

失业率波动对就业者家庭消费和配偶劳动供给的冲击

赵 达, 沈煌南, 张 军

[摘要] 基于中国城镇住户调查 2010—2012 年月度数据, 本文实证分析了失业率波动对就业者家庭消费和成员劳动供给的影响。研究发现:①群组失业率每提高 1% 将导致就业者家庭消费增速降低 0.48%, 失业预期引起的预防性储蓄动机明显。②所有制异质性方面, 群组失业率每提高 1%, 国有、集体和股份制就业者所受影响在统计意义上并不显著, 个体或私营企业、没有固定性职业的就业者家庭消费增速分别降低 0.50% 和 1.22%。③年龄异质性方面, 临近退休的户主对群组失业率并不敏感。位于 26—35 岁和 36—50 岁的户主, 群组失业率每提高 1%, 家庭消费增速分别降低 0.49% 和 0.35%。④群组失业率每提高 1%, 将引起户主配偶劳动供给概率上升 8.13%, 与此同时, 单身家庭消费增速显著下降 0.69%, 说明婚姻制度发挥着自我保险功能。以上结论对于评判中国失业保险制度, 理解居民部门消费制约因素, 以及劳动力市场结构调整具有现实意义。

[关键词] 失业率波动; 消费反应; 配偶劳动供给

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)02-0099-18

一、引言

2018 年上半年, 最终消费对中国经济增长的贡献率已经达到 78.5%。与此同时, 经济周期、人工智能、国有企业改革^①、“去产能”、产业转型升级^②等一系列因素显著增加了劳动力市场的不确定性。Knabe and Rätzl(2011)指出, 失业不仅意味着收入水平的直线下降, 更关系到失业者社会地位高低, 诱发自杀率上升。Apergis and Georgellis(2018)认为, 除了失业者本人, 失业还会对就业者产生

[收稿日期] 2018-01-05

[基金项目] 国家自然科学基金重点项目“推动经济发达地区产业转型升级的机制与政策研究”(批准号 71333002)。

[作者简介] 赵达, 四川大学经济学院助理研究员, 经济学博士; 沈煌南, 伦敦大学亚非学院博士研究生; 张军, 复旦大学经济学院教授, 博士生导师。通讯作者: 赵达, 电子邮箱: 13210680123@fudan.edu.cn。本文获得第十五届北京大学赛瑟论坛优秀论文奖, 感谢“文化名家暨四个一批”人才项目“中国的产业转型与就业变化: 理论与经验研究”资助。同时感谢上海交通大学陈宪教授, 复旦大学韦森教授、陈钊教授、章元教授, 上海财经大学范子英教授, 中国国家统计局李志龙先生, 以及匿名评审专家和编辑部的宝贵意见, 当然文责自负。

① 在 1995—1999 年的国有企业改革中, 约有 1500 万员工下岗(He et al., 2018)。

② 农民工平均受教育年限为 9.6 年, 第三产业所要求的受教育年限为 13.3 年, 两者并不完全匹配(蔡昉, 2013)。

外溢效应。Helliwell and Huang(2014)计算发现,美国失业率每提高1%,就业者所遭受的效用损失,需要4%的收入上涨方可弥补。考虑到失业率急剧攀升时,绝大部分社会成员(尤其是家庭户主)仍将保持就业状态,所以准确理解失业率波动对于微观就业家庭当前消费的冲击^①,有助于把握消费总需求的演进趋势。基于以上认识,本文力图回答以下三方面问题:①失业率波动是否会对中国就业者家庭消费造成影响,是否与户主工作单位所有制类型有关?②作为应对负面冲击的补充措施,婚姻制度是否发挥了自我保险功能,配偶劳动供给是否有所提升?③中国失业保险制度是否有助于缓解失业率波动带来的消费抑制?

如同众多颇具争议的经济学话题一样,试图较为规范地得到上述问题的答案并非易事:①中国国家统计局公布的城镇登记失业率长期以来保持稳定,不足以为模型识别提供足够的变异性,其可信度更是在学术界遭受较大质疑(Feng et al.,2017)。②从识别角度讲,如何将失业率波动与其他随时间变动的宏观经济变量区别开来,从而避免伪回归十分关键。③影响当前消费的因素既包括当前收入也包括未来收入预期,如何对二者进行区分至关重要。

幸运的是,月度频率的中国城镇住户调查(Urban Household Survey,UHS)为消除以上三方面顾虑提供了可能:①Feng et al.(2017)和Zhang et al.(2016)基于UHS年度数据所做失业分析已经获得广泛认可。②2010—2012年中国经济形势错综复杂,不同教育、年龄、性别、地区失业率明显分化,即使是同一地区,低教育水平的女性年轻群体,其失业率也会远高于当地高教育水平的男性中年群体(Zhang et al.,2016)。在这种情况下,家庭主要针对与之相似的群体失业率做出反应。因此,基于以上四类外生性特征进行分组(对于户主来说,教育水平已经基本固定),不仅可以使群组失业率与其他时变变量(如地区GDP)进行区分,而且可以互为对照,为模型识别提供支撑(Campos and Reggio,2015)。③与既往文献研究失业者不同,本文分析对象为就业者,其收入水平在样本期内并未发生显著调整,因此可以有效识别未来预期而非“失业”这一当前冲击对消费和劳动供给的影响。

