

文化视角下家庭类型对中国城镇职工延迟退休意愿的影响

高和荣,李松林

(厦门大学公共事务学院)

摘要:延迟退休是国家为充分开发利用人力资源、适应人口快速老龄化的一项决策部署,对于经济社会的稳定发展具有重要意义。受中国传统文化影响,家庭维度的相关因素是影响我国城镇职工延迟退休决策的关键变量。依据家庭在“赡养”和“抚养”两个维度的责任有无,将其划分为“赡养+抚养”型、“赡养”型、“抚养”型、“无责任”型四类,基于CHARLS四期数据,综合运用Logit、条件Logit和Probit模型分析四种类型的家庭对职工延迟退休决策的影响。研究发现:“抚养”型家庭对个人延迟退休的决策行为具有显著的逆向影响,“赡养”型家庭会显著促进个人的延迟退休意愿,“赡养+抚养”型家庭对个人延迟退休决策行为不显著,而“抚养”型家庭对延迟退休意愿的影响要比“赡养”型家庭更显著。此外,职工月收入水平会正向调节“赡养”型家庭对个体延迟退休决策的影响,养老期望会负向调节“抚养”型家庭对个体延迟退休决策的影响。为此,要稳步推进托育服务高质量供给改革,防止“抚养”型家庭消极执行延迟退休政策,切实完善老幼共托政策,解决“赡养+抚养”型家庭实施延迟退休政策所面临的难题,并弘扬优秀传统养育文化,提升个体延迟退休意愿。

关键词:延迟退休;家庭;传统文化;影响因素;“一老一小”

一、引言

2025年1月正式施行的《关于实施渐进式延迟法定退休年龄的决定》(以下简称《决定》)秉持小步调整、弹性实施、分类推进、统筹兼顾原则,明确政策的实施“不得违背职工意愿,违法强制或者变相强制职工选择退休年龄”,由此把国家政策设计与个人选择的权利有机结合起来。作为一项具有增进养老保险基金可持续性^[1]、提升国家经济竞争力^[2]、增进民生福祉^[3]等功能的社会政策,如何结合中国的国情社情人情完善现行延迟退休政策配套措

施、提升职工延迟退休的积极性、确保该政策的有效施行具有重要意义。

已有研究对延迟退休政策的制定与有效施行主要采取两条分析路径:一是通过理论及政策仿真与模拟估计延迟退休可能产生的政策后果,如讨论该政策对身体及心理健康水平^[4-5]、家庭养老负担^[6]、劳动力市场供需平衡^[7]、人力资本积累^[8]、基本医疗保险基金平衡性^[9]、社会平等^[10]等的影响,进而为延迟退休配套政策的完善提供参考依据,努力做到未雨绸缪。二是从自身角度分析影响个体选择延迟退休的相关因素,以厘清政策施行的着力点与难点,为

引用本文:高和荣,李松林.文化视角下家庭类型对中国城镇职工延迟退休意愿的影响[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2025,27(4):110-120.

基金项目:国家社会科学基金重大项目(24&ZD141)

作者简介:高和荣(1969—),男,教授,博士,主要从事民生保障与社会政策研究。E-mail:hrgao@126.com

政府制定相应措施提供决策参考。一些成果分析个人特征如性别、受教育水平、健康状况^[11-13]、职称^[12]、年龄^[13]、工资收入^[14]等对自身延迟退休意愿的影响。还有研究以企业和家庭为落脚点,通过寻找这两个维度特征变量探讨其对个人延迟退休意愿的影响,其中,对企业特征的研究主要聚焦于企业薪资发放方式^[13]、管理氛围^[15]、工作强度、时间与方式^[16]、工作部门属性^[17],而对家庭特征的研究则主要关注子女数量^[18-19]、配偶间退休决策的互动关系^[19]、家庭成员间的经济支持和隔代照料支持^[20]等因素。另一些研究从政策背景和社会环境出发分析了二孩及三孩政策^[18]、全额退休福利资格^[21]、社会养老保险参与情况^[14,22]、社会阶层^[14]等变量对延迟退休选择的影响。

本研究旨在沿着上述第二条分析路径拓展现有研究。目前,学界对延迟退休意愿的探讨主要集中在个人特征、企业特征及宏观社会政策方面,对中国传统文化影响下的个人行为选择考虑不足,然而这恰恰是分析延迟退休意愿的重要面向。这是因为在传统文化的影响下,中国人坚持集体主义,注重维系与他人的良好关系,甚至把它当成表征自我的前提^[23]。这意味着,中国城镇职工的延迟退休抉择绝不会局限于个人范畴,而是会受到绵延数千年传统文化的影响,尤其是会受到家庭成员与自己联结的影响。已有家庭层面的研究重点考虑了隔代照料对延迟退休意愿的影响,但对赡养责任的考虑尚存不足。因此,本研究从家庭文化视角出发,基于家庭成员间的代际赡养和抚养关系综合考虑家庭类型对延迟退休意愿的影响,以期提升城镇职工渐进式延迟退休政策的实施效果。

二、理论分析与研究设计

1. 理论分析

分析城镇职工渐进式延迟退休意愿的影响因素,就是对行为科学在特殊政策场景中进行应用与阐释,并基于中国本土特征分析影响行为选择的关键变量。《决定》的出台表明政府承认延迟退休首先是一种自选择行为,个体可根据对自身、家庭及社会现状的判断而做出相应的行为选择。从系统论观点看,个体做出决

