自雇型就业的生育效应与作用机理

张华初、柯 晋

(华南师范大学 经济与管理学院,广州 510006)

【摘 要】2021年我国灵活就业规模高达 2 亿人,其中自雇型就业已成为灵活就业的主要形式之一。利用 2013年、2015年及 2017年中国综合社会调查(CGSS)数据,实证检验自雇型就业如何影响二孩生育意愿,发现:自雇型就业可以显著提高二孩生育意愿,相对于"生存型自雇","机会型自雇"对二孩生育意愿的积极效应更强。异质性分析表明,对女性及东部地区个体而言,自雇对二孩生育意愿的提升作用更大。作用机制检验结果表明,自雇型就业可以通过提高个人职业收入、主观幸福感以及主观阶层流动预期对二孩生育意愿产生积极效应。基本社会保障的覆盖会提高自雇型就业群体二孩生育意愿与生育行为的一致性,有利于自雇型就业群体将二孩生育意愿转化为实际生育行为。

【关键词】自雇型就业 生育效应 生育意愿与行为的一致性 包容性社会保障体系 【中图分类号】F249.21 【文献标识码】A 【文章编号】1000-5455(2022)06-0083-16

一、问题提出

经历了近几十年经济和社会的巨大变化,我国人口结构即将面临重大转折且已经呈现日益深化的低生育率状态。近年来我国生育率长期处于世代更替水平之下,适龄人口生育意愿偏低,人口发展进入关键时期。随着全面二孩政策所带来的二孩效应的逐渐弱化,我国出生人口自 2016 年有较大回升后持续走低。而 2020 年第七次人口普查数据显示,我国总和生育率已降至 1.3。与此同时,2021 年我国灵活就业规模高达 2 亿人,其中自雇型就业已成为灵活就业的主要形式之一。①自雇型就业包括个体经营和合伙经营两种就业方式。②数字经济发展所带来的自雇率上升,使得自雇就业群体愈发壮大。一方面,网约车司机、外卖骑手等依托于数字平台的新自雇就业形态已成为我国就业"蓄水池";另一方面,很多自雇就业者通过数字平台成功创业,转而需要招聘更多的劳动力,创造更多劳动力岗位。③国际劳工组织工作报告《中国数字劳工平台和工人权益保障》指出,2019 年我国数字劳工平台从业者占就业人口比重已达 9.7%,远高于美国、英国等发

收稿日期: 2021-10-21

① 资料来源:《35 岁就业福音:我国灵活就业人员规模达到 2 亿人》,前瞻网,http://app.myzaker.com/news/article.php? pk=61010666b15ec0265d20a3c2&ivk_sa=1023197a,访问日期:2021-09-20。

② 资料来源:《中华人民共和国社会保险法释义(十)》,人力资源和社会保障部,http://www.mohrss.gov.cn/fgs/syshehuibaoxianfa/201208/t20120806_28571.html,访问日期:2021-09-20。

③ 资料来源:《全球视野中的零工经济》,上海金融与法律研究院,http://www.sifl.org.cn/show.asp? id=4844,访问日期:2021-09-20。

达国家。①

自雇就业对生育率有什么影响?一方面,自雇可以使个体更好地平衡工作和生活,更灵活地安排日程,收入更高[1],这些都是促进生育的因素;另一方面,自雇与收入不确定和时间压力有关^[2],可能抑制生育。现实生活中,为了使工作时间更为灵活和避免就业性别歧视,自雇成为女性就业特别有吸引力的选择,自雇提供了一种逃避生育后"工作一家庭"冲突和就业性别歧视的方法^[3-5]。但事实上,大量研究表明,女性选择自雇就业的倾向低于男性^[6-9]。选择自雇的男性群体也有扩大家庭规模的激励,多生育可以提高出现有才能和对经营企业有兴趣的后代的概率^[10]。因此,自雇和生育之间的关系可能存在性别差异。欧洲国家的宏观数据显示自雇率与生育率呈负相关关系^[11],但考虑到我国独特的传统文化和政策环境,发达国家的研究结论未必适用于我国。

本文建立了一个自雇型就业群体如何依据效用最大化原则在一孩或二孩之间进行生育决策的三期 OLG 模型,并证明了自雇可以通过影响个人职业收入、主观幸福感以及主观阶层流动预期来提高二孩生育意愿。此外,本文使用 2013 年、2015 年及 2017 年中国综合社会调查(CGSS)数据,证实了自雇可以提高二孩生育意愿,在使用工具变量法和倾向得分匹配法缓解内生性问题,并剥离"单独二孩""全面二孩"政策效应后,该结论依然稳健。进一步研究发现,拥有基本社会保障的自雇型就业群体相较于未拥有基本社会保障的,更倾向于将其二孩生育意愿转化为实际生育行为,这表明扩大基本社会保障的覆盖面有利于自雇型就业群体生育二孩。

本文可能的贡献在于以下三个方面:(1)从微观角度研究自雇型就业对二孩生育意愿的影响及作用机制;(2)从理论层面和实证层面检验自雇对二孩生育意愿的作用机制,为深入理解自雇型就业的生育效应提供了经验证据;(3)本文研究结论为建设覆盖自雇型就业群体的包容性社会保障体系提供了有益参考。

二、文献综述与研究假设

(一)文献综述

全球经济体系重构引起劳动力就业市场的结构性变化,导致就业形式从以稳定的大公司就业为主导转变为以更为灵活的弹性就业为主导^[12]。灵活的劳动力市场使得经济体系可以更好地应对失业,鼓励越来越多的人改变他们最初的职业选择而选择自雇^[13]。自雇已经成为一种普遍的现象,不同学历和技能层次劳动者的就业形式都有从稳定的长期就业转向自雇的趋势^[14-16]。现有文献将自雇分为"生存型自雇"和"机会型自雇"两种类型。"生存型自雇"指自雇者出于生存的需要,从事技术壁垒低、成本低、利润低的行业。生存型自雇者往往没有受过良好教育、技能水平不高^[17-18],其就业领域也集中在餐饮、百货等门槛较低的行业,可能存在被动选择自雇的情况,主要特征为未雇佣其他劳动力,属于自营劳动者^[19]。"机会型自雇"指自雇者为了把握新的市场机会,由于个体偏好和追求商业机会等原因而自愿选择自雇^[20],具有技术壁垒较高、经济效益较大的特征,

① 资料来源:《中国数字劳工平台和工人权益保障》,国际劳工组织,http://www.ilo.org/beijing/information-resources/WCMS_761763/lang--zh/index.htm,访问日期:2021-09-20。

且至少雇佣一个劳动力,属于雇主身份^[19]。机会型自雇的主力人群是具有高学历高技能的中青年群体,往往期望较高投资回报,其资金多来源于政府和金融机构的贷款支持,而生存型自雇者资金多来源于个人和家庭自筹,期望较低风险和较为稳定的低投资回报。