本文可能的贡献主要体现在三个方面:①政策方面。从养老与医疗角度解释“高储蓄之谜”的研究汗牛充栋,本文则着重分析了失业率波动的影响,从而为降低预防性储蓄、提高居民消费等相关政策制定提供了新的学理支撑。②理论方面。研究失业对失业者影响的文献数以千计,相比之下,虽然就业者占据了社会成员中的绝大多数,但是探讨失业率对就业者影响的文献乏善可陈。本文首次区分了“失业”与“失业率波动”,这对于识别预期(而非当前收入变动)十分关键,毕竟失业会同时影响两者,而在控制就业者当前收入之后,失业率波动仅仅影响预期。③稳健性方面。本文首次区分了消费数量变动与金额变化差异,这对于福利评价至关重要(Aguiar and Hurst,2005)。有关“退休消费之谜”的研究发现,退休后丰裕的闲暇时间保证了消费品搜索的充足性,从而降低了退休人员所面临的消费品价格,此时消费金额的下降并不必然代表消费数量的下降,并不意味着消费没有得到平滑(Battistin et al.,2009)。因为失业率与物价表现为反向关系(即短期菲利普斯曲线),所以对消费金额和消费数量进行区分十分必要。

余文结构如下:第二部分为文献述评,包括社会保障尤其是失业保险对居民消费和劳动供给的影响研究;第三部分为理论介绍,为实证分析提供思想指引;第四部分交代数据来源及样本筛选过程,特别是对中国城镇失业率数据,进行了较为详细的描述分析;第五部分为实证模型,主要阐述了识别的有效性、回归结果以及稳健性检验;第六部分总结全文并提出政策建议。

^① He et al.(2018)从理论层面指出,失业率上升给就业者带来的不确定性可细分为两点:未来失业风险增加,以及即使不失业,未来降薪的概率也会增加。

二、文献述评

Stephens(2004)指出,失业率波动是未来收入风险的核心代理指标,在失去工作前几年,家庭主观失业风险便开始上升,导致食物支出降低。Nalewaik(2006)进一步计算发现,代表性家庭会根据未来6年内的预期收入决定其当前消费水平。Blundell et al.(2008)认为,除了消费变化,失业者家庭可以通过资产变卖、转移支付、调整耐用品购买时间、增加家庭成员劳动供给等途径进行自我保险。Hendren(2017)利用主观失业风险数据发现,相比于失业家庭变卖资产,就业家庭更多地通过调整消费应对负面冲击,并且在失业前的1—2年内消费降幅便达到7%左右。Campos and Reggio(2015)利用西班牙劳动力市场调查数据(Encuesta de Poblacion Activa,EPA)研究认为,失业率每提高1%,家庭消费下降0.7%。劳动供给方面,早期文献往往关注负面收入冲击对于就业者个人工作时间的的影响,但是Blundell et al.(2016)指出,该类模型并未考虑婚姻制度所扮演的风险分担角色,以家庭为单位统筹分析配偶劳动供给,能够更好地刻画现实。比如,Hendren(2017)发现,户主主观失业概率每提高1%,配偶进入劳动力市场的概率将增加2.58%。

值得注意的是,大多数文献所用的健康与退休研究(Health and Retirement Study,HRS)数据库一直以来存在较大争议(Gan et al.,2005):①问卷问题“请问在未来12个月内,您认为自己失去工作的概率有多大?”。结果显示,出现0%、50%、100%等角点回答的频率明显较高。②虽然基于问卷计算的样本主观失业概率达到15.7%,但是回溯结果显示,仅有3.1%的样本在12个月内失业,因此这一指标明显偏悲观(Campos and Reggio,2015)。在中国,同时含有失业率和消费信息的月度频率微观面板数据库极少,直接限制了相关文献发展。现有研究主要利用20世纪90年代末的国有企业职工“下岗潮”作为准自然实验进行讨论。例如,He et al.(2018)指出,剧烈的劳动市场调整,使得家庭预防性储蓄显著增加,可以解释当期居民财富积累的40%,作为储蓄的对立面,家庭消费被明显抑制。类似地,樊潇彦等(2007)发现,国有企业改革触发的收入风险(以户主教育水平、职业、行业作为衡量指标)对耐用品消费影响显著。

正是因为国有企业改革带来的失业率波动显著地抑制了家庭消费,所以从更广阔的视角看,本文还有助于解释“中国高储蓄之谜”。实际上,这支文献表现出典型的“盲人摸象”特征。部分学者从1959—1961年的“大饥荒”经历(程令国和张晔,2010)、性别失衡(Wei and Zhang,2011)、住房价格(陈斌开和杨汝岱,2013)、文化习惯(黄少安和孙涛,2005)、户籍制度(陈斌开等,2010)、养老和医疗保险(白重恩等,2012a,2012b)等方面分别进行了剖析,然而基于失业率波动的分析尚不多见(温兴祥,2015)。

需要说明的是,无论是“大饥荒”还是“下岗潮”,作为独一无二的历史事件,固然可以解释预防性储蓄的瞬间抬升,却很难用于分析绝大部分时期储蓄率的持续性增长。与此同时,文化因素在短期内较为稳定,因此无法解释1990—2007年出现的储蓄率翻番现象(Wei and Zhang,2011)。虽然陈斌开和杨汝岱(2013)以及Wei and Zhang(2011)认为,中国城镇地区住房价格大幅上涨和性别失衡,分别可以解释2002—2007年和1990—2007年储蓄率增幅的45%和50%,但是因为性别失衡是住房价格上涨的重要推力,所以两种理论在一定程度上存在重叠。类似地,虽然陈斌开等(2010)认为户籍制度改革对预防性储蓄降低、消费提高至关重要,但是户籍制度差异在相当程度上表现为社会保障制度差异(温兴祥,2015),因此可以视为基础文献的直接推论。