策就是厘清主体与主体、主体与客体、客体与客体之间的关系,以解决系统内部矛盾进而实现决策目标的过程,只是决策系统往往比较复杂,系统的组份(包括要素和联系)繁多到难以用还原方法论进行认识和处理^[24]。按照赫伯特·金迪斯的归纳,对个人行为的科学解读需要综合经济、社会、心理和生物等学科理论,其中,经济学建构了基础的理性行动者模型,社会学为个体明确了社会角色、职责及行为规范,心理学旨在解释复杂的人类审慎思虑、目标形成及学习的各种模式,生物学认为人类的种种行为均是基因-文化共同演化的产物^[25]。因此,本研究主要从前3种学科视角展开分析。

在中国,家庭在个体决策中的角色与地位尤为特殊。与西方家庭不同,中国的家庭承担了大部分的社会功能,家庭内部成员关注人口繁衍、家庭发展甚至是信仰构建等事项^[26],因而形成了独特的家庭养老敬老文化^[27]及家庭催婚催育文化^[28]。对在家庭中兼具“子女”和“父母”角色的中年群体而言,他们承担着赡养老人的社会责任与道德要求^[29],扮演着敦促家庭人口繁衍的社会角色^[28],在做出延迟退休决策行为时,需要主动思考自己可能要承担赡养老人和隔代抚养后辈的家庭分工。由此,依据家庭分工所需的“赡养”和“抚养”劳动服务供给,可将个体的家庭类型划分为需要赡养老人且隔代抚养小孩的“赡养+抚养”型家庭、只需要赡养老人的“赡养”型家庭、只需要抚养小孩的“抚养”型家庭以及无需赡养老人和抚养小孩的“无责任”型家庭等四种,并分析这四类对个体延迟退休决策的影响差异。

2. 研究设计

(1) 模型设定

本研究重点探讨家庭文化视角下个体延迟退休的影响因素,而个体是否选择延迟退休是一个二值离散变量,因此选择Logit模型作为基准回归模型:

$$P(y_i = 1 | family_{im}, x_{i\cdot}) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 family_{im} + \beta_2 x_{i1} + \cdots + \beta_{k+1} x_{ik})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 family_{im} + \beta_2 x_{i1} + \cdots + \beta_{k+1} x_{ik})} \quad (1)$$

式中: $y_i = 1$ 为个体*i*选择延迟退休; $family_{im}$ 为个体*i*的家庭类型, $m = 1$ 为“赡养”型家庭, $m =$

2 为“抚养”型家庭, $m=3$ 为“赡养+抚养”型家庭; $x_{i1}, \dots, x_{ik}$ 为 k 个控制变量; β_0 为截距项, $\beta_1, \dots, \beta_{k+1}$ 为解释变量的回归系数。

(2)数据来源与变量选取

此次研究的数据集有两类来源:第一类为个体微观调研数据,来源于中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)2011—2018 年 4 期数据。由于 CHARLS 2020 年的数据无法满足核心解释变量的测算需求,因此 2020 年的数据不纳入分析范围。第二类为微观数据中受访对象所在城市的宏观数据,主要来源于历年《中国城市统计年鉴》及各省(自治区、直辖市)历年统计年鉴和中国经济社会大数据研究平台。模型相关变量如下。

①被解释变量。被解释变量为延迟退休意愿(*retire*)。参考已有研究^[12,20,30-31],根据受访个体预期退休年龄和实际法定退休年龄的数值大小进行衡量:如果预期退休年龄超过实际的法定退休年龄,则 *retire* 变量赋值为 1,表明受访个体具有延迟退休意愿;如果预期退休年龄小于法定退休年龄,则 *retire* 变量赋值为 0,表明受访个体不具有延迟退休意愿。具体而言,如果受访个体是男性,将预期退休年龄与 60 岁相比;如果受访个体是女性工人,将预期退休年龄与 50 岁相比;如果受访个体是女性干部,则将预期退休年龄与 55 岁相比,女性干部和女性工人的区分主要参考政府的政策及已有的研究思路^[32],将受教育程度为大专及以上群体设定为女干部。

②解释变量。核心解释变量为家庭类型,为避免出现虚拟变量陷阱问题,设定 3 个反映家庭类型的变量:*family1* 表示“赡养”型家庭、*family2* 表示“抚养”型家庭、*family3* 表示“赡养+抚养”型家庭,这 3 个变量均为 0—1 变量,取值为 1 表示受访对象所在家庭属于对应类型,取值为 0 则表示不属于该类型。家庭赡养责任的衡量通过家中是否有很不健康(或不能自理)的老年人数量来确定,只要存在 1 位及以上则认为该个体存在家庭赡养责任;家庭抚养责任的测量通过家中未生育的子女数量来确定,只要家中有 1 位及以上的未生育子女,则认

为受访个体存在隔代抚养的预期。

此外,参考已有文献^[13-14,21],在个体层面选取性别(*female*)、受教育水平(*edu*)、婚姻状况(*single*)、健康状况(*disease*)、户口状态(*urban*)等变量作为控制变量。在家庭层面,选取家庭生活水平(*cost*)作为控制变量,参考 Gong 等的研究^[33],采用家庭人均消费进行衡量,因为消费比收入拥有更小的误差,可以更好地衡量长期资源。同时,由于耐用品消费频率较低,不具有长期性,而医疗支出会混淆消费与家庭收入水平的关系,所以在计算人均家庭消费水平时将医疗支出和消费支出排除在外,并对变量取对数以缓解异方差对结果的影响^[33]。在宏观层面,选取受访对象所在城市的人均地区生产总值(*pgdp*)、职工年平均工资水平(*pwage*)、人均财政收入水平(*pfisi*)和人均财政支出水平(*pfiso*)作为控制变量。其中,*pgdp* 用于控制受访对象所在城市的经济发展水平,*pwage* 用于控制职工再就业对延迟退休决策产生的影响,*pfisi* 和 *pfiso* 用于控制地方财政调控能力对个体延迟退休决策的影响。同样地,为缓解异方差,对宏观层面的这 5 个连续变量取对数。所有变量名称、符号、定义及描述性统计结果见表 1,在删除被解释变量和核心解释变量为缺失值的样本后,得到有效样本 2 933 个。

