被时间束缚的消费:工作时长对居民消费的影响

刘 娜 李 静 张川川*

摘要:内需不足是中国经济长期面临的一个问题,其主要原因在于居民消费不足。中国劳动者年均工作时长在世界主要国家中位于前列,"没有时间消费"可能是导致中国居民消费率偏低的原因之一。本文首先在时间分配理论基础上,区分耗时性消费品和非耗时性消费品,从理论层面阐释了工作时长影响消费支出的三种效应:收入效应、替代效应和时间效应。然后利用中国1994年职工工时制度调整这一政策冲击,使用中国健康与营养调查数据和双重差分方法,估计了居民消费支出的工作时间弹性,发现工作时长每减少1%,居民消费支出会显著增加1.59%。最后利用中国家庭金融调查和中国时间利用调查数据展开的机制讨论显示,在总时间资源既定条件下,缩短工作时长可通过增加消费活动时间显著促进居民消费,尤其是促进居民耗时性消费。本文的研究发现为进一步完善中国工时制度和提振居民消费提供了参考。

关键词:消费支出 时间约束 工作时长 工时制度调整

中图分类号:F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-3894(2025)09-0029-23

一、引 言

世界各国经济发展实践显示,在经济快速增长的时期,消费者倾向于减少储蓄、增加消费(Tobin,1967;Summers,1981;Deaton和Paxson,2000;Harbaugh,2004;Song和Yang,2010)。然而,在宏观经济持续快速增长背景下,中国居民消费率却长期处于较低水平,与其他国家形成鲜明对比。图1显示,1992~2000年,中国居民消费率维持在45%左右,低于约60%的全球平均水平,包含政府消费在内的中国最终消费率则与全球平均水平相当;2000~2010年,中国居民消费率快速下降,到2010年时已降至34.91%,包含政府消费在内的中国最终消费率也只有49.87%,低于57.06%的全球平均水平;2010年以来,中国居民消费率虽有所回升,但总体上仍低于全球平均水平。此外,2010年以来中国居民消费率和中国最终消费率的变动趋势表明,消费疲软的主要原因在于居民消费率偏低。居民消费率过低不仅不利于宏观经济的持续发展,也意味着经济发展成果并未充分转化为居民福利水平的提升,制约了中国特色社会主义市场经济根本目的的实现。在当前内需不足、经济增长速度放缓的宏观背景下,从理论和经验两个层面分析中国居民消费率偏低的原因显得尤为迫切。

* 刘娜,教授,湘潭大学商学院,电子邮箱:natalie_liu@126.com;李静,博士,湖南财政经济学院经济学院,电子邮箱:lijing1@hufe.edu.cn;张川川(通讯作者),长聘副教授、研究员,浙江大学经济学院,电子邮箱:ccz.zhang@gmail.com。本文获得国家社会科学基金一般项目(21BJY096)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

中国居民低消费率/高储蓄率现象由来已久，不少国内外学者也尝试多方探察其背后成因。一些研究认为，不健全的社会保障制度和较强的家庭预防性储蓄动机是导致居民消费率偏低的重要因素（Modigliani和Cao，2004；Curtis等，2015；İmrohoroğlu和Zhao，2018）。然而，2000年以来中国社会保障体系建设经历了长足发展，先后在农村和城市地区试点实施居民医疗保险和居民养老保险，并于2012年底实现社会养老保险和社会医疗保险对城乡居民的全覆盖；城镇退休职工养老金自2005年起实现连续上涨，社会养老保险和医疗保险保障力度不断提升，然而2000~2010年居民消费率却出现了显著下降。Wei和Zhang（2011）在中国出生人口男女性别比失衡的大背景下提出竞争性储蓄动机假说，认为有儿子的父母会为了提高儿子在婚姻市场的相对吸引力而增加储蓄，且这种竞争性压力会传导至其他家庭。不过，中国性别比失衡导致的男性婚姻市场压力主要发生在农村地区，很难用来解释在城镇家庭同样存在的高储蓄、低消费现象。Harbaugh（2004）、程令国和张晔（2011）认为经历过饥荒的群体会表现出更高的储蓄倾向和更低的消费倾向，但是这至多只能解释出生于1960年代以前群体的低消费倾向。还有研究从住房成本（陈斌开和杨汝岱，2013）、家庭社会网络（章元和黄露露，2022）、通勤成本（章元和王驹飞，2019）、数字经济（陈梦根和周元任，2023）与数字信用（王奇等，2025）等角度解释中国家庭部门的高储蓄、低消费现象。

总结来看，上述研究主要强调了预防性储蓄动机在降低家庭消费中的作用，只有章元和王驹飞（2019）关注到时间因素在家庭消费决策中的作用。理论上，消费过程不仅涉及金钱投入，还包含时间投入（Becker，1965；Gronau，1977）。Houston和Wilson（2002）基于跨国数据的实证分析显示，一个国家的消费总量会随休闲时间的增加而提升。针对中国旅游消费这一特定消费类型的研究显示，居民休闲时间的增加与旅游消费支出显著正相关（魏翔，2006；陈海达等，2006；郭鲁芳，2006；廖凯等，2009）。不过，上述研究主要关注假期政策对旅游消费这一特定消费行为的影响，没有从更一般的意义上考察时间因素在居民消费决策中的作用。本文在现有研究的基础上，从理论和实证两个层面考察居民工作时长对消费支出的影响，尝试为中国居民消费率偏低这一现象提供新的理论和经验解释。

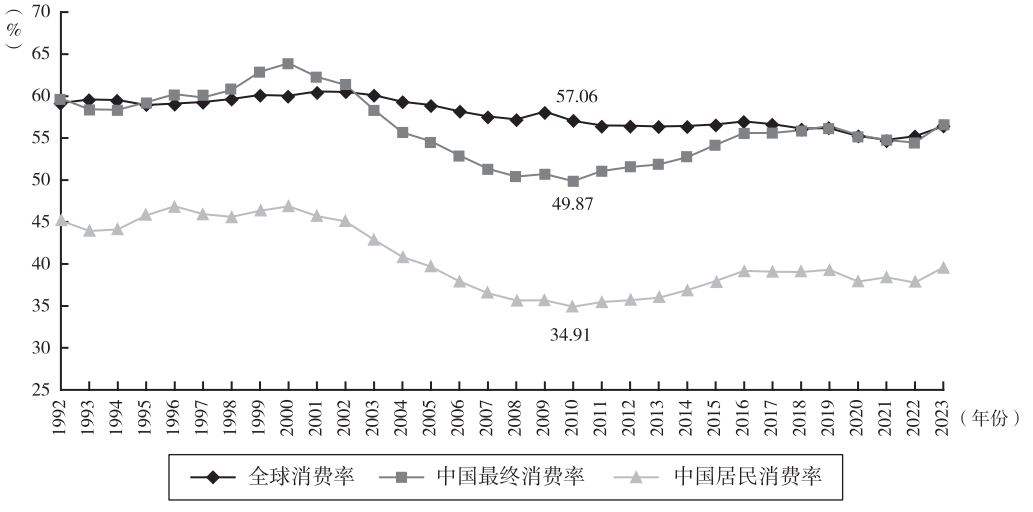

图1 1992~2023年中国与全球消费率

注：中国居民消费率定义为居民消费总额占当年GDP的比重，中国最终消费率定义为个人消费与政府消费的总额占当年GDP的比重。全球消费率定义为世界各国家庭最终消费支出占GDP比重的均值，其中家庭最终消费支出为家庭购买的所有商品和服务的市场价值。

资料来源：中国数据源于中国国家统计局编制的历年中国统计年鉴；全球数据源于世界银行，https://data.worldbank.org.cn/indicator/NY.GNS.ICTR.ZS。

本文研究的出发点之一是中国居民工作时间普遍较长这一典型事实。国家统计局数据显示，2021年、2022年、2023年和2024年全国企业就业人员的周均工作时长分别为47.8小时、47.9小时、49.0小时和49.0小时[①]，均显著高于40小时的法定周工作时长[②]，且呈现波动上升趋势。从国际比较来看，中国居民2168.92小时的人均年工作小时数与其他金砖国家和G7国家相比位于前列。与工作时间较长相对的是，中国居民消费率仅为39.35%，排名各国最末（见图2）。中国居民很可能面临着因超时工作而无暇消费的问题。在近期的一项研究中，罗连化和周先波（2022）使用中国家庭追踪调查数据所做研究显示，超时工作与家庭总消费之间存在显著的负相关关系，但他们没有深入讨论和处理工作时间的内生性问题，加之他们关注的是家庭总消费而非消费率，其观察到的超时工作与家庭总消费之间的负向关系，很可能源于收入较低的劳动者更可能超时工作。

