

产业结构、居民工作时间与人口出生率

马光明,丁波鸮

(中央财经大学 国际经济与贸易学院,北京 102200)

[摘要]21世纪以来中国人口出生率出现显著下降,而产业结构升级导致的居民工作时间波动增加可能是出生率下降的重要原因。将中国城镇行业加权平均工作时间作为关键解释变量,利用2003—2019年中国省级面板数据的实证研究发现,控制其他因素的影响后,考察期内城镇居民平均工作时间的增加显著降低了当地人口出生率。进一步研究表明,居民收入、工作时间对出生率存在交互影响,人均可支配收入越高,工作时间增加对出生率的负向冲击就越被削弱,即收入水平对劳动闲暇具有一定补偿作用。构建工具变量“经济地理偏离度”、去除少数民族自治区及基于SYS-GMM方法的稳健性检验也得出了一致结论。异质性检验则发现无论城镇男性或女性居民平均工作时间的增加都会负向冲击当地人口出生率。相关部门应在保证居民收入持续增长的基础上严格规范工时制度,保障职工拥有充足劳动闲暇,并对家庭生育予以必要的支持辅助,避免人口出生率持续下降。

[关键词]产业结构;工作时间;劳动闲暇;出生率;居民收入;家庭生育

[中图分类号]C971 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2023)01-0096-11

一、引言

人口出生率是衡量居民生育水平的重要表征变量之一,决定未来劳动年龄人口数量与年龄结构,与劳动力市场供给以及社会负担系数紧密相关。根据国家统计局公布的数据,中国人口出生率从1949年36‰的高水平波动上升,并在1963年达到历史高点43.6‰后持续缓慢下降,2015年已经降至11.99‰。2016—2020年甚至出现“断崖式”下跌,由13.57‰快速降低至8.52‰,从而带来社会各界对中国未来劳动人口缩减、老龄化等问题的担忧。我国于2011年11月和2013年12月先后公布实施了“双独二孩”和“单独二孩”政策,并于2016年1月1日起正式实施“全面二孩”政策。然而除了2016年当年出生率相对2015年出现增长以外,2016—2020年出生率仍显著下降,2020年出生率更是降至8.52‰的历史极值,可以认为生育政策的放宽并没有带来预期的人口增长,中国当前已经逐渐陷入“低生育率陷阱”,东部地区尤为明显^[1]。因此,厘清除生育政策外其他对出生率产生重要影响的因素,是当前经济与社会学界的重要研究课题。

众所周知,生育及子女养育需要居民在工作之余付出大量时间。根据人力资源与社会保障部发布的统计数据,由于经济发展与产业结构升级等原因(后述),我国城镇居民平均工作时间由2001年的44.9小时/周波动上升,至2019年达到46.8小时/周,近年城镇居民总体变得“更忙了”,东部经济发达地区尤其严重。网络热词“996”揭示了互联网企业盛行的加班文化,而除互联网从业者以外很多其他行业从业人员也面临工时较长的处境。

从逻辑上看,由于产业内劳动力流动性普遍高于产业间,相同产业企业间平均工作时长差异性要低于行业间差异,因此某地区产业结构变化及由此导致的就业行业结构变化会显著改变当地居民总体的平均工作时间。例如当某地由于产业结构变化,工作时间较长的行业就业比重相对明显提高,则当地居民的总体平均工作时间也将相应变长,反之亦然。而中国近年正处于产业结构升级阶段,且各省市之间产业与就业结构变化的速度与方向也有明显差异(后文详述),其导致的居民工作时间增加是否会削弱居民生育意愿,从而负向影响人口出生率?这正是本文试图研究的问题所在。

关于近年中国人口出生率或生育率^①降低这一事实,诸多文献已从经济、社会、文化等角度探讨了原因。

[收稿日期]2022-03-25

[基金项目]北京市社会科学基金项目(19YJC034)

[作者简介]马光明(1982—),男,浙江建德人,中央财经大学国际经济与贸易学院副教授,硕士生导师,从事世界经济、产业经济研究,E-mail: mnggboh@126.com;丁波鸮(1999—),女,浙江湖州人,中央财经大学国际经济与贸易学院硕士研究生,从事国际贸易、产业经济研究。

^①出生率与生育率均可用于从宏观上衡量某地居民生育水平,但差异之处在于,出生率指的是在一定时期内一定地区出生人数与同期内平均人数之比,而(总和)生育率则是一定时期内出生人数与同期平均育龄妇女人数之比,分母有所区别。

第一,大量文献将经济发展水平或收入水平作为影响出生率的主要因素。Becker^[2]开创性地将“消费者需求”框架引入家庭生育决策,指出育儿数量和质量存在替代关系。此后,诸多学者基于这一框架证实了收入水平普遍负向影响生育率^[3-4],这是因为收入的增加令居民更重视改善生活质量和实现自身价值,这使得家庭内部更注重孩子质量的培养而不是数量的生产^[5]。第二,城镇化程度也可能影响出生率^[6-7],城镇化对生育率下降不仅存在直接影响,而且存在空间外溢效应^[8]。而城镇化与生育水平的关系可能是U型的,只有在城镇化水平低于50%的区域,城镇化的推进才会抑制出生率^[9]。第三,社会保障体系的完善,例如我国城乡居民养老保险制度及职工养老保险制度在客观上为城乡居民提供了养老保障,冲击了传统“养儿防老”观念,降低出生率^[10]。第四,居民受教育程度,尤其是女性受教育程度提升会通过时间价值削弱生育意愿^[11-14],以及通过改变居民文化认知,冲击传统婚育观降低生育意愿^[15]。但也有学者基于经验数据对教育与生育水平的负相关性提出质疑^[16-18]。第五,人口年龄结构方面,大多研究表明老年负担系数与出生率呈负相关,具有削减出生率的作用^[10]。但也有研究发现子代会根据父代退休时间规划生育时间以缓解生育和工作的矛盾,父代的年龄超过退休年龄后,子代的生育概率显著提高^[19]。第六,不少国内研究认为高房价对城镇出生率具有显著抑制作用^[20]。对于其作用机理,房价持续上涨使住房支付能力减弱,迫使人们做出推迟婚育的抉择^[21];也有研究发现房价上涨一方面降低女性生育概率,另一方面推迟了女性生育年龄^[22]。

然而,学界对于本文所关注的工作时间和出生率之间直接或间接联系的探讨鲜少,且尚未达成共识。

已有不少研究发现适度工作会使职业幸福感最大化,工作时间过短或过长均有损于员工的幸福感^[23],而幸福感会对居民的生育意愿产生积极影响^[24-26]。作为反面证据,有研究发现工作时间延长会显著增加工作-家庭冲突,且这种影响在女性群体中更明显,从而使一些女性选择生育而放弃就业,一些女性则反过来选择工作而放弃生育^[27]。除此之外,一些研究在探究日本少子化的成因时指出,除婚内晚育、不育行为外,年轻人晚婚、不婚行为也是导致现阶段低出生率的直接原因^[28],并且工作时间过长是导致就业人员单身率高的主要原因^[29]。

相反地,张婷皮美和石智雷^[30]运用Logit回归和倾向值匹配方法研究发现,当前员工自愿加班的主要目的是维持生计、提高家庭的生活质量,不会推迟劳动者的初婚年龄或降低生育二孩的概率。陈煜婷^[31]基于性别差异分别探讨了工作时间和劳动闲暇对居民生育意愿的影响:工作时间过长导致的“时间贫困”对两性的生育意愿均有抑制作用;闲暇时间长短不会影响男性的生育意愿,但那些具有相对充足闲暇时间的女性更倾向于将时间留给自己,而不是用于生养二孩。