三、实证结果分析

1. 基准回归

依据前文设定模型,在回归模型中逐个引入核心解释变量和控制变量,Model1 ~ Model4 为未加入控制变量的参数估计结果,Model5 ~ Model8 为加入控制变量并固定时间效应和省份效应的回归模型,利用 Stata 18.0 对模型参数进行估计,得到基准回归结果见表 2。

从“赡养”型家庭对延迟退休意愿的影响看,依据 Model1、Model4、Model5、Model8 的回归结果可以发现,变量 *family1* 的回归系数均为正,并均通过了变量的显著性检验。这表明,相比对照组“无责任”型家庭无需赡养老人和隔代抚养,当职工家庭类型为“赡养”型时,即增加赡养老人责任后,个体有更大概率选择延迟退

表 1 变量说明

变量类型	变量符号	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>retire</i>	有延迟退休意愿=1； 没有延迟退休意愿=0	0.912 7	0.282 3	0	1
核心解释变量	<i>family1</i>	属于“赡养”型家庭=1； 不属于“赡养”型家庭=0	0.058 3	0.234 4	0	1
	<i>family2</i>	属于“抚养”型家庭=1； 不属于“抚养”型家庭=0	0.235 6	0.424 4	0	1
	<i>family3</i>	属于“赡养+抚养”型家庭=1； 不属于“赡养+抚养”型家庭=0	0.043 0	0.202 8	0	1
控制变量	<i>female</i>	女性=1；男性=0	0.401 0	0.490 2	0	1
	<i>edu</i>	受过大专及以上教育=1；否则=0	0.032 3	0.176 8	0	1
	<i>single</i>	目前处于单身状态=1；否则=0	0.083 2	0.276 2	0	1
	<i>disease</i>	患有慢性病=1；不患慢性病=0；	0.485 8	0.500 0	0	1
	<i>urban</i>	城市户口=1；否则=0	0.226 6	0.418 7	0	1
	<i>cost</i>	人均家庭消费水平的对数	6.967 2	1.431 2	1.252 8	11.829 6
	<i>pgdp</i>	样本所在城市人均 GDP 的对数	10.703 4	0.581 5	9.091 2	12.152 5
	<i>pwage</i>	样本所在城市职工年平均工资的对数	10.852 1	0.314 8	10.153 2	11.917 3
	<i>pfisi</i>	样本所在城市人均财政收入水平的对数	8.106 7	0.906 7	6.074 8	11.208 7
	<i>pfiso</i>	样本所在城市人均财政支出水平的对数	8.914 1	0.577 1	7.655 5	11.464 5

表 2 基准回归结果

变量	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6	Model7	Model8
<i>family1</i>	0.842 2** (0.391 7)			0.671 8* (0.395 3)	1.865 8** (0.822 6)			1.592 0* (0.840 1)
<i>family2</i>		-0.569 2*** (0.139 8)		-0.544 5*** (0.142 8)		-0.695 5*** (0.216 3)		-0.635 4*** (0.223 1)
<i>family3</i>			-0.100 5 (0.310 8)	-0.230 8 (0.315 2)			0.062 1 (0.398 4)	-0.171 4 (0.417 5)
<i>female</i>					2.409 4*** (0.299 0)	2.432 4*** (0.306 6)	2.352 4*** (0.299 3)	2.478 5*** (0.310 4)
<i>edu</i>					-1.425 8*** (0.492 7)	-1.146 1** (0.484 6)	-1.172 9** (0.462 3)	-1.363 2*** (0.518 6)
<i>single</i>					0.624 4 (0.403 0)	0.563 6 (0.408 4)	0.565 8 (0.397 8)	0.615 0 (0.411 1)
<i>disease</i>					0.213 3 (0.210 1)	0.231 4 (0.212 2)	0.257 6 (0.209 7)	0.205 5 (0.212 2)
<i>urban</i>					-0.674 2*** (0.237 2)	-0.690 6*** (0.232 9)	-0.695 5*** (0.231 8)	-0.674 6*** (0.236 8)
<i>cost</i>					-0.174 5* (0.090 5)	-0.161 5* (0.090 6)	-0.187 0** (0.090 0)	-0.153 4* (0.090 6)
<i>pgdp</i>					0.251 7 (0.624 8)	0.151 8 (0.619 3)	0.140 6 (0.622 7)	0.242 2 (0.622 4)
<i>pwage</i>					-2.875 4** (1.127 6)	-2.748 5** (1.129 7)	-2.839 5** (1.132 0)	-2.780 2** (1.124 2)
<i>pfisi</i>					0.397 8 (0.546 1)	0.449 0 (0.546 4)	0.509 8 (0.544 7)	0.360 8 (0.547 2)
<i>pfiso</i>					-0.246 8 (0.527 3)	-0.210 4 (0.533 4)	-0.352 9 (0.523 9)	-0.135 5 (0.5341)
<i>Constant</i>	2.311 8*** (0.066 4)	2.506 9*** (0.080 0)	2.351 8*** (0.067 0)	2.482 1*** (0.085 0)	32.019 1*** (11.368 5)	30.789 7*** (11.513 2)	32.752 9*** (11.476 7)	30.314 9*** (11.395 9)
时间固定					已固定	已固定	已固定	已固定
省份固定					已固定	已固定	已固定	已固定
<i>N</i>	2 933	2 933	2 933	2 933	1 322	1 322	1 322	1 322
<i>Pseudo R</i> ²	0.003 4	0.009 0	0.000 1	0.011 4	0.221 2	0.224 7	0.212 1	0.231 1