这种劳动力市场的转变会使自雇者生育意愿发生变化。一方面,孩子数量与个体选择自雇相关^[21],自雇者可以更好地平衡对孩子的抚养和自身的工作,更灵活地分配自己的时间^[22],这有利于促进生育。在选择自雇的女性群体中经常观察到非全时工作的现象^[23],而工作时间的灵活性也是促进生育的积极因素。另一方面,拥有一家企业实际上可能需要投入更多的时间和资源,自雇的工作要求比受雇的工作要求更高^[24]。某些行业的自雇者可能需要花费更长的时间在工作上,这意味着自雇可能不会使工作和家庭更容易管理^[25],反而会加剧两者的冲突。相较于男性而言,女性可能会更少获得自雇带来的好处^[26],同时管理工作和家庭对女性自雇者是一个持续的挑战^[27]。相较于稳定的长期就业而言,自雇具有更大的不确定性^[3]。这些因素均可能抑制自雇者群体的生育意愿。综上,自雇既有促进生育的一面,也有抑制生育的一面,本文将基于中国情境对其展开研究。

(二)研究假设

自雇与生育意愿之间的影响关系很难直观预测。对于"生存型自雇"而言,生存型自雇者自身受教育程度较低,人力资本相对匮乏,迫于生存压力而选择自雇。在生存型自雇者这一群体中,就业行业集中于批发零售、餐饮、社会服务等,这些行业准入门槛低、盈利空间有限,自雇者收入的增长单纯依靠劳动时间的投入。自雇者往往身心俱疲,无暇顾及家庭,这些都不利于生育。但结合中国具体实际和莱宾斯坦成本效用理论,对于生存型自雇者而言,生育孩子所带来的效用可能大于生育孩子的成本。生育孩子的效用具体可分为:经济效用、保险效用、传宗接代效用、娱乐效用^[28]。就经济效用和保险效用而言,孩子可以帮助家庭从事生产活动,为父母提供养老保障;多个孩子可以分担父母养老压力。而就传宗接代效用和娱乐效用而言,生育孩子可以延续香火,多生育孩子可以使家族人丁兴旺。如果第一胎是女孩,则希望再有一个男孩可以传宗接代,并且孩子可以给父母和家人带来快乐,满足其情感上的需求。上述效用对机会型自雇者同样也具有一定吸引力,不过与生存型自雇者不同的是,机会型自雇者往往正处于社会阶层上升期或即将处于社会阶层上升期^[29]。社会阶层的上升会显著提升个体的生育意愿^[30],子女数量与父代社会经济地位的提高呈正相关关系^[31]。同时,社会阶层较高的家庭一般拥有较高的收入和社交资源,有条件养育更多的子女。根据上述分析,本文提出研究假设 1:

H1 无论是"生存型自雇"还是"机会型自雇",自雇对二孩生育意愿均具有正向影响。

此外,假设人生各时期是离散的,范围为 0 至 ∞ ,自雇型就业群体内每一个体在同时期完全同质,孩子消费归属于父母消费之内,父母所关心的不仅是孩子的数量,还包含孩子的质量,孩子的数量和质量均是正常品,孩子的质量由其人力资本表示,且排除多胎妊娠的情况。基于上述假设,本文试图构建一个包含童年期、成年期和老年期的三期 0LG 模型。父母的效用函数包括:成年期消费 C_ι 、老年期消费 $D_{\iota+1}$ 、孩子数量 N_ι 以及孩子的人力资本 $H_{\iota+1}$ 。借鉴生育数量和质量的对数形式模型[32],本文构建效用函数形式如下:

$$U_{t} = \ln(C_{t}) + \theta \ln(D_{t+1}) + \delta \ln(N_{t} H_{t+1})$$

参数 $\theta \in (0,1)$ 为贴现因子, $\delta > 0$ 表示孩子在其父母效用函数中的效用权重。由于考虑的是生育一孩或二孩的决策,且将整个家庭视为生育决策整体,因此,孩子数量 N_i 的取值只能为 1 或 2,在后文模型中,本文将 N_i 视为基数而非序数。此外,基于现实情形,假设在家庭中,一孩效用权重 δ_1 大于二孩效用权重 δ_2 。故可构建家庭生育决策模型。如果家庭选择只生育一个孩子,则其效用函数为:

$$U_{t}^{1} = \ln(C_{t}) + \theta \ln(D_{t+1}) + \delta_{1} \ln(N_{1} H_{t+1})$$
(1)

此时, N_1 =1, δ_1 >0 表示生育一个孩子的效用权重。

为了反映养育子女的时间成本和心理成本对自雇行为的约束,本文使用 Y_i 表示家庭自雇劳动投入等于 1(标准化)时的自雇劳动收入, $\gamma_1 \in (0,1)$ 、 $\phi_1 \in (0,1)$ 分别表示在提高孩子受教育程度以外,养育孩子所需的时间成本和心理成本, $\gamma_2 \in (0,1)$ 、 $\phi_2 \in (0,1)$ 分别表示培育孩子每一教育水平所需的时间成本和心理成本。故成年期预算约束如下:

$$C_{t} + S_{t} = Y_{t} \left[1 - (\gamma_{1} + \phi_{1}) N_{1} - (\gamma_{2} + \phi_{2}) N_{1} E_{t} \right] - \vartheta_{1} N_{1} - \vartheta_{2} N_{1} E_{t}$$
(2)

其中, S_i 为成年期留到老年期的储蓄, E_i 为孩子受教育水平, ϑ_1 为在提高孩子受教育程度以外养育孩子所需的固定成本, ϑ_2 为培育孩子每一教育水平所需的固定成本。如果政府采取生育激励政策,对生育孩子进行补贴,则 ϑ_1 会下降;若对孩子教育进行补贴,则 ϑ_2 会下降。

而老年期的预算约束为:

$$D_{t+1} = R_{t+1} S_t \tag{3}$$

其中, R_{t+1} 为第t期到第t+1期的总利息率。

孩子人力资本 H_{t+1} 取决于父母人力资本 H_t 及其受教育水平 E_t ,可表示为:

$$H_{t+1} = \boldsymbol{v}(H_t)^{\tau} (E_t)^{\eta} \tag{4}$$

其中,参数 $\nu>0$ 表示孩子受教育水平及其父母人力资本转化为孩子自身人力资本的转化效率;参数 $\tau\in(0,1)$ 表示父母人力资本对孩子人力资本的代际影响程度;参数 $\eta\in(0,1)$ 表示孩子受教育水平向自身人力资本转化的效率。

同理,如果家庭选择生育两个孩子,则生育两个孩子的效用函数为:

$$U_{t}^{2} = \ln(C_{t}) + \theta \ln(D_{t+1}) + \delta_{1} \ln(N_{1}H_{t+1}) + \delta_{2} \ln(N_{2}H_{t+1})$$
(5)

此时, N_1 =1, N_2 =1, δ_2 >0 表示生育两个孩子的效用权重,且 δ_2 < δ_1 。该情形下成年期预算约束如(6)式所示:

$$C_{t} + S_{t} = Y_{t} \left[1 - (\gamma_{1} + \phi_{1}) (N_{1} + N_{2}) - (\gamma_{2} + \phi_{2}) (N_{1} + N_{2}) E_{t} \right] - \vartheta_{1} (N_{1} + N_{2}) - \vartheta_{2} (N_{1} + N_{2}) E_{t}$$
 (6)

假设养育第一个孩子和第二个孩子的成本相同,则生育两个孩子的情形仍受(3)式和(4) 式的约束。

家庭生育决策的选择由能否使家庭总效用提高来决定。如果选择只生育一个孩子,则此时综合家庭效用函数(1)式和预算约束(2)式、(3)式以及(4)式,由一阶条件解得:

$$C_{t} = \frac{Y_{t} [1 - (\gamma_{1} + \phi_{1})] - \vartheta_{1}}{1 + \theta + \delta_{1} \eta}$$

$$E_{t} = \frac{\delta_{1} \eta [Y_{t} (1 - (\gamma_{1} + \phi_{1})) - \vartheta_{1}]}{(1 + \theta + \delta_{1} \eta) [Y_{t} (\gamma_{2} + \phi_{2}) + \vartheta_{2}]}$$