综上,本文在理论与实证方面的贡献可能体现在:第一,从研究角度看,本文专注于考察近年城镇产业结构升级导致的居民工作时间延长对出生率的影响,是已有文献较少涉及的分析角度。在我国近年经济高速发展、“996”现象盛行的当前具有很强现实意义。第二,从数据来看,以往研究工作时间与出生率的文献大多采用闲暇或节假日的间接角度进行量化,或基于单一地区或单一年份的调查问卷进行考察,缺乏普遍性。而本文通过计算2003—2019年各省区市城镇居民行业加权平均工作时间,解决了省级宏观工作时间数据缺乏的问题。第三,将工作时间对出生率的影响机理进行了系统梳理,较为清晰地整理了两者之间的理论关联。第四,利用收入与工作时间交叉项,进一步探究了居民工作收入、工作时间对城镇出生率的交互影响,并采取了各角度的稳健性检验与异质性检验,研究更为深入。

二、特征事实与理论机制

(一)理论机制

1. 产业结构变动通过就业行业结构影响当地居民平均工作时间

由于不同行业的工作内容、应用技术与劳动方式存在显著区别,各行业周工作长时的横向差距较大。例如住宿与餐饮、批发与零售、居民服务等需要持续关注并服务客户的行业工作时间较长,而农业、金融业、教育业等受行业规则与客观规律的限制(例如金融业受金融市场开放时间限制、教育业受学生上课时间限制等)工作时长相对较短。21世纪以来中国城镇各行业的周平均工作时间变化及19年均值参见表1,可见近20年来中国各行业间工作时间的横向差距明显,但自身纵向变化并不明显,大多仅略微上升。另外,各地居民就业结构会随当地产业结构升级而发生变化,即从事不同行业的人数比重发生变化,这意味着某地区居民平均劳动时间的变化同时由“本地就业行业结构的变化”及“各行业平均工作时间”两个维度共同决定^[32]。从宏观视角来看,在短期

内各行业平均工作时长大致稳定的前提下,产业结构升级及其导致的就业行业结构变化便是影响当地居民平均工作时间的因素。

表 1 2001—2019 年中国城镇各行业周平均工作时间

	农林牧渔	采矿业	制造业	电热燃水生产供应	建筑业	批发零售	交通运输、仓储邮政	住宿餐饮	信息传输/软件与信息技术服务	金融业	房地产业	租赁与商务服务	科学研究与技术服务	水利环境与公共设施管理	居民服务、修理	教育	卫生与社会工作	文化与娱乐	公管社保与社会组织
2001	43.2	44.8	44.7	41.6	46.5	49.5	45.1	N/A	N/A	41.1	41.8	N/A	42.3	N/A	47.2	41.2	42.0	N/A	40.9
2002	43.0	44.4	46.0	42.1	48.4	49.4	46.0	49.8	43.0	40.9	42.0	45.9	41.4	42.1	47.6	41.1	42.3	42.8	40.8
2003	44.1	44.1	46.4	42.2	48.4	49.2	46.1	50.1	43.1	41.1	42.2	46.3	42.2	41.6	47.5	41.0	42.0	43.2	40.9
2004	42.9	45.4	46.9	42.4	48.0	50.1	46.5	49.1	43.6	41.7	42.4	45.2	42.2	42.2	47.0	41.1	43.0	44.1	41.1
2005	42.9	47.5	51.1	43.4	51.6	52.5	49.9	53.9	45.6	42.4	45.8	45.8	42.7	45.3	52.3	42.3	44.6	46.3	42.2
2006	41.9	47.8	50.4	43.5	51.3	52.5	50.0	54.4	46.3	42.6	45.8	46.4	42.5	44.3	52.1	42.4	45.3	46.8	42.0
2007	38.2	46.1	49.4	43.2	49.7	50.9	49.1	52.1	45.1	42.4	45.7	45.0	42.2	44.4	50.2	41.7	44.2	45.2	41.8
2008	37.6	45.2	47.9	43.0	48.2	49.6	48.1	50.7	45.4	42.3	44.9	44.5	42.3	43.7	49.0	41.5	44.1	45.4	41.5
2009	37.6	46.1	48.5	42.6	48.4	49.6	47.8	50.1	44.1	41.9	45.4	44.7	42.6	43.9	48.8	41.4	43.8	46.1	41.3
2010	41.5	46.4	49.0	43.3	50.2	50.3	48.8	51.4	44.2	42.4	45.8	45.1	42.3	44.9	50.4	41.9	43.9	45.8	42.1
2011	37.9	47.3	48.1	43.2	48.8	49.8	48.2	51.5	49.1	44.4	45.5	45.7	42.8	44.5	49.5	42.6	44.0	44.8	42.0
2012	38.2	45.7	48.2	43.3	49.4	50.2	48.8	51.4	47.8	43.2	45.9	46.2	43.4	43.8	49.1	42.5	44.1	45.6	41.8
2013	37.6	45.2	48.9	43.5	49.7	50.5	49.0	51.4	47.5	43.5	45.9	45.6	43.9	45.1	49.9	42.5	44.3	45.7	41.8
2014	37.4	46.0	48.7	43.7	49.6	50.5	48.2	51.6	47.6	42.9	46.0	45.1	42.4	44.8	50.0	42.4	44.1	46.0	41.9
2015	39.1	45.5	47.1	42.9	47.3	48.3	46.9	49.9	42.7	42.1	45.1	44.2	41.8	43.9	46.8	41.2	43.4	44.7	41.5
2016	39.4	45.5	47.7	43.1	48.1	48.9	47.7	50.5	43.4	42.7	45.7	44.9	42.8	45.3	47.6	41.8	44.1	45.4	41.8
2017	39.3	46.4	48.0	43.2	48.2	48.9	48.1	50.8	43.3	42.3	45.4	44.7	42.6	45.0	47.7	41.8	43.9	45.5	41.9
2018	39.7	46.5	48.3	43.5	48.3	49.2	48.4	51.3	43.8	42.5	46.1	45.0	42.8	45.1	48.1	42.0	44.3	45.5	42.1
2019	39.0	47.9	48.9	44.3	48.9	49.7	49.1	51.9	44.2	42.8	46.2	45.2	43.5	45.4	48.9	42.1	44.6	45.3	42.6
均值	40.0	46.0	48.1	43.1	48.9	50.0	48.0	51.2	45.0	42.4	44.9	45.3	42.6	44.2	48.9	41.8	43.8	45.2	41.7

注:数据来源历年《中国劳动统计年鉴》。

2. 居民平均工作时间可能负向冲击当地出生率,但影响幅度受收入水平影响

产业与就业结构变化导致当地居民平均工作时间发生变化,而工作时间变化意味着工作压力与闲暇时间的变动,可能对当地人口出生率产生影响。

首先,长时间劳动是社会高单身率的诱因之一。忙碌的工作限制了居民社交生活与恋爱欲望。据智联招聘与珍爱网联合发布的《2018 年职场人婚恋观调研报告》,被调查的劳动者中有 68.33% 处于单身状态,而“交际圈窄”位列女性单身原因第一位、男性单身原因的第二位。工作时间的增加使劳动者投入恋爱的时间减少、精力降低,推迟了年轻人婚恋与生子的时间。作为证据, Jones^[33]、李月和张许颖^[34] 等学者都发现当前社会普遍的晚婚行为是导致低生育率的直接原因。

