

城镇已婚女性就业如何影响家庭消费

李一舟

重庆大学公共管理学院, 重庆

收稿日期: 2022年2月21日; 录用日期: 2022年3月15日; 发布日期: 2022年3月21日

摘要

中国居民消费持续低迷的现实问题由来已久。本文运用2017中国家庭金融调查(CHFS)数据, 以同社区中同收入水平的其他已婚女性就业率作为工具变量, 实证考察城镇已婚女性就业对家庭消费的影响。结果表明, 城镇已婚女性就业显著提高家庭消费; 对作用机制进行验证发现, 家庭总收入增加和边际消费倾向提高是已婚女性就业促进城镇家庭消费的重要机制, 其中收入增长对低收入家庭消费提高的作用更大, 边际消费倾向提高对高收入家庭消费提高的作用更大; 已婚女性就业对各类家庭消费均具有积极影响, 但对发展型消费的促进作用更大。

关键词

已婚女性就业, 家庭消费, 家庭总收入, 边际消费倾向

How Urban Married Women's Employment Affects Household Consumption

Yizhou Li

School of Public Policy and Administration, Chongqing University, Chongqing

Received: Feb. 21st, 2022; accepted: Mar. 15th, 2022; published: Mar. 21st, 2022

Abstract

The reality of persistently low household consumption in China has been a long-standing problem. Using data from the 2017 China Household Finance Survey (CHFS), this paper empirically analyzes the impact of urban married female employment on household consumption using the employment rate of other married females of the same income level in the same community as an instrumental variable. The findings show that married female employment can significantly increase household consumption; the validation of the mechanism of action finds that the increase in total household income and the increase in marginal propensity to consume are important mechanisms

for married female employment to promote urban household consumption, among which the mechanism of income growth is more effective in increasing consumption of low-income households and the mechanism of marginal propensity to consume is more effective in increasing consumption of high-income households; married female employment has a significant effect on all types of household consumption, but it has a greater promoting effect on developmental consumption.

Keywords

Married Female Employment, Household Consumption, Total Household Income, Marginal Propensity to Consume

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在外部环境复杂多变、投资的边际报酬逐渐递减的现实背景下，以消费驱动做大做强国内大循环，既是有效抵御外部压力的坚强支柱，也是拥有内在经济韧性和足够经济回旋空间的重要支撑，更是有效促进经济高质量发展的内生动力。但中国居民长期存在的“低消费、高储蓄”问题成为阻碍中国经济转型升级的痼疾[1]。一方面，受家庭收入整体较低的影响，中国家庭消费水平普遍较低，消费对经济增长的贡献显著低于发达国家。另一方面，经济全球化遭遇逆流以及全球新冠疫情的冲击，增加了居民就业与家庭收入的不确定性预期，家庭消费更趋谨慎，预防性储蓄增加，边际消费倾向降低。作为社会消费的基础，家庭消费受家庭收入和边际消费倾向的双重影响，在居民收入水平与边际消费倾向双低的情况下，通过实现更充分的就业，增加家庭收入，提高家庭边际消费倾向，对扩大居民家庭消费、提升居民消费能力、激发内需潜力、促进经济高质量发展具有重要现实意义。

现有文献主要从收入分配不均、预防性储蓄和短视行为三个视角解释中国居民消费不足的成因。朱国林认为高收入阶层掌握了大部分财富，但边际消费倾向偏低，低收入阶层边际消费倾向较高，但消费受低收入限制，被迫推迟消费，由此造成居民整体消费持续走低[2]。杨汝岱和陈斌开认为改革开放以来中国在教育、住房、养老和医疗等方面的制度变革，加大了消费者对未来的风险预期，致使居民提高预防性储蓄[3]。在流动性约束和不确定性的共同作用下，居民无法理性地规划其一生的消费。为了满足未来消费，需要进行短期储蓄，由此缩减当期消费，是造成居民消费低迷的重要原因[4]。可以发现，中国居民不是不愿意消费，而是在捉襟见肘的收入之下，无力兼顾现期消费和未来消费。为了满足未来高额的教育、住房、养老等“必须消费”，只能进行储蓄并压缩现期消费，由此导致短期内居民消费意愿难以提高[5]。

就业是民生之本、收入之源、消费之基。在人口转型带来的有效劳动力供给出现短缺、人口红利逐渐消退的现实背景下，激活现有劳动力存量是提振经济、扩大居民消费最根本的举措之一[6]。在现有劳动力群体中，已婚女性较为特殊。在计划经济时期，中国女性就业率曾一度畸高，随着市场化改革的深入，由于女性在劳动力市场竞争中处于弱势地位，女性劳动者不仅比男性劳动者更容易失业，也更难再就业[7]。根据世界银行(World Bank)公布的数据，1991~2019年，中国女性就业率从71.6%持续下降至58.2%。马双等认为由于繁重的家庭照顾责任，已婚女性的失业情况更为严峻[8]。已婚女性失业率上升