本文认为,2003年以来,在养老、医疗保险已经得到大幅改善的情况下,中国居民部门储蓄率仍在逐步抬升,住房价格和性别失调虽然可在一定程度上对此进行解释,但这无法排除失业率波动

在抑制消费方面所扮演的重要角色。面向未来,随着人口增长率降低,房地产市场必将趋于常态,随着传统文化观念改变,性别比例必将趋于平衡。相反,在任何现代化国家,经济周期波动愈加频繁,失业率波动作为一个连续变量,无论是过去、现在还是将来,无时无刻不对消费产生影响。当然,正如其他所有相关文献,这里同样无法基于单一角度解释中国居民部门储蓄率历史变动趋势,但是本文认为失业率波动所扮演的角色将愈发重要。

三、理论分析

分别定义 $\Delta U_t \equiv U_t - U_{t-1}$ 、 $\Delta c_t \equiv \ln(c_t) - \ln(c_{t-1})$ 和 $\Delta y_t = \ln(y_t) - \ln(y_{t-1})$ 代表相邻月份失业率变化、消费变化率和收入变化率。 $\zeta = 1/(1+r)$ 代表贴现因子,其中, r 为利率。此时,家庭消费变化率可表示为(1)式(中间过程推导详见 Nalewaik(2006)):

$$\Delta c_t = \sum_{j=0}^{\infty} \zeta^j (E_t - E_{t-1}) \Delta y_{t+j} \quad (1)$$

其中, E_t 和 E_{t-1} 分别代表 t 和 $t-1$ 期基于所有可得信息求解的条件期望^①。为了凸显预期,这里进一步将当期与未来进行区分:

$$\Delta c_t = (E_t - E_{t-1}) \Delta y_t + \sum_{j=1}^{\infty} \zeta^j (E_t - E_{t-1}) \Delta y_{t+j} \quad (2)$$

上式等号右边第一项代表对当期收入变化率的预期修正,第二项是未来收入增速预期的贴现值之和。可以看到,即使家庭没有遭受失业冲击(即收入在短期内保持稳定),失业率波动也会通过影响未来收入预期 $(E_t - E_{t-1}) \Delta y_{t+j}$ 中的一项或多项,最终作用于 Δc_t 。换言之,在失业率不断上升时,即使家庭尚未直接遭受失业冲击,他们也会通过降低当前消费进行平滑。

理论上, ΔU_t 不仅与未来预期相关,还可能和第一项 $(E_t - E_{t-1}) \Delta y_t$ 紧密相连:①失业率变动与个体失业相关,进而直接影响失业者当期收入增速;②群组失业率上升,反映了宏观环境恶化,导致个别群组(如年龄、性别、教育、地区)劳动需求下降,从而弱化了议价能力,表现为当期收入增速放缓。为了排除第一种干扰,下文保留户主始终处于就业状态的家庭,并控制其他成员就业情况;为排除第二种干扰,下文在回归方程中控制群组和家庭当期收入增速。

需要注意的是, $(E_t - E_{t-1}) \Delta y_t \equiv E_t \Delta y_t - E_{t-1} \Delta y_t = \Delta y_t - E_{t-1} \Delta y_t$, 其中, Δy_t 代表可观测的当期收入增速, $E_{t-1} \Delta y_t$ 则为 $t-1$ 时对当期收入增速的期望。因此,如果无法找到 $E_{t-1} \Delta y_t$ 的代理变量,将难以隔断当期失业率与当期收入间的联系。事实上,如果假设不同家庭收入增速预期相同,那么 $E_{t-1} \Delta y_t$ 可由时间虚拟变量代替。退一步来讲,即使单个家庭收入增速预期存在差异,但只要预期的形成与教育、年龄、地域、性别相关^②,那么群组收入变化 $\Delta \bar{y}_t$ 便可捕捉到 $E_{t-1} \Delta y_t$ 所蕴含的信息。令人欣慰的是,在以上任何一种假设下,实证结论均保持稳健。此外,由于 $\Delta \bar{y}_t$ 和 ΔU_t 均为群组层面数据,利用 $\Delta \bar{y}_t$ 作为 $E_{t-1} \Delta y_t$ 的代理变量还能有效避免伪回归。

四、数据与模型设定

1. 数据介绍

本文数据主要来自中国城镇住户调查 (Urban Household Survey, UHS), 时间跨度为 2010—2012 年,范围涵盖东北地区、华东地区、华南地区以及西南地区的辽宁、上海、广东、四川 4 个省份。

① $(E_t - E_{t-1}) \Delta y_{t+j}$ 也可以表示为: $E(\Delta y_{t+j} | \Omega_t) - E(\Delta y_{t+j} | \Omega_{t-1})$ 。

② 从图 2 看,这一假设较为合理。

该数据库采用分层抽样,且因为样本量巨大^①,所以在科学性和代表性方面具有较大优势(赵达和周龙飞,2018;Zhao et al.,2017)。根据 UHS,每年有 1/3 的经常性调查户退出数据库,并进一步选取相应比例的新调查户替代退出家庭,最终体现为家庭和个体层面的非平衡面板。