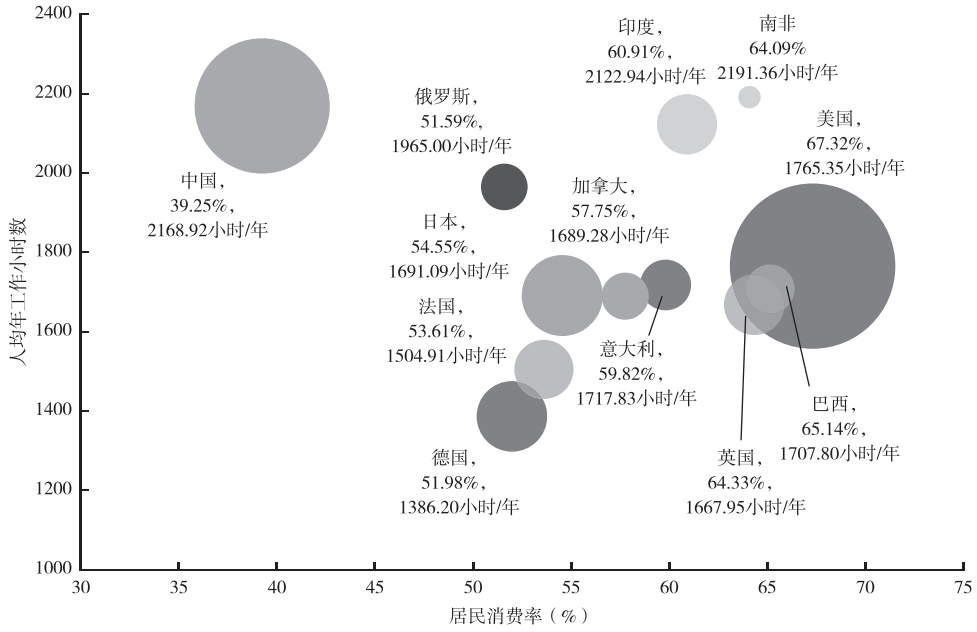

图2　2019年金砖国家及G7国家年人均工作小时数与居民消费率

注：图中气泡面积大小反映各国国内生产总值（GDP）的相对大小。

资料来源：Penn World Table（2021），https://ourworldindata.org/working-hours；世界发展指标数据库（WDI），https://data.worldbank.org.cn/。

本文首先基于Becker（1965）时间分配理论，将时间禀赋约束引入消费者效用最大化模型，并区分耗时性消费品和非耗时性消费品，分析消费者决策过程中影响消费支出的三类效应：收入效应、

① 自2021年起，国家统计局每月、每季度、每年均在经济运行报告中统计全国企业就业人员周平均工作时长。此处47.8小时、47.9小时、49.0小时和49.0小时均为年度数据。资料来源：https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202501/t20250117_1958332.html。

② 1994年2月3日国务院发布《国务院关于职工工作时间的规定》，该制度第三条明确规定中国开始实行职工每日工作8小时、平均每周工作40小时的工时制度。内蒙古大学经济管理学院课题组基于2017年中国时间利用调查（CTUS）数据撰写的《时间都去哪儿了？中国时间利用调查研究报告》中指出：2017年中国工资劳动者超时工作（净工作时间大于8小时）相当普遍，超时工作率高达42.2%。

替代效应和时间效应[①]。其次，本文在构建的理论框架基础上，利用1994年实施的职工工时制度调整政策冲击，使用双重差分法（Difference-in-Differences，DID）和中国健康与营养调查（China Health and Nutrition Survey，CHNS）数据，定量估计工作时长对居民消费的影响。实证结果表明，1994年实施的工时制度调整显著降低了工作时长并使居民年消费支出显著增加，工作时长每减少1%，家庭消费支出会显著增加1.59%[②]。并且，缩短工作时长对中等收入群体以及消费时间禀赋较低群体的消费促进作用更大。最后，本文利用中国家庭金融调查（China Household Finance Survey，CHFS）和中国时间利用调查（China Time Use Survey，CTUS）数据中更为丰富的消费信息，进一步考察了工作时长与居民耗时性消费、非耗时性消费以及总消费之间的关系，发现缩短工作时长可显著提升居民的耗时性消费和总消费。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面。第一，本文在传统消费决策理论模型的基础上分离出居民消费决策的时间效应，为理解中国低消费率之谜提供新的理论视角。现有文献对中国消费乏力展开的成因剖析主要围绕社会保障制度（İmrohoroğlu和Zhao，2018）、性别比失衡（Wei和Zhang，2011）、消费习惯（Harbaugh，2004、程令国和张晔，2011）等方面展开，鲜有文献关注到时间因素在消费决策中的作用。本文将稀缺的时间禀赋纳入居民消费决策分析，在常规的收入效应、替代效应分析基础上分离出时间效应，剖析和凸显了时间禀赋对居民消费的影响，对相关理论探讨形成有益补充。第二，利用职工工时制度调整的政策冲击和使用拟实验方法，本文较为准确地估计了中国居民消费支出的工作时间弹性，为理解时间配置对居民消费的影响提供了基于中国实践的经验证据。此外，本文还进一步将商品和服务划分为耗时性消费品和非耗时性消费品，在一定程度上揭示了工作时长对消费结构的影响。第三，本研究揭示了超时工作对中国居民消费增长的显著制约效应，强调可支配时间资源在提升居民消费上的重要作用，为从时间配置视角出发制定并实施提振消费政策提供了启示和参考。在精确测度中国居民消费的工作时间弹性基础上，本文进一步剖析了时间机会成本在不同社会群体间的差异。研究发现过长的工作时间对中等收入等群体、消费时间禀赋较低等特定群体的消费支出具有更强的抑制作用。这意味着，通过合理控制工作时长，并依据从业者时间配置特征实施差异化的工时制度，将有利于充分释放各社会群体的消费潜力，有效提振消费和扩大内需。

二、理论框架

Becker（1965）提出的时间分配理论认为，消费者会综合运用时间资源和市场商品来生产基本消费，并选择二者的最优组合以实现自身效用最大化。因此，消费者效用函数应从$U=U(Z_1,...,Z_i)\equiv U(x_1,x_2,...,x_i)$的传统形式，扩展为$U=U(Z_1,...,Z_i)\equiv U(x_1,x_2,...,x_i,t_1,t_2,...,t_i)$，其中$x_i$指消费商品$i$的市场商品投入（一般指货币支出），$t_i$是对消费商品$i$的时间资源投入。在时间分配理论框架下，真实的消费成本不仅涵盖市场商品的购买成本，还包括用于生产商品的时间资源。Aguiar和Hurst（2013）在Becker（1965）的基础上，将非耐用消费品支出进一步分解为核心消费和家庭生产/工作相关消费，用于解释消费者生命周期中的消费“驼峰”形态和消费不平等

① 时间效应指时间禀赋对消费选择的影响。与Becker（1965）强调的时间机会成本（the Opportunity Cost of the Time）不同，本文的时间效应聚焦于时间资源本身的约束强度。例如，当闲暇时间增加时，消费者可能增加旅游消费的时间投入，这种影响独立于收入效应和替代效应，仅由时间禀赋扩张驱动。

② 该估计结果意味着，如果中国劳动者平均工作时长由当前的每周48小时左右降低到劳动法规定的每周40小时，预计可使中国家庭消费支出增长约26.5%。

现象①。

本文借鉴Becker(1965)、Aguiar和Hurst(2013)的做法,将消费视作一个需同时投入时间资源和商品或服务的过程,并将消费品区分为耗时性消费品C_1和非耗时性消费品C_2两类②。耗时性消费品C_1指需同时投入时间资源和商品或服务的消费活动,如旅游、看电影等。而非耗时性消费品C_2仅涉及商品或服务的投入,如家政保洁、幼儿托管等消费活动。耗时性消费品C_1和非耗时性消费品C_2的消费过程可分别表示为:

$$C_1 = f(x_1, t_c); C_2 = f(x_2) \tag{1}$$

假设f是严格凹且同质的,消费者在给定预算约束情况下可通过消费商品实现效用最大化,具体函数设定如下:

$$U(C) = U(C_1, C_2) = \theta \frac{C_1^{1-\gamma}}{1-\gamma} + (1-\theta)\frac{C_2^{1-\sigma}}{1-\sigma} \tag{2}$$

$$C_1 = x_1^{\varphi} t_c^{1-\varphi}, C_2 = x_2 \tag{3}$$

式(2)的设定表示效用函数$U(C)$在两类消费之间都是可加可分的,意味着非耗时性消费与时间资源是可分离的,且效用函数均满足一阶导大于零和二阶导小于零,即边际效用均为正且边际效用递减。耗时性消费品的生产函数被设置为C-D形式,且在生产过程中时间资源和货币价值之间的替代率往往在1左右或略高于1(Aguiar和Hurst,2007)。式(2)和式(3)中各参数满足:$\gamma > 0, \sigma > 0, 0 < \varphi < 1, 0 < \theta < 1$。

消费者决策面临收入约束与时间约束:

$$P_1 x_1 + P_2 x_2 = \omega t_w + V \tag{4}$$

$$t_w + t_c = T \tag{5}$$

其中,P_1和P_2分别为耗时性消费品和非耗时性消费品的价格,ω为工资率,t_w为工作时间,V为非工资收入;T为个人的总时间资源(如每天拥有24小时)。此处假设消费者总时间资源T由工作时间t_w和可用于消费的时间t_c两部分组成,即总时间资源T中除去工作时间t_w外其他时间便是消费时间t_c。

通过构建包含两个约束条件的拉格朗日函数:

$$L = \theta \frac{(x_1^{\varphi} t_c^{1-\varphi})^{1-\gamma}}{1-\gamma} + (1-\theta)\frac{x_2^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \lambda(\omega t_w + V - P_1 x_1 - P_2 x_2) + \mu(T - t_w - t_c) \tag{6}$$

其中,λ表示边际效用与边际支出的比率,μ表示时间的影响价值。计算可得最优选择为:

$$x_1^* = \frac{\varphi\omega(T - t_w)}{(1-\varphi)P_1}, x_2^* = \frac{\omega t_w + V}{P_2} - \frac{\varphi\omega(T - t_w)}{(1-\varphi)P_2} \tag{7}$$

从式(3)和式(7)可得工作时间t_w与耗时性消费品C_1和非耗时性消费品C_2的关系为:

① Aguiar和Hurst(2013)认为,经济学领域中有两个关于生命周期消费模式的重要事实值得深入探讨:一是,个体在生命周期中的消费支出呈现"驼峰"形态,即在中年阶段达到支出的高峰,随后逐渐下降。这一特征揭示了消费支出随着年龄的增长而呈现的非均匀分布状态。二是,伴随个人年龄的增长,横截面消费不平等的现象呈现加剧的趋势。

