,M. A. & J. Sunderland(1991),“Self-esteem and intergroup discrimination in the minimal group paradigm”,

- British Journal of Social Psychology* 30:51—62.
- Hogg, M. A. & J. C. Turner (1985), "Interpersonal-attraction, social identification and psychological group formation", *European Journal of Social Psychology* 15(1):51—66.
- Kaufman, G. & G. H. Elder (2002), "Revisiting age identity—A research note", *Journal of Aging Studies* 16(2):169—176.
- Kaufman, G. & G. H. Elder (2003), "Grandparenting and age identity", *Journal of Aging Studies* 17(3):269—282.
- Kooij, D. et al (2008), "Older workers' motivation to continue to work; Five meanings of age—A conceptual review", *Journal of Managerial Psychology* 23(4):364—394.
- Kuhnen, C. M. & B. T. Melzer (2018), "Noncognitive abilities and financial delinquency: The role of self-efficacy in avoiding financial distress", *Journal of Finance* 73(6):2837—2869.
- Kunze, F. et al (2021), "It matters how old we feel in organizations: Testing a multilevel model of organizational subjective-age diversity on employee outcomes", *Journal of Organizational Behavior* 42(4):448—463.
- Laguerre, R. A. et al (2023), "An examination of the predictive validity of subjective age and core self-evaluations on performance-related outcomes", *Work Aging and Retirement* 9(1):95—117.
- Liu, L. et al (2010), "Parental care and married women's labor supply in urban China", *Feminist Economics* 16(3):169—192.
- Liu, T. & L. Sun (2016), "Pension reform in China", *Journal of Aging & Social Policy* 28(1):15—28.
- Maalaoui, A. et al (2023), "Senior entrepreneurship; How subjective age affects seniors' entrepreneurial intentions", *Review of Managerial Science* 17(2):443—465.
- Maestas, N. & J. Zissimopoulos (2010), "How longer work lives ease the crunch of population aging", *Journal of Economic Perspectives* 24(1):139—160.
- Manor, S. (2017), "Trying to be someone you can never be again; Retirement as a signifier of old age", *Ageing & Society* 37(5):985—1005.
- Mao, S. Y. et al (2018), "Stuck in the middle: Off-farm employment and caregiving among middle-aged rural Chinese", *Feminist Economics* 24(2):100—121.
- Neugarten, B. L. & G. O. Hagestad (1976), "Age and the life course", in: R. H. Binstock & E. Shanas (eds), *Handbook of Aging and the Social Sciences*, Van Nostrand Reinhold.
- Neugarten, B. L. et al (1965), "Age norms, age constraints, and adult socialization", *American Journal of Sociology* 70(6):710—717.
- Neumark, D. et al (2016), "Experimental age discrimination evidence and the Heckman critique", *American Economic Review* 106(5):303—308.
- Oster, E. (2019), "Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence", *Journal of Business & Economic Statistics* 37(2):187—204.
- Pagliaro, S. et al (2018), "On the effects of ethical climate(s) on employees' behavior: A social identity approach", *Frontiers in Psychology* 9, <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00960>.
- Rosenberg, M. (1965), *Society and the Adolescent Child*, Princeton University Press.
- Rubin, D. C. & D. Berntsen (2006), "People over forty feel 20% younger than their age; Subjective age across the lifespan", *Psychonomic Bulletin & Review* 13(5):776—780.
- Rubin, M. & M. Hewstone (1998), "Social identity theory's self-esteem hypothesis: A review and some suggestions for clarification", *Personality and Social Psychology Review* 2(1):40—62.
- Schafer, M. H. (2009), "Parental death and subjective age: Indelible imprints from early in the life course?", *Sociological Inquiry* 79(1):75—97.
- Shanahan, M. J. & G. H. Elder (2002), "History, agency, and the life course", in: L. J. Crockett (ed), *Nebraska Symposium on Motivation: Agency, Motivation, and the Life Course*, University of Nebraska Press.
- Shinan-Altman, S. & P. Werner (2019), "Subjective age and its correlates among middle-aged and older adults", *International Journal of Aging & Human Development* 88(1):3—21.
- Stephan, Y. et al (2022), "Personality and subjective age: Evidence from six samples", *Psychology and Aging* 37(3):401—412.
- Tajfel, H. (1978), "Social categorization, social identity and social comparison", in: H. Tajfel (ed), *Differentiation between Social Groups: Studies in the Social Psychology of Intergroup Relations*, Academic Press.
- Tajfel, H. (1981), *Human Groups and Social Categories: Studies in Social Psychology*, Cambridge University Press.