如果选择生育两个孩子,则此时综合家庭效用函数(5)式和预算约束(6)式、(3)式以及(4)式,由一阶条件解得:

$$\begin{split} &C_{t} = \frac{Y_{t} \left[1 - 2(\gamma_{1} + \phi_{1}) \right] - 2\vartheta_{1}}{1 + \theta + (\delta_{1} + \delta_{2}) \eta} \\ &E_{t} = \frac{(\delta_{1} + \delta_{2}) \eta \left\{ Y_{t} \left[1 - 2(\gamma_{1} + \phi_{1}) \right] - 2\vartheta_{1} \right\}}{\left[1 + \theta + (\delta_{1} + \delta_{2}) \eta \right] \left[2Y_{t} (\gamma_{2} + \phi_{2}) + 2\vartheta_{2} \right]} \end{split}$$

家庭会比较上述两种情形下将一阶解代入效用函数所求得的总效用,进行生育决策。如果 $U_t^1 > U_t^2$,则只生育一个孩子;如果 $U_t^1 < U_t^2$,则会生育两个孩子。此时可以使用比较静态分析法.对有关变量求偏导.从而得出一些结论。

1. 自雇、个人职业收入与生育意愿

自雇整体上呈现收入溢价效应^[33-34]。延续上述思路,为研究自雇、个人职业收入与生育意愿之间的关系,分别对 U_t^1 和 U_t^2 关于 Y_t 求偏导,以揭示其中的关系,结果如下所示:

$$\begin{split} &\frac{\partial U_{t}^{1}}{\partial Y_{t}} = \frac{\left(1 + \theta + \delta_{1} \eta\right) \left[1 - \left(\gamma_{1} + \phi_{1}\right)\right]}{Y_{t} \left[1 - \left(\gamma_{1} + \phi_{1}\right)\right] - \vartheta_{1}} \\ &\frac{\partial U_{t}^{2}}{\partial Y_{t}} = \frac{\left[1 + \theta + \left(\delta_{1} + \delta_{2}\right) \eta\right] \left[1 - 2\left(\gamma_{1} + \phi_{1}\right)\right]}{Y_{t} \left[1 - 2\left(\gamma_{1} + \phi_{1}\right)\right] - 2\vartheta_{1}} - \frac{\delta_{2} \eta\left(\gamma_{2} + \phi_{2}\right)}{Y_{t}\left(\gamma_{2} + \phi_{2}\right) + \vartheta_{1}} \end{split}$$

若 $\partial U_t^1/\partial Y_t > \partial U_t^2/\partial Y_t$,则个人职业收入(自雇劳动收入)的增加会使自雇者倾向于只生育一个孩子;若 $\partial U_t^1/\partial Y_t < \partial U_t^2/\partial Y_t$,则个人职业收入(自雇劳动收入)的增加会使自雇者倾向于生育两个孩子。单纯从数学推导上观察个人职业收入(自雇劳动收入)与自雇者生育决策的关系并不明确。

现有研究发现,收入对生育意愿既存在正向效应,又存在负向效应,具体表现为收入效应和挤出效应^[35]。收入效应可以解释为收入增加可以提高自雇者购买能力,从而增加自雇者对包括孩子这一"消费品"的消费,即收入效应的存在会对生育意愿产生正向影响。挤出效应可以解释为收入一旦发生变化,将会通过影响生育的机会成本、时间价值等因素来影响生育意愿,即此时收入对生育意愿的影响作用方向为负。收入可以冲破时间和政策因素所带来的"生育藩篱",对生育意愿产生根本性作用^[36]。

基于本文逻辑,结合上文对于生存型自雇者和机会型自雇者的分析,机会型自雇者相对属于中高收入群体,生存型自雇者则相对属于低收入群体。对中国不同收入层次群体生育率的实证研究表明,不同收入层次群体的收入增长均能够有效提升其生育率^[36],即中国不同收入层次群体收入变化所产生的收入效应都大于其挤出效应。因此,自雇可以通过提高个人职业收入提高二孩生育意愿。

综上所述,本文提出研究假设 2:

H2 自雇可以通过提高自雇者的个人职业收入提升其二孩生育意愿。

2. 自雇、主观幸福感与生育意愿

主观幸福感是个人对生活的积极感受和正向情绪^[37]。对中国自雇个体的研究发现,自雇(自己经营)可以显著提升自雇者的整体幸福感^[38]。"情绪维持假设"认为,持有正向情绪的个体会采取措施,规避可能会使其丧失积极情绪的风险,以维持自身积极情绪^[39]。主观幸福

感较强的个体为维持现有幸福感以及良好的伴侣关系,规避老年无子女陪伴的风险,可能倾向于生育更多的孩子。幸福感越强的个体,选择利他行为的可能性越高^[40]。生育孩子与其分享自身的幸福可以视为一种利他行为,因此幸福感较强的个体可能会倾向于生育更多的孩子以分享幸福感^[41]。

基于上述理论,可以认为主观幸福感的提高有助于降低养育孩子的心理成本。对 U_t^1 和 U_t^2 关于 ϕ_1 、 ϕ_2 求偏导,以揭示自雇、主观幸福感与生育意愿之间的关系,结果显示: $\partial U_t^1/\partial \phi_1 > \partial U_t^2/\partial \phi_1$, $\partial U_t^1/\partial \phi_2 > \partial U_t^2/\partial \phi_2$,表明养育孩子心理成本的下降会使自雇者更愿意选择生育二孩。对于中国个体的实证研究也证实了主观幸福感有利于提升生育意愿。基于 CGSS2015 调查数据的实证研究表明,个体主观幸福感每增加 1 个单位,其生育意愿平均提升 2.98% $^{[42]}$ 。而对于不同群体主观幸福感的研究表明,主观幸福感对城乡居民、已生育一孩群体的二孩生育意愿具有显著提升作用 $^{[43]}$ 。

鉴于此,本文提出研究假设 3:

H3 自雇可以通过提高自雇者的主观幸福感提升其二孩生育意愿。

3. 自雇、主观阶层流动预期与生育意愿

社会学家默顿对相对剥夺感的概念进行系统阐释,并发展为参照群体理论^[44]。参照群体理论认为,相对剥夺感的产生取决于参照群体的变化,当参照群体被设定为个体自身过去的状况及对未来的预期时,个体便会产生基于自身感受的纵向阶层定位。主观阶层流动预期便是个体在目前社会阶层与预期未来阶层之间进行纵向比较的产物。对中国自雇个体的研究发现,自雇有利于打破阶层固化,促进自雇者社会经济地位的提高^[45]。不过,自雇的风险属性所带来的不确定性,也产生了自雇者社会阶层下降的可能性。无论是上升还是下降,自雇者对于未来社会阶层的流动是有预期的。这种主观阶层流动预期是影响生育意愿的重要因素之一。现代文明国家人口生育率下降,主要原因是居民意欲提高自身社会阶层和社会经济地位,这种欲望被称为"社会毛细管作用"^[46]。正是在这种作用下,个体为了减少因家庭规模带来的阶层上升流动压力,会倾向于减少生育数量,从而达到限制家庭规模、减少阶层晋升压力的目的。但相反的观点认为,这种阶层向上流动的主观预期也可能提高个体生育意愿^[30-31]。对中国女性样本个体的研究表明,向上流动的社会阶层流动预期可以提高育龄女性的二孩生育意愿^[47]。