② 在社会实践中,几乎所有商品和服务的消费都会耗费时间,但耗费时间的多少(程度)在不同商品和服务之间存在一定差异。为体现这种差异,模型设定中将基于两种极端情况设置两类不同的消费品:耗时性消费品和非耗时性消费品。

$$\frac{dC_1}{dt_w}=-\left(\frac{\varphi\omega}{(1-\varphi)P_1}\right)^{\varphi},\ \frac{dC_2}{dt_w}=\frac{\omega}{(1-\varphi)P_2} \tag{8}$$

已知$0<\theta<1$，故式(8)中$dC_1/dt_w<0$，$dC_2/dt_w>0$，即居民的工作时间与耗时性消费品的消费呈负相关关系，与非耗时性消费品的消费呈正相关关系。

进一步地，通过总效用函数$U(C)$对工作时间t_w求全导数，分解工作时间t_w变化对消费者效用产生的时间效应、收入效应及替代效应。其中，时间效应是指t_w变化通过时间约束对$U(C)$产生的直接影响，其作用路径独立于价格机制，仅通过时间资源禀赋变化影响消费选择，且严格限定于对耗时性消费品C_1的消费产生影响，本质上是时间资源重新分配产生的约束效应。收入效应指t_w通过收入约束对耗时性消费品C_1和非耗时性消费品C_2消费产生的影响，体现工资收入变化对两类消费的直接影响。替代效应是指耗时性消费品C_1和非耗时性消费品C_2之间的替代关系，表示相对价格变动下两类消费间的边际替代率调整。在可加效用函数式(2)中，参数θ调节两类消费的边际效用比，当θ接近于1时，消费者更倾向于消费耗时性消费品C_1，当θ接近于0时，消费者更倾向于消费非耗时性消费品C_2。具体表述如下：

$$\frac{dU(C)}{dt_w}=\underbrace{\frac{\partial U}{\partial C_1}}_{\text{替代效应}}\underbrace{\left(\frac{\partial C_1}{\partial x_1}\frac{\partial x_1}{\partial t_w}\right.}_{\text{收入效应}}+\underbrace{\left.\frac{\partial C_1}{\partial t_c}\frac{\partial t_c}{\partial t_w}\right)}_{\text{时间效应}}+\underbrace{\frac{\partial U}{\partial C_2}}_{\text{替代效应}}\underbrace{\frac{\partial C_2}{\partial x_2}\frac{\partial x_2}{\partial t_w}}_{\text{收入效应}} \tag{9}$$

由式(2)和式(8)计算工作时间t_w对消费者效用产生的总效应代表式为：

$$\frac{dU(C)}{dt_w}=-\theta C_1^{-\gamma}\left[\frac{\varphi\omega}{(1-\varphi)P_1}\right]^{\varphi}+(1-\theta)C_2^{-\sigma}\frac{\omega}{(1-\varphi)P_2} \tag{10}$$

依据$0<\theta<1$，$\gamma>0$，$\sigma>0$，$dU(C)/dt_w$的符号不明确。总体上，工作时间t_w可通过时间效应、替代效应和收入效应影响消费者的消费决策，然而三种效应的作用方向不同，产生的总效应方向不确定，其综合影响将最终取决于现实情况下三种效应的相对大小。

三、工时制度调整政策与实证策略

前文的理论分析显示，工作时长可以通过三个路径影响居民消费决策。那么，居民消费支出的工作时间弹性是多少呢？准确估计工作时长对居民消费的影响存在着一定技术性困难，比如，个体的收入水平与可支配时间存在高度相关，且二者可能同时影响居民的消费决策(Becker，1965；Steedman，2001)，个体的可支配时间和消费决策也可能同时受到个体对闲暇的差异化偏好等其他不可观测因素的影响。为较好地规避内生性问题，实现因果推断的精准识别，本文利用中国1994年实施的职工工时制度调整政策冲击，使用双重差分法(Difference-in-Differences，DID)估计工作时长对居民消费支出的影响。

(一)政策背景

中国工时与休假制度的建立和发展，是新中国成立以来劳动法规体系不断健全与完善的重要组成部分。该制度旨在切实保障劳动者的合法权益，合理调配工作与休息时间，进而促进劳动力资源的优化配置与高效利用。其中，中国工时制度经历了从初步确立到持续调整和优化的演变过程。

新中国成立初期，国家便已开始关注劳动者工时问题，并陆续出台一系列相关政策。其中，1956年国务院颁布的《关于建筑业实行8小时小礼拜工作制度的规定》明确了建筑业职工每日工作时间不得超过8小时的基本原则，为后续工时制度的改革奠定了坚实基础。长期以来，中国实际执

行的标准工作时间为每日工作8小时,每周工作六天(平均每周工作48小时)[①]。1994年2月3日,国务院发布了《国务院关于职工工作时间的规定》,实行每日工作8小时、每周工作五天半(平均每周工作44小时)的新工时制度。1995年3月25日,国务院再次发布《国务院关于修改〈国务院关于职工工作时间的规定〉的决定》,正式实施职工每日工作8小时、每周工作40小时的工时制度,并明确规定在国家机关、事业单位工作的职工"星期六和星期日为周休息日",即"双休日"职工休假制度。

本文旨在考察工作时长对中国居民消费支出的影响。在诸多工时与休假制度的政策调整中,本文重点关注1994年《国务院关于职工工作时间的规定》以及1995年对该规定进行的修订。1994年之前,中国实施的是每周六天的工作日制度。而依据《国务院关于职工工作时间的规定》,自1994年3月1日起,中国开始实行每日工作8小时、每周工作五天半(平均每周工作44小时)的职工工时制度。随后,1995年发布的《国务院关于修改〈国务院关于职工工作时间的规定〉的决定》进一步规定,自1995年5月1日起,全面推行五天工作制,即职工每日工作8小时、每周工作40小时的工时制度。该政策首次系统地明确了中国职工工时制度的框架体系,并成为全国劳动者工作与休假的指导性规范。此次调整是中国职工工时制度演进历程中调整力度最大、影响范围最广的一次工时制度调整,时至今日仍深远影响着中国人的日常生活。利用1989~2004年CHNS数据展开的统计显示(详见附图1[②]),在1994年工时制度调整实施前的1993年,中国就业群体每周工作时长约为48小时,而在政策执行后的1997年,周工作时间显著减少至42小时。有趣的是,在同一时期内,我们着重关注的居民消费支出也呈现明显的上升趋势,这与工作时长的下降形成了鲜明对比。

(二)实证策略

1994年实施的职工工时制度调整,只针对国家机关、社会团体、企业事业单位以及其他组织中的职工,不包含农业承包者、个体经营者、家政工人、失业者等非受雇或未就业群体。这使本文可以利用双重差分法(DID方法)来较好地解决内生性问题,从而准确识别工作时长对居民消费的影响[③]。具体而言,估计以下方程:

$$tw_{it} = \beta_0 + \beta_1 work_i after_t + Control_{it} + \varphi_t + \theta_h + \varepsilon_{it} \tag{11}$$

$$c_{it} = a_0 + a_1 \widehat{tw_{it}} + Control_{it} + \varphi_t + \theta_h + \varepsilon_{it} \tag{12}$$

$$c_{it} = \delta_0 + \delta_1 work_i after_t + Control_{it} + \varphi_t + \theta_h + \varepsilon_{it} \tag{13}$$

其中,c_{it}表示i个体所在家庭t年的家庭人均消费支出(元),由家庭总消费支出除以家庭人口规模得到[④];tw_{it}表示i个体t年的工作时长(小时/周);$work_i$为政策分组虚拟变量,若个体i属于工时制度调整所影响的群体,即政策规定的"国家机关、社会团体、企业事业单位以及其他组织中的职工",则赋值为1,否则为0;$after_t$为政策时间虚拟变量,职工工时调整政策于1994年正式实施,因而将1994年后赋值为1,1994年前赋值为0;$Control_{it}$表示控制变量,包括年龄、年龄平方、性别、婚姻状况、教育年限等个人层面变量,配偶的工作时长、家庭人均收入、家庭规模、家庭劳动参与率、家庭拥有小汽车、家庭拥

① 资料来源:https://www.mohrss.gov.cn/ldgxs/LDGXlaodongbiaozhun/LDGXLgongshixiujia/201011/t20101124_86616.html。

② 本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站,下同。

③ Ma和Shi(2020)利用相同的政策冲击从时间配置角度考察了配偶劳动力供给对自身劳动力供给的影响。

④ 由于许多类别的消费支出决策是在家庭层面做出的,很难在个体之间进行准确划分,因此在家庭而非个体层面计算消费支出是文献的通常做法。

有空调等家庭层面变量[①],所在社区经济发展水平、市场化水平和交通便利水平等社区层面变量,相关变量的具体定义详见附表1;φ_t为年份固定效应,θ_h为家庭固定效应,ε_{it}是随机扰动项。

在DID模型识别假设成立的情况下,式(11)可以用于估计工时制度调整对工作时长的因果效应,且该方程可作为进一步使用两阶段最小二乘方法(TSLS)估计工作时长对居民消费影响的第一阶段方程。式(12)为TSLS估计的第二阶段方程,据此可精确估计居民消费支出的工作时间弹性。此外,我们还可以基于式(13)直接评估工时制度调整这一政策改革本身对居民消费的影响。

四、数据和变量

(一)中国健康和营养调查

中国健康和营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS)是中国疾病预防控制中心营养与食品安全所(原中国预防医学科学院营养与食品卫生研究所)与美国北卡罗莱纳大学人口中心合作的追踪调查项目,基于多阶段分层随机抽样的方法采集,目前包括1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年、2009年、2011年和2015年共10轮调查,样本分布在辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州、北京、上海和重庆等省、自治区、直辖市。CHNS数据是目前能够用于研究1994年工时制度调整政策对劳动力市场影响的最合适的微观调查数据:一方面,CHNS数据时间跨度较长,调查期覆盖了1994年工时制度调整之前和之后的多个年份;另一方面,CHNS数据拥有包括工作时长、工作类型、职业类型和就职企业类型等在内的丰富信息。