- Tajfel, H. (1982), "Social-psychology of inter-group relations", *Annual Review of Psychology* 3:31—39.
- Turner, J. (1984), "Social identification and psychological group formation", in: H. Tajfel (ed), *The Social Dimension: European Developments in Social Psychology*, Cambridge University Press.
- Um, J. et al (2021), "Capturing gendered aspects of active aging in China: Insights drawn from the active aging index in comparison with EU countries", *Asian Social Work and Policy Review* 15(1):47—59.
- Walker, A. (2009), "Commentary: The emergence and application of active aging in Europe", *Journal of Aging & Social Policy* 21(1):75—93.
- Weiss, D. & M. Weiss (2019), "Why people feel younger: Motivational and social-cognitive mechanisms of the subjective age bias and its implications for work and organizations", *Work Aging and Retirement* 5(4):273—280.
- Westberg, K. et al (2021), "Age identity, stereotypes and older consumers' service experiences", *Journal of Services Marketing* 35(1):54—64.
- Westerhof, G. J. & A. E. Barrett (2005), "Age identity and subjective well-being: A comparison of the United States and Germany", *Journals of Gerontology Series B—Psychological Sciences and Social Sciences* 60(3):S129—S136.
- Ye, Z. H. & T. Post (2020), "What age do you feel? —Subjective age identity and economic behaviors", *Journal of Economic Behavior & Organization* 173:322—341.
- Ye, Z. H. et al (2022), "Too old to plan? Age identity and financial planning among the older population of China", *China Economic Review* 73, <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2022.101770>.
- Yu, G. & K. Schömann (2015), "Working pensioners in China: Financial necessity or luxury of choice?", in: S. Scherger (ed), *Paid Work beyond Pension Age*, Palgrave Macmillan.
- Yu, X. & Q. H. Wang (2023), "A study on the factors influencing old age identity among the Chinese elderly", *Frontiers in Public Health* 10, <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.1027678>.

## Old Age Identity and Employment Choice of the Elderly in China

YU Xiao WANG Qihui

(Jilin University, Changchun, China)

**Abstract:** With the extension of life expectancy, there is a big difference between the old age identity (self-cognition of when old age starts) and the socially designated starting age of the elderly in China. The traditional model of predicting individual economic behavior and making economic policies based on the socially defined age criteria is facing new challenges. Using the data of the China Longitudinal Aging Social Survey (CLASS), this paper focuses on the influence, mechanism and promotion strategy of old age identity on the employment choice of the elderly. Conclusions are as follows: (1) The average old age identity of the elderly in China is 70 years old. The delayed old age identity is the denial of aging by the elderly, which helps to improve the probability of employment. Those who deny getting old are 2.4% more likely to choose employment than those who admit getting old. (2) Compared with the elderly who admit getting old, the "young" elderly who deny getting old are more likely to strengthen the behavioral continuation effect, that is, to continue the behavioral norms in the middle age and maintain the continuity of work, improve the willingness of social participation, and enhance the degree of employment confidence by improving self-esteem and actively coping with difficulties. (3) Old age identity over 70 years old, the landmark event of aging is not working, and the external environment, especially the family intergenerational support pressure, can stimulate the positive influence of old age identity on the employment choice of the elderly. (4) With the increase of pension income, the influence of old age identity on the employment choice of the elderly is still significant but with a significant gender difference, and the influence of old age identity on the employment choice of the elderly women is not significant.

**Keywords:** Old Age Identity; Age Values; Employment Choice; Social Identity; Subjective Age

(责任编辑:何伟)

(校对:刘新波)