其次,工作时间增加导致育儿时间缩短,使得低收入家庭延缓生育第一胎,中收入家庭生育二胎欲望降低。女性在婚后通常承担“相夫教子”的责任,而随着时代的进步,更多女性选择婚后仍然就业,因而多数城市家庭需要聘请保姆照料子女。父母工作时间增加需要家庭延长雇佣保姆育儿的时间,增加了家政服务支出,导致许多家庭对育儿“心有余而力不足”,从而延缓了生育时间。从主观出发,工作时间的延长显著激化了工作-家庭冲突^[27],进而降低了员工幸福感;而根据朱明宝和杨云彦^[35]、向栩等^[36] 的研究,幸福感具有正向的生育效应。因此工作时间增加通过削弱城镇职工的幸福感,降低了生育意愿。另外由于照料子女需要足够的耐心与精力,繁重的工作负担使得一些家庭更倾向于将业余时间用于休息,而不是回到家后继续照看孩子。

另外,必须注意收入水平对工作时间与居民生育意愿关系的调节作用。收入水平也是影响居民生育意愿的重要变量,不少学者直接研究了居民收入水平与出生率的关系,且得出了两类相反的结论:很多学者认为,地区人均收入提高将使得居民更加重视生活质量,不愿将可以换取更高收入(从而提升生活质量)的工作时间用于生育、照料子女,从而导致收入提升往往伴随生育意愿的降低^[5,37-38];但反过来也有不少学者基于实证研究发现,当地收入水平的提高反而会带来出生率或生育率的提高^[39]。针对以上矛盾,一种合理解释便是高收入家庭可以“用收入购买照料子女的时间”。即:尽管居民可能为了获取更高收入则而主动或被动增加工作时间,减少

了照料子女的时间,可能负向影响生育意愿,但受益于现代家政服务业的发展与完善,当收入充裕到一定程度后,家庭成员可以通过雇佣保姆、月嫂等家政服务聘请他人代为照料子女,自身则更专注于工作,用增加收入中的一部分来“购买时间”进而打破工作时间对生育、照料子女带来的时间约束,而专业化的子女照料服务甚至比家庭成员自己照料子女更具效率,使得富裕家庭的生活质量更高,因而对支持家庭生育需求发挥重要作用^[4,37]。因此,综合已有文献可以认为,收入水平能够调节工作时间增加对生育意愿的负向影响,较高的收入水平能在一定程度上降低工作时间增加对居民生育意愿和能力的负向冲击。

以上工作时间变化与当地人口出生率的关系总结如图 1 所示(以工作时间增加为例)。

以上分析为居民工作时间、收入与生育意愿关系的基于家庭层面的微观理论机制。从地区角度的宏观层面来看,由于作为宏观数据的出生率是当地所有家庭生育意愿的体现,例如当某地区由于经济与产业发展迅速,当地居民家庭总体工作时间都普遍很长时,该地区居民整体的出生率理论上也会相应较低,而普遍较高的收入也能在一定程度上通过雇佣家政服务来缓解工作时间对当地出生率的负向冲击。

(二)特征事实

从表 1 可知,除农林牧渔业工作时间明显降低以外,21 世纪以来中国城镇各行业的平均工作时间纵向变化并不明显,大多行业工作时间总体呈现微弱增加趋势。因此产业结构及其导致的就业结构变化就是中国城镇居民平均工作时间变化的重要结构性因素。表 2 展示了 2003—2019 年城镇各行业就业结构的变化。

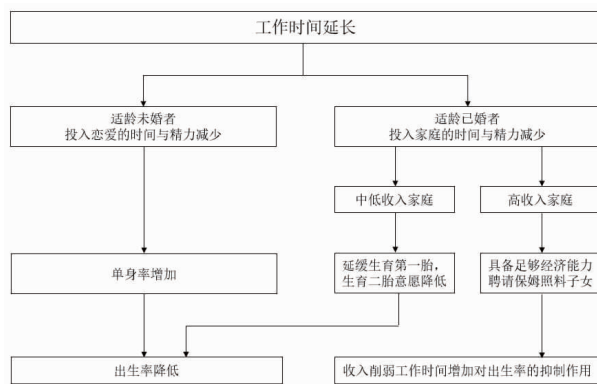


图 1 工作时间延长对出生率变动的影晌机制

表 2 2003—2019 年中国城镇各行业就业人数占比(单位:百分点)

年份/行业	农林牧渔	采矿业	制造业	电热燃水生产供应	建筑业	批发零售	交通运输、仓储邮政	住宿餐饮	信息传输/软件与信息技术服务	金融业	房地产	租赁与商务服务	科学研究与技术服务	水利环境与公共设施管理	居民服务、修理	教育	卫生与社会工作	文化体育与娱乐	公管社保与社会组织
2003	4.42	4.45	27.17	2.71	7.60	5.73	5.80	1.57	1.06	3.22	1.10	1.67	2.02	1.57	0.48	13.15	4.43	1.17	10.67
2004	4.20	4.51	27.49	2.71	7.58	5.29	5.69	1.60	1.11	3.21	1.20	1.75	2.00	1.59	0.49	13.22	4.46	1.11	10.80
2005	3.91	4.47	28.16	2.63	8.13	4.77	5.38	1.59	1.14	3.15	1.28	1.92	2.00	1.58	0.47	13.01	4.46	1.07	10.88
2006	3.72	4.52	28.61	2.58	8.44	4.40	5.23	1.57	1.18	3.14	1.31	2.02	2.01	1.60	0.48	12.84	4.49	1.04	10.80
2007	3.55	4.45	28.82	2.52	8.74	4.22	5.18	1.55	1.25	3.24	1.38	2.06	2.02	1.61	0.48	12.65	4.51	1.04	10.74
2008	3.36	4.43	28.17	2.51	8.80	4.22	5.14	1.58	1.31	3.43	1.42	2.25	2.11	1.62	0.46	12.58	4.62	1.03	10.95
2009	2.97	4.40	27.77	2.45	9.37	4.14	5.05	1.61	1.38	3.57	1.52	2.31	2.17	1.64	0.47	12.33	4.74	1.03	11.09
2010	2.88	4.31	27.87	2.38	9.71	4.10	4.84	1.60	1.42	3.60	1.62	2.38	2.24	1.68	0.46	12.12	4.85	1.01	10.95
2011	2.49	4.24	28.36	2.32	11.97	4.49	4.60	1.68	1.48	3.51	1.72	1.99	2.07	1.60	0.42	11.22	4.71	0.94	10.18
2012	2.22	4.14	27.97	2.26	13.19	4.67	4.38	1.74	1.46	3.46	1.80	1.92	2.17	1.60	0.41	10.85	4.72	0.90	10.12
2013	1.63	3.51	29.04	2.23	16.14	4.92	4.67	1.68	1.81	2.97	2.06	2.33	2.14	1.43	0.40	9.32	4.25	0.81	8.65
2014	1.56	3.26	28.69	2.21	15.98	4.86	4.71	1.58	1.84	3.10	2.20	2.46	2.23	1.47	0.41	9.45	4.43	0.80	8.75
2015	1.49	3.02	28.06	2.19	15.48	4.89	4.73	1.53	1.94	3.36	2.31	2.62	2.27	1.51	0.42	9.61	4.66	0.83	9.07
2016	1.47	2.74	27.36	2.17	15.23	4.89	4.75	1.51	2.04	3.72	2.41	2.73	2.35	1.51	0.42	9.67	4.85	0.84	9.35
2017	1.45	2.58	26.27	2.14	14.98	4.78	4.78	1.51	2.24	3.90	2.52	2.96	2.38	1.52	0.44	9.81	5.09	0.86	9.78
2018	1.12	2.40	24.21	2.14	15.71	4.77	4.75	1.56	2.46	4.05	2.70	3.07	2.38	1.51	0.45	10.06	5.29	0.85	10.53
2019	0.78	2.14	22.33	2.17	13.23	4.84	4.75	1.55	2.65	4.81	2.97	3.85	2.53	1.42	0.50	11.13	5.86	0.88	11.59