由于中国工时制度调整发生在1994年,本文选取1989年、1991年、1993年、1997年、2000年和2004年调查数据,覆盖工时制度调整前后各3期调查。根据研究需要,本文对样本做了以下筛选和处理:首先,保留年龄在16~65岁[②],且工作状态(是否有工作)、职业性质(从业者的工作单位性质、工作性质)、工作时长、收入水平、消费支出等关键信息都没有缺失的受访者为分析样本,并剔除了在校生样本。其次,对家庭人均消费、家庭人均收入、个人劳动收入等价值变量进行清理,剔除回答"不知道"及统计为负值的数据,且排除日均工作时长大于19小时(确保最低5小时睡眠)和家庭规模大于7人的样本,以避免极端值干扰。再次,利用CHNS数据库提供的消费价格指数,对家庭人均消费、家庭人均收入、个人劳动收入等价值变量进行价格平减处理,统一调整为2015年不变价格水平。最后,本文获得包含15783个受访者的有效样本。依据《国务院关于职工工作时间的规定》,本文将工作单位为政府、国家机构、国有企业、小型集体企业、大型集体企业、私营个体企业、三资企业,且工作性质是为他人或单位工作的长期工、为他人或单位工作的合同工、临时工等从业者视作受政策影响的群体,作为受到工时制度调整影响的处理组(共12050个受访者),其他受访者作为对照组(共3733个受访者)[③]。

(二)中国家庭金融调查和中国时间利用调查

中国家庭金融调查(China Household Finance Survey,CHFS)是西南财经大学中国家庭金融调查

① 由于居住地类型(城镇/农村)为不随时间变化的家庭特征变量,在加入家庭固定效应后该变量被自动剔除,全文统一未加入该变量。

② 《中华人民共和国劳动法》规定的法定劳动年龄人口,指年满16周岁至退休年龄,有劳动能力的中国公民。退休年龄一般指男60周岁、女干部身份55周岁、女工人50周岁。考虑到中国普遍存在着"退而不休"的情况(黄炜等,2023),本文将考察劳动年龄样本放宽至65岁。

③ 其他受访者主要包括农业承包者、个体经营者、家政工人、失业者。

与研究中心在全国范围内主持开展的大型入户调查项目,2011年进行了全国基线调查,其后每两年追踪1次。CHFS数据包含家庭住房资产、家庭金融财富、家庭和个人收入与消费、个体人口统计学特征、个体就业状况等在内丰富的家庭和个人层面信息。中国时间利用调查(China Time Use Survey,CTUS)是由内蒙古大学和西南财经大学联合进行的家庭调查①,分别于2017年和2021年开展过两次调查。其中,CTUS 2017年的调查样本是从2017年中国家庭金融调查约4万户样本家庭中随机抽取的约1.2万户家庭。CTUS调查共收集到中国大陆地区(除新疆、西藏外)29个省份(自治区、直辖市)的30591名受访者的时间利用信息,包含受访者在何时何地从事何种类型活动。

在后续的进一步分析部分,本文充分利用CHFS调查提供的分项消费支出信息,使用2015年、2017年和2019年面板数据考察工作时长对居民分类消费支出(耗时性消费和非耗时性消费)的影响,并利用"CHFS+CTUS"2017年数据检验商品消费时长对居民消费分类支出的影响②。为确保数据的准确性、可靠性及与CHNS数据分析结果的可比性,两组数据均对解释变量和控制变量进行缺失值清理,对家庭人均消费、家庭人均收入等价值变量剔除回答"不知道"及统计为负值的数据,并统一进行价格平减,将价格水平调整到2015年。此外,本文排除日均工作时长大于19小时、家庭规模大于7人的样本以避免极端值干扰。最终,CHFS调查2015年、2017年和2019年面板数据获得有效样本11364个,"CHFS+CTUS"2017数据获得有效样本6398个。相关变量描述性统计详见附表2。

(三)描述性统计

附表1报告了CHNS数据所有变量的样本描述性统计。1989~2004年,CHNS数据样本受访者周平均工作时长约为45小时,其配偶平均工作时长约为46小时,均高于法定的40小时周工作时间,可见中国居民工作时长普遍过长。同时,样本居民消费支出均值约为1717元/年。个人特征方面,样本受访者平均年龄约为39岁,男性占比52%,已婚样本占比78%。家庭特征方面,样本居民所在家庭的家庭人口规模平均为4人左右,家庭劳动参与率约为55%,同时家庭拥有小汽车和空调等耐用品的比率较低。CHFS数据和CTUS数据主要变量描述性统计详见附表2。

表1进一步按照样本受访者是否受1994年工时制度调整的影响,分组报告了受访者的消费支出与工作时间。在处理组中,职工工时制度调整实施后比政策实施前的年消费支出提高了862.543元③,周工作小时数减少了5.412小时。在对照组中,政策调整后比政策调整前的年消费支出提高了552.481元,周工作小时数减少了1.273小时。不加入任何控制变量的简单DID估计分析显示,工时制度调整后,处理组居民消费支出相较于对照组提升了310.061元,且此影响在1%的统计水平上显著。

表1　　工时制度调整对比:处理组vs对照组

	处理组	对照组	差值	P值
		A:消费支出		
政策实施前	1338.982	1478.148	−139.165	0.045***
政策实施后	2201.525	2030.629	170.896	0.007***
DID估计量			310.061	0.001***

① 感谢内蒙古大学时间利用调查与研究中心提供使用2017年中国时间利用(CTUS)数据的便利。

② 商品消费时长统计信息包括居民在购物、修车、理发、医疗、去银行、办业务、付费器械健身、外出参观、看电影与演出、非正规教育等活动上花费的时长。

③ 职工工时制度调整后处理组的年消费支出均值是2201.525元,调整前是1338.982元,调整后比调整前提高了862.543元。

（续）

	处理组	对照组	差值	P值
		B:工作时间		
政策实施前	47.834	2.215	45.618	0.000***
政策实施后	42.422	0.942	41.480	0.000***
DID估计量			-4.138	0.000***

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。P值是对"组间差值等于0"进行t值检验所获得的显著性统计量。

五、实证结果

（一）工作时长对居民消费的影响

表2第（1）列报告了工作时长与居民消费关系的OLS估计结果，显示工作时长与居民消费支出存在统计上显著的负向关系。第（2）列报告了式（11）的第一阶段估计结果，显示1994年的工时制度调整显著降低了单位职工的工作时长。第（3）列报告了式（12）的TSLS估计结果，回归系数表明当周工作时长减少1小时，居民年消费支出将显著增加60元，即居民消费支出的工作时间弹性为1.59%①。同时，TSLS估计系数明显高于OLS估计系数，这可能源于两方面的原因：其一，TSLS估计捕捉的是"政策执行群体"（处理组）对工时调整的敏感响应。该群体因直接受政策约束，其消费选择对工时变动的弹性相对更大。而OLS结果混合了政策执行与非执行群体（处理组与对照组），后者的工时调整可能更自主，导致时间效应被平均化，最终表现为OLS估计系数低于TSLS估计系数。其二，OLS估计系数可能因未控制关键变量而低估工作时间对居民消费的负面影响。高工时群体往往伴随更多与工作相关的强制性消费（如通勤、职业装束等），这部分消费在OLS估计中未被剥离，导致工时对自主消费的挤压效应被弱化，进而造成OLS估计系数低于真实效应。第（4）列报告了式（13）工时制度调整对居民消费支出的简约式影响回归结果，表明工时制度调整的政策冲击使处理组职工群体的消费支出相较于对照组显著增加了220元，相当于样本均值水平的12.8%，说明工时制度调整显著提升了居民消费支出。

表2　　缩短工作时长对居民消费的影响：基准回归结果

变量	（1） OLS估计 消费支出额	（2） 第一阶段估计 工作时长	（3） TSLS估计 消费支出额	（4） 简约式估计 消费支出额
work × *after*				219.884**
				（91.229）
工作时长	-5.471***		-60.026**	
	（1.145）		（26.699）	
work × *after*（*IV*）		-3.663***		
		（0.703）		
年龄	34.314***	0.094	38.348***	32.690**
	（12.924）	（0.078）	（13.867）	（12.898）

① 已知平均周工作时长为45.383小时，平均年消费支出额为1717.385元。若工作时长每周减少1小时，居民的年消费支出将增加60元，那么居民工作时长每周减少1%，居民的年消费支出将显著增加1.59%。

（续）

变量	（1） OLS估计 消费支出额	（2） 第一阶段估计 工作时长	（3） TSLS估计 消费支出额	（4） 简约式估计 消费支出额
年龄平方	−46.211***	−0.166*	−54.302***	−44.326***
	（15.479）	（0.096）	（17.157）	（15.487）
性别	14.027	0.794***	57.995**	10.344
	（17.077）	（0.209）	（28.864）	（16.975）
婚姻状况	−25.567	−0.826	−66.146	−16.556
	（90.112）	（0.503）	（96.357）	（90.005）
教育年限	−0.604	−0.068	−3.700	0.395
	（5.521）	（0.045）	（6.113）	（5.758）
配偶的工作时长	−1.564	0.013	−0.855	−1.630
	（1.164）	（0.010）	（1.249）	（1.141）
家庭人均收入对数	1330.028***	0.850***	1370.714***	1319.664***
	（113.436）	（0.284）	（118.021）	（112.904）
家庭规模	−110.594**	0.237	−102.534**	−116.774**
	（47.672）	（0.178）	（48.144）	（47.543）
家庭劳动参与率	541.760***	−1.732**	433.939**	537.882***
	（200.368）	（0.842）	（208.659）	（200.238）
家庭拥有小汽车	928.551*	0.440	951.819*	925.399*
	（496.451）	（1.259）	（499.618）	（496.870）
家庭拥有空调	332.241**	−0.717	284.481*	327.548**
	（158.575）	（0.532）	（164.513）	（158.576）
社区经济发展水平	32.212	0.021	33.869	32.616
	（25.524）	（0.090）	（26.120）	（25.577）
社区市场化水平	24.186	0.135*	31.624*	23.493
	（18.493）	（0.079）	（18.542）	（18.526）
社区交通便利水平	42.495*	0.215**	54.548**	41.642*
	（21.989）	（0.109）	（23.458）	（22.000）
年份固定效应	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
第一阶段F值			27.16***	
样本量	15783	15783	15783	15783
R^2值	0.623	0.839	0.030	0.623