为与以往研究对比,这里剔除户口不在本地^②、消费支出为 0 的家庭,同时保留 15—60 岁的男性以及 15—55 岁的女性,得到 743407 个观测值,其中,户主 281362 个。本文发现,样本户主平均年龄为 40.05 岁,且女性占比约为 1/3^③。其他住房拥有量约为 0.18 个,说明经济条件并不十分富裕。家庭消费与可支配收入之比约为 72.81%,而根据中国国家统计局数据,样本期间辽宁、上海、广东、四川这一数字分别为 72.89%、69.16%、75.59%、76.31%,较为接近。就行业和职业而言,制造业、公共管理和社会组织行业中的办事人员、专业技术人员、商业和服务业人员占据了主导地位,这部分群体以高中、初中、大学专科学历为主。

2. 失业情况描述

根据奥肯定律,经济增长率和失业率存在反向变动关系。在美国,失业率每高于自然失业率 1%,实际 GDP 相比于潜在产出水平将降低 3.2%(卢锋等,2015)。而在中国,虽然 1990 年以来先后经历了国有企业改革(1995 年)、大专院校扩招(1999 年)、加入世界贸易组织(2001 年)、全球金融危机与“四万亿”投资(2008 年)等影响劳动市场的重大事件,但是官方失业率始终保持稳定,数据质量令人担忧(Feng et al.,2017)(如图 1 所示)。Zhang et al.(2016)发现,2005—2012 年,以 UHS 测算的失业率约为 8.50%,而官方数据仅为 4.10%。

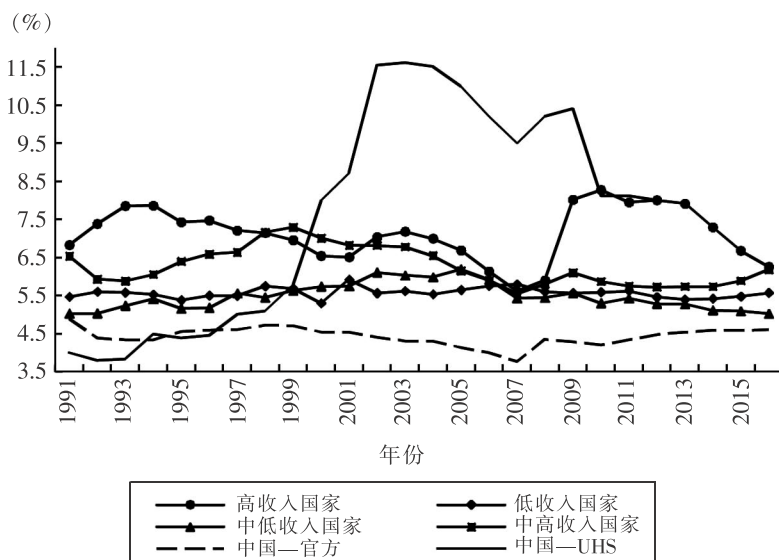


图 1 失业率变化的跨国比较

资料来源:UHS、国家统计局、世界银行、Feng et al.(2017)和 Zhang et al.(2016)。

① 具体包括:户口在本地的常住非农业户;户口在本地的常住农业户;户口在外地,居住在本地半年以上的非农业户;户口在外地,居住在本地半年以上的农业户。

② 即仅包括本市(县)非农业户口和本市(县)农业户口。Giles et al.(2005)认为,非户籍失业人口既可以回归农村,也可以流入其他城镇。因为迁徙具有一定自选择属性,所以利用当地户籍人口(相比于全体样本)计算失业率,能够更为准确地把握中国劳动市场变化规律。

③ 主要变量描述性统计详见附录,可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

研究失业问题的起点在于失业人员界定。具体地,UHS包含了15种就业状态:国有经济单位职工、城镇集体经济单位职工、其他经济类型单位职工、城镇个体或私营企业主、城镇个体或私营企业被雇者、离退休再就业人员、其他就业者、在校学生、家务劳动者、离退休人员、丧失劳动能力者、待分配者、失业人员、待升学者、其他。参考Feng et al.(2017),前7种被归为就业者,“待分配者”、“失业人员”为失业者,剩余几种被认为不在劳动力市场^①。需要特别强调的是,本文关于失业、就业和劳动力市场的归类与1982年国际劳工组织相关定义十分相近。以“失业人员”为例,UHS统计范围是:劳动年龄内具有劳动能力、曾从事有收入工作、调查时没有工作、正在积极寻找工作,且如有工作机会能马上应聘的人。又如,UHS对于“家务劳动者”的定义是,劳动年龄内不打算就业,只从事家务劳动,且没有劳动收入的人。考虑到其“不打算就业”,将其归为劳动力市场之外符合国际规范。

图2列示了群组失业率波动情况。从性别看,女性失业率高出男性近4%。从年龄看,低于(含)40岁的群体,其失业率高出40岁以上群体失业率约2%。从受教育水平看,低于(含)中专的群体,其失业率高出中专以上群体失业率约5.5%,说明教育水平高低仍然是影响个体就业的主要因素。从地区看,省市间失业率明显分化。需要强调的是,相同地区不同群组可以互为对照组和实验组,从而规避了地区层面共变量(Confounder)干扰,为下文模型识别提供了可能。