贴现因子反映了人的耐心程度,取值为(0,1),越大则说明耐心越好。自雇者预期其社会阶层上升,未来拥有的资源越丰富,则越能抵御子女数量对其资源的稀释作用。在三期 OLG模型的设定中,成年期的自雇者预期未来会拥有更多资源,老年期效用在自雇者心中的重要程度会有所下降,因此在模型中体现为自雇者贴现因子减小。可见,当自雇者拥有向上流动的主观阶层流动预期时,其贴现因子会减小。对 U_t^1 和 U_t^2 关于 θ 求偏导,以揭示自雇、主观阶层流动预期与生育意愿之间的关系,结果显示 $\partial U_t^1/\partial \theta > \partial U_t^2/\partial \theta$,表明贴现因子的减小会使自雇者更愿意选择生育二孩。

鉴于此,本文提出研究假设 4:

H4 自雇可以通过提高自雇者的主观阶层流动预期提升其二孩生育意愿。本文理论框架如图 1 所示。

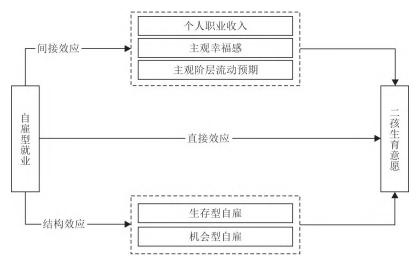


图 1 自雇型就业影响二孩生育意愿的理论框架

三、数据来源与变量选择

(一)数据来源

本文所使用数据来源于 2013 年、2015 年以及 2017 年中国综合社会调查(CGSS)数据。根据研究需要对原始数据进行以下处理:(1)年龄超过 45 岁的个体一般很少发生实际生育行为,同时年龄在 46—54 岁的自雇者中,生存型自雇者所占的比例明显高于机会型自雇者^[48],为了缓解样本选择偏误问题,本文仅保留年龄为 18—45 岁的样本个体。(2)个人职业收入变量因存在较多异常值,对其进行上下 1%缩尾处理。(3)将数据缺失、变量涉及问题中回答"拒绝回答/不知道/无所谓/其他"的样本个体剔除。最终整理得到有效样本 12 027 个。

(二)变量选择

1.被解释变量

本文对于被解释变量"二孩生育意愿"变量的定义借助了调查问卷中的问题 A37:"如果没有政策限制的话,您希望有几个孩子?"如果希望有两个及以上的孩子则赋值为 1,希望只有一个孩子或不希望有孩子则赋值为 0。

2.核心解释变量

本文核心解释变量为自雇型就业。调查问卷中涉及样本个体就业身份的问题为 A59a: "下列各种情形,哪一种更符合您目前的工作的状况?"该问题将工作状况分为八种类型:自己是老板(或者是合伙人)、个体工商户、受雇于他人(有固定雇主)、劳务工/劳务派遣人员、零工和散工(无固定雇主的受雇者)、在自己家的生意/企业中工作/帮忙且领工资、在自己家的生意/企业中工作/帮忙但不领工资、自由职业者。本文根据自雇型就业的特征,将个体工商户定义为生存型自雇者,将自己是老板(或者是合伙人)定义为机会型自雇者,两者均属于自雇范畴,赋值为 1,除此之外的其他工作状况赋值为 0。

3.中介变量

本文提出了自雇通过个人职业收入、主观幸福感、主观阶层流动预期三个渠道对二孩生育意愿产生影响的作用机制。调查问卷中的问题 a8b:"您个人去年全年的职业/劳动收入是多少?"可以衡量个人职业收入,单位为万元,因其存在较多异常值,对其进行上下 1%缩尾处理。

调查问卷中的问题 a36:"总的来说,您觉得您的生活是否幸福?"可以衡量主观幸福感,其中分为5个等级,本文将非常不幸福和比较不幸福赋值为-1,说不上幸福不幸福赋值为0,比较幸福和非常幸福赋值为1。调查问卷中的问题 a43a:"综合看来,在目前这个社会上,您本人处于社会的哪一层?"和 a43c:"您认为您 10 年后将会在哪个等级上?"可以衡量主观阶层流动预期。两个问题各分为10个等级,将变量 a43c 减去 a43a,即可得到一组衡量主观阶层流动预期的区间为-9 到 9 的变量,其中负值代表个体预期其主观社会阶层向下流动,0 代表个体预期其主观社会阶层保持不变,正值代表个体预期其主观社会阶层向上流动。因此,本文将主观阶层流动预期为负值的个体赋值为-1,主观阶层流动预期为 0 的个体赋值为 0,主观阶层流动预期为正值的个体赋值为 1。

4.工具变量

为处理可能存在的反向因果和遗漏变量等内生性问题,本文选取省级层面的私营企业户数与个体户户数之和作为工具变量。省级层面的私营企业户数与个体户户数之和与位于该省的个体选择自雇就业相关,但并不会影响到个体生育意愿,符合工具变量相关性和外生性的要求。

5.控制变量

本文拟从以下三个层面选取控制变量:(1)个人特征层面,选取年龄(单位:岁)、年龄平方、性别(男性=1,女性=0)、民族(汉族=1,其他=0)、宗教信仰(有=1,没有=0)、自评健康状况(很不健康和比较不健康=1,一般=2,比较健康和非常健康=3)、受教育年限(研究生以上、大学本科、大学专科、高中、初中、小学、私塾、没有受过任何教育分别赋值为19、16、15、12、9、6、3、0)、户口类型(农业户口=1,其他=0)、养老保险(有=1,没有=0)、医疗保险(有=1,没有=0)等10个变量。(2)家庭特征层面,选取有无一孩作为控制变量,已有一孩赋值为1,否则为0。(3)地区特征层面,选取是否处东部、中部、西部地区作为控制变量,东部地区赋值为1,中部地区赋值为2,西部地区赋值为3。主要变量描述性统计详见表1。

变量	样本个数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
二孩生育意愿	12 027	0.74	0.438	0	1	1
自雇型就业	12 027	0.12	0.325	0	0	1
个人职业收入	12 027	3.51	4.379	0	2.4	25
主观幸福感	12 027	0.71	0.589	-1	1	1
主观阶层流动预期	12 027	0.69	0.528	-1	1	1
年龄	12 027	33.63	7.644	18	34	45
年龄平方	12 027	1 189.60	502.853	324	1 156	2 025
性别	12 027	0.48	0.500	0	0	1
民族	12 027	0.92	0.275	0	1	1
宗教信仰	12 027	0.09	0.292	0	0	1
户口类型	12 027	0.55	0.497	0	1	1
婚姻状况	12 027	0.75	0.435	0	1	1
受教育年限	12 027	11.15	3.990	0	12	19
养老保险	12 027	0.60	0.490	0	1	1
医疗保险	12 027	0.89	0.313	0	1	1
自评健康状况	12 027	2.71	0.578	1	2	3
一孩家庭	12 027	0.73	0.446	0	1	1
所在地区	12 027	1.80	0.809	1	2	3