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为聚类在社区层面的稳健标准误。

（二）稳健性检验

1.动态DID估计

此处基于动态DID模型估计中国工时制度调整对居民消费支出的动态影响，同时检验政策实施之前处理组和对照组两组受访者消费支出的变化是否满足平行趋势要求。

$$c_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1989}^{2004} \alpha_k work_i year_k + \alpha_2 work_i + \alpha_3 year_k + \alpha_4 control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中，$work_i$是政策分组虚拟变量，与式(11)中的定义相同；$year_k$是第k年的政策时间虚拟变量。附图2展示了式(14)中α_k的估计值和对应的95%置信区间。结果显示，在政策实施前的1989~1993年，处理组和对照组受访者的消费支出无明显异于零的显著增长或下降，随时间变动的趋势相同即满足平行趋势，这增强了对DID模型识别假设(假如工时调整政策没有发生，1994年后处理组和对照组受访者的消费变动趋势是平行的)成立的信心。在政策实施后的1997~2004年，与对照组相比，处理组居民的消费支出呈现明显上升趋势，表明工时制度调整对居民消费的促进作用具有长期性。

2.PSM-DID估计

为避免线性回归模型可能存在的函数形式误设问题，本文在DID模型基础上利用倾向分值匹配方法来控制可观测因素的影响。首先，本文基于式(13)中的控制变量，使用Logit模型回归估计每个观测个体进入处理组的概率(*score*)；其次，使用半径匹配、近邻匹配和核匹配三种不同匹配方法分别为处理组匹配相应的对照组；最后，使用匹配后的数据和DID模型重新估计工时制度调整对居民消费支出的影响。表3报告了PSM-DID估计结果。第(1)列中*work* × *after*的估计系数表明，工时制度调整的确会使居民消费支出显著增加，近邻匹配和核匹配方法的估计结果类似。

表3　　缩短工作时长对居民消费的影响：PSM-DID估计

变量	(1)	(2)	(3)
	消费支出额		
	半径匹配	近邻匹配	核匹配
work × *after*	172.906**	214.527**	219.884**
	(2.046)	(2.456)	(2.410)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
样本量	13737	15127	15783
R^2值	0.615	0.616	0.623

注：半径匹配的匹配半径为0.1，邻近匹配采用1∶1的匹配方法，匹配后删除不满足共同支撑假说的样本，使得协变量在处理组和对照组间实现了平衡。其余同表2。

3.考虑其他混淆因素的影响

中国是由56个民族组成的多民族国家，有许多独特的民族节假日，如蒙古族(Mongol Nationality)的那达慕(Nadam Fair)、彝族(Yi Nationality)的火把节(The Torch Festival)、傣族(Dai Nationality)的泼水节(The Water-sprinkling Festival)等。因此，少数民族聚居地区职工的实际工作时长可能会因民族节假日的影响存在差异。基于此，本文首先剔除居住在广西、贵州、云南等少数民族聚居地的受访者样本，重新估计职工工时制度调整对居民消费支出的影响，估计结果见表4第(1)列。其次，考虑不同工种职工工作性质的多样性和工作时长的灵活性，本文剔除军官、警察、司机等工作时间安排较为特殊的职工样本进行重新估计，回归结果展示于表4第(2)列。接下来，考虑到20世纪90年代工时制度政策在民营部门的执行可能存在偏差，本文进一步将处理组仅限为政策执行力更强的“国家机关和国有企业”职工，重新估计职工工时制度调整对居民消费支出的影响，估计结果展示于表4第(3)列。表4第(1)列和第(2)列报告的估计结果显示，使用限制样本得到的估计结果与使用全样本得到的估计结果是非常接近的，表明研究

具有较好的稳健性。而第(3)列将执行政策可能性更高的“国家机关和国有企业”职工作为处理组进行估计,得到了相近的估计结果,说明工时制度调整的确显著提升了居民消费支出水平。

表4　　缩短工作时长对居民消费的影响:考虑其他混淆因素的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	消费支出额				
	剔除少数民族地区样本	剔除特殊行业职工样本	更严格界定的处理组	排除乡镇企业关停潮政策的影响	排除国有企业改革政策的影响
work × *after*	266.354***	265.802***	219.884**	227.511**	63.621
	(93.512)	(93.604)	(91.229)	(92.959)	(87.581)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是
样本量	13295	13936	15783	15584	10848
R^2值	0.617	0.625	0.623	0.624	0.630

注:第(1)列剔除了广西、贵州、云南等地区样本;第(2)列剔除了军官、警察、司机等工作时间安排较为特殊的职工样本;第(3)列将处理组更严格地限定在政策执行相对更强的“国家机关和国有企业”职工样本;第(4)列为排除乡镇企业关停潮政策的影响,剔除了1993~1997年工作性质发生变化的样本;第(5)列为排除国有企业改革政策的影响,剔除了1997年后的样本。其余同表2。

本文实证分析结果还可能受到同一时期其他政策的影响。1995年前后乡镇企业关停潮、1998年国有企业改革是与本文观测样本同一时期影响相对较大的政策或经济冲击,对劳动参与、就业时间和家庭消费均存在较为广泛的影响(Huang,2008;He等,2018;Ma和Shi,2020)。1994年由于国家宏观调控力度加大、企业间债务拖欠加重等原因,中国乡镇企业普遍面临资金紧缺问题的困扰,使一些企业无法维持正常生产经营,甚至被迫关停。据统计,1994年中国关停的乡镇企业达39257家①,在乡镇企业工作的职工可能因乡镇企业的关闭而重新从事农业工作,使其工资性收入降低,进而影响消费。同时,他们也可能会选择从乡镇企业转向其他工作单位,其工作时长和消费支出也可能产生相对变化。为避免乡镇企业关停对本文估计结果的潜在影响,本文剔除了1993~1997年样本期间工作职业类型发生改变的受访者再次展开回归分析,使用限制样本得到的估计结果报告在表4第(4)列。回归结果仍然与使用全样本得到的结果非常接近,表明工时制度调整的确会显著增加居民消费支出。1997年1月国务院要求经营不善的国有企业实施减员增效、下岗分流,规范国有企业破产、鼓励兼并重组,并宣布在110个城市试点允许国有企业破产、兼并。1998年5月,国家经济贸易委员会印发《关于1998年国有企业改革和发展工作的意见》(国经贸企〔1998〕284号),提出加快国有企业改革和发展是1998~2000年经济体制改革的中心环节和重要任务。为控制国企改革对估计结果的潜在影响,本文剔除了CHNS 1997年后的调查数据,重新估计了工时制度调整对居民消费支出的影响,回归结果报告在表4第(5)列。尽管由于样本量的显著下降使得估计系数没有统计上的显著性,但估计系数仍然显示为正值。

4.控制收入的影响

工作时长的调整可能同时伴随着工资水平的调整,为检验职工工时政策调整是否通过收入变

① 资料来源:http://ie.cssn.cn/achievements/research_papers/201712/t20171204_3762937.html。

化影响居民消费支出，本文估计1994年职工工时制度调整对居民劳动收入的影响，结果报告在表5第(1)列。估计结果显示，工时制度调整对职工的个人劳动收入没有统计上的显著影响，这一发现与Ma和Shi(2020)的发现一致。其次，尝试分析因职工工时制度调整而增加的可支配时间是否会被居民用于从事第二份工作，进而增加劳动收入以提高消费。针对这一假设，借助CHNS问卷中“是否从事次要工作”这一问题，考察职工工时制度调整是否会使居民参与第二份工作，以及参与第二份工作是否会显著提升居民消费支出。表5第(2)列估计结果显示，职工工时制度调整并未显著提高居民从事第二份工作的可能性，这表明职工工时制度调整后居民并没有为提高收入而显著增加对额外就业机会的寻求。进一步地，表5第(3)列估计结果显示，相较于没有从事第二份工作的居民，那些拥有了第二份工作的居民在消费支出上也并未表现出显著差异。综合考虑以上研究发现，本文认为，工时制度调整对居民消费的促进作用主要是通过增加可用于消费的时间禀赋带来的，而不是收入水平提升所引起的。

表5　　缩短工作时长对居民消费的影响：排除竞争性解释

变量	(1) 劳动收入额	(2) 是否从事次要工作	(3) 消费支出额
work × *after*	699.429 (1098.227)	−0.013 (0.024)	
是否从事次要工作			81.465 (170.461)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
样本量	11547	9882	9882
R^2值	0.662	0.527	0.669

注：第(1)列识别1994年职工工时制度调整对居民劳动收入额的估计，因全样本中包含部分失业群体，该群体的劳动收入为缺失值，此处回归仅使用劳动收入的有效样本；第(2)列识别职工工时制度调整对职工从事次要工作的影响；第(3)列为是否从事次要工作对居民消费支出的影响，因失业群体关于“是否从事次要工作”的统计也是缺失值，此处仅使用关于“是否从事次要工作”的回答有效样本。其余同表2。