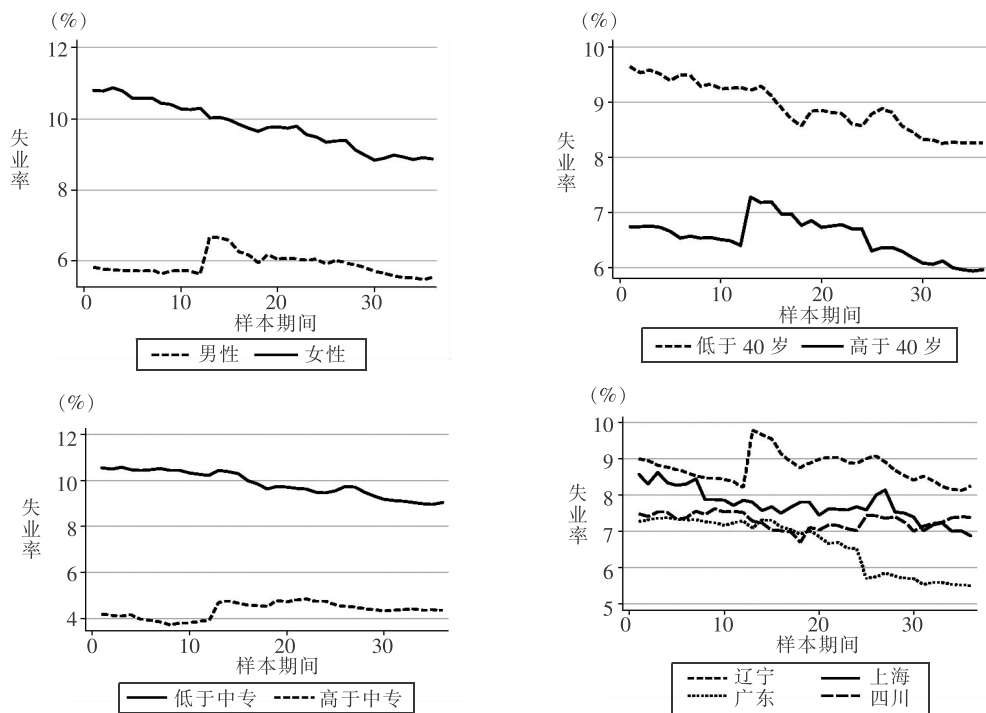


图2 2010—2012年各群组失业率演变

资料来源:UHS。

3. 实证模型

如前所述,相比于失业者,分析就业者至少存在三方面优势:①根据生命周期理论,就业者消费支出主要受到未来收入预期而非当期收入影响,因此更有利于识别失业率波动的预期效应。②以往

^① 就业状态为“其他”的个体占比仅为2.24%,年龄均值为69.15岁,无论是将其归为失业还是非劳动力,均不会对本文结果造成较大影响。

研究发现,对于失业者而言,其消费下降集中于交通、住宿等与工作紧密相关的项目^①,而这显然不具有经济学分析意义(Browning and Crossley,2009),分析就业者则可有效规避这一问题。^③遗漏变量问题。Meng(2003)指出,由于社会保障缺失、信贷与保险市场不完善,发展中国家失业者在失业的同时,通常会利用预防性储蓄平滑消费,然而绝大多数数据库并未将其纳入统计,这将导致估计系数有偏。相比之下,就业者收入并未发生较大改变,并不会动用预防性储蓄,从而缓解了这一忧虑。

这里借鉴 Hendren(2017)以及 Campos and Reggio(2015),将回归方程设定为以下形式^②:

$$\Delta c_{i,g,t} = \gamma \Delta U_{g,t} + \beta' X_{i,g,t} + \phi \Delta y_{i,g,t} + \alpha_t + \theta_i + \delta_s + \varepsilon_{i,g,t} \quad (3)$$

其中, i 代表家庭, g 代表家庭所属群组, t 为月份,消费增速 $\Delta c_{i,g,t} \equiv \ln(c_{i,g,t}) - \ln(c_{i,g,t-1})$,失业率变动 $\Delta U_{g,t} \equiv U_{g,t} - U_{g,t-1}$ 。需要注意的是,因为群组划分取决于具有前定属性的年龄、性别、省份、教育,所以并不存自选择问题^③。与此同时, $\Delta U_{g,t}$ 为宏观数据,相对于微观消费表现为外生,因此并不存在互为因果问题。 $X_{i,g,t}$ 包含了详细的家庭特征,如总人口、有收入人口、其他住房数量、借贷支出,以及户主职业、行业、年龄、性别、受教育水平^④。

如前所述,群组失业率变化可能与就业者当前收入存在关联,通过控制收入增速 $\Delta y_{i,g,t} = \ln y_{i,g,t} - \ln y_{i,g,t-1}$ 有利于分离预期。此外, α_t 为时间固定效应,用以控制消费的季节性变化以及宏观经济周期。 θ_i 和 δ_s 分别为家庭和省份固定效应,用以控制相应维度不随时间变化的影响因素。 $\varepsilon_{i,g,t}$ 为随机误差项,代表家庭层面的异质性消费偏好冲击。 γ 为本文关心的核心参数,其含义是,群组失业率每变动1%将影响微观家庭消费增速变化 γ 个百分点^⑤。

既有研究显示,UHS中的收入统计可能存在不精确之处,从而引发内生性(赵达等,2017)。鉴于此,本文参考 Campos and Reggio(2015)的处理方法:①将 $\Delta y_{i,g,t}$ 从回归方程中剔除,发现对结果影响较小(详见表1)。②将个体收入增速替换为所属群组平均收入增速(即 $\Delta \bar{y}_{i,g,t}$),从而在一定程度上使得异质性误差被平均核销,同样对结果影响较小(详见表1)。③控制 $\Delta y_{i,g,t} - \Delta \bar{y}_{i,g,t}$,该变量代表不能被 $\Delta \bar{y}_{i,g,t}$ 解释的微观家庭收入异质性。