注：*、**、*** 分别为通过了 10%、5%和 1%的显著性检验。括号内为异方差稳健标准误。下同。

休。这意味着,只要受访个体的父母或其配偶的父母中任一人的身体健康处于极差或不能自理状态时,个体更倾向于选择延迟退休。这看似与中国传统文化强调的孝文化相违背,实则是孝文化在当代社会的一种体现。近代,中国经历了一次“大脱嵌”过程,此后民众摆脱了家国天下的共同体框架,成为独立的、原子化的个人^[34]。体现在家庭养老方面,随着现代社会保障制度的建立与完善,个人在家庭中扮演的角色也从传统社会情景的设定中抽离出来,家庭养老服务的供给并不意味着对个体时间的占用,居家养老并不必然等同于家庭养老。现代社会,商品经济的发展使得养老服务的提供有了多样化的选择,传统孝文化对家庭养老的影响并未消失,而是由家庭提供养老服务转变为从市场购买更为专业的养老服务,这一部分额外的经济支出^[35]会促使个体选择延迟退休以获取更高的经济收入。

从“抚养”型家庭对延迟退休意愿的影响看,依据 Model2、Model4、Model6、Model8 的回归结果可以发现,变量 *family2* 的回归系数均为负,并在所有模型中均通过了 1% 的显著性检验,这表明相比对照组“无责任”型家庭,当个体的家庭类型为“抚养”型家庭时,即增加隔代抚养责任后,个体有更大概率选择不延迟退休。这意味着只要受访个体存在一个或更多的未育子女时,则会倾向于选择不延迟退休,这与中国传统文化中的家族发展、孝文化强调的人口繁衍一致,受访个体对子女生育存在预期会导致他们愿意将自己的时间分配给隔代照料服务。其实,个体也可以在市场上去购买专业的育儿服务,而不需挤占自己的个人时间,但事实上,个体对购买抚养服务呈现明显的保守态度。据任锋的考察,2020 年厦门所有家庭中,接受商业托育服务和非正规小托班的家庭仅占 3.42%,接受潜在普惠性托育服务的家庭比例仅为 29.4%^[36]。在照料新生人口时,家庭分工往往会给予更大的倾斜力度,且更多的是对时间的占用与耗费^[35],这将促使个体做出不延迟退休选择来获取更多隔代抚养的时间。

从“赡养+抚养”型家庭对延迟退休意愿的影响看,依据 Model3、Model4、Model7、Model8

的回归结果可以发现,变量 *family3* 的回归系数在所有模型中均未通过变量的显著性检验,这表明当个体的家庭类型为“赡养+抚养”型家庭时,个体对延迟退休的选择并未呈现出特殊规律,与“无责任”型家庭中个体决策并没有显著差异。由此说明,当同时承担赡养老人和隔代抚养责任时,促进延迟退休和阻止延迟退休的两种相反效应会发生“对冲”,使得这类职工并无确切的延迟退休倾向。

2. 稳健性检验

由于解释变量为家庭赡养和抚养类型,不会根据个体选择是否延迟退休的行为而发生改变,因此可以忽略反向因果可能产生的影响。为解决其他问题可能给研究结论带来的偏误,通过如下几种方法进行稳健性检验。

(1) 控制固定效应

为缓解遗漏变量带来的影响,采用条件 Logit 模型控制不随时间变化的社区层面的遗漏变量^[37],通过引入年份虚拟变量控制不随社区变化的时间层面的遗漏变量,进而减少对估计结果的影响。考虑到控制变量的回归结果不是本研究重点关注对象,控制变量的参数估计结果不再展示,所得其余参数估计结果见表 3。

表 3 的回归结果发现,*family1* 对延迟退休意愿的影响显著为正,即家中有需要赡养的老人时,个体延迟退休意愿会增强;*family2* 对延迟退休意愿的影响显著为负,即家中有未育子女时,个体延迟退休意愿显著降低;*family3* 对延迟退休意愿的影响不显著,所得结论与基础回归模型一致。

(2) 更换变量测量方式

对延迟退休意愿的测量存在多种方式,原因在于女性干部和女性工人的延迟法定退休年龄不同。在我国,女性干部的法定退休年龄为 55 岁,女性工人的法定退休年龄为 50 岁,参考现行研究的通常做法^[32],前文在衡量延迟退休意愿时,以教育水平为划分标准区分了女性干部和女性工人,但学术界另一常见做法是将所有女性的法定退休年龄均看作 55 岁^[12],本研究采取这种做法重新测量被解释变量,得到的参数估计结果见表 4。同样,控制变量的回归结果被省略。