数据来源:依据历年《中国劳动统计年鉴》数据计算得到。

由表 2 可见,21 世纪后在中国产业与就业结构升级的背景下,农林牧渔业、采矿业、制造业(近 5 年)、文化体育与娱乐业就业占比明显下降;而信息传输/软件与信息技术服务业、建筑业、金融业、房地产业、租赁与商务服务业、教育业(2013 年后)占比则明显上升,由于不同行业工作时间横向差距明显,这种产业与就业的结构性变化必然导致中国城镇居民平均工作时间的变化。从结果来看,由图 2(左)可见,21 世纪以来,中国城镇劳动者

平均工时呈波动上升趋势,2001 年平均工作时间为 44.9 小时/周,2019 年则已波动增加至 46.8 小时/周,使城镇居民闲暇时间受到显著挤压。

而相反地,进入 21 世纪后,中国人口出生率呈波动下降趋势,由 2001 年的 13.38‰ 降至 2019 年的 10.41‰。为应对人口老龄化与低生育率,防止人口负增长,我国于 2011 年 11 月和 2013 年 12 月先后公布实施了“双独二孩”和“单独二孩”政策,并于 2016 年 1 月 1 日起正式实施“全面二孩”政策。全面放开二胎后,我国人口出生率由 2015 年的 11.99‰ 上升至 2016 年的 13.57‰。然而,生育政策的放宽并未对出生率产生预期中持续的促进作用,二孩政策带来的只是一时的生育热潮,2016 年之后,我国出生率的下降趋势愈发显著,屡创历史新低,2020 年已经降至 8.52‰。从图 2 还可以初步观察到,无论是基于考察期内全国宏观趋势图或是省级面板散点图,我国城镇居民平均工作时间“Hour”的提升似乎均伴随着人口生育率“Birth”的显著下降,提示两者之间可能存在一定负向关联性。

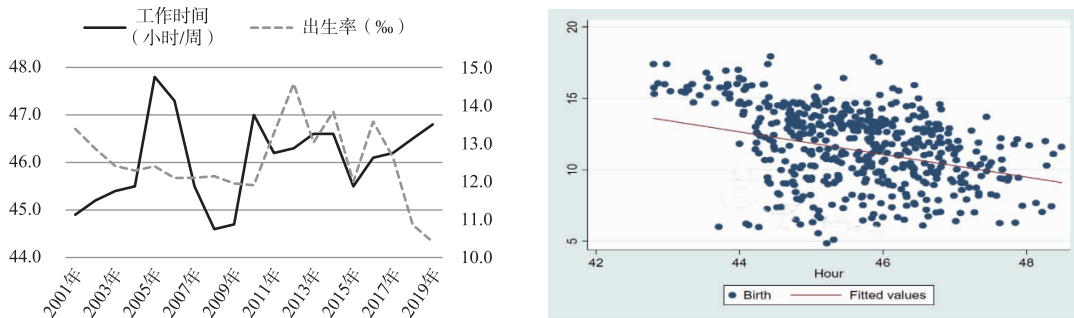


图 2 2001—2019 年中国城镇居民平均周工作时间及人口出生率变化趋势
(左图为全国数据,右图为省级面板数据)

数据来源:根据国家统计局及历年《中国劳动统计年鉴》计算。

鉴于以上分析,在明确了产业与就业结构变化导致 21 世纪以来城镇居民工作时间波动增加的宏观经济事实基础上,我们得出以下理论假设。

假设 1:在控制了收入等其他变量的前提下,当地城镇居民工作时间越长,出生率越低。

假设 2:当地平均收入水平越高,越能缓解工作时间增加对出生率的负面影响程度。

三、模型与数据

本研究关键自变量城镇居民平均工作时间(*Hour*)的具体计算方法如式(1)所示:

$$Hour_{it} = \sum_{r=1}^{19} T_{ir} \beta_{ir} \quad (1)$$

如前文所述,本研究将城镇平均工作时间的变化分解为城镇各行业平均工作时间的变化以及城镇就业结构变化两个方面。 T_{ir} 为《中国劳动统计年鉴》公布的各年城镇 19 个不同行业各自的周平均工作时间(详见表 1); β_{ir} 表示各省区市历年城镇各行业就业人数占比作为权数,将两者相乘可得各省区市城镇加权周工作时间。由表 1 可知,由于考察期内除极少数行业平均工作时间发生明显变化之外(例如农林牧渔业),大多数行业平均工作时间变化幅度并不大,因此各地区城镇加权周工作时间的变化更多反映了近年来各地区产业结构升级速度的差异对当地居民平均工作时间的影 响。中国各省区市 2003—2019 年城镇平均工作时间(小时/周)的 17 年均值及排名如图 3 所示,可见横向差异较为明显,本文自变量具有较为良好的变化幅度。

获取关键自变量后,构建基础模型如式(2):

$$Birth_{it} = c + \beta_1 Hour_{it} + \beta_2 Urban_{it} + \beta_3 Income_{it} + \beta_i \sum C_{it} + T + I + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量“ $Birth_{it}$ ”为国家统计局发布的各省区市各年人口出生率。关键解释变量“ $Hour_{it}$ ”为各省区市各年城镇居民加权平均工作时间。由于出生率并未区分城乡,而工作时间统计的是城镇劳动者,因此模型中必须控制变量城镇化率“ $Urban_{it}$ ”。“ $Income_{it}$ ”为城镇居民人均可支配收入对数,是重要控制变量。 C_{it} 为以往大量关于人口出生率影响因素的实证文献中采用的其他控制变量集合,包括人口结构变量、经济社会结构变量、

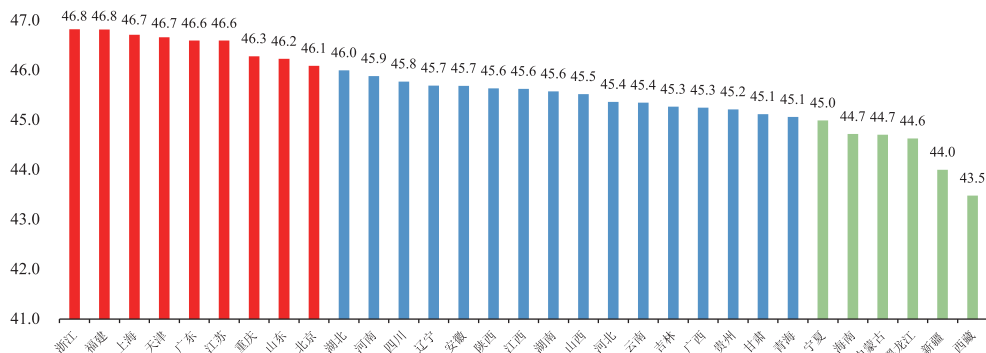


图3 2003—2019年中国各省区市城镇居民工作时间对比(十七年均值)