五、实证结果分析

1. 基准结果

(1)失业率波动与家庭消费。由表1中(1)列可以看到,群组失业率对于家庭当前消费存在明显抑制作用。群组失业率每增加1%,将引起就业者家庭消费增速下降0.48%。值得注意的是,这里考

-
- ① 邹红和喻开志(2015)以及李宏彬等(2015)发现,退休使得与工作相关的消费支出降低25.1%和33%。
 - ② 失业率波动可能与其他未被控制的宏观变量相关,造成内生性,因此,这里参考 Kroft and Notowidigdo(2016),将 $\Delta U_{g,t}$ 与时间固定效应交叉项、 $\Delta U_{g,t}$ 与地区固定效应交叉项分别控制,从而捕捉特定时间、特定地区劳动需求冲击对失业率的影响,发现未对基准结果造成显著影响。
 - ③ 户主年龄一般在30岁以上,受教育水平基本保持不变,因此,属于前定变量。
 - ④ 群组失业率可能与家庭成员就业状态相关,因此需要控制;其他住房数量用以控制家庭财富变化;借贷支出用以刻画是否面临借贷约束;年龄用以控制消费的生命周期效应。
 - ⑤ 为了反映不同群组人口占比,这里采用加权最小二乘法进行相应调整。与此同时,由于群组失业率变动会导致群组内部产生序列相关性,这里在群组层面对标准误进行聚类(Cluster)。此外,根据 Cameron et al.(2008),当核心变量群组类别较少(本文为32组)时,需要基于t分布而非正态分布计算P值。

虑的只是户籍人口,他们大多处于正规部门,其工作相比于外来人口更为稳定,对于失业率相对并不敏感(张军等,2017)。从表1中(2)列可以看到,当包含非户籍人口时,估计值的绝对值大幅提高到了0.66%,符合预期。

基于以上估计值,这里通过简单匡算来深化本文研究的宏观意义。根据UHS,户主处于就业状态的家庭,其月均消费额约为4393.7元,如果以0.66%作为计算依据(假设前期增速为零),那么典型家庭月度消费下降幅度约为29.1元,换算为年度值则为249.6元^①。来自中国国家统计局的数据

表1 基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	家庭收入	包含非户籍	不含收入	群组平均收入	群组平均收入与个人异质性收入
失业率变动	-0.4812*** (0.0971)	-0.6633*** (0.1354)	-0.5074*** (0.0120)	-0.5041*** (0.0743)	-0.4583*** (0.0962)
收入对数变动	0.1712*** (0.0051)	0.2214*** (0.0053)			
收入人口变动	0.0481*** (0.0140)	0.0518*** (0.0141)	0.0439*** (0.0118)	0.0454*** (0.0140)	0.0438*** (0.0116)
家庭总人口	0.0024*** (0.0000)	0.0027*** (0.0000)	0.0023*** (0.0000)	0.0029*** (0.0000)	0.0022*** (0.0000)
性别分组	-0.0008 (0.0009)	-0.0000 (0.0011)	-0.0011 (0.0014)	-0.0012 (0.0011)	-0.0004 (0.0013)
受教育水平分组	0.0051*** (0.0010)	0.0076*** (0.0022)	0.0044*** (0.0008)	0.0043*** (0.0010)	0.0048*** (0.0013)
年龄分组	-0.0014** (0.0006)	-0.0020** (0.0009)	-0.0014** (0.0006)	-0.0014* (0.0008)	-0.0013** (0.0006)
借贷支出	0.0531*** (0.0022)	0.0594*** (0.0051)	0.0432*** (0.0054)	0.0460*** (0.0024)	0.0543*** (0.0019)
其他住房数量	0.0013* (0.0007)	0.0021* (0.0012)	0.0013* (0.007)	0.0012 (0.0014)	0.0022* (0.0012)
平均收入对数变动				0.1461*** (0.0179)	0.1916*** (0.0180)
个体异质性收入自然对数变动					0.1706*** (0.0063)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
职业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
婚姻状况	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	247115	265193	247115	247115	247115

注:***、**、* 分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 。下同。

① 根据 Meng(2003),在其他条件不变的情况下,预测失业率每增加1%,对于保持就业的家庭来说,其年度消费下降额为66元左右,约为本文测算值的26.7%。这一差异既可能来自识别技术,也可能来自样本时间范围(该文所用数据为1995年和1999年),甚至可能受到数据频率影响。

显示,2016年中国城镇就业者约为4.1亿人,如果以户均劳动力两人计算,那么中国城镇地区失业率每提高1%,将导致该类群体月度消费额降低59.7亿元,年度消费额降低511.7亿元。

那么该如何评判这一数字呢?2000年前后推行的国有企业改革,将中国城镇地区失业率由5%以下迅速推升至11%以上(Feng et al.,2017)。He et al. (2018)发现,失业风险引起的预防性储蓄增加,能够解释1995—2002年国有企业职工财富积累的40%,而作为储蓄的互补变量,消费的下降自然十分显著。Ravn and Sterk(2017)指出,2008年全球金融危机期间,美国失业率陡增至17.1%,大幅提高了美国家庭的预防性储蓄,严重制约了消费总需求,从而影响企业利润和投资决策,最终导致经济进一步恶化和失业率进一步攀升。与之不同,2010—2012年中国各群组失业率整体上处于下行通道且波动幅度在2%左右(如图2所示),因此消费敏感程度相对较低。