不仅会减少家庭收入,导致家庭收入差距进一步扩大[9],在一定程度上对家庭的消费需求产生抑制作用[10]。目前,直接从已婚女性就业角度研究家庭消费的文献较少,且已有研究得出的结论也各异。Attanasio等认为,已婚女性的劳动收入可增加家庭收入,降低家庭收入不确定性风险,弱化预防性储蓄动机,有助于提高家庭消费[11]。尹志超和张诚实证发现,已婚女性就业不仅没有降低家庭的预防性储蓄动机,反而提高了家庭储蓄水平,因此,已婚女性就业对家庭消费水平没有产生显著性影响[12]。

综上所述,既有文献研究观点存在分野,且缺乏对女性就业影响家庭消费的机制探讨。故此,廓清已婚女性就业对居民家庭消费的影响及其作用机制,有助于牢牢把握扩大内需这个战略基点,寻求有效提高家庭消费、提振中国经济的可行路径。本文的边际贡献包括三个方面:①从已婚女性就业的角度探究家庭消费问题,为中国家庭消费的研究提供了一个新的视角,并采用工具变量法控制已婚女性就业与家庭消费之间可能存在的内生性问题,使研究结论更为可靠。②通过构建中介效应模型以及交叉项等方式实证发现,收入提升和边际消费倾向提高是已婚女性就业促进家庭消费的重要作用机制。③实证识别在不同收入水平下已婚女性就业影响家庭消费的机制差异,细化和拓展了女性就业与家庭消费的研究内容,为制定已婚女性就业和家庭消费双重促进的政策选择提供了新证据与新思路。

本文后续安排如下:第二部分为文献综述与研究假说,第三部分介绍模型、数据与变量,第四部分是实证结果与分析,第五部分为机制检验与异质性分析,最后是总结和讨论。

2. 文献综述与研究假说

20世纪70年代以来,多数国家服务业的快速发展为女性提供了大量的工作机会,女性就业状况对家庭消费的影响引发了学者的研究兴趣[13]。在已婚女性就业与家庭消费的关系方面,既有文献一般将研究对象分为“家庭总消费”和“与子女相关的消费”两类。传统的共同偏好理论认为,已婚女性就业是提高家庭总效用水平的理性经济行为,女性就业的报酬能提高家庭总消费能力,实现家庭更高的生活质量。新家庭经济学将丈夫和妻子不同的效用偏好纳入考虑范围,认为妻子比丈夫更关心子女的福利,妻子就业有助于将其就业收入和家庭资源更多地配置于子女[14]。国内外学者在家庭经济学理论的基础上,实证发现母亲就业能显著提高食物、教育等与子女相关的消费[15][16]。但现有文献没有考虑到“子女消费”的增加有可能是通过改变家庭消费结构实现的。即当家庭收入较低时,以教育为代表的子女消费会对其他消费产生挤压效应[17],由此造成有教育需求的家庭的消费总量可能不会发生显著变化。考虑到中国的义务教育制度基本普及,以及高等教育国家助学贷款政策持续推进,一定程度上能够缓解家庭对子女教育的投资对其他消费的挤出效应,因此本文推论,对于经济条件较好的城镇地区家庭,已婚女性就业能有效促进家庭总消费。由此,提出:

假说1:已婚女性就业会提高城镇家庭消费水平。

家庭收入是影响中国城镇居民消费水平最直接、最主要的因素[18],已婚女性就业是提高家庭收入的重要途径。在多数家庭中,已婚女性仍是家庭劳动和子女照顾最主要的承担者,受时间的约束,女性选择就业必然会减少家务劳动时间,增加家庭对家务、托幼、外卖等生活服务的需求[19]。杜凤莲和董晓媛发现已婚女性就业所赚取的劳动报酬,赋予女性和家庭购买相关服务的能力,有利于带动家庭整体消费水平的提高[20]。比如姚遂和陈家俊实证发现由于高学历母亲有更高的就业概率和就业收入,因此家庭对子女的教育支出水平更高[21]。由此,本文提出:

假说2:城镇已婚女性就业通过提高家庭收入,进而提高家庭消费。

边际消费倾向是衡量居民消费行为的重要指标。根据边际消费倾向递减原理,如果已婚女性就业在提高家庭收入的同时,降低了家庭的边际消费倾向,那么已婚女性就业对家庭消费的促进作用可能会被高估。但刘建国发现收入较高的城镇居民的边际消费倾向比农村居民更高[22]。段先盛发现在中国城镇地