5.证伪检验和置换检验

首先，本文将政策冲击时间分别滞后1~3期，即分别以1993年、1991年和1989年作为“伪时间组”，并在此基础上进行DID估计(Good，2005)。表6报告的结果显示，伪政策处理效应均无统计显著性。

表6　　缩短工作时长对居民消费的影响：证伪检验结果

滞后期数	伪处理时间	证伪效应	聚类稳健标准误	P值	95%置信区间	
1	1993	418.169	417.961	0.317	−401.021	1237.359
2	1991	418.169	417.961	0.317	−401.021	1237.359
3	1989	422.630	378.353	0.264	−318.929	1164.189

其次,为检查统计推断结果是否受到模型分布假设的影响,本文从总样本15783个观测值中随机抽出3733个观测值构成“伪处理组”,并随机指定“伪处理时间”(Cao和Chen,2022)。基于式(13)的计量模型设定,进行了1000次重复回归估计,得到虚假分组政策变量的回归系数序列。通过核密度估计方法绘制虚假回归系数的概率密度分布图,可以直观判断真实回归系数的统计显著性。附图3展示的估计量分布特征表明,真实回归系数(竖线)位于置换效应分布的右侧尾部。进一步的统计检验显示,真实回归系数对应的双边P值为0.019,右侧的P值为0.008,这一结果均在5%的显著性水平上拒绝了零假设,为政策影响的统计显著性提供了证据。

(三)异质性分析

1.不同收入群体差异性

收入水平是影响居民消费的重要因素,而不同收入群体间的时间机会成本也存在差异(刘娜和刘长庚,2014)。本部分借鉴李培林(2017)的做法,选择相对标准来划分不同收入群体,将家庭人均收入中位数的75%~200%定义为中等收入群体,75%以下为低收入群体,200%以上为高收入群体,以考察职工工时制度改革中缩短工作时长的消费提升效应在上述群体间是否存在差异。表7报告了基于式(13)得到的分组估计结果。估计结果显示,工时制度调整将显著提升中等收入群体的消费支出。相对于其他群体而言,中等收入群体的受教育水平普遍较高,以工资性收入为主,就业相对稳定(李实,2017;杨修娜等,2018;罗楚亮,2018;李实和杨修娜,2024),在工时制度调整而工资性收入并未受到显著影响的情况下,缩短工作时长会显著增加该群体的消费支出。对低收入群体而言,收入水平是决定消费支出的关键因素,在可支配收入受限情况下,即使减少工作时长、增加可用于购物的时间,也很难使该群体的消费支出有所提升。此外,高收入群体的收入来源多元且以经营性收入、工资性收入及财产性收入等为主(李培林和朱迪,2015),工作时间的自主调节能力较强。缩短工作时长固然有利于增加高收入群体用于消费的时间,但因其单位时间收入高、时间机会成本大,会权衡工作时长缩短带来的收入损失与休闲消费收益,即便调整工时制度,也不一定会大幅减少工作时长,因而这里并未看到工时制度改革对高收入群体存在显著促消费效应。

表7　　缩短工作时长对不同收入水平群体消费的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	消费支出额		
	低收入群体	中等收入群体	高收入群体
work × *after*	−92.901	228.412**	285.760
	(65.360)	(111.857)	(255.103)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
样本量	4487	9708	920
R^2值	0.706	0.692	0.967

注:表内按照相对标准来划分不同收入群体。借鉴李培林(2017)的研究,将家庭人均收入中位数的75%~200%定义为中等收入群体,75%以下为低收入群体,200%以上为高收入群体。其余同表2。

2.不同时间禀赋群体差异性

贝克尔的时间分配理论以每人每天仅拥有24小时这一既定事实为重要前提，意味着每个人的时间资源都是有限且固定的(Becker,1965)。在此约束下，人们在各项活动间进行时间安排就如同零和博弈，不同活动的时间配置必然此消彼长。基于这一理论，考察不同时间禀赋群体对职工工时制度调整的差异化反应，可判断该政策对消费的影响是否取决于个体的时间弹性。本文研究将总样本划分为两类：平均每天会花时间为家庭购物的群体，其消费时间禀赋相对较高；平均每天没有时间为家庭购物的群体，其初始消费时间禀赋较低。表8的估计结果显示，工时制度调整显著提升了原本没时间消费的群体的消费支出，而对消费时间禀赋较高的群体影响不显著。这表明缩短工时的政策效果存在明显门槛效应，仅当消费者面临时间约束、真正缺乏消费时间时，增加可支配时间才能有效转化为消费增长；而对于时间本就充裕的群体，政策带来的额外空闲时间难以进一步刺激其消费。

表8　　缩短工作时长对不同时间禀赋群体消费的影响

	(1)	(2)
变量	消费支出额	
	平均每天会花时间为家庭购物的样本	平均每天没有时间为家庭购物的样本
work × *after*	−40.059	477.350***
	(140.629)	(152.697)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
家庭固定效应	是	是
样本量	5731	8571
R^2值	0.616	0.663

注：表内按照问卷“平均每天会花多少时间为家庭购物”的回答，将总样本划分为两类：平均每天会花时间为家庭购物的群体和平均每天没有时间为家庭购物的样本。其余同表2。

六、关于机制路径的进一步讨论

前述系列分析证实，缩短工作时长的确显著促进了我国居民消费支出，同时证实居民消费支出的确存在着时间约束效应。呼应理论框架部分的阐述，本研究将稀缺的时间资源纳入消费者决策模型，强调时间资源禀赋自身的约束强度，即时间资源作为独立的生产要素其数量变化对消费行为乃至个人效用产生的直接影响。由此，时间约束效应的作用路径是独立于价格机制的，仅通过时间资源禀赋自身的变化影响消费选择。众所周知，我们每个人拥有的时间资源是既定且有限的，每人每天仅拥有24小时($t_w + t_c = T$)，当工作时长t_w减少时，可用于消费的时间t_c必然增加，消费支出也可能随之增加。同时，耗时性消费品$C_1 = f(x_1, t_c)$需同时投入时间资源和商品或服务，非耗时性消费品$C_2 = f(x_2)$无需投入时间资源，因而消费的时间约束效应将仅作用于耗时性消费品的消费。1994年实施的职工工时制度改革明显缩短了居民工作时长但并没有显著改变居民收入

水平(Ma和Shi,2020),在总时间资源既定条件下,工作时长的减少必将释放更多可支配时间资源,很可能通过增加消费活动时间促进居民消费,而且这一促消费作用更可能集中表现在居民的耗时性消费上。

本部分将进一步讨论工作时长影响居民消费支出的机制路径,区分耗时性消费支出和非耗时性消费支出考察工作时长可能带来的差异影响是重要切入点。由于CHNS调查数据并未提供家庭分类消费支出信息,本部分将利用包含细分消费信息的CHFS数据和CTUS数据,考察工作时长对居民耗时性消费支出和非耗时性消费支出的影响。此外,CHFS数据和CTUS数据调查期并未覆盖中国职工工时制度调整实施的1994年,本部分无法利用工时调整政策冲击和DID方法来尽可能避免内生性问题,因此这部分的分析主要作为补充性证据,不对估计结果做因果意义上的解读。

(一)计量模型与变量选取

1.计量模型

此部分基于以下方程估计居民工作时长或商品消费时长对总消费支出及各分类消费支出的影响:

$$C_{it}^{j} = \alpha_0 + \alpha_1 T_{it}^{j} + \alpha_2 Control_{it}^{j} + \varphi_t + \theta_h + \sigma_c + \varepsilon_{it} \tag{15}$$

其中,上标j表示第j类消费品,下标it表示第t期第i个居民样本;被解释变量C_{it}^{j}为居民消费支出相关指标,主要包括居民总消费支出、耗时性消费支出以及非耗时性消费支出;核心解释变量T_{it}^{j}为居民时间配置指标,包括居民工作时长、商品消费时长;$Control_{it}^{j}$是控制变量,与前文主体回归保持一致,包括年龄、年龄平方、性别、婚姻状况、教育年限等个人层面变量,配偶的工作时长、家庭人均收入、家庭规模、家庭劳动参与率、家庭拥有小汽车、家庭拥有空调等家庭层面变量;φ_t表示年份固定效应,θ_h表示家庭固定效应,σ_c表示社区固定效应①,ε_{it}表示随机误差项;α_0为截距项,α_1为本文关注的回归系数。

2.被解释变量

本部分衡量居民消费支出的指标主要包括居民总消费支出、耗时性消费支出以及非耗时性消费支出。需要说明的是,生活实践中各类细分消费都或多或少需同时投入时间资源和商品或服务,为准确识别工作时长对居民耗时性消费支出和非耗时性消费支出的影响,此处拟选择较为典型的细分消费项展开代表性分析。相对于其他消费活动,旅游消费支出通常需要消费者投入大量时间才可完成消费过程(张旭昆和徐俊,2001;王琪延和韦佳佳,2018),因而基于CHFS数据提供的统计信息,本文将"家庭人均旅游支出"作为居民耗时性消费支出的代表性类别展开分析。此外,雇佣家政服务等消费项目实质上构成了对可支配时间的购买,可使居民释放出更多时间资源用于其他活动(Thompson,1996;郭鲁芳,2006)。因此,本文选择CHFS数据中有关"雇用保姆、小时工、司机以及家政服务公司提供的清洁清洗、厨师服务"等支出信息,作为居民非耗时性消费支出的代表性类别展开研究。

3.核心解释变量

居民工作时长根据CHFS调查中受访者对问题"去年,在工作日,您平均每天工作几小时"的回答计算。此外,"工作—闲暇"模型认为工作时间与休闲时间是相互替代的(Knight,1921;Pigou,