表1中(3)列剔除了当期收入变动 $\Delta y_{i,g,t}$,此时估计值变为-0.5074,相比于(1)列绝对值更大。实际上,当失业率增加时,即使是就业者,收入也会出现小幅下降,导致消费走低(直接效应)。如果控制 $\Delta y_{i,g,t}$,所得系数仅仅反映未来预期对当前消费的影响(间接效应)。换言之,如果剔除 $\Delta y_{i,g,t}$,直接效应会被群组失业率“吸收”(Absorbed),导致估计值为两种效应之和。

恰如理论和实证模型部分所阐述的,将 \bar{y}_i 作为 $E_{i-1} \Delta y_i$ 的代理变量,有助于缓解测量误差和伪回归对结果造成的影响。表1中(4)—(5)列显示,数据误差对基准结果影响有限。从其他变量看,家庭总人口及收入人口越多、财富水平越高(以房屋拥有量衡量)、未存在借贷约束的家庭,其消费增速也越高,符合现实观察。

为了进一步探寻消费支出下降原因,理解失业率波动情景下的微观家庭决策行为,这里基于中国国家统计局规定的八大类消费项目分别进行回归,所得结果如表2所示。可以看到,群组失业率对“其他商品和服务”影响较大,其涵盖了手表、金银珠宝首饰、美容费以及化妆品等子项目。根据生活常识,这些消费品的收入支出弹性大多较高,在家庭生活受到负面冲击时往往首当其冲,反应最为敏感。与此同时,食物、衣着等消费支出轻微下降,这可能是由于失业压力较大,部分家庭出现寝食难安状况,无暇休闲购物。与此相反,医疗保健支出在经济意义上有所增加。可能的解释是,在精神压力较大和食物支出下降的情况下,家庭成员身体不适,不得不就医买药。交通和通信支出的增加较为有趣。注意到本文样本并未遭受失业或退休,因此交通和通信等与工作息息相关的消费项目并未出现断崖式下跌。之所以出现轻微提高,或许是为搜寻新的工作做准备。最后,居住支出的下降可能来自于家庭用电、用水、用气等节约行为。与本文不同,Meng(2003)发现,在1995年和1999年,教育支出受失业风险影响最大,该差异可由20年来家庭生活水平提高所引起的消费理念变迁解释,失业率波动也可能与义务教育减免学杂费政策出台时间(2006年)较晚等因素有关。

表2 消费支出分项回归结果

变量名称	食物	衣着	居住	家庭设备用品及服务	医疗保健	交通和通信	教育文化娱乐	其他商品和服务
估计值	-0.2174* (0.1291)	-0.2362* (0.1350)	-0.8472* (0.4761)	-0.3495 (0.8472)	0.5791 (1.0820)	0.2934 (0.7562)	-0.8824 (1.7026)	-1.9927*** (0.4665)
观测值	247115	193278	220920	215732	135916	234459	175451	179158

(2)失业率波动与劳动力供给。传统劳动经济学理论认为,在遭遇负面冲击时,如果公共保险供给不足,家庭不仅可以降低消费,还会提高成员劳动供给(Added Worker Effect)以实现自我保险

(Blundell et al., 2016)。那么,就中国而言,失业率波动是否会提高配偶劳动供给呢?为了回答该问题,构建模型:

$$Entry_{i,g,t} = \gamma \Delta U_{g,t} + \beta' X_{i,g,t} + \alpha_i + \theta_i + \delta_s + \varepsilon_{i,g,t} \quad (4)$$

这里首先在前文基础上筛选出已婚家庭,得到样本观测值 230434 个。随后定义变量 $Entry_{i,g,t}$, 其含义是,当户主配偶在月份 t 处于就业状态,而上期为失业或不在劳动市场时取值为 1, 否则为 0。结果显示,共有 1739 个配偶取值为 1, 其中,46.11% 转化为城镇个体或私营企业被雇者,15.45% 转化为其他就业者, 转化为其他经济类型单位职工以及离退休再就业人员的比例分别为 10.73% 和 10.33%, 而转化为城镇个体或私营企业主的仅有 7.22%, 剩余部分不及 10%, 说明进入国有企业或城镇集体所有企业相对较为困难。从回归结果表 3 中(1)列可以看到,失业率每提高 1%, 作为就业者的户主,其配偶由失业状态或者劳动力市场之外进入就业状态的概率将提升 8.13%, 说明失业率波动的劳动供给效应在中国同样存在^①。

表 3 失业率变动与配偶劳动供给

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	配偶向就业转变	配偶向正规部门就业转变	单身家庭的消费支出
失业率变动	0.0813*** (0.0202)	0.0886*** (0.0239)	-0.6924*** (0.0979)
观测值	230434	230434	16681

为了考虑集约型(而非外延型)工作转换,即由非稳定工作状态(如兼职)转化为稳定(如全职)工作的情形,这里仅将国有、集体以及联营定义为就业,而将个体或私营被雇佣者等非正规部门就业定义为失业^②。表 3 中(2)列显示,失业率每提高 1%, 作为就业者的户主,其配偶由失业或者个体、私营被雇佣者转换为正规部门就业者的概率将提升 8.86%, 并未对(1)列结论造成明显冲击,说明由非正规部门就业转化为正规部门的比率很低,符合中国社会现实(如表 4 所示)。