表 1 主要变量描述性统计

四、模型构建与实证分析

(一)模型构建

为探究自雇对二孩生育意愿的影响和作用机制,本文构建了自雇与二孩生育意愿的 Probit 模型,模型具体形式如下:

$$\Pr(fertility = 1) = \varphi(a + \beta \cdot SE + \lambda T) \tag{7}$$

其中,fertility 表示二孩生育意愿二值变量(有=1,没有=0),SE 表示自雇二值变量(自雇=1,未自雇=0),T 表示各个层面的控制变量, β 表示自雇对二孩生育意愿的边际效应。当分别对"生存型自雇"和"机会型自雇"进行研究时,模型变形为以下形式:

$$\Pr(fertility = n) = \varphi(a + \beta \cdot SE + \lambda T)$$
(8)

其中,n=1、2分别对应"生存型自雇"和"机会型自雇",模型其他部分与(7)式相同。

为验证前文提出的自雇影响二孩生育意愿的影响渠道:个人职业收入、主观幸福感、主观阶层流动预期,本文使用中介变量或因变量为类别变量的中介模型^[49]进行中介分析,具体方程形式如下:

$$fertility' = i_1 + cSE + \varepsilon_1 \tag{9}$$

$$M_l = i_2 + aSE + \varepsilon_2 \tag{10}$$

$$m \operatorname{logit}(M_i) = \ln \left[\frac{\Pr(M_i = j \mid SE)}{\Pr(M_i = b \mid SE)} \right] = SE_i' \beta_j$$
(11)

$$fertility'' = i_3 + cSE + bM + \varepsilon_3 \tag{12}$$

$$fertility' = \text{LogitPr}(fertility = 1 \mid SE) = \ln \frac{\Pr(fertility = 1 \mid SE)}{\Pr(fertility = 0 \mid SE)}$$
(13)

$$fertility'' = \text{LogitPr}(fertility = 1 \mid M, SE) = \ln \frac{\text{Pr}(fertility = 1 \mid M, SE)}{\text{Pr}(fertility = 0 \mid M, SE)}$$
(14)

上式中, M_l 为连续变量型中介变量, M_i 为多类别变量型中介变量。本文被解释变量为二分类变量,因此方程(9)和(12)采用了 Logistic 回归,具体形式对应于方程(13)和方程(14)。 当中介变量为连续变量时,采用线性回归的方式,即方程(10);当中介变量为多类别变量时,采用多元 Logistic 回归的方式,即方程(11)。同时,本文将采用检验 $Z_a \times Z_b$ 显著性的方法进行中介效应的显著性检验,使用 R 软件的 RMediation 软件包,通过乘积分布法计算 $Z_a \times Z_b$ 的不对称置信区间,验证置信区间不包括 0 来对中介效应的显著性进行佐证。

(二)实证分析

1.基准回归

表 2^① 为逐渐加入个体特征层面、家庭特征层面、地区特征层面控制变量后的基准回归结果。(1)(2)(3)(4)四个模型的结果都显示个体自雇对其二孩生育意愿的正向影响在 1%显著性水平上显著。在加入所有层面控制变量后,自雇对二孩生育意愿的边际效应为 5%。实证结果证实了假设 1 中的部分假设,即自雇对二孩生育意愿具有显著提升作用。

① 篇幅有限,基准回归详细结果备索。

表 2 自雇型就业对二孩生育意愿的影响				
	(1)	(2)	(3)	(4)
自雇型就业	0.070 1***	0.051 8***	0.051 0***	0.050 1***
	(5.475 4)	(4.031 0)	(3.964 0)	(3.901 0)
个体特征控制变量	NO	YES	YES	YES
家庭特征控制变量	NO	NO	YES	YES
地区特征控制变量	NO	NO	NO	YES
n	12 027	12 027	12 027	12 027

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%显著性水平上显著;所得回归系数已转化为边际效应;回归使用稳健标准误,括号中的数字为 T 值,下表同。

为更全面分析自雇对二孩生育意愿的影响,本文将自雇划分为"生存型自雇"和"机会型自雇",分别回归,结果如表 3 所示。自雇对二孩生育意愿的促进作用在两种不同的自雇类型下均显著,生存型自雇对二孩生育意愿的边际效应为 4.31%,而机会型自雇的边际效应为 6.79%,机会型自雇对二孩生育意愿的促进作用略高于机会型自雇。可能的原因是机会型自雇者相对于生存型自雇者而言拥有更丰富的资源,有更好的条件养育更多的子女。该结果证实了假设 1 中"生存型自雇"和"机会型自雇"均对二孩生育意愿有显著提升作用的假设,并且"机会型自雇"相对于"生存型自雇",提升作用更明显。

 (1)
 (2)

 生存型自雇
 0.042 9***

 (3.064 6)
 0.069 0**

 机会型自雇
 (2.390 5)

 控制变量
 YES

 n
 12 027

 12 027
 12 027

表 3 生存型自雇和机会型自雇对二孩生育意愿的影响

2.稳健性检验

(1)扩展回归模型(ERM)

因为省级层面的私营企业户数与个体户户数之和与该省个体选择自雇型就业相关,同时又不可能影响到微观个体层面的二孩生育意愿,故本文采用省级层面的私营企业户数与个体户户数之和作为工具变量进行稳健性检验。但因为基于工具变量的 Probit 模型(IV-Probit)仅适用于内生解释变量为连续变量的情形,故本文使用扩展回归模型(Extended regression model, ERM)中的 E-Probit 功能子块来处理二值内生解释变量,结果如表 4 所示。结果表明,在使用了扩展回归模型(ERM)处理反向因果等内生性问题后,结果依然稳健。

	表 4 稳健性检验-EProbit	
	自雇型就业	二孩生育意愿
自雇型就业		2.954 5***
日准望机业		(28.36)
私营企业户数与个体户户数之和	0.000 05 ***	
和音正亚广致一个广广级之他	(3.08)	
控制变量(个体、家庭、地区)	YES	YES
corr(e.自雇型就业,e.二孩生育意愿)	-0.944 0***	
corr(e. 日准空机业,e1次土日总总)	(-25.38)	
n	12 027	12 027
Wald Chi-2	7 951.38	7 951.38

表 4 稳健性检验-EProbit

(2)倾向得分匹配(PSM)

为了缓解样本自选择偏误问题,本文使用倾向得分匹配(PSM)进行稳健性检验,并选择应用最为广泛的三种匹配方法:K 近邻匹配、半径匹配、核匹配,分别进行稳健性检验,使用自助法计算出相应 P 值。在满足平行假设的情况下①,结果如表 5 所示。结果表明,在使用了倾向得分匹配(PSM)缓解样本自选择偏误问题后,结果依然稳健。

	K 近邻匹配	半径匹配	核匹配
ATT	0.041 1***	0.044 6***	0.049 8***
ATU	0.051 4***	0.060 2***	0.060 4***
ATE	0.050 1***	0.058 3 ***	0.059 1***

表 5 稳健性检验-PSM

(3)政策效应

本文所使用的 2013 年、2015 年及 2017 年中国综合社会调查(CGSS)数据,包含了"单独二孩"及"全面二孩"政策的实施时间,可能会对本文结论稳健性产生影响。因此,本文使用分年份回归的方法剥离上述政策实施所产生的政策效应,进行稳健性检验,结果如表 6 所示。列(1)、(2)、(3)分别为 2013、2015 以及 2017 年分年份回归结果。结果表明,剥离"单独二孩""全面二孩"政策效应后,自雇对二孩生育意愿的积极效应仍然显著成立,本文结论依然稳健。