区, 各收入阶层的边际消费倾向与收入之间既存在正相关的情形, 也存在负相关的情形[23]。Caballero认为由于人们很难理性地预期到未来的收入和消费, 边际消费倾向会受到个体的风险偏好、收入波动等因素的影响, 并不会单纯随收入单调递减[24]。顾思蒋和夏庆杰实证发现收入波动风险对中国城镇居民消费意愿的抑制作用正在逐渐加强[25]。Dynarski 等认为家庭劳动力增加有利于实现家庭收入来源多元化, 降低家庭收入波动的风险[26]。可以推断, 已婚女性就业有利于规避家庭收入波动风险, 降低家庭风险预期, 提高家庭边际消费倾向, 增强家庭消费意愿。由此, 提出:

假说 3: 城镇已婚女性就业可以提高家庭边际消费倾向, 促进家庭消费。

3. 模型、数据与变量

3.1. 模型设定

为考察城镇已婚女性就业对家庭消费的影响, 本文设定如下计量模型:

$$\ln C_i = \alpha_0 + \alpha_1 FLP_i + \alpha_2 X_i + \mu_i \quad (1)$$

其中, $\ln C_i$ 表示第 i 个城镇家庭的年消费水平。 FLP_i 代表城镇家庭 i 的已婚女性就业状况, 若就业, 赋值为 1, 否则为 0。 X_i 为控制变量, 包括个体、家庭和地区特征变量。 μ_i 是不可观测的误差项。系数 α_1 为已婚女性就业对城镇居民家庭消费水平的影响。

3.2. 数据来源与处理

本文采用西南财经大学中国家庭金融调查与研究 centers 于 2017 年在全国范围内开展的中国家庭金融调查数据(China Household Finance Survey, CHFS)。该调查采用与人口规模成比例(PPS)的方法抽样, 所抽样本在全国、城镇和农村层面均具有代表性。数据对全国 29 个省、市、自治区(除新疆、西藏和港澳台地区)的 40011 户居民家庭成员的人口和家庭统计特征、就业情况及家庭消费情况进行详细调查, 为本文研究的问题提供了可靠的数据支持。考虑到异常值对估计结果的影响, 本文对样本进行如下处理: ① 参照已有研究, 剔除家庭总收入小于等于 0 的家庭, 同时将家庭消费率的上限设置为 300%, 下限设置为 0%; ② 排除工作性质为务农和自主经营的家庭以及农村家庭, 主要原因是其收入的市值和自产自销的消费很难准确统计; ③ 为避免婚姻与退休等因素对家庭消费影响渠道的差异, 参照法定结婚年龄和退休年龄, 将样本限制在已婚女性的年龄在 20~55 岁的婚姻家庭。在剔除缺失关键信息的样本后, 最终得到 9692 个家庭样本。

3.3. 变量选择与描述

被解释变量: 家庭消费水平, 以家庭年总消费衡量。CHFS (2017)问卷详细询问了家庭在 2016 年的总收入、总消费及各类消费情况, 为保证数据的一致性, 本文将各类消费均换算成年平均消费额, 并取对数。

关键解释变量: 已婚女性就业。本文根据 CHFS2017 问卷中的问题 A3132 “去年, 一共工作了几个月?” 以及问题 A3136 “去年, 工作实际获得多少税后货币工资?” 将家庭中至少有一位已婚女性工作 0 个月以上且取得工作收入定义为已婚女性就业, 赋值为 1, 否则赋值为 0。

控制变量: 包括已婚女性个体及家庭的基本特征。本文借鉴现有研究成果, 选取城镇家庭已婚女性的年龄、年龄的平方、受教育程度¹作为已婚女性的个人特征变量; 选取家庭规模、老年人数量、是否有未婚男孩、是否有成员住院、医疗保险比和养老保险比、丈夫工作收入、家庭总资产作为已婚女性的家庭特征变量; 选取社区平均消费、省份控制变量作为地区特征变量。表 1 为主要变量的定义和描述性统计。

¹当家庭中有多名已婚女性时, 取其均值。

Table 1. Descriptive statistics of main variables**表 1.** 主要变量的描述性统计

变量	变量说明	最小值	最大值	均值	标准差
消费水平	家庭年总消费取对数	7.96	13.82	11.02	0.67
已婚女性就业	就业 = 1; 未就业 = 0	0	1	0.69	0.46
年龄	已婚女性的年龄	20	55	41.1	8.09
年龄平方	已婚女性年龄的平方	400	3025	1755.01	659.39
受教育年限	已婚女性受教育年限	0	22	11.41	3.75
健康状况	已婚女性自评健康状况	1	5	2.29	0.85
家庭规模	家庭人口总数	2	11	3.57	1.19
老年人	年龄超过 65 岁的老年人总数	0	3	0.21	0.52
是否有未婚男孩	家中有未婚男孩 = 1; 无 = 0	0	1	0.18	0.39
是否有成员住院	家中有成员住院 = 1; 无 = 0	0	1	0.24	0.43
医疗保险比	参与医疗保险的成员占家庭总人数的比例	0	1	0.91	0.2
养老保险比	参与养老保险的成员占家庭总人数的比例	0	1	0.62	0.3
丈夫工作收入	年收入取对数	0	14.69	9.55	3.37
家庭总资产	总资产取对数	0	17.22	13.34	1.63
社区平均消费水平	年消费取对数	9.48	12.79	11.18	0.39