表 3 控制社区固定效应的模型参数估计结果

变量	Model9	Model10	Model11	Model12
<i>family1</i>	1. 993 5 ** (0. 994 8)			1. 646 0 * (0. 987 2)
<i>family2</i>		-0. 738 4 ** (0. 315 2)		-0. 678 4 ** (0. 324 9)
<i>family3</i>			-0. 210 9 (0. 613 2)	-0. 361 5 (0. 644 5)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定	已固定	已固定	已固定	已固定
社区固定	已固定	已固定	已固定	已固定
<i>N</i>	385	385	385	385
<i>Pseudo R</i> ²	0. 354	0. 357	0. 337	0. 371

表 4 更换被解释变量测算方式后的模型参数估计结果

变量	Model13	Model14	Model15	Model16
<i>family1</i>	1. 029 7 * (0. 562 6)			1. 646 0 * (0. 987 2)
<i>family2</i>		-0. 762 2 *** (0. 184 4)		-0. 757 8 *** (0. 193 7)
<i>family3</i>			0. 023 7 (0. 354 7)	-0. 320 2 (0. 369 1)
Constant	33. 855 6 *** (10. 653 6)	33. 145 1 *** (10. 639 9)	34. 393 8 *** (10. 615 0)	32. 576 0 *** (10. 5837)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定	已固定	已固定	已固定	已固定
省份固定	已固定	已固定	已固定	已固定
<i>N</i>	1 225	1 225	1 225	1 225
<i>Pseudo R</i> ²	0. 136	0. 149	0. 132	0. 151

由表 4 可知,*family1*、*family2* 的参数估计结果显示在方向上与前文模型所得结果一致。不过,*family1* 的显著性程度由 5% 的显著水平降低至 10%, 而 *family2* 始终在 5% 甚至是 1% 的水平上显著, 表明“抚养型”家庭对个体延迟退休决策的影响更显著。整体上, Model13 ~ Model16 所得结论与前文结论均保持一致。

(3) 更换回归模型

除前述两类问题可能产生的影响, 为排除主观选择二值离散模型连接函数可能对研究结论产生的偏误, 使用 Probit 模型对模型的参数进行重新估计^①。结果表明, *family1* 变量的参数估计结果仍然为正数, 且通过了 5% 的显著性检验; *family2*、*family3* 的参数估计正负性和显著性与表 4 保持一致, 说明抚养责任是个体做出延迟退休决策的最重要的影响变量, 这也印证了表 4 所得出的结论。

3. 机制分析

为进一步阐释前文结论, 继续对家庭类型影响个体延迟退休意愿的机制进行分析。前文稳健性检验发现, *family2* 在所有模型中通过了显著性检验并显著为负, *family1* 通过了显著性检验并显著为正, *family3* 没有通过显著性检

验, 因此主要探讨“赡养型”家庭和“抚养型”家庭对延迟退休意愿的机制。由于近年来中介效应“三步法”和“两步法”的适用性引发广泛讨论, 本研究通过调节效应对前述因果机制展开进一步分析^[38]。

(1) 工资收入的调节效应

如前所述, 赡养责任在当今社会展现出的形式与传统社会并不相同, 个体有更大概率从市场上购买养老服务, 或者因赡养需要, 个体不得不继续工作以满足家中老年人对资金的需求。无论出于购买养老服务动机还是出于保障老年人养老需求的动机, 这都是一种经济维度的考量。因此, 一般而言, 当个体工资收入水平越高时, 个体将有更大概率继续工作以保障家庭赡养责任的需要, 延迟退休意愿就越高。

综上, 在模型中引入个体月均工资收入 (*salary*), 并与变量 *family1* 交互, 得到模型回归结果 (表 5)。由表 5 可知, 在未引入交互项的 Model21 中, *family1* 的参数估计结果与之前保持一致, 在 10% 的显著水平上为正数; *salary* 的

^① 受限于篇幅, Probit 模型回归结果并未详细展示, 但已留存备索。

表 5 个人收入对延迟退休意愿的调节作用

变量	Model21		Model22	
	回归系数	异方差稳健标准误	回归系数	异方差稳健标准误
<i>family1</i>	2.450 9 [*]	1.408 8	1.683 0	1.207 8
<i>salary</i>	-0.000 3 ^{**}	0.000 1	-0.000 3 ^{**}	0.000 1
<i>family1</i> × <i>salary</i>			0.000 4 ^{**}	0.000 2
<i>female</i>	2.349 4 ^{***}	0.345 2	2.367 8 ^{***}	0.351 0
<i>edu</i>	-1.449 5 ^{**}	0.635 7	-1.454 1 ^{**}	0.626 2
<i>single</i>	0.131 4	0.491 4	0.121 5	0.490 5
<i>disease</i>	0.686 0 ^{**}	0.297 1	0.678 2 ^{**}	0.299 1
<i>urban</i>	-0.406 1	0.316 5	-0.405 5	0.315 3
<i>cost</i>	-0.031 7	0.126 9	-0.028 9	0.126 9
<i>pgdp</i>	-0.179 8	0.898 9	-0.218 0	0.910 4
<i>pwage</i>	1.098 4	1.616 9	1.020 5	1.617 6
<i>pfisi</i>	0.068 8	0.712 9	0.098 5	0.719 7
<i>pfiso</i>	-0.341 5	0.641 1	-0.341 8	0.641 4
时间固定	已固定		已固定	
省份固定	已固定		已固定	
<i>N</i>	665		665	
<i>Pseudo R</i> ²	0.258		0.260	

参数估计结果在 5% 的显著性水平上为负数,表明受访对象月工资收入越高,越不愿意延迟退休。从 Model22 结果看,*family1* 和 *salary* 的交互项在 5% 的显著水平上显著大于 0,这意味着受访对象收入水平的高低会调节家庭类型对延迟退休意愿的影响,收入水平越高,养老服务购买力越强,因而“赡养型”家庭对延迟退休决策的影响程度就越高,个人也有更为充分的理由选择不退休。