① 因CHFS数据中缺乏描述社区经济发展、市场化、交通便利水平等的具体变量,此部分回归无法与前述利用CHNS数据控制社区层面变量一致,仅通过对社区固定效应σ_c的控制来替代控制社区基本状况。

1932),缩短工作时长将延长居民的休闲时间,即增加广义的可支配时间。因此,本部分还将CTUS 2017统计中关于居民每天消费活动时长(分钟/天)除以60的统计量来衡量居民商品消费时长(小时/天),用以对比分析居民工作时长和闲暇时间(商品消费时长为代表)对居民各类消费支出的影响。其中,商品消费时长统计信息包括居民在购物、修车、理发、医疗、去银行、办业务、付费器械健身、外出参观、看电影与演出、非正规教育等活动上花费的时长。

(二)实证分析结果

首先,本文使用CHFS 2015年、2017年和2019年面板数据①来考察工作时长对居民消费支出的影响,进一步探究工作时长分别对耗时性消费支出与非耗时性消费支出的影响,结果报告在表9 A部分。估计结果表明,在现行工作制度下,日均工作时长每减少1小时,居民的年总消费支出将显著增加140.518元,其中年耗时性消费支出显著增加10.850元,非耗时性消费支出的系数不显著,证实了工作时间通过挤压商品消费时间抑制消费增长。特别是当工作时间过长侵占本可用于消费的时间资源时,居民无法开展需要连续时间投入的耗时性消费。其次,为了更直接地检验时间资源本身的消费促进作用,本文使用"CHFS+CTUS"2017年单期数据检验商品消费时长对居民消费的影响,并同时区分耗时性消费支出与非耗时性消费支出分别进行检验,估计结果展示于表9 B部分。回归结果表明,日均商品消费时长每增加1小时,居民年消费支出将显著增加405.160元,耗时性消费支出会显著增加21.722元。其中,消费支出额和耗时性消费支出额的估计系数显著为正,直接验证了时间资源禀赋在居民消费决策中的重要作用。B部分估计结果与A部分估计结果形成互补性证据链,A部分证明工作时间通过减少可用消费时间抑制消费,B部分则直接验证了消费时间投入对消费支出的正向驱动作用。

表9　　工作时长与居民消费的关系:区分耗时性消费和非耗时性消费

	(1) 消费支出额	(2) 耗时性消费支出额	(3) 非耗时性消费支出额
	A:CHFS(2015+2017+2019)		
工作时长(小时/天)	−140.518** (59.860)	−10.850*** (3.947)	0.869 (0.775)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
社区固定效应	是	是	是
样本量	11364	11364	11364
R^2值	0.649	0.680	0.514
	B:CHFS+CTUS(2017)		
商品消费时长(小时/天)	405.160* (202.858)	21.722* (18.748)	−1.754 (3.925)
控制变量	是	是	是
社区固定效应	是	是	是

① 因CHFS 2013年数据未提供家庭总消费信息,且提供的其他分项消费指标在统计口径及分类方式上与2015年及后续年份数据不匹配,为保证数据分析的准确性、一致性、可比性,此部分仅选取CHFS 2015年、2017年和2019年数据开展研究。

（续）

	（1） 消费支出额	（2） 耗时性消费支出额	（3） 非耗时性消费支出额
样本量	6396	6396	6396
R^2值	0.494	0.337	0.237

注:数据来自中国家庭金融调查(CHFS)数据和中国时间利用调查(CTUS)数据,控制变量包括年龄、年龄平方、性别、婚姻状况、教育年限等个人层面变量,配偶的工作时长、家庭人均收入、家庭规模、家庭劳动参与率、家庭拥有小汽车、家庭拥有空调等家庭层面变量。此外,因B部分使用的是2017年单期数据,仅控制了社区固定效应。其余同表2。

七、结论和政策启示

中央经济工作会议将“大力提振消费、提高投资效应,全方位扩大国内需求”列为2025年中国经济工作首要任务。2025年政府工作报告再次将提振消费列为年度十大工作任务之首,强调要“使内需成为拉动经济增长的主动力和稳定锚”。居民消费无疑是扩大内需的重要着力点,是畅通国内大循环的关键环节和重要引擎。然而,长期以来,中国居民消费率持续低于世界平均水平,且居民普遍面临超时加班的问题。有鉴于此,本文将工作时长这一时间禀赋约束引入居民效用最大化模型,考察工作时长对居民消费的可能影响及其作用路径。理论分析层面,本文研究将稀缺的时间禀赋纳入居民消费决策分析,强调时间资源自身的约束强度,区分耗时性消费品和非耗时性消费品进一步完善了消费者消费决策模型;实证识别层面,本研究利用中国1994年职工工时制度调整这一政策冲击,应用DID方法,精确估计出中国居民消费支出的工作时间弹性为1.59%。研究表明,缩短工作时长的确能有效促进中国居民消费,且对中等收入群体以及消费时间禀赋较低群体的促消费作用更强。补充分析还表明,缩短工作时长将更为显著地提升居民耗时性消费支出。

本文的研究发现凸显了可支配时间资源在提升居民消费上的重要作用,据此本文提出以下政策建议。

第一,进一步调整和完善中国职工工时制度体系。新中国成立以来,中国对职工工时制度展开的系统性调整还停留在1994年。当前中国经济已实现飞跃式发展,人民生活亦发生了巨大改变,中国职工工时制度体系也亟需回应社会发展的现实需要和人民生活的福祉诉求,为满足新时代生产和生活需要进行必要的调整和修订。研究证实,工时制度调整等时间调节政策能有效缓解劳动者时间压力,有望对中国促消费扩内需产生更大的、更积极的推动作用。本文建议在深入了解新时期居民全天时间配置情况及特点基础上,构建工时调整的动态评估机制,分阶段、有侧重地推进职工工时制度体系调整,为劳动者提供更多可支配时间。

第二,广泛推行极富灵活性的弹性工时制度。中国幅员辽阔,不同地区的劳动者、不同人生阶段的居民及家庭的时间配置需求呈现显著多样性,时间机会成本也存在群体差异。长期以来,中国工时制度体系对工作时间的规定是相对固定的,其中,朝九晚五、每天八小时工作制成为最主要且普遍的形式,尤其在政府部门及国有企事业单位中。研究证实,工时制度调整对消费时间禀赋较低群体的促消费作用更为显著。为精准匹配不同时间禀赋群体的差异化需求,有效释放居民消费潜力,可积极推行更具灵活性的弹性工时制度。通过增加弹性休假、增设季度或月度灵活休假等方式,赋予劳动者更自主的时间配置权。

第三，切实落实带薪休假制度。休假制度与工时制度均是调节劳动者可支配时间的重要制度保障，本文的研究发现表明工时制度调整能有效促进居民消费，作为兼具时间释放与收入保障双重功能的带薪休假制度无疑也将影响和促进居民消费。中国早在2008年便颁布了《企业职工带薪年休假实施办法》开始实施带薪年休假制度，然而2013年国务院发布的《国民旅游休闲纲要（2013~2020）》仍强调“到2020年基本落实职工带薪年休假制度”，这表明该项制度在实施层面面临着一定挑战。2020年以来，在经济持续恢复发展过程中企业遭遇了一些经营困境，作为员工福利的带薪假期在执行中也不可避免地受到了影响。事实上，带薪休假制度能够从收入和时间双维度为劳动者消费提供有力支撑，是深入挖掘居民消费潜力的有效途径。本文建议从带薪假期的落实和执行层面深入了解企业可能面临的问题和困难，以税收补贴、政策优惠等方式来部分分担企业的执行成本，并进一步夯实和细化监督机制，确保带薪假期制度的实施，有效释放员工的消费潜力。

第四，重点关注中等收入群体需求。中等收入群体在全社会人口中占据较大比重，其工作时间相对较长，而单位工时的酬劳却相对有限，面临着较为严峻的“收入—时间”双重约束。若要有效扩大内需、提振消费，则须重点关注中等收入群体。有关部门在制定相关政策时，应倾向于为其提供更多可支配收入，同时增加可支配时间或赋予更具弹性的时间支配权，从收入水平和时间资源双维度破除束缚，充分释放中等收入群体消费潜力；同时，还需特别关注日趋严重的超时工作现象。监管部门应强化对劳动法涉及加班规定的执行力度，尤其是加班补偿的发放落地，社会舆论应积极发挥监督作用，督促企业严格遵守劳动法律法规，切实减轻包括中等收入群体在内的全体劳动者的工作时间压力，为释放消费潜力创造更多的时间和空间。

参 考 文 献

[1]陈斌开，杨汝岱.土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J].经济研究，2013，(1)：110~122.

[2]陈海达，汪斌，钟晶晶.时间、收入与消费选择——兼论假日经济效应[J].数量经济技术经济研究，2006，(2)：108~116.

[3]陈梦根，周元任.数字经济、分享发展与共同富裕[J].数量经济技术经济研究，2023，(10)：5~26.

[4]程令国，张晔.早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗？——对我国居民高储蓄率的一个新解释[J].经济研究，2011，(8)：119~132.

[5]郭鲁芳.时间约束与休闲消费[J].数量经济技术经济研究，2006，(2)：117~125+160.

[6]黄炜，任昶宇，周羿.退休制度、劳动供给与收入消费动态[J].经济研究，2023，(1)：141~157.

[7]李培林.中国跨越“双重中等收入陷阱”的路径选择[J].劳动经济究，2017，5(01)：3~20.

[8]李培林，朱迪.努力形成橄榄型分配格局——基于2006~2013年中国社会状况调查数据的分析[J].中国社会科学，2015，(1)：45~65+203.

[9]李实.中国中等收入群体的规模及其变化趋势[J].社会治理，2017，(6)：32~34.