对数据进行初步分析发现, 在样本家庭中, 已婚女性就业的家庭比例达到 69%。样本中, 已婚女性平均年龄为 41.1 岁, 平均受教育年限为 11.41 年, 平均健康状况为 2.29, 说明已婚女性的健康状况处于中等偏上水平。平均每个样本家庭的总人数为 3~4 人, 其中老年人的数量为 0.21 个, 18% 的家庭有未婚男孩, 有家庭成员住院的比例为 24%, 家庭成员平均医疗保险和养老保险的参与比例为 91% 和 62%。

3.4. 内生性分析

模型(1)可能存在因双向因果关系及遗漏变量等产生的内生性问题, 导致已婚女性就业变量的系数估计值 α_1 出现误差。首先, 家庭消费越高, 说明家庭维持消费的经济压力越大, 过高的家庭经济压力是促使已婚女性就业的重要因素之一[27], 这种反向因果关系会导致基准模型(1)存在严重的内生性问题。其次, 影响已婚女性就业的因素众多, 部分因素有可能同时影响家庭消费与已婚女性就业, 如家庭成员的能力、风险偏好等, 这些因素很难被纳入模型内, 同样会导致遗漏变量产生的内生性问题存在。

本文借鉴已有研究女性就业的文献, 选用同社区中同收入水平²的其他已婚女性就业率作为本家庭已婚女性就业的工具变量, 进行两阶段最小二乘法估计。由于其他家庭的已婚女性是否就业, 与本家庭的消费不直接相关, 满足外生性要求; 同时, Neumark & Postlewaite 发现, 女性是否就业与身边女性的就业率正相关, 满足相关性要求[28]。因此, 使用同社区中同收入水平的其他已婚女性就业率作为本家庭已婚女性就业的工具变量具备可行性。

²将家庭年收入从低到高排序, 划分以下五个水平: 0~20%、20%~40%、40%~60%、60%~80%、80%~100%。

4. 实证结果与分析

4.1. 已婚女性就业对家庭消费的影响

已婚女性就业对家庭消费的影响如表 2 所示。第(1)列至第(4)列报告的 OLS 估计结果显示,在不考虑内生性的情况下,已婚女性就业会在 1%的水平上显著提高城镇居民家庭的年消费总额。第(5)列是使用工具变量法的估计结果,从第一阶段估计结果看,DWH 检验在 1%的水平上拒绝模型不存在内生性的假设,同社区中同收入水平的其他家庭已婚女性就业率的系数为 0.160,在 1%的水平上显著,第一阶段 F 统计量为 91.18,大于临界值 16.38,可以排除弱工具变量的问题;从第二阶段回归结果看,已婚女性就业变量的估计系数为 0.776,在 1%的水平上显著,结果保持稳健。表明已婚女性就业会显著提高家庭消费,假说 1 得到证实。

Table 2. The influence of married women's employment on household consumption level

表 2. 已婚女性就业对家庭消费水平的影响

变量	OLS				IV-2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
已婚女性就业	0.285*** [0.015]	0.096*** [0.015]	0.077*** [0.013]	0.064*** [0.012]	0.776*** [0.150]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
拟合优度	0.038	0.188	0.319	0.422	0.221
样本量	9692	9692	9692	9692	9692
一阶段回归结果					
同社区中同收入水平的其他家庭 已婚女性就业率					0.160*** [0.017]
一阶段 F 值					91.18
DWH Chi ² /F 值					31.75
P-value					0.000

注: ***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著。括号内为稳健标准误。

4.2. 稳健性检验

1) 样本稳健性检验。鉴于由一对夫妇及未成年子女组成的核心家庭在中国城镇地区占比最大³,且比重逐年上升[29],是中国城镇地区最典型的家庭类型。在核心家庭中,已婚女性作为家庭主要的劳动力供给者之一,对家庭收入和消费的影响更为重要。因此,本文选取更有代表性的核心家庭进行回归作为稳健性检验。表 3 中第(1)列和第(2)列的 OLS 估计结果显示,已婚女性就业的估计系数在 1%水平上显著为正。第(3)列为 IV-2SLS 估计,DWH 检验拒绝了模型不存在内生性问题的原假设,已婚女性就业的系数估计值在 1%水平上显著为正,结果依然保持稳健。