(2) 养老期望的调节效应

长久以来,在孝文化的影响下,养儿防老的观念深入人心,家庭养老始终是一种重要的养老方式,甚至比社会养老更能发挥其应有的作用^[29]。就个人选择而言,如果个体期望自己的子女能够在自己老年时赡养自己,则意味着其受到传统观念的影响更深,更认同养儿防老观念,会更有可能监督其子女完成人口繁衍任务,而这种预期恰好与个体提供的隔代抚养服务紧密相关。所以,存在子女的养老期望会加重阻碍个体选择延迟退休这个问题。

综上,选择个体在年老时期望得到养老服务来源(*expect*)为调节变量,*expect* = 1 表示个人倾向于接受子女养老,*expect* = 0 表示个体对子女养老没有需求,将 *expect* 引入模型并与 *family2* 进行相互,所得模型参数估计结果见

表 6。

由 Model23 可知,*family2* 通过了 1% 的显著性检验,明显阻碍了个体选择延迟退休的可能性,加入 *expect* 变量后,*family2* × *expect* 通过了 10% 的显著性检验,且对应的参数系数为负数,这意味着如果个体存在子女赡养老年自己的期望时会加剧其对未育子女的敦促,并提前做好隔代抚养的准备,进而提高其选择不延迟退休的概率。

四、结论与政策建议

1. 主要结论

本研究重点探讨了文化视角下家庭类型对个体延迟退休决策的影响,通过厘清个体可能承担的赡养与抚养责任,将职工家庭划分为“赡养”型、“抚养”型、“赡养+抚养”型和“无责任”型等四类。基于 CHARLS 2011—2018 年数据,综合使用 Logit 模型、条件 Logit 模型和 Probit 模型实证分析了家庭类型对个体延迟决策产生的影响。研究发现:第一,“抚养”型家庭对个人延迟退休的决策行为具有显著的逆向影响,即当职工拥有未生育的子女时,他们会为自己预设隔代抚养角色,进而阻碍其延迟退休意愿。第二,“赡养”型家庭会显著促进个人的延迟退休意愿,即当职工家庭中有 1 位及以上

表 6 养老期望对延迟退休意愿的调节作用

变量	Model23		Model24	
	回归系数	异方差稳健标准误	回归系数	异方差稳健标准误
<i>family2</i>	-0.688 2 ***	0.216 1	-0.367 9	0.289 0
<i>expect</i>	0.166 1	0.258 1	0.494 1	0.333 2
<i>family2</i> × <i>expect</i>			-0.691 8 *	0.414 1
<i>female</i>	2.422 3 ***	0.307 6	2.413 6 ***	0.304 1
<i>edu</i>	-1.119 3 **	0.484 7	-1.151 6 **	0.474 5
<i>single</i>	0.547 2	0.410 2	0.558 3	0.415 0
<i>disease</i>	0.237 5	0.212 0	0.218 6	0.212 6
<i>urban</i>	-0.601 4 **	0.265 1	-0.582 3 **	0.264 9
<i>cost</i>	-0.154 1 *	0.090 9	-0.162 8 *	0.092 0
<i>pgdp</i>	0.164 6	0.619 1	0.194 7	0.619 6
<i>pwage</i>	-2.751 1 **	1.127 1	-2.849 8 **	1.153 7
<i>pfisi</i>	0.449 9	0.544 7	0.408 2	0.547 8
<i>pfiso</i>	-0.194 9	0.529 1	-0.122 7	0.539 4
时间固定	已固定		已固定	
省份固定	已固定		已固定	
<i>N</i>	1 306		1 306	
<i>Pseudo R</i> ²	0.224		0.228	

身体不健康老年人时,其倾向于通过经济手段替代或完善本应需要承担的家庭养老责任。第三,“赡养+抚养”型家庭对个人延迟退休决策行为不显著,这是因为当家庭中的成员既有赡养老年人又有隔代抚养小孩责任时,两种相反的效应发生“对冲”,对延迟退休意愿的影响得以淡化。与此同时,“抚养型”家庭对延迟退休意愿的影响比“赡养型”家庭更显著。进一步地,通过机制分析发现,职工月收入水平会正向调节“赡养型”家庭对个体延迟退休决策的影响,养老期望会负向调节“抚养型”家庭对个体延迟退休决策的影响。

2. 政策建议

总的来说,家庭文化对延迟退休意愿的影响通过个人在家庭层面的“赡养”与“抚养”角色扮演得以具象化,最终表现为不同家庭类型对延迟退休意愿的影响不尽相同。因此,提升职工延迟退休意愿需要在家庭层面妥善解决“一老一小”人口的“赡养”与“抚养”问题。由于本研究设置家庭类型虚拟变量时将“无责任”型家庭作为参照,且“赡养”型家庭对延迟退休意愿呈现积极作用,因而更多地针对“抚养”型和“抚养+赡养”型家庭提出政策建议。