	(1)	(2)	(3)
自雇型就业	0.179 2***	0.226 4***	0.119 9*
	(2.712 2)	(2.910 7)	(1.674 4)
_cons	0.523 2	1.010 6*	0.613 6
	(1.109 3)	(1.920 9)	(1.252 3)
控制变量	YES	YES	YES
n	4 385	3 639	4 003

表 6 分年份回归结果

3. 异质性分析

尽管基准回归和稳健性检验的结果证实了自雇对二孩生育意愿有显著积极效应,但样本 个体并非完全同质,积极效应在不同人群中的效果并不相同,具有明显差异性。

(1)按性别分组回归

按照不同性别分组回归,控制个人、家庭、地区三个层面的控制变量后,结果如表7所示。

	男性	女性	
自雇型就业	0.039 5***	0.061 6***	
日准至机业	(2.32)	(3.15)	
控制变量	YES	YES	
n	5 764	6 263	

表 7 不同性别个体自雇对二孩生育意愿的影响

结果表明,不同性别个体自雇均对其二孩生育意愿有显著正向影响,但女性个体自雇对其二孩生育意愿的积极效应显著大于男性个体。可能正如前文所述,女性选择自雇这一就业形

注:K 近邻匹配 n 默认为 1;半径匹配半径设定为 0.001;核匹配使用默认核函数以及默认带宽。

① 篇幅有限,结果备索。

式可以更好地平衡生育和工作的冲突,更灵活地分配自己的时间。因此,选择自雇这一就业形式成为女性逃避"工作—家庭"冲突的极具吸引力的选择。

(2)按地区分组回归

按地区分组回归结果如表 8 所示。结果表明,东部地区和中部地区个体自雇均对其二孩生育意愿有显著正向影响,但东部地区个体自雇对其二孩生育意愿的积极效应明显大于中部地区个体。这可能与东部地区和中部地区发展水平的差异有关,东部地区较为发达,营商环境相对较好,自雇者拥有更为宽松的政策环境和更为全面的社会支持体系,因此积极效应更为明显。西部地区个体自雇对其二孩生育意愿的影响并不显著,与东部地区和中部地区的情况形成明显差异。西部地区发展相对落后,并且营商环境相对较差,社会支持体系建设不太完备,这些因素可能导致积极效应不显著。

	东部地区	中部地区	西部地区
自雇型就业	0.080 5***	0.061 2***	-0.012 4
日准至机业	(3.82)	(2.75)	(-0.15)
控制变量	YES	YES	YES
n	5 362	3 683	2 982

表 8 不同地区个体自雇对二孩生育意愿的影响

4.机制检验

机制检验结果如表 9 所示。个人职业收入 $Z_a \times Z_b$ 统计量的 95%置信区间不包含 0,因此,个人职业收入在自雇与二孩生育意愿之间的中介效应显著存在,假设 2 得到证实。而对于主观幸福感而言,相较于"比较不幸福和非常不幸福","说不上幸福不幸福"的 95%置信区间包含 0,中介效应不显著,"比较幸福和非常幸福"的 95%置信区间不包含 0,中介效应显著。

	间接效应	完全效应	控制变量	95%置信区间		
个人职业收入	2.178 5***	0.253 7***	YES	[0.006,0.048]		
	(15.976 6)	(3.489 2)	IES	[0.000,0.048]		
主观幸福感(以不幸福为参	照)					
说不上幸福不幸福	0.1223		VEC 1 0.017 0.050		YES [-0.017,	I =0.017.0.0561
	(0.8342)		IES	TES [-0.017,0		1ES [-0.01/
		0.2722 ***				
		(3.790 6)				
比较幸福和非常幸福	0.3759 ***		YES [0.020.	[0.020,0.097]		
	(2.901 4)			(,		
主观阶层流动预期(以向下	流动为参照)					
预期不流动	0.073		MEG	I 0 0 12 0 07 1		
	(0.411 4)		YES	[-0.043,0.074]		
		0.2705 * * *				
		(3.768 6)				
预期向上流动	0.3129*		YES	[0.006, 0.125]		
	(1.836 3)		1120	[0.000,0.123]		

表 9 个人职业收入、主观幸福感、主观阶层流动预期的中介效应置信区间检验

注:方括号中为95%置信区间。

这一结果证实了假设 3,即自雇可以通过提高自雇者的主观幸福感,从而提升其二孩生育意愿。对于主观阶层流动预期而言,相较于"向下流动","预期不流动"的 95%置信区间包含 · 94 ·

0,中介效应不显著,"预期向上流动"的95%置信区间不包含0,中介效应显著。假设4得到证实,即自雇可以通过提高自雇者的主观阶层流动预期,从而提升其二孩生育意愿。上述结论证实了个人职业收入、主观幸福感、主观阶层流动预期在自雇与二孩生育意愿之间存在中介作用。

5.进一步讨论

生育意愿转化为实际生育行为后才具现实意义,而生育意愿与生育行为的偏离受到生育支持的极大影响^[50]。灵活就业群体普遍存在社会保障实践困境问题^[51-52]。那么,基本社会保障对自雇型就业群体的覆盖能否促进该群体的二孩生育意愿向实际生育行为转化?基于此问题,本文围绕二孩生育意愿是否已得到满足这一条件,构建"二孩生育意愿与生育行为一致性"指标。二孩生育意愿已得到满足则赋值为1,反之赋值为0。此外,将已获得基本医疗保险或养老保险保障定义为已拥有基本社会保障。具体回归结果如表10所示。

	二孩生育意愿与生育行为一致性
1.自雇型就业#0.基本社会保障	0.375 6***
	(2.942 4)
1.自雇型就业#1.基本社会保障	0.473 0***
	(6.638 5)
_cons	-6.858 6***
	(-13.927 0)
控制变量	YES
n	12 027

表 10 基本社会保障影响二孩生育意愿与生育行为一致性的回归结果

注:"1.自雇型就业#0.基本社会保障"表示未获得基本社会保障的自雇型就业群体;"1.自雇型就业#1.基本社会保障"表示已获得基本社会保障的自雇型就业群体。

由表 10 回归系数的比较可知,相较于未获得基本社会保障的自雇型就业群体,已获得基本社会保障的自雇型就业群体更倾向于将二孩生育意愿转化为实际生育行为,这意味着基本社会保障的覆盖有利于提高自雇型就业群体二孩生育意愿与生育行为的一致性。因此,推动基本社会保障在自雇型就业群体中的覆盖具有重要现实意义。

五、研究结论与政策启示

本文从理论上阐释了自雇如何影响二孩生育意愿,并通过构建三期 OLG 模型,为自雇通过提高个人职业收入、主观幸福感及主观阶层流动预期来提升二孩生育意愿的作用机制寻求了理论支撑。此外,本文基于 2013 年、2015 年以及 2017 年中国综合社会调查(CGSS)数据,采用多种实证方法系统检验了自雇对二孩生育意愿的影响及作用机制,得出以下主要结论:(1)自雇对二孩生育意愿具有显著正向影响,其中"机会型自雇"影响程度更大。在使用倾向得分匹配(PSM)和扩展回归模型(ERM)进行一系列稳健性检验,并剥离"单独二孩""全面二孩"政策效应之后,结果依然稳健。女性及东部地区个体自雇对其二孩生育意愿的积极效应更为凸显。(2)机制检验表明,自雇可以通过提高个人职业收入、主观幸福感以及主观阶层流动预期对二孩生育意愿产生积极影响。(3)获得基本社会保障的自雇型就业群体更倾向于将二孩生育意愿转化为实际生育行为,基本社会保障的覆盖有利于自雇型就业群体工孩生育意