数据来源:依据历年《中国劳动统计年鉴》数据计算得到。

人口与生育政策虚拟变量等共14个控制变量。T与I则分别为时间固定效应与地区固定效应。表3简述了模型变量的含义与数据来源,表4则为描述性统计特征。

表3 变量定义与数据来源

变量类型	变量符号	变量名称与定义	数据来源
因变量	<i>Birth</i>	出生率,年出生人口/年平均人口(%e)	国家统计局
关键自变量	<i>Hour</i>	工作时间,城镇劳动者周平均工作时间(小时/周)	《中国劳动统计年鉴》
人口结构因素	<i>Urban</i>	城镇化率,年末城镇常住人口/各省市年末常住人口(%)	国家统计局
控制变量	<i>Edu</i>	教育水平,抽样调查大专以上学历人口比重(%)	国家统计局
	<i>Old</i>	老龄化水平,老年人口抚养比(%)	国家统计局
	<i>Density</i>	人口密度,年末常住人口/总面积(人/平方公里),取对数	国家统计局
	<i>Marry</i>	结婚率,城镇结婚登记对数×2/年末总人口(%e)	国家统计局
	<i>Sex</i>	人口性别比,男性/女性(%)	国家统计局
社会经济结构因素控制变量	<i>Income</i>	人均收入,城镇居民人均可支配收入(元/年),取对数	国家统计局
	<i>Unem</i>	失业率,城镇登记失业率(%)	国家统计局
	<i>Medical</i>	医疗水平,每万人拥有医疗机构数(个/万人)	国家统计局
	<i>Struct</i>	产业结构,第三产业增加值占GDP比重(%)	国家统计局
	<i>House</i>	房价收入比,城镇住宅商品房价格×80/城镇居民人均可支配收入×2	国家统计局
	<i>Sav</i>	储蓄率,100-最终消费率(%) ,省级数据仅公布至2017年	国家统计局
	<i>Welfare</i>	社会保障,社会保障和就业财政支出占财政总支出的比重(%)	国家统计局、《新中国六十年统计资料汇编》
人口与生育政策控制变量	<i>Total2</i>	全面二孩,政策虚拟变量,2016年及以后取1,之前年份取0	/

四、实证结果与分析

(一) 基础回归

首先将以全国31省区市2003—2019年面板数据依据式(2)进行固定效应OLS回归,结果见表5前4列。其中第1列为包含全控制变量的双固定效应模型,第2列去除了2017年后数据缺失的储蓄率,第3列不控制年份固定效应(可能与全面二孩政策哑变量存在共线性),第4列则去除了同一年份各地均相同的全面二孩政策哑变量。

由上述输出结果可知,在控制了收入水平等可能对出生率产生影响的各因素后,无论如何调节控制变量,平均工作时间对出生率都起到显著抑制作用。总体而言,近年我国出生率下降在一定程度上可归因于居民工作时间的延长和闲暇时间的缩短。这证实了本文的假设1,也和图2(右)的直观结论一致。

从控制变量来看,其他能稳定且显著影响城镇居民出生率水平的因素除了城镇率外,居民收入水平和产业

表4 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Birth</i>	527	11.39	2.810	4.850	17.94
<i>Hour</i>	527	45.60	1.101	42.80	48.49
<i>Urban</i>	465	52.60	14.60	20.71	89.61
<i>Edu</i>	527	7.560	1.519	0.824	23.89
<i>Old</i>	527	13.11	3.075	6.700	23.80
<i>Density</i>	527	5.294	1.481	0.795	8.257
<i>Marry</i>	527	16.02	4.007	3.333	30.09
<i>Sex</i>	527	104.2	3.875	92.25	123.2
<i>Income</i>	527	9.853	0.550	8.784	11.21
<i>Unem</i>	527	3.503	0.706	1.200	6.500
<i>Medical</i>	527	5.884	3.778	0.532	24.01
<i>Struct</i>	527	43.98	9.199	28.30	83.52
<i>Welfare</i>	527	11.43	4.285	1.604	27.47
<i>House</i>	527	9.126	2.986	4.754	23.60
<i>Sav</i>	465	48.31	8.811	9.200	63.90
<i>Total2</i>	527	0.235	0.425	0.000	1.000

结构升级显著负向刺激出生率,这与张新洁和郭俊艳^[4]的研究结论一致,表明居民收入水平与产业结构的提升为家庭改善生活质量提供了条件,家庭更倾向于培养孩子质量而不是增加孩子的数量。另外,居民受教育程度显著削弱出生率,与周晓蒙^[13]、刘章生等^[15]的结论一致,很可能是因为居民文化水平越高,其接触新婚恋观念、舍弃传统生育观念的概率随之增加,其生育意愿随之降低。另外,从人口与生育政策上来看,2016年开始实行的“全面二孩”政策对出生率的促进作用并不够显著,与主观感受相符。其他因素对于人口出生率的作用总和看来并不明显或不稳定。

(二) 工具变量回归

考虑到作为被解释变量的人口出生率以及关键解释变量的平均工作时间都有可能受到模型中未能观测到的结构性因素的影响,即存在内生性问题,利用普通 OLS 方法回归(即使使用固定效应模型)可能使得估计量有偏,因此考虑使用工具变量方法进行两阶段最小二乘回归。鉴于本文构造的各省区市平均工作时间相当程度上反映的是各行业工作时间的变化以及各省区市产业结构与就业结构升级的趋势,因此我们构造工具变量“经济地理偏离度” $Geogra_i$,其计算方法为: $Geogra_i = \ln(Dis_i) \times \ln(Elevation_i)$,其中 Dis 是各省区市省会城市至香港、天津港、上海港这 3 个港口的直线距离最近值(公里,数据来自百度地图测距),由

于中国经济发展与产业升级受改革与对外开放影响很大,产业与就业结构的升级从地理特征上来看是从沿海先开始发散至内地,尤其是从天津港、上海港、香港这三个南北开放大枢纽,各省区市省会离其近便影响了当地产业与就业结构从而影响平均工作时间。而 $Elevation$ 则为各省区市省会城市海拔高度(单位米,数据来自中国地图出版社《中国地图册》各省区市介绍),海拔高度影响了当地居民生活与就业的时间特点,就中国实际情况而言,海拔越高,越不适宜长时间工作或发展需要长时间工作的产业,从而影响当地平均工作时间。从前文图 3“2003—2019 年中国各省区市城镇居民工作时间对比”及图 4 的散点图(2019 年)便可看出,距主要港口距离与自身海拔两者对当地工作时间呈现较强负相关关系,且理论上两个地理变量构造成的工具变量“经济地理偏离度”并不直接影响出生率,而是通过影响当地工作时间间接影响出生率。

工具变量的第二阶段回归结果见表 5 右半部分(由于工具变量是地理变量,不随时间变化而变化,回归中不能控制省份固定效应)。K-P-Wald F 及 C-D-Wald F 两个统计量均大于 10% 水平的 Stock-Yogo weak ID test 临界值,可见本文构造的“经济地理偏离度”是工作时间的强工具变量。使用工具变量回归后,工作时间仍然显著负向影响当地人口出生率,结论是较为稳健的。