2) PSM 估计。为解决由自选择导致的内生性问题,以确保研究结果的可靠性,本文采用倾向得分匹配方法(P propensity Score Matching, PSM)作稳健性检验。PSM 法可以模拟自然实验的效果,为已婚女性就

³根据 2017 年《中国家庭金融调查数据》,核心家庭在中国城镇家庭中占比 70.38%。

业的家庭(处理组)匹配相似特征的已婚女性未就业的家庭(控制组),并对两组均值进行比较,得出已婚女性就业对家庭消费率的净效应,即处理组效应(Average Treatment Effect of Treated, ATT)。为保证结果的稳健性,本文分别利用近邻匹配(1:1)、半径匹配($r = 0.005$)和核匹配进行计算。表4报告了匹配结果。以最近邻匹配为例,结果显示已婚女性就业的平均处理效应为0.043, t 值为1.73,在10%水平上显著。此外,半径匹配、核匹配的估计结果与近邻匹配的估计结果基本一致,表明本文估计结果是稳健的。

Table 3. The impact of employment of married women in nuclear families on consumption

表 3. 核心家庭中已婚女性就业对消费的影响

变量	OLS		IV-2SLS
	(1)	(2)	(3)
已婚女性就业	0.290*** [0.018]	0.068*** [0.015]	0.775*** [0.180]
控制变量	NO	YES	YES
拟合优度	0.039	0.459	0.269
样本量	6435	6435	6435
一阶段回归结果			
同社区中同收入水平的其他家庭已婚女性就业率			0.150*** [0.019]
一阶段 F 值			60.4685
DWH Chi ² /F 值			21.250
P-value			0.000

Table 4. The effect of married female employment on household consumption: propensity score matching

表 4. 已婚女性就业对家庭消费的影响:倾向得分匹配

家庭总消费	处理组	控制组	ATT	标准差	t 值
匹配前	11.110	10.825	0.285***	0.015	19.58
匹配后					
近邻匹配	11.110	11.066	0.043*	0.026	1.73
半径匹配	11.108	11.064	0.043**	0.020	2.20
核匹配	11.110	11.042	0.068***	0.019	3.64

5. 机制检验与异质性分析

5.1. 机制检验

1) 收入增长机制。为检验收入增长机制,本文参考温忠麟和叶宝娟提出中介效应检验程序,构建以下计量模型[30]:

$$\ln C_i = \beta_0 + \beta_1 FLP_i + \beta_2 X_i + \tau_i \quad (2)$$

$$\ln Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 FLP_i + \gamma_2 X_i + \epsilon_i \quad (3)$$

$$\ln C_i = \delta_0 + \delta_1 FLP_i + \delta_2 \ln Y_i + \delta_3 X_i + \sigma_i \quad (4)$$

其中, $\ln C_i$ 表示第 i 个城镇家庭的消费水平; $\ln Y_i$ 表示第 i 个城镇家庭的收入水平; FLP_i 代表城镇家庭 i 的已婚女性就业状况, 若就业, 赋值为 1, 否则为 0; X_i 为控制变量, 与模型(1)保持一致。

表 5 汇报了收入增长在已婚女性就业影响居民家庭消费中的作用。第(1)至第(2)列为基准模型回归结果; 第(3)列检验已婚女性就业是否对中介变量家庭总收入具有显著影响, 结果显示已婚女性就业确实可以提高家庭总收入; 第(4)列工具变量估计结果支持已婚女性就业对家庭总收入的正向作用; 第(4)至第(5)列报告的已婚女性就业和家庭总收入对总消费的回归结果显示, 家庭总收入的估计系数在 1% 显著性水平上为正, 表明已婚女性就业带来的收入提高有利于家庭总消费的提升, 加入总收入变量后, 已婚女性就业的系数相较基准回归中出现明显下降, Sobel 检验显著拒绝不存在中介效应的原假设, 说明收入提升效应是已婚女性就业促进家庭消费的传导渠道之一。考虑内生性问题后, 已婚女性就业对家庭消费的总效应中, 有 23.88%⁴ 是通过收入效应间接影响消费水平的。假说 2 成立。

Table 5. Mechanism test of income growth effect

表 5. 收入增长效应的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	家庭总消费	家庭总消费	家庭总收入	家庭总收入	家庭总消费	家庭总消费
	OLS	IV-2SLS	OLS	IV-2SLS	OLS	IV-2SLS
已婚女性就业	0.064*** [0.012]	0.776*** [0.150]	0.404*** [0.020]	2.539*** [0.306]	0.011 [0.012]	0.592*** [0.183]
家庭总收入					0.130*** [0.006]	0.073*** [0.019]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
拟合优度	0.422	0.221	0.420		0.448	0.320
样本量	9692	9692	9692	9692	9692	9692