第一,稳步推进托育服务高质量供给改革,

防止“抚养”型家庭消极执行延迟退休政策。中国传统文化注重家庭延续,“不孝有三,无后为大”的理念仍然广泛影响现代人的生育观,家庭对抚养小孩的关注程度高于赡养老人。然而,“抚养”型家庭的延迟退休意愿较为消极,其原因在于商业化和社会化的托育服务经验相对薄弱,尚不足以被职工家庭完全信任。因此,提升“抚养”型家庭延迟退休概率关键在于,一是要充分保障发展托育服务的高质量供给,这就需要打造“样板”方案,提振市场信心,让商业化和社会化的托育服务方案成为一种可靠选择。二是要设定激励性政策,通过税收优惠等方法激励托育服务的供给,探索更加合适的育儿补贴政策以减轻家庭负担,让托育服务成为一种可行选择。三是要健全托育专业人才培养与评估制度,促进医育融合,并建立跨部门协同监管框架,让托育服务可以长足发展,进而防止家庭延续观念对延迟退休决策产生不利影响。

第二,切实完善老幼共托政策,解决“赡养+抚养”型家庭实施延迟退休政策所面临的难题。“赡养+抚养”型家庭内部的“赡养”和“抚养”代际行为对延迟退休决策存在对冲效应,赡养老人的经济压力在一定程度上有助于提升延迟退休概率,而隔代抚养的时间占用则会降

低延迟退休概率,两种概率一升一降导致此类家庭面临决策困境。为此,需要整体思考“一老一小”的赡养及抚养问题,联合降低赡养及抚养的经济成本和时间成本,扎实推进“老幼共托”政策的实施,提升“赡养+抚养”型家庭的延迟退休意愿。特别是要实施养老托育基础设施“一体化”建设工程,构建“老幼共托”综合服务中心,优化跨代际活动空间以降低照料成本;集约利用老幼共托设施,以社区建设为依托真正建成15 min老幼共托服务圈;扎实推动医养结合与托育照护的双向延伸,促进资源的跨领域流动,为“老幼共托”提供医疗保障资源;积极搭建智慧平台,集成健康监测、应急响应和人员培训等多种功能,为“老幼共托”提供技术保障。

第三,弘扬优秀传统养育文化,提升个体延迟退休意愿。前文所述,个体对子女提供赡养服务存在期盼时,选择延迟退休的意愿及概率都会下降,这并非西方经济学强调的利益互换式“理性人”行为,而是中国家庭文化熏陶下一种维系代际情感传递的本能举动,这种家庭代际互助传统即便在现在社会也依然展现出强大的文化抗逆性^[11-13]。因此,提升延迟退休政策的实施效率,需要充分尊重传统优秀家庭文化在个人延迟退休决策中的影响,发挥代际互助传统功能,探索实施对与父母同住的子女减免个税或房产税、推行赡养假等政策来降低赡养与抚养压力,促进个体做出延迟退休决策。要鼓励赡养和隔代抚养从义务性传统向专业化社会服务转变,消解家庭角色预设对退休决策的刚性约束,通过探索“养老储蓄账户”与“育儿积分”政策的衔接,允许职工将延迟退休增加的收入部分转化为父母护理补贴或子女教育基金,为赡养及隔代抚养向专业化社会服务转型奠定基础。

参考文献:

[1] 邓大松,刘昌平. 中国养老社会保险基金敏感性实证研究[J]. 经济科学, 2001(6): 13-20.
[2] 金刚. 中国退休年龄的现状、问题及实施延迟退休的必要性分析[J]. 社会保障研究, 2010(2): 32-38.

[3] 张熠,张书博,汪润泉. 中国养老金改革的逻辑和福利效果:基于人口“数量-质量”转换的视角[J]. 经济研究, 2020, 55(8): 188-205.
[4] YUAN B, LIU W, CUI Y H. The impact of retirement on body mass index in China: an empirical study based on regression discontinuity design [J]. SSM-Population Health, 2023, 23: 101434.
[5] RAIHAN M M H, CHOWDHURY N, CHOWDHURY M Z I, et al. Involuntary delayed retirement and mental health of older adults [J]. Aging & Mental Health, 2024, 28(1): 169-177.
[6] YU W G, GAO Y X, WANG R, et al. OLG model analysis of delayed retirement and social pension effects on family—based elderly care in China [J]. Mathematics, 2024, 12(21): 3314.
[7] 黄健元,凌巧,王欢. 延迟退休年龄对劳动力市场的影响 [J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2017, 19(4): 83-88.
[8] 原新,于佳豪,金牛. 渐进式延迟退休:成因、机遇与进路 [J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2024, 26(5): 39-48.
[9] 封进,王贞. 延迟退休年龄对城镇职工医保基金平衡的影响——基于政策模拟的研究 [J]. 社会保障评论, 2019, 3(2): 109-121.
[10] LAUN T, MARKUSSEN S, VIGTEL T C, et al. Health, longevity and retirement reform [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2019, 103: 123-157.
[11] 于翠婷,喻继银. 高校教师对延迟退休年龄意愿的实证研究——基于成都市高校教师的调查 [J]. 人口与发展, 2013, 19(4): 82-89.
[12] 李琴,彭浩然. 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 [J]. 公共管理学报, 2015, 12(2): 119-128.
[13] 吴翌琳,张育铭,王菲. 延迟退休意愿及其影响因素的实证研究——来自中国健康与养老追踪调查的证据 [J]. 吉林大学社会科学学报, 2021, 61(3): 96-107.
[14] 王军,王广州. 中国城镇劳动力延迟退休意愿及其影响因素研究 [J]. 中国人口科学, 2016(3): 81-92.
[15] 邹卫兵,徐宏毅. 高承诺人力资源管理、延迟退休意愿与工作绩效——基于团队层面的研究 [J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2024, 63(1): 75-82.