[10]李实，杨修娜.从国际视角看我国扩大中等收入群体[J].中国金融，2024，(5)：45~47.

[11]廖凯，徐虹，杨威，刘春波.黄金周休假制度对我国旅游业发展影响的实证研究[J].旅游学刊，2009，(10)：12~18.

[12]刘娜，刘长庚.居民收入提升与家庭照料约束——市场与家庭联立视角下收入差距扩大再探因[J].财经研究，2014，40(07)：4~16.

[13]罗楚亮.我国居民收入分布与财产分布的极化[J].统计研究，2018，(11)：82~92.

[14]罗连化,周先波.超时工作会挤出居民家庭消费吗?——基于CFPS数据的经验证据[J].中山大学学报(社会科学版),2022,(3):167~180.

[15]王奇,晋晓姝,王子奇.数字信用与中国家庭消费:理论模型和经验证据[J].数量经济技术经济研究,2025,(3):111~133.

[16]王琪延,韦佳佳.收入、休闲时间对休闲消费的影响研究[J].旅游学刊,2018,(10):107~116.

[17]魏翔.基于闲暇时间—效用函数的居民消费研究——对中国数据的实证检验[J].经济科学,2006,(4):104~113.

[18]杨修娜,万海远.李实.我国中等收入群体比重及其特征[J].北京工商大学学报(社会科学版),2018,36(6):10~223.

[19]张旭昆,徐俊.消费的闲暇时间约束模型与假日经济现象[J].经济评论,2001,(5):45~48.

[20]章元,黄露露.社会网络、风险分担与家庭储蓄率——来自中国城镇居民的证据[J].经济学(季刊),2022,(1):87~108.

[21]章元,王驹飞.城市规模、通勤成本与居民储蓄率:来自中国的证据[J].世界经济,2019,(8):25~49.

[22]Aguiar M., Hurst E., 2007, *Life-cycle Prices and Production* [J], American Economic Review, 97(5), 1533~1559.

[23]Aguiar M., Hurst E., 2013, *Deconstructing Life Cycle Expenditure* [J], Journal of Political Economy, 121(3), 437~492.

[24]Becker G.S., 1965, *A Theory of the Allocation of Time* [J], Economic Journal, 75(299), 493~517.

[25]Cao Y., Chen S., 2022, *Rebel on the Canal:Disrupted Trade Access and Social Conflict in China, 1650~1911*[J], American Economic Review, 112(5), 1555~1590.

[26]Curtis C.C., Lugauer S., Mark N.C., 2015, *Demographic Patterns and Household Saving in China* [J], American Economic Journal: Macroeconomics, 7(2), 58~94.

[27]Deaton A., Paxson C.H., 2000, *Growth, Demographic Structure, and National Saving in Taiwan* [J], Population and Development Review, 26, 141~173.

[28]Good P., 2005, *Permutation, Parametric, and Bootstrap Tests of Hypotheses (3rd ed.)* [M], New York:Springer.

[29]Gronau R., 1977, *Leisure, Home Production, and Work-the Theory of the Allocation of Time Revisited* [J], Journal of Political Economy, 85(6), 1099~1123.

[30]Harbaugh R., 2004, *China's High Savings Rates* [C], The Rise of China Revisited: Perception and Reality, National Chengchi University, published in Chinese in conference.

[31]He H., Huang F., Liu Z., Zhu D., 2018, *Breaking the "Iron Rice Bowl": Evidence of Precautionary Savings from the Chinese State-owned Enterprises Reform* [J], Journal of Monetary Economics, 94, 94~113.

[32]Houston R.G., Wilson, D.P., 2002, *Income, Leisure and Proficiency: an Economic Study of Football Performance* [J], Applied Economics Letters, 9(14), 939~943.

[33]Huang Y., 2008, *Capitalism with Chinese Characteristics: Entrepreneurship and the State* [M], Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press.

[34]İmrohoroğlu A., Zhao K., 2018, *The Chinese Saving Rate: Long-term Care Risks, Family Insurance, and Demographics* [J], Journal of Monetary Economics, 96, 33~52.

[35]Knight F.H., 1921, *Cost of Production and Price Over Long and Short Periods* [J], Journal of Political Economy, 29(4), 304~335.

[36]Ma Y., Shi X., 2020, *Are Spousal Labor Supplies Substitutes? Evidence from the Workweek Reduction Policy in China* [J], Journal of Development Economics, 145, 102472.

[37]Modigliani F., Cao S.L., 2004, *The Chinese Saving Puzzle and the Life-cycle Hypothesis* [J], Journal of Economic Literature, 42(1), 145~170.

[38]Pigou A.C., 1932, *The Effect of Reparations on the Ratio of International Interchange* [J], The Economic Journal, 42(168), 532~543.

[39]Song M.Z., Yang D.T., 2010, *Life Cycle Earnings and the Household Saving Puzzle in a Fast-growing Economy* [R], Mimeo Chinese University of Hong Kong.

[40]Steedman I., 2001, *Consumption Takes Time: Implications for Economic Theory* [M], London and New York: Routledge.

[41]Summers L.H., 1981, *Capital Taxation and Accumulation in a Life Cycle Growth Model* [J], American Economic Review, 71(4), 533~544.

[42]Thompson C.J., 1996, *Caring Consumers: Gendered Consumption Meanings and the Juggling Lifestyle* [J], Journal of Consumer Research, 22(4), 388~407.

[43]Tobin J., 1967, *Life Cycle Saving and Balanced Growth* [C], In W. Fellner et al.(Eds.), Ten Economic Studies in the Tradition of Irving Fisher, New York:John Wiley, 231~256.

[44]Wei S.J., Zhang X.B., 2011, *The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China* [J], Journal of Political Economy, 119(3), 511~564.

Time-bound Consumption: The Effects of Working Hours on Residents' Consumption

LIU Na[1] LI Jing[2] ZHANG Chuanchuan[3]

(1.Business School, Xiangtan University;
2.School of Economics, Hunan University of Finance and Economics;
3.School of Economics, Zhejiang University)

Summary: Insufficient domestic demand is a persistent challenge for the Chinese economy, primarily stemming from inadequate household consumption. A low household consumption rate not only undermines macroeconomic sustainability but also reflects insufficient conversion of economic growth benefits into improved resident welfare, thereby hindering the attainment of China's socialist market economy objectives. Although extensive research has examined the causes of China's consumption deficit, limited attention has been paid to time allocation constraints in household consumption decisions. The Beckerian model posits that "consumers integrate time and market goods through 'production functions' to generate basic commodities, conventionally optimizing their combination by maximizing a utility function." China's exceptionally long average annual working hours among major economies imply that "time scarcity for consumption" may contribute to low household consumption rates. Drawing on the Beckerian model, this study explores the following questions: (1) Does extended working time reduce consumption in China? (2) Are there group-specific differences? The findings will inform reforms to China's working hour system and stimulate household consumption.

Based on the Beckerian model, this study first distinguishes between time-consuming and non-time-consuming consumer goods and theoretically elucidates three channels through which working hours influence consumption expenditure—income effect, substitution effect, and time effect. Among them, the time effect captures the direct influence of working hour changes on residents' consumption via time constraints. Its mechanism functions independently of the price system, shaping consumption decisions

solely through variations in time resource endowments, and applies exclusively to time-consuming consumption. The income effect signifies the impact of working hour changes on the consumption of both time-consuming and non-time-consuming goods through income constraints, demonstrating the direct effect of wage income variations on these two consumption categories. The substitution effect describes the interchangeability between time-consuming and non-time-consuming goods. Second, by exploiting the policy shock of China's 1994 adjustment of the working hour system, this study employs the difference-in-differences method with data from the China Health and Nutrition Survey to quantitatively assess the impact of working hours on household consumption. The empirical results reveal that the 1994 reform significantly shortened working hours and spurred a notable increase in annual consumption expenditure. Specifically, a 1% reduction in weekly working hours corresponds to a 1.59% rise in household consumption expenditure. Furthermore, the consumption-enhancing effect of shortened working hours was more pronounced among middle-income groups and populations with limited time endowments for consumption. Finally, drawing on richer consumption data from the China Household Finance Survey and China Time Use Survey, this study further examines the mechanism via the relationships between working hours and residents' time-consuming, non-time-consuming, and total consumption. Finally, drawing on richer consumption data from the China Household Finance Survey (CHFS) and China Time Use Survey (CTUS), this study further examines the mechanism via the relationships between working hours and residents' time-consuming consumption, non-time-consuming consumption, and total consumption. Under the condition of the fixed total time resources, shortening working hours significantly promote residents' consumption by increasing their time on consumption activities, especially promote residents' time-consuming consumption.

Compared with existing research, this study makes three key contributions to the literature. First, it introduces a novel theoretical lens to explain China's low consumption rate. Prior studies mainly attributed weak consumption to factors such as the social security system, gender imbalance, and consumption habits, while largely overlooking time's role in consumption decisions. By extending conventional income and substitution effect analyses, this study isolates the time effect and uses working hours as a proxy to examine how time endowment influences residents' consumption, thereby enriching theoretical discussions. Second, it provides a more precise estimate of working hour elasticity in household consumption expenditure in China, offering empirical evidence from Chinese practice to clarify the impact of time allocation on consumption. Additionally, it classifies goods and services into time-consuming and non-time-consuming, thereby shedding light on how working hours affect consumption structure. Third, this study reveals that excessive working hours significantly constrain consumption growth in China, with longer hours having a stronger inhibitory effect on specific groups, such as middle-income earners and those with limited time for consumption. These findings offer insights into designing policies to boost consumption through time allocation adjustments.

Keywords: Consumption and Expenditure; Time Constraints; Working Hours; Workweek Reduction

JEL Classification: D12; J22; J18

(责任编辑:许雪晨;数据编辑:礼　铂;校对:石银凤)