由于低收入家庭的消费对收入变动更为敏感, 已婚女性就业带来的收入增加可能对低收入家庭的消费水平影响更大[31]。图 1 为已婚女性就业对居民家庭收入影响的分位数回归结果, 发现已婚女性就业对不同收入水平的家庭收入都有显著的促进作用, 但对提升低收入家庭的家庭总收入的作用更大。这表明, 已婚女性就业不仅有利于提高城镇家庭整体收入水平, 还有利于缩小家庭间收入差距, 缓解收入差距对低收入家庭消费需求的制约, 从而提升整体城镇家庭的消费水平。

2) 边际消费倾向提升机制。为考察城镇已婚女性就业对家庭边际消费倾向的影响, 本文设定如下计量模型:

$$\ln C_i = \theta_0 + \theta_1 FLP_i + \theta_2 \ln Y_i + \theta_3 FLP_i * \ln Y_i + \theta_4 X_i + \varphi_i \quad (5)$$

其中, $\ln C_i$ 表示第 i 个城镇家庭的消费水平。 X_i 为控制变量, 与模型(1)保持一致。 φ_i 为误差项。系数 θ_2 为已婚女性不就业的城镇家庭的边际消费倾向, $\theta_2 + \theta_3$ 为已婚女性就业的城镇家庭的边际消费倾向。

表 6 汇报了已婚女性就业对城镇家庭边际消费倾向的估计结果。各分位数下, 家庭收入变量和已婚女性就业变量的交互项系数均显著为正。当已婚女性就业变量的取值为 0 时, 在各分位数下, 家庭总收入变量的系数分别为 0.206、0.166、0.146、0.100 和 0.058, 显著性水平为 1%, 说明家庭的边际消费倾向

⁴2.539*0.073 ÷ 0.776*100% = 23.88%。

与收入显著正相关，且随收入水平的上升而下降，表明边际消费倾向随收入增加而递减；家庭总收入和已婚女性就业交互项的系数分别为 0.05、0.096、0.118、0.194 和 0.230，在 1% 的水平上显著为正，说明已婚女性就业显著提高了各收入水平的城镇家庭的边际消费倾向。假说 3 得到证实。

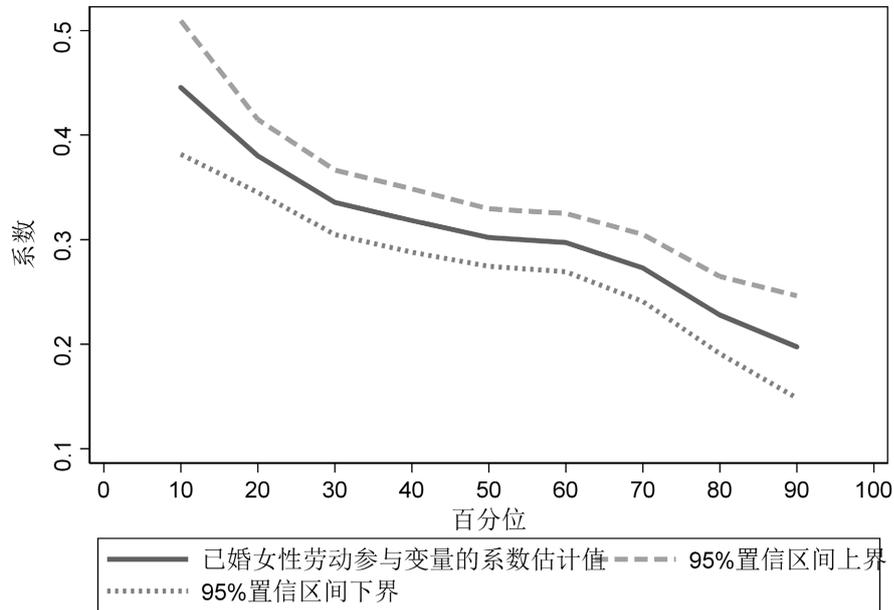


Figure 1. Quantile regression of the impact of married female employment on household income

图 1. 已婚女性就业对居民家庭收入影响的分位数回归

Table 6. Employment, total household income and marginal propensity to consume of married women

表 6. 已婚女性就业、家庭总收入和边际消费倾向

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	q = 0.1	q = 0.25	q = 0.5	q = 0.75	q = 0.9
家庭总收入	0.206*** [0.011]	0.166*** [0.009]	0.146*** [0.008]	0.100*** [0.008]	0.058*** [0.012]
家庭总收入*已婚女性 就业	0.053*** [0.018]	0.096*** [0.015]	0.118*** [0.013]	0.194*** [0.014]	0.230*** [0.020]
已婚女性就业	-0.613*** [0.205]	-1.083*** [0.171]	-1.339*** [0.144]	-2.183*** [0.159]	-2.600*** [0.223]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	9692	9692	9692	9692	9692