(三) 考虑收入水平与工作时间对出生率的交互作用

如前所述,养育孩子既需要家庭投入物质基础,又需要家长投入时间照料。家庭收入为养育孩子提供了物

表 5 基础回归与工具变量回归结果

变量	OLS 回归				工具变量回归(第二阶段)	
	Birth	Birth	Birth	Birth	Birth	Birth
Hour	-0.307 * (0.186)	-0.632 *** (0.183)	-0.196 ** (0.085)	-0.632 *** (0.183)	-3.914 *** (1.203)	-3.182 *** (1.035)
Urban	0.163 *** (0.028)	0.145 *** (0.027)	0.137 *** (0.028)	0.145 *** (0.027)	0.475 (0.029)	0.057 ** (0.022)
Edu	-1.628 *** (0.598)	-2.102 *** (0.572)	-2.301 *** (0.564)	-2.102 *** (0.572)	-3.566 *** (0.731)	-3.596 *** (0.632)
Old	0.039 (0.043)	0.016 (0.040)	-0.027 (0.038)	0.016 (0.040)	0.076 (0.077)	0.045 (0.056)
Density	2.533 (1.577)	-1.323 (1.511)	-0.813 (1.533)	-1.323 (1.511)	1.332 *** (0.423)	1.137 *** (0.349)
Marry	-0.026 (0.019)	0.009 (0.018)	0.023 (0.018)	0.009 (0.018)	0.008 (0.046)	0.014 (0.037)
Sex	-0.018 (0.015)	-0.003 (0.015)	0.008 (0.016)	-0.003 (0.015)	0.002 (0.040)	0.034 (0.029)
Income	-2.054 * (1.220)	-3.757 *** (1.259)	-0.814 * (0.418)	-3.757 *** (1.259)	-7.406 *** (2.525)	-5.291 *** (2.216)
Unem	-0.265 * (0.154)	-0.074 (0.149)	0.135 (0.156)	-0.074 (0.149)	-1.015 *** (0.244)	-0.962 *** (0.200)
Medical	-0.037 (0.029)	-0.071 ** (0.032)	-0.025 (0.027)	-0.071 ** (0.032)	0.039 (0.055)	0.032 (0.047)
Struct	0.012 (0.019)	-0.036 ** (0.017)	-0.029 * (0.016)	-0.036 ** (0.017)	-0.165 *** (0.058)	-0.114 *** (0.043)
Welfare	0.003 (0.024)	0.005 (0.025)	0.005 (0.022)	0.005 (0.025)	0.229 *** (0.056)	0.247 *** (0.047)
House	0.000 (0.041)	0.013 (0.044)	-0.032 (0.041)	0.013 (0.044)	0.058 (0.067)	0.032 (0.057)
Total2	0.730 (1.703)	3.177 (1.967)	0.343 * (0.178)			
Sav	0.019 (0.013)				-0.039 (0.028)	
_cons	37.685 * (20.188)	93.449 *** (19.129)	43.496 *** (10.069)	93.449 *** (19.129)	161.15 *** (42.69)	140.97 *** (34.61)
年份固定	控制	控制	不控制	控制	控制	控制
省份固定	控制	控制	控制	控制	不控制	不控制
K-P-Wald F					24.487	24.808
C-D-Wald F					18.988	19.555
10% max IV					16.38	16.38
R ²	0.238	0.250	0.100	0.250	0.343	0.433
N	403	465	465	465	403	465

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号中为标准差,下同。

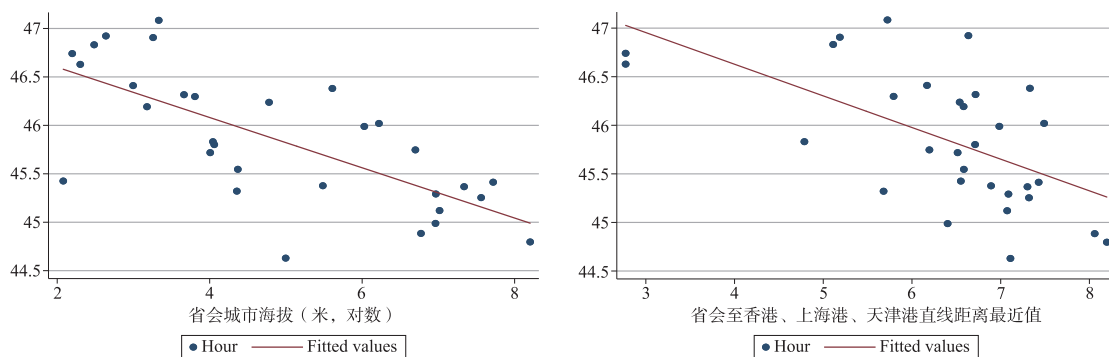


图4 2019年中国各省区市省会至香港、上海港、天津港最近距离
(左图)、海拔(右图)与当地城镇居民平均工作时间

质基础,工作时间以外的闲暇时间则是养育孩子的时间基础。若要准确显示工作时间对出生率的影响,就必须考虑收入与工作时间对出生率的共同作用。因此在基础模型中加入人均可支配收入与工作时间的交叉项“*Income_Hour*”,用以考察人均可支配收入如何影响工作时间对于出生率的冲击程度。新模型如式(3),控制变量与表3第1列相同(由于是否加入储蓄率将改变样本数,因此单列,下同),回归结果见表6。

$$Birth_{it} = c + \beta_1 Hour_{it} + \beta_2 Urban_{it} + \beta_3 Income_{it} + \beta_4 Income_Hour_{it} + \beta_i \sum C_{it} + T + I + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

由回归结果可知,加上交叉项后,居民平均工作时间本身对于出生率仍起到了显著抑制作用,即居民工作闲暇越少,生育意愿越低。同时收入与工作时间交叉项的符号显著为正,说明了收入水平对工作闲暇具有一定补偿作用,即人均可支配收入越高,工作时间对于出生率的负向冲击越被削弱,即证实了本文的假设2。这解释了部分高收入家庭虽然平均工作时间普遍高于中低收入家庭,但生育子女的数量却要超过中低收入家庭的原因。更具体而言,用式(3)两端同时对工作时间求偏导,可得到 $\partial Birth / \partial Hour = \beta_1 + \beta_4 Income$,依据表4列1的回归结果,具体可得 $\partial Birth / \partial Hour = -7.394 + 0.727 Income$,其他控制变量的影响与基础回归结果类似,不再赘述。

(四) 稳健性检验

1. 剔除少数民族自治区

基于少数民族人口发展的实际情况,我国实行计划生育以来对少数民族始终采取相对宽松的政策。例如在全面放开二孩之前即允许农村少数民族夫妇生育二孩;允许边境地区少数民族农牧民或人口较少的少

表6 加入工作时间与收入水平的交叉项

变量	Birth	Birth	Birth	Birth
<i>Hour</i>	-7.394 *** (1.485)	-5.083 *** (1.019)	-9.419 *** (1.403)	-5.291 *** (1.047)
<i>Income_Hour</i>	0.727 *** (0.151)	0.520 *** (0.103)	0.903 *** (0.143)	0.518 *** (0.106)
<i>Income</i>	-32.621 *** (6.467)	-25.269 *** (4.742)	-41.675 *** (6.125)	-24.582 *** (4.885)
<i>Sav</i>	0.008 (0.012)	0.005 (0.012)		
其他控制变量	有	有	有	有
<i>_cons</i>	325.880 *** (63.062)	247.311 *** (48.057)	449.255 *** (59.239)	278.724 *** (49.167)
时间固定	控制	不控制	控制	不控制
地区固定	控制	控制	控制	控制
R ²	0.286	0.253	0.317	0.149
N	403	403	465	465

表7 稳健性检验:去除少数民族自治区、SYS-GMM方法

变量	固定效应模型				Sys-GMM
	Birth	Birth	Birth	Birth	Birth
<i>L. Birth</i>					0.635 *** (.0.072)
<i>Hour</i>	-6.110 *** (1.810)	-4.367 *** (1.242)	-7.577 *** (1.588)	-3.209 *** (1.222)	-1.588 ** (0.629)
<i>Income_Hour</i>	0.597 *** (0.184)	0.445 *** (0.125)	0.749 *** (0.160)	0.315 ** (0.123)	0.158 *** (0.061)
<i>Income</i>	-26.275 *** (7.977)	-21.700 *** (5.759)	-33.452 *** (7.016)	-15.260 *** (5.650)	-7.471 *** (2.820)
<i>Sav</i>	0.016 (0.016)	0.011 (0.015)			0.058 (0.042)
其他控制变量	有	有	有	有	有
<i>_cons</i>	254.376 *** (78.435)	205.927 *** (59.281)	333.156 *** (69.872)	163.272 *** (58.638)	
年份固定	控制	不控制	控制	不控制	不控制
省份固定	控制	控制	控制	控制	不控制
AR(1)					-3.06 ***
AR(2)					0.03
Hansen					26.52
R ²	0.305	0.279	0.299	0.175	
N	338	338	390	390	372