- [16] CLELAND J, PORTEOUS T, EJEBU O Z, et al. Won't you stay just a little bit longer? A discrete choice experiment of UK doctors' preferences for delaying retirement[J]. Health Policy, 2022, 126(1): 60-68.
- [17] 周晓蒙, 张琢. “铁饭碗”愿意延退吗? ——体制内外劳动者延迟退休意愿差异研究[J]. 人口与发展, 2025, 31(1): 48-58.
- [18] 徐英东, 于潇. 子女数量对父母期望退休年龄的影响: 基于生育政策调整视角的分析[J]. 人口研究, 2025, 49(1): 37-52.
- [19] 钱嫣虹, 李心愉. 个体退休意愿及家庭内互动关系研究[J]. 保险研究, 2018(1): 39-51.
- [20] 何圆, 王伊攀. 隔代抚育与子女养老会提前父母的退休年龄吗? ——基于 CHARLS 数据的实证分析[J]. 人口研究, 2015, 39(2): 78-90.
- [21] CURL A L, HAVIG K. A case study of missouri's deferred retirement incentive for state employees [J]. Journal of Aging & Social Policy, 2014, 26(3): 249-265.
- [22] 李昂, 申曙光. 社会养老保险与退休年龄选择——基于 CFPS2010 的微观经验证据[J]. 经济理论与经济管理, 2017(9): 55-70.
- [23] 张彦彦, 赵英男, 李华智, 等. 社会规范的文化延伸——文明作为中国人的一种道德基础[J]. 自然辩证法通讯, 2022, 44(5): 19-26.
- [24] 张彩江, 马庆国. 简单决策与复杂决策的比较分析及其启发意义[J]. 自然辩证法研究, 2005, 21(2): 101-104.
- [25] 赫伯特·金迪斯. 理性的边界: 博弈论与各部门行为科学的统一[M]. 董志强, 译. 上海: 格致出版社, 上海人民出版社, 2010: 160-171.
- [26] 翟学伟. 中国人的日常呈现: 面子与人情的社会学研究[M]. 南京: 南京大学出版社, 2016: 20.
- [27] 高和荣. 文化变迁下的中国老年人口赡养问题研究[J]. 学术论坛, 2003(1): 136-139.
- [28] 王阳, 马小雷. 催婚: 现代社会家庭再生产的困境及其代际冲突——基于一位待婚女青年的生命历程研究[J]. 华东理工大学学报(社会科学版), 2019, 34(4): 26-34.
- [29] 张川川, 陈斌开. “社会养老”能否替代“家庭养老”? ——来自中国新型农村社会养老保险的证据[J]. 经济研究, 2014, 49(11): 102-115.
- [30] 朱铭来, 申宇鹏, 康琢. 延迟退休意愿、医疗服务利用与健康收益[J]. 经济学(季刊), 2024, 24(1): 84-100.
- [31] 虞幸然, 粟芳. 预期寿命和受教育年限对延迟退休意愿的影响分析——基于临退休的劳动力样本[J]. 西北人口, 2023, 44(1): 43-58.
- [32] 曾益, 李姝, 张冉, 等. 门诊共济改革、渐进式延迟退休年龄与职工医保基金可持续性——基于多种方案的模拟分析[J]. 保险研究, 2021(4): 91-105.
- [33] GONG J Q, WANG G W, WANG Y F, et al. Consumption and poverty of older Chinese: 2011 – 2020[J]. The Journal of the Economics of Ageing, 2022, 23: 100410.
- [34] 许纪霖. 现代中国的家国天下与自我认同[J]. 复旦学报(社会科学版), 2015, 57(5): 46-53.
- [35] 阳义南. 我国潜在老年人力资源的测度、识别与析因[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2025, 75(2): 191-204.
- [36] 任锋. 育儿家庭对普惠性托育服务模式的偏好与支付意愿[J]. 人口与经济, 2023(1): 57-70.
- [37] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [38] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

**The Impact of Family Types on Delayed Retirement Intention among Chinese Urban Employees:
A Cultural Perspective** / GAO Herong, LI Songlin (School of Public Affairs, Xiamen University)

Abstract: Delayed retirement is a national strategic decision in China aimed at fully utilizing and developing human resources and adapting to the rapid aging of the population, which is important for the stable development of the economy and society. Influenced by traditional Chinese culture, household-related factors are key variables influencing the delayed retirement decisions of urban employees in China. Based on the presence or absence of family responsibilities in “elderly care” and “child-rearing”, employee families are categorized into four types: “elderly care + child-rearing” “elderly care” “child-rearing” and “no-dependency”. Utilizing four waves of CHARLS data and integrating logit, conditional logit, and probit models, this paper examines how different family types influence delayed retirement decisions. The findings of this paper are as follows: “Child-rearing” families exert a significant negative impact on delayed retirement intentions; “Elderly care” families notably promote delayed retirement intentions; “Elderly care + child-rearing” families show no statistically significant effect; The effect of “child-rearing” families on delayed retirement intentions is more pronounced than that of “elderly care” families. Additionally, employees’ monthly income levels positively moderate the effect of “elderly care” families on delayed retirement decisions, while pension expectations negatively moderate the influence of “child-rearing” families on such decisions. Therefore, efforts should be made to steadily advance reforms for high-quality supply of childcare services, prevent “child-rearing” families from reluctant to embrace delayed retirement policies, and effectively improve elderly care and child-rearing policies, addressing the challenges faced by “elderly care + child-rearing” families in implementing delayed retirement policies, while revitalizing traditional child-rearing culture and enhancing individuals’ delayed retirement intention.

Key words: delayed retirement; family; traditional culture; determinants; elderly care and child-rearing