对比各分位数下边际消费倾向的变化可以看出，已婚女性就业对收入较高家庭的边际消费倾向的提高作用更大。可能的原因：收入较低的家庭，生活必需消费占总消费比重较大，已婚女性就业在一定程度上可以缓解流动性约束，但受限于低收入，消费意愿提高程度较小；收入较高的家庭本身能较为稳定地维持既有生活，已婚女性就业带来的收入增加有利于满足家庭追求更高质量生活的消费需求，使城镇家庭的消费从收入缺乏弹性的消费转向收入富有弹性的消费，边际消费倾向提高程度更大。

5.2. 异质性分析

本文参照陈浩和宋明月[32],将家庭总消费分为生存型消费、发展型消费和享受型消费三类⁵,各类消费均换算成年消费额,并取对数。表7报告的估计结果表明,已婚女性就业对生存型消费、发展型消费和享受型消费均具有显著的促进作用。考虑内生性问题后,发展型消费受已婚女性就业的影响最大,这与已婚女性就业对收入较高家庭的边际消费倾向提高作用更大的结论一致。

Table 7. Structural impact of married female employment on household consumption
表 7. 已婚女性就业对家庭消费的结构影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	IV-2SLS	OLS	IV-2SLS	OLS	IV-2SLS
	生存型消费		发展型消费		享受型消费	
已婚女性就业	0.034*** [0.012]	0.798*** [0.150]	0.084*** [0.021]	1.097*** [0.245]	0.152*** [0.026]	0.991*** [0.283]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
拟合优度	0.385	0.141	0.313	0.153	0.295	0.219
样本量	9692	9692	9692	9692	9692	9692
一阶段回归结果						
同社区中同收入水平的其他家庭已婚女性就业率		0.160*** [0.017]		0.160*** [0.017]		0.160*** [0.017]
一阶段 F 值		91.1823		91.1823		91.1823
DWH Chi ² /F 值		36.28		21.30		9.82
P-value		0.000		0.000		0.002

6. 结论

本文基于微观家庭样本,实证考察中国城镇已婚女性就业对家庭消费的影响,并从收入效应和边际消费倾向效应两条途径验证已婚女性就业影响城镇居民家庭消费的作用机制。结果表明,已婚女性就业显著提高城镇家庭消费;城镇已婚女性就业通过提高家庭收入和家庭边际消费倾向促进城镇居民家庭消费,已婚女性就业的收入增长效应对低收入城镇家庭更明显,已婚女性就业的边际消费倾向提升效应对高收入城镇家庭更明显。

本文的研究结论具有重要的现实意义。根据本文结论,已婚女性就业有助于激发居民消费对经济的提振作用。因此,政府应重视对女性劳动权利的保护,营造有助于女性就业的就业环境;注重对低学历女性的教育扶助,提高弱势女性在劳动力市场的竞争力,提高中低收入家庭的收入,缩小收入差距以促进消费,实现充分就业和消费增长的双赢。同时加强居民在就业、子女教育、养老等方面的社会保障水平,减少由于居民风险预期和预防性储蓄动机对家庭消费的抑制作用;重视城镇居民对发展型消费的需求,政策引导热点消费市场发展。

⁵生存型消费包括食物消费、服装消费、水电消费、房租消费、住房维修消费、本地交通消费、通讯消费;发展型消费包括教育消费、本地交通消费、通讯消费、医疗保健消费;享受型消费包括日用品消费、耐用品消费、娱乐消费、旅游消费、烟酒消费、家政服务消费、美容消费。

本文的分析工作还有尚需要进一步完善的地方：截面数据的构造方法只能观察到单个时点上中国城镇已婚女性就业对家庭消费的影响，如果能进一步运用跟踪数据进行连续性观测，有可能得到更准确的研究结论。