愿与生育行为一致性的提高。

本文研究结论表明,选择自雇使得自雇者拥有相对更好的经济基础和更低的心理成本,从而促进其二孩生育意愿提升。基本社会保障在自雇型就业群体中覆盖面的扩大则有利于将这种二孩生育意愿转化为实际生育行为。然而,对于包括自雇型就业在内的灵活就业群体而言,由于劳动关系模糊化,仍存在基本社会保障缺失、社会保障政策法规保护不完善等问题^[52]。政府应致力于包容性社会保障体系建设,扩大我国社会保障体系统筹范围,完善自雇型就业群体的社会保障相关法律法规,保护自雇型就业群体社保权益,积极推动基本社会保障在自雇型就业群体中的扩面。

参考文献:

- [1] DUBERLEY J, CARRIGAN M. The career identities of 'mumpreneurs': women's experiences of combining enterprise and motherhood [J]. International small business journal, 2013, 31 (6): 629-651.
- [2] SOBOTKA T, BILLARI F C, KOHLER H P. The return of late childbearing in developed countries: causes, trends and implications [M]. Vienna: Vienna institute of demography, 2010:23-25.
- [3] ZHANG Q F. Gender disparities in self-employment in urban China's market transition: income inequality, occupational segregation and mobility processes [J]. The China quarterly, 2013, 215: 744-763.
- [4] WILLIAMS D.R. Gender discrimination and self-employment dynamics in Europe [J]. The journal of socioecono-mics, 2012, 41(2): 153-158.
- [5] VEJSIU A. Incentives to self-employment decision in Sweden [J]. International review of applied economics, 2011, 25(4): 379-403.
- [6] FRITSCH M, SORGNER A. Entrepreneurship and creative professions—a micro-level analysis// Handbook of research on entrepreneurship and creativity[C]. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing, 2014:145–174.
- [7] STEFANOVIĆ S, STOŠIĆ D. Specifics and challenges of female entrepreneurship [J]. Economic themes, 2012, 50(3);327.
- [8] BAUMANN F, BRÄNDLE T. Self-employment, educational attainment and employment protection legislation [J]. Labour economics, 2012, 19(6): 846-859.
- [9] TERVO H, HAAPANEN M. The nature of self-employment: how does gender matter? [J]. International journal of entrepreneurship and small business, 2010, 9(3): 349-371.
- [10] BROUSSARD N H, CHAMI R, HESS G D. (Why) do self-employed parents have more children? [J]. Review of economics of the household, 2015, 13(2): 297-321.
- [11] ADSERA A. Vanishing children: from high unemployment to low fertility in developed countries [J]. American economic review, 2005, 95(2): 189–193.
- [12] VOLERY T. Ethnic entrepreneurship: a theoretical framework[J]. Handbook of research on ethnic minority entrepreneurship, 2007, 1: 30-41.
- [13] TORRINI R. Cross-country differences in self-employment rates; the role of institutions [J]. Labour economics, 2005, 12(5): 661-683.
- [14] SIMOES N, CRESPO N, MOREIRA S B. Individual determinants of self-employment entry: what do we really know? [J]. Journal of economic surveys, 2016, 30(4): 783-806.
- [15] FOSSEN F M, BÜTTNER T J M. The returns to education for opportunity entrepreneurs, necessity entrepre- \cdot 96 \cdot

- neurs, and paid employees [J]. Economics of education review, 2013, 37: 66-84.
- [16] EVANS D S, LEIGHTON L S. The determinants of changes in US self-employment, 1968-1987[J]. Small business economics, 1989, 1(2): 111-119.
- [17] ACS Z. How is entrepreneurship good for economic growth? [J]. Innovations: technology, governance, globalization, 2006, 1(1): 97-107.
- [18] AUDRETSCH D B, BELITSKI M, CHOWDHURY F, et al. Necessity or opportunity? Government size, tax policy, corruption, and implications for entrepreneurship [J]. Small business economics, 2021, 58 (4): 2025-2042.
- [19] 赵建国,周德水.自我雇佣对农民工健康的影响[J].世界经济,2021,44(3):184-204.
- [20] BLOCK J H, WAGNER M. Necessity and opportunity entrepreneurs in Germany: characteristics and earnings differentials [J]. Schmalenbach business review, 2010, 62(2): 154-174.
- [21] DAWSON C, HENLEY A, LATREILLE P. Individual motives for choosing self-employment in the UK:does region matter? [J]. Regional studies, 2014, 48(5): 804-822.
- [22] NALDI L, BAÙ M, AHL H, et al. Gender (in) equality within the household and business start-up among mothers [J]. Small business economics, 2021, 56(2): 903-918.
- [23] DEVINE T J. Characteristics of self-employed women in the United States [J]. Monthly labor review, 1994, 117: 20.
- [24] FAIRCHILD G B. Residential segregation influences on the likelihood of ethnic self-employment[J]. Entrepreneurship theory and practice, 2009, 33(2): 373-395.
- [25] GOLDIN C. A grand gender convergence:its last chapter[J]. American economic review, 2014, 104(4): 1091-1119.
- [26] PARASURAMAN S, SIMMERS C A. Type of employment, work-family conflict and well-being: a comparative study [J]. Journal of organizational behavior: the international journal of industrial, occupational and organizational psychology and behavior, 2001, 22(5): 551-568.
- [27] SHELTON L M. Female entrepreneurs, work-family conflict, and venture performance: new insights into the work-family interface[J]. Journal of small business management, 2006, 44(2): 285-297.
- [28] 穆光宗.生育的成本——效用分析[J].南方人口,1993(4):7-12.
- [29] 韩旭东,杨慧莲,普蓂喆,等.谁在创业:个体阶层认同与创业选择——基于五期 CGSS(2010—2015)数据实证分析[J].财经科学,2019(1):100-111.
- [30] 李荣彬.子女性别结构、家庭经济约束与流动人口生育意愿研究——兼论代际和社会阶层的影响[J]. 青年研究,2017(4):23-33.
- [31] DANZIGER L, NEUMAN S. Intergenerational effects on fertility theory and evidence from Israel[J]. Journal of population economics, 1989, 2(1): 25-37.
- [32] CROIX D, DOEPKE M. Inequality and growth: why differential fertility matters[J]. American economic review, 2003, 93(4):1091-1113.
- [33] 黄潇,黄守军.流动人口自雇的决定机制及收入差异[J].管理科学学报,2021,24(6):57-75.
- [34] 王春超,冯大威.中国城镇创业行为与收入溢价[J].经济学动态,2018(4):28-42.
- [35] 王天宇, 彭晓博. 社会保障对生育意愿的影响: 来自新型农村合作医疗的证据[J]. 经济研究, 2015, 50 (2):103-117.
- [36] 李子联.收入与生育:中国生育率变动的解释[J].经济学动态,2016(5):37-48.
- [37] DIENER E. Subjective well-being. The science of happiness and a proposal for a national index [J]. Ameri-