少数民族生育三孩;对部分人口特别稀少的少数民族执行不限制生育胎次政策等。为控制生育政策差异可能带来的少数民族自治区与其他地区出生率之间的测量偏误,本文在模型(3)的基础上,剔除新疆、西藏、内蒙古、广西、宁夏五个少数民族自治区后再次进行回归,结果如表 7 的(1)列至(4)列所示。可见剔除少数民族自治区后,回归结果与前文十分类似,证实前文的估计结果是稳健的。

2. 基于 Sys-GMM 动态面板模型

考虑到被解释变量出生率可能具有时间延续性,直接采取固定效应模型可能导致结果有偏,因此本文再采取 Sys-GMM 方法进行动态面板回归作为另一个稳健性检验,将被解释变量“出生率”的滞后项作为解释变量进入模型结果见表 7 的(5)列。可见动态面板回归中关键变量包括交叉项的符号与显著性仍然与之前一致,即主要结论是稳健的。

(五) 异质性检验:城镇男性与女性居民平均工作时间与出生率的差别影响

由于男性与女性生理与心理差异及社会传统,近年中国城镇男性居民与女性居民平均工作时间存在绝对值方面的显著差异,见图 5 所示。2001—2019 年,无论城镇男性或是女性居民平均工作时间都呈现类似的波动上升趋势,但差异也较为显著。考察期内城镇男性平均工作时间绝对值一直高于女性,并且近年随时间推进其差距有增大趋势。2001 年中国总体城镇男性与女性居民的周平均工作时间差距仅为 0.7 小时,2019

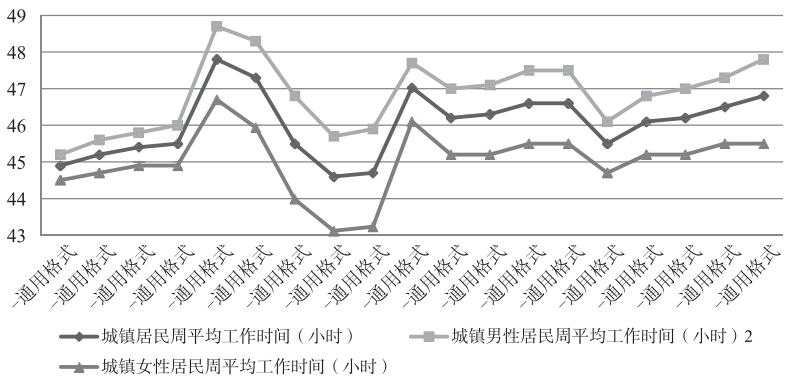


图 5 2001—2019 年中国城镇居民分性别周平均工作时间(小时)变化趋势
数据来源:历年《中国劳动统计年鉴》

年已经上升至 2.3 小时之多,而城镇男性与女性居民分行业平均工作时间也呈现大致同样趋势。在家庭生育过程中女性承担主要角色,男性起到贡献收入及照顾家庭的作用,男性工作时间同样可能影响家庭生育决策,从而宏观上影响当地人口出生率。因此下文参考式(1)的计算方法,分别依据各年各行业的城镇女性/男性平均工作时间与各年各省区市女性/男性各行业就业人口权重,加权计算出了各年各省区市城镇女性、男性平均周工作时间,分别考察了其对当地出生率的影响,结果如表 8 所示。

表 8 异质性检验:城镇男性/女性居民平均工作时间与人口出生率

变量	女性平均工作时间与出生率				男性平均工作时间与出生率			
	Birth	Birth	Birth	Birth	Birth	Birth	Birth	Birth
Hour	-6.545*** (1.351)	-4.795*** (0.977)	-8.351*** (1.313)	-5.566*** (1.017)	-7.723*** (1.559)	-4.844*** (1.017)	-9.732*** (1.444)	-4.962*** (1.035)
Income_Hour	0.650*** (0.138)	0.493*** (0.100)	0.805*** (0.134)	0.561*** (0.105)	0.758*** (0.158)	0.495*** (0.102)	0.932*** (0.147)	0.478*** (0.104)
Income	-28.582*** (5.768)	-23.575*** (4.507)	-36.543*** (5.612)	-25.897*** (4.716)	-34.701*** (6.922)	-24.589*** (4.800)	-43.862*** (6.434)	-23.356*** (4.889)
Sav	0.010 (0.012)	0.007 (0.012)			0.008 (0.012)	0.006 (0.012)		
其它控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
_cons	280.9*** (56.002)	229.4*** (45.006)	393.7*** (54.123)	283.1*** (46.480)	347.7*** (67.548)	240.7*** (49.113)	472.2*** (62.280)	269.7*** (49.793)
年份固定	控制	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制	不控制
省份固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.282	0.250	0.306	0.152	0.286	0.251	0.318	0.147
N	403	403	465	465	403	403	465	465

从回归结果来看,无论城镇男性或是女性平均工作时间都对当地人口出生率起到显著负向冲击,且对出生率的冲击幅度也基本类似;而两性工作时间与人均收入的交叉项均显著为正,意味着收入水平越高,两性工作时间增加对于出生率的负向影响就越被削弱,与前文一致。该结果并不奇怪,如前所述虽然“生孩子是女性的行为”,但整个婚姻乃至生育、抚养子女的过程却需要基于所有家庭成员的时间与收入的、整个家庭的决策,父亲的

工作时间与收入对出生率的影响与母亲同样重要。

五、结论与启示

综上,本文基于中国31个省区市2003—2019年的面板数据考察了近年由于产业结构升级导致的城镇居民工作时间对出生率的影响。结论如下:第一,在控制了收入水平等其他影响出生率的因素后,各省区市城镇居民平均工作时间的增加显著抑制当地出生率。第二,加入人均收入与工作时间的交叉项后发现,收入水平越高,工作时间对于出生率的负面影响越被抑制,说明了收入水平对工作闲暇具有一定补偿作用。本文使用SYS-GMM方法的动态面板模型及去除少数民族省区市的稳健性检验也得出了一致结论。而异质性检验说明无论城镇男性或是女性居民平均工作时间的增加都会负向影响当地人口出生率。基于此,本文提出以下政策建议。

第一,在不降低居民收入的前提下保障居民充足的劳动闲暇。本研究发现居民平均工作时间过长会显著降低居民的生育意愿,对本地出生率有显著负向影响,这在近年中国老龄化加剧、出生率显著下降的背景下十分不利于未来劳动力市场可持续发展及国际竞争优势的维持。政府应严格规范企业用工制度,保障职工在不降低收入的前提下拥有更为充足的劳动闲暇,严禁企业违反《劳动法》强迫职员(包括男性与女性)进行过长时间加班。

第二,在保障居民劳动闲暇同时提升居民收入。如研究所得,就出生率而言,收入水平对于工作闲暇具有补偿作用,即使在近年居民闲暇时间受制于经济发展或企业规则而主动或被动减少的背景下,尽可能提升居民收入也是促进出生率提高的重要手段,收入越高,居民越能利用家政服务等方式缓解工作时间增加对出生率的负面冲击。因此相关部门应设法帮助劳动者提高收入水平,例如在宏观上发现、创造新产业与居民就业机会,微观上向居民提供技能培训服务以提升员工人力资本与工资水平,监督企业要求员工加班时规范、保障劳动者加班薪酬等。