参考文献

- [1] Curtis, C.C., Lugauer, S. and Mark, N.C. (2015) Demographic Patterns and Household Saving in China. *American Economic Journal: Macroeconomics, American Economic Association*, 7, 58-94. <https://doi.org/10.1257/mac.20130105>
- [2] 朱国林, 范建勇, 严燕. 中国的消费不振与收入分配: 理论和数据[J]. *经济研究*, 2002(5): 72-80+95.
- [3] 杨汝岱, 陈斌开. 高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为[J]. *经济研究*, 2009, 44(8): 113-124.
- [4] 李焰. 关于利率与我国居民储蓄关系的探讨[J]. *经济研究*, 1999(11): 39-46.
- [5] 方福前. 中国居民消费需求不足原因研究——基于中国城乡分省数据[J]. *中国社会科学*, 2009(2): 68-82+205-206.
- [6] 蔡昉. 人口转变、人口红利与经济增长可持续性——兼论充分就业如何促进经济增长[J]. *人口研究*, 2004(2): 2-9.
- [7] 李春玲, 李实. 市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释[J]. *社会学研究*, 2008(2): 94-117+244.
- [8] 马双, 李雪莲, 蔡栋梁. 最低工资与已婚女性劳动参与[J]. *经济研究*, 2017, 52(6): 153-168.
- [9] 陆丽丽. 中国城镇已婚女性就业对家庭间收入差距的影响[J]. *当代财经*, 2015(5): 13-24.
- [10] 陈斌开. 收入分配与中国居民消费——理论和基于中国的实证研究[J]. *南开经济研究*, 2012(1): 33-49.
- [11] Attanasio, O., Low, H. and Sánchez-Marcos, V. (2005) Female Labor Supply as Insurance Against Idiosyncratic Risk. *Journal of the European Economic Association*, 3, 755-764. <https://doi.org/10.1162/jeea.2005.3.2-3.755>
- [12] 尹志超, 张诚. 女性劳动参与对家庭储蓄率的影响[J]. *经济研究*, 2019, 54(4): 165-181.
- [13] Mehra, R. and Gammage, S. (1999) Trends, Countertrends, and Gaps in Women's Employment. *World Development*, 27, 533-550. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(98\)00148-X](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(98)00148-X)
- [14] Manser, M. and Brown, M. (1980) Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis. *International Economic Review*, 21, 31-44. <https://doi.org/10.2307/2526238>
- [15] Hoddinott, J. and Haddad, L. (1995) Does Female Income Share Influence Household Expenditures? Evidence from Côte D'ivoire. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 57, 77-96. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1995.tb00028.x>
- [16] Alfano, M., Arulampalam, W. and Kambhampati, U. (2011) Maternal Autonomy and the Education of the Subsequent Generation: Evidence from Three Contrasting States in India. *The Warwick Economics Research Paper Series (TWERPS)*, 11, 1-11. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1948015>
- [17] 李江一, 李涵. 城乡收入差距与居民消费结构: 基于相对收入理论的视角[J]. *数量经济技术经济研究*, 2016(8): 97-112.
- [18] 胡帮勇, 张兵. 农村金融深化对农户消费需求影响的实证研究[J]. *云南财经大学学报*, 2011, 27(6): 77-83.
- [19] 顾天竹, 纪月清, 钟甫宁. 城镇化、生活服务外包与低技能服务业扩张——基于吸纳农村劳动力转移角度的讨论[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2021, 21(2): 136-147.
- [20] 杜凤莲, 董晓媛. 转轨期女性劳动参与和学前教育选择的经验研究: 以中国城镇为例[J]. *世界经济*, 2010, 33(2): 51-66.
- [21] 姚遂, 陈家俊. 母亲学历如何影响子女受教育年限——基于 CLDS2016 的实证分析[J]. *华中科技大学学报(社会科学版)*, 2020(3): 87-96.
- [22] 刘建国. 我国农户消费倾向偏低的原因分析[J]. *经济研究*, 1999(3): 54-60+67.
- [23] 段先盛. 2000-2005 年城镇不同收入阶层的消费特征及比较[J]. *消费经济*, 2007(5): 16-19.
- [24] Caballero, R.J. (1990) Consumption Puzzles and Precautionary Savings. *Journal of Monetary Economics*, 25, 113-136. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(90\)90048-9](https://doi.org/10.1016/0304-3932(90)90048-9)
- [25] 顾思蒋, 夏庆杰. 中国城镇家庭储蓄行为研究: 1995-2013 [J]. *劳动经济研究*, 2018(5): 42-81.
- [26] Dynarski, S., Gruber, J., Moffitt, R.A. and Burtless, G. (1997) Can Families Smooth Variable Earnings? *Brookings*

Papers on Economic Activity, **1997**, 229-303. <https://doi.org/10.2307/2534704>

- [27] 郭晓杰. 中国已婚女性劳动力供给影响因素分析——基于标准化系数研究方法[J]. 人口与经济, 2012(5): 47-51.
- [28] Neumark, D. and Postlewaite, A. (1998) Relative Income Concerns and the Rise in Married Women's Employment. *Journal of Public Economics*, **70**, 157-183. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(98\)00065-6](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(98)00065-6)
- [29] Yeung, J.W.J. (2013) Asian Fatherhood. *Journal of Family Issues*, **34**, 141-158. <https://doi.org/10.1177/0192513X12461133>
- [30] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [31] 封福育. 短视、流动性约束与城镇居民消费——基于门限回归模型的经验分析[J]. 中央财经大学学报, 2014(7): 72-77.
- [32] 陈浩, 宋明月. 习惯形成对我国城镇居民消费结构的影响研究[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2019(1): 25-33.