- can psychologist, 2000, 55(1):34-43.
- [38] 周烁,金星晔,伏霖,等.幸福经济学视角下的居民创业行为:来自中国的经验发现[J].世界经济,2020,43(3):26-45.
- [39] ISEN A M, PATRICK R. The effect of positive feelings on risk taking: when the chips aredown [J]. Organizational behavior and human performance, 1983, 31(2): 194-202.
- [40] OSWALD A J, PROTO E, SGROI D. Happiness and productivity [J]. Journal of laboreconomics, 2015, 33(4): 789-822.
- [41] 朱明宝,杨云彦.幸福感与居民的生育意愿——基于 CGSS2013 数据的经验研究[J].经济学动态,2017 (3):52-61.
- [42] 向栩,田盈,田晨笑.幸福的生育效应——基于 CGSS2015 调查数据的实证检验[J].西北人口,2019,40(6):12-24.
- [43] 魏炜,林丽梅,卢海阳,等.主观幸福感、公共教育满意度对居民二孩生育意愿的影响——基于 CGSS 实证分析[J].社会发展研究,2019,6(3):120-134.
- [44] MERTON R K, MERTON R C. Social theory and social structure [M]. New York: Free Press, 1957:62.
- [45] 张宇青,王先柱,李智博,等.阶层固化是如何打破的?——基于 28 位青年草根创业者的深度访谈[J]. 中国青年研究,2017(9):57-63.
- [46] DUMONT ARSÉNE. Depopulation and civilization: a demographic study [J]. France: economica, 1990, 262 (5):276-285.
- [47] 张丽娜.社会经济地位、主观流动感知与育龄女性的二孩生育意愿——基于 CGSS2013 数据的经验研究[J]. 西华大学学报(哲学社会科学版),2018,37(3);40-48.
- [48] 高建. 全球创业观察中国报告(2006)[M]. 北京:清华大学出版社, 2008:1-2.
- [49] 方杰,温忠麟,张敏强.类别变量的中介效应分析[J].心理科学,2017,40(2):471-477.
- [50] 宋健,阿里米热·阿里木.育龄女性生育意愿与行为的偏离及家庭生育支持的作用[J].人口研究, 2021(445):18-35.
- [51] 王立剑.共享经济平台个体经营者用工关系及社会保障实践困境研究[J].社会保障评论,2021,5(3): 12-22.
- [52] 汪敏.新业态下劳动与社会保险政策的检视与选择[J].社会保障评论,2021,5(3):23-38.

【责任编辑:于尚艳;责任校对:于尚艳】

of social support from colleagues on teachers' subjective well-being and the mechanism of the effect. The result shows that social support from colleagues has a positive effect on teachers' subjective well-being, and "teaching efficacy—teachers' resilience" has a significant chain mediation effect, in which teachers' resilience plays a key role. Social support from colleagues is not only directly related to teachers' subjective well-being, but also enables teachers to recover faster in adversity or stressful situations, cope better with events, and devote themselves to teaching. Social support from colleagues can make teachers more confident that they are able to achieve the expected educational and teaching goals, encourage them to stay strong and positive, and eventually contribute to the enhancement of teachers' subjective well-being.

Key words: western China; social support from colleagues; teachers' subjective well-being; teaching efficacy; teacher resilience

Intergenerational Transmission of College Students' National Identity: The Effect of Psychological Needs Satisfaction and Psychological Capital

(By YU Chengfu, WANG Huahua, ZHENG Yuanhao, WANG Likun, ZHANG Wei)

Abstract: A total of 2 594 college students were investigated using the self-designed questionnaire. This study examined the link between parental national identity and their children's national identity, and the mediating effect of psychological needs satisfaction and the moderating effect of psychological capital therein. The results showed that: (1) Parental national identity was significantly and positively correlated with college students' national identity; (2) The relationship between parental national identity and college students' national identity was mediated by psychological needs satisfaction; Namely, the positive effect of parental national identity on college students' national identity works by psychological needs satisfaction; (3) Moreover, this indirect effect was significant moderated by psychological capital. Specifically, this indirect link was stronger for adolescents with high psychological capital than for those with low psychological capital. These findings suggest that psychological needs satisfaction is an important underlying mechanism help to understanding intergenerational transmission of college students' national identity. Furthermore, high psychological capital can help to promote this college students' intergenerational transmission indirect mechanism of college students' national identity.

Key words: college student; national identity; intergenerational transmission; psychological needs satisfaction; psychological capital

Involvement of Perceptual Systems in Semantic Processing: Evidence from the Adaptation Paradigm

(By XU Liling, ZHENG Liling, MO Lei)

Abstract: Theories of embodied semantic proposed that the processing of semantics and perception are essentially the same, and the two processes have partially overlapping processing mechanisms and neural bases. Previous study had particularly focused on whether the processing of color words facilitate color perception, which is often cited as evidence supporting the theory of embodied semantic. Adopting the adaptation paradigm, this study explored whether there would be a color aftereffect in the processing of the object words with a high color association (i. e. red-green), trying to reveal whether the processing of object words with high color association would involve the similar mechanism in the color perception. There are two experiments in this study. In experiment one, participants performed a color detection task after reading words with high color association (i. e., color diagnosticity). It turned out when an adaptation paradigm was adopted, that is, after participants processed a number of words associated to the same color, their reaction time to the color was shorter in the complementary condition than in the match condition, suggesting that processing of words with a high color association instantly activates the related color perception neural system. In experiment two participants looked at color circles and then judged the color implied by the words with a high color association. When prolonged the time of color circles' exposure, participants' reaction time to the color judgement of the color association words was shorter in the complementary condition than in the match condition, suggesting that the processing of color perception directly influences the processing of words with high color association. Our study proved that there is a complementary color advantage in the adaption aftereffect, suggesting that the processing of color -associated words and the color perception are closely related, which provides evidence for their having some overlapping neural systems. This result provides important evidence for the embodied semantic view, suggesting that language comprehension is embodied rather than a process independent of the body.

Key words: semantic processing; embodied semantic view; color perception aftereffect; adaptation paradigm

Fertility Effects and the Mechanism of Self-Employment

(By ZHANG Huachu, KE Jin)

Abstract: In 2021, the scale of flexible employment in China has reached 200 million people, of which self-employment has become one of the main forms of flexible employment. Will the fertility desire of a large number of self-employed employment groups change? Based on the China General Social Survey (CGSS) data in 2013, 2015 and 2017, this paper empirically examines how self-employment affects the fertility desire of second child and its mechanism. It is found that self-employment significantly increases the fertility desire of second child, especially the positive effect of "opportunistic self-employment" on the fertility desire of second child is stronger than "survival self-employment". Heterogeneity analysis shows that self-employment has a greater effect on the fertility desire of second child among women and individuals of eastern region. The results of the mechanism test suggest that self-employment can have a positive effect on the fertility desire of second child by increasing occupational income, subjective well-being, and subjective class mobility expectations. Further research shows that the coverage of basic social security increases the consistency of second-child fertility desires and fertility behaviors among self-employed workers, which is conducive to the conversion of self-employed workers' second-child fertility desires into actual fertility behaviors. This paper provides a useful reference for broadening the research on self-employment and promoting the development of an inclusive social security system covering self-employed employment groups.

Key words: self-employment; fertility effect; consistency between fertility desire and behavior; inclusive social security system

· 206 ·