第三,在保障居民充足劳动闲暇、提升居民收入的同时,以多种方式降低居民育儿成本。例如通过完善生育保险,落实女性员工孕期带薪休假制度,同时合理探索男性员工带薪产假;增加社区家政及育儿、保健医疗服务供给等。多管齐下,全方位减少家庭生育成本。

参考文献:

- [1] 吴帆. 低生育率陷阱研究是否存在? [J]. 人口研究, 2019(4): 50-60.
- [2] Becker G. An economic analysis of fertility[M]. Princeton: Princeton University Press, 1960.
- [3] Lee B S. The effects of income level, income distribution, education and urbanization on fertility rates among 28 administrative regions of China[J]. Korea Journal of Population & Development, 1990, 23(1): 91-111.
- [4] 张新洁, 郭俊艳. 对中国不同收入阶层居民的生育差异分析[J]. 统计与决策, 2017(4): 102-106.
- [5] 穆光宗, 陈卫. 中国的人口转变: 历程、特点和成因[J]. 开放时代, 2001(1): 92-101.
- [6] 果臻, 吴正, 李树苗. 中国城镇化发展对生育水平的影响研究[J]. 人口与经济, 2013(4): 53-62.
- [7] 倪国华, 蔡昉. 膨胀还是坍塌: 城镇化对育龄妇女生育规划的影响研究[J]. 中国软科学, 2015(6): 45-55.
- [8] 戈艳霞. 中国的城镇化如何影响生育率? ——基于空间面板数据模型的研究[J]. 人口学刊, 2015(3): 88-101.
- [9] 杨华磊, 吴义根, 张冰鑫. 城镇化、外部性与生育水平[J]. 人口与发展, 2018(4): 48-55.
- [10] 王国军, 赵小静, 周新发. 我国人口出生率影响因素实证研究[J]. 经济问题, 2016(2): 7-11.
- [11] Cygan-RK, Maeder M. The effect of education on fertility: Evidence from a compulsory schooling reform[J]. Labour Economics, 2013, 25(2): 35-48.
- [12] 张爱婷, 杜跃平. 非政策因素对我国生育率影响的量化分析[J]. 人口学刊, 2006(2): 3-7.
- [13] 周晓蒙. 经济状况、教育水平对城镇家庭生育意愿的影响[J]. 人口与经济, 2018(5): 31-40.
- [14] 何林浩, 陈梦. 夫妻博弈与家庭生育率——对我国生育率下降的一个解释[J]. 世界经济文汇, 2021(4): 74-88.
- [15] 刘章生, 刘桂海, 周建丰, 等. 教育如何影响中国人的“二孩”意愿? [J]. 公共管理学报, 2018(2): 104-119+158.
- [16] McCrazy J, Royer H. The effect of female education on fertility and infant health: Evidence from school entry policies using exact date of birth[J]. American Economic Review, 2011, 101(1): 158-195.
- [17] Fort M, Schneeweis N, Winter E R. More schooling, more children: Compulsory schooling reforms and fertility in Europe[J]. IZA Discussion Papers, 2011, 23(1): 35-47.
- [18] 张冲, 万新月. 教育进步降低了人口出生率吗? [J]. 统计与信息论坛, 2017(7): 108-114.
- [19] 封进, 艾静怡, 刘芳. 退休年龄制度的代际影响——基于子代生育时间选择的研究[J]. 经济研究, 2020(9): 106-121.
- [20] 张樨樨. 房价泡沫抑制了生育率复苏吗[J]. 华东师范大学(社会科学版), 2021(2): 164-175.

- [21] 陈淑云,彭银. 住房支付能力、生育行为与人口年龄结构[J]. 西北人口,2016(1):1-6.
- [22] 葛玉好,张雪梅. 房价对家庭生育决策的影响[J]. 人口研究,2019(1):52-63.
- [23] 吴伟炯. 工作时间对职业幸福感的影响——基于三种典型职业的实证分析[J]. 中国工业经济,2016(3):130-145.
- [24] Parr N. Satisfaction with life as an antecedent of fertility[J]. Demographic Research,2010,22(21):635-662.
- [25] Moglie M L, Mencarini L, Rapallini C. Is it just a matter of personality? On the role of subjective well-being in childbearing behavior[J]. Journal of Economic Behavior & Organization,2015,117(2):453-475.
- [26] Cetre S, Clark A E, Senik C. Happy people have children: Choice and self-selection into parenthood[J]. European Journal of Population,2016,32(3):445-473.
- [27] 金家飞,刘崇瑞,李文勇,Patricia M F. 工作时间与工作家庭冲突:基于性别差异的研究[J]. 科研管理,2014,(8):44-50.
- [28] 梁颖. 日本的少子化原因分析及其对策的衍变[J]. 人口学刊,2014(2):91-103.
- [29] Yoshida A. No chance for romance: Corporate culture, gendered work, and increased singlehood in Japan [J]. Contemporary Japan, 2011, 23(2):213-234.
- [30] 张婷皮美,石智雷.“996”与低欲望社会:加班对结婚和生育影响的实证研究[J]. 云南师范大学学报(哲学社会科学版),2020(2):99-110.
- [31] 陈煜婷. 城镇就业人群生育意愿及其影响因素的性别差异研[J]. 南方人口,2017(1):68-80.
- [32] 马光明,苗壮. 中国城镇居民工作时间变化的消费效应研究[J]. 中央财经大学学报,2022(4):76-95.
- [33] Jones G W. Delayed marriage and very low fertility in Pacific Asia[J]. Population and Development Review,2007,33(3):453-478.
- [34] 李月,张许颖. 婚姻推迟、婚内生育率对中国生育水平的影响[J]. 人口学刊,2021(4):1-11.
- [35] 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]. 经济动态,2017(3):52-61.
- [36] 向翔,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(6):12-24.
- [37] 李子联. 收入与生育:中国生育率变动的解释[J]. 经济动态,2016(5):37-48.
- [38] 宋丽敏,王玥,柳清瑞. 中国农村居民家庭的生育决策模型与实证分析[J]. 人口学刊,2012(1):24-31.
- [39] 杨涛,Marjorie M,孙征. 中国人口政策对生育率的影响[J]. 中国人口科学,2000(3):18-22.

[责任编辑:杨志辉]

Industrial Structure, Residents' Working Hours and Birth Rate

MA Guangming, DING Boying

(Central University of Finance and Economics, Beijing 102200, China)

Abstract: China's birth rate has declined significantly since the 21st century, and the increase in residents' working hours caused by the upgrading of industrial structure might be an important reason for the decline in the birth rate. The research constructed weighted average working hours of China's urban industry as the key explanatory variable, and used the empirical study of China's provincial panel data from 2003 to 2019 to find that after controlling the influence of other factors, the increase in the average working time of urban residents significantly reduced the local population birth rate. Further research has showed that residents' income and working hours have interactive effects on the birth rate. The higher the per capita disposable income, the more the negative impact of increased working hours on the birth rate would be. The income level has a certain compensation effect on labor leisure. The construction of instrumental variable "economic geography deviation degree", the removal of minority autonomous regions and the robustness test based on Sys-GMM method also reach consistent conclusions. The heterogeneity test found that the increase of average working hours of urban male and female residents would both negatively impact the local birth rate. Relevant departments should strictly regulate the working hour system on the basis of ensuring the continuous growth of residents' income, ensure that employees have sufficient labor leisure, and provide necessary support and assistance to family childbearing to avoid a continuous decline in the birth rate.

Key Words: industrial structure; working hours; leisure time; birth rate; income of residents; family childbearing