Aguiar et al. (2013) 提出,在面临失业阴影或遭遇失业时,单身家庭很难增加劳动供给实现自我保险,所以消费反应更为敏感。为了检验这一假说,本文筛选出单身家庭进行对比分析。表 3 中(3)列显示,失业率每提高 1%, 该类群体消费增速支出降低 0.69%, 远高于表 1 所列基准结果。因此,婚姻制度有助于降低预防性储蓄,而劳动供给则发挥了举足轻重的作用(Blundell et al., 2016)。可以看到,以上结论对于深入理解商业周期各阶段劳动力市场结构变动具有一定启发意义。

(3) 失业保险是否有效? 无论是失业阴影对家庭消费的抑制作用还是家庭成员劳动供给效应, 均从侧面说明中国失业保险制度并不健全。为了进行正式检验,表 5 进一步控制了 $\Delta U_{g,t}$ 与失业保险虚拟变量的交叉项。可以看到,虽然在经济意义上,参保家庭相比于非参保家庭,其消费更为平滑、劳动供给概率略有下降,但是在统计意义上这一效应并不显著,说明中国失业保险制度在缓解失业率波动冲击方面所发挥的作用确实有限。

中国失业保险制度作用有限,可能源于补偿水平较低等问题。1999 年 1 月 22 日颁布实施的《失业保险条例》要求:“失业保险金,按照低于当地最低工资标准、高于城市居民最低生活保障标准的

- ① 子女年龄、是否和父母居住等信息,与家庭成员劳动参与决策密切相关(Blundell et al., 2016), 这里一并予以控制。
- ② 相比而言,张军等(2017)将在国有、城镇集体、联营经济、股份制经济、外商和港澳台经济、其他经济单位中工作,并由其支付工资的人员归为正规部门就业,同时将城镇个体或私营企业主、城镇个体或私营企业被雇者、其他就业者归为非正规部门就业者。

表4 中国城镇地区正规、非正规部门就业转移矩阵 单位:%

地区	发达地区(男)	发达地区(女)	欠发达地区(男)	欠发达地区(女)
失业—非正规	14.51	11.95	22.77	17.79
失业—正规	6.67	5.54	3.98	2.11
正规—正规	16.06	12.69	8.41	8.83
正规—失业	2.29	2.50	1.29	1.91
正规—非正规	2.57	4.40	3.34	4.81
非正规—非正规	19.89	18.80	18.38	19.26
非正规—失业	3.00	4.39	3.78	4.71
非正规—正规	2.44	2.59	2.37	2.25

注:发达地区为上海、广东,欠发达地区为四川和辽宁;失业转变至非正规部门就业的概率,远高于由失业或非正规部门就业转变至正规部门就业的概率,说明正规部门就业门槛较高。

资料来源:UHS。

表5 失业保险是否有效

被解释变量	家庭消费	向就业转变
失业率变动	-0.4432*** (0.0717)	0.0941*** (0.0426)
失业率变动×虚拟变量(失业保险)	0.1865 (0.2043)	-0.0385 (0.1372)
观测值	247115	230434

水平,由省、自治区、直辖市人民政府确定。”相比之下,国际上大多数国家的失业补偿标准一般位于失业前收入水平的50%—70%之间(吕丹和曲展,2014)。根据UHS2010—2012年数据,在领取失业保险的群体中,补偿款中位数仅为600元/月,即使是位于95%分位数的家庭,也仅为920元/月,不足城镇非私营单位月均工资的20%,或者城镇居民月均可支配收入的35%。总之,即使是失业保险参保人员,其失业后也将面临贫困风险,保障水平完全不足以缓解失业忧虑。

虽然本文以微观视角切入,但根据前文匡算,失业率每提高1%,城镇居民消费降低近511.7亿元。根据Kroft and Notowidigdo (2016),如果失业保障水平与工资之比提高10%,就可以避免家庭消费降低2.7%。以此来看,在稳定消费总需求方面,中国失业保险制度存在较大改进空间。

2. 稳健性检验

(1)遗漏变量。本文基本不会涉及到反向因果问题,对可能存在的测量误差也已进行检验(Campos and Reggio,2015)。但是为了夯实结论,这里对可能存在的遗漏变量问题做进一步分析。

众所周知,除了家庭特征,随时间变化的宏观市场环境和经济政策也会对微观消费产生重要影响,并且由于流动性约束、所有制类型等因素,以上影响会存在个体异质性,而这无法由传统面板模型刻画。有鉴于此:①本文参考Kroft and Notowidigdo(2016),控制省份固定效应和时间的交叉项,在这种情况下, γ 的识别依赖于年龄、性别、教育水平三个维度的横截面变异性。②类似地,本文控制行业固定效应和时间的交叉项。③根据Bartik(1991),构造具有外生属性的、城市—行业层面的劳动需求冲击:

$$Bartik_{ct} = \sum_r EmpShare_{ct_0} \times EmpGrow_{drt} \quad (5)$$

其中, $EmpShare_{ct_0} \equiv \frac{Emp_{ct_0}}{Emp_{drt_0}}$,代表2009年城市c的行业r就业人员 Emp_{ct_0} 与2009年样本四城市该行业就业人员 Emp_{drt_0} 之比。 $EmpGrow_{drt}$ 为样本四城市r行业的就业人员增速。进一步地,这里将行业分别替换为年龄、性别、受教育水平,依次构造Bartik冲击,并同时予以控制。

即便采取上述方法,正如杨继生和阳建辉(2015)以及杨继生和徐娟(2016)指出,以上方法仍无法穷尽所有影响消费的共同因子,而基于 Bai(2009)所提方法可以有效缓解上述问题,其模型设定形式为:

$$\Delta c_{i,g,t} = \gamma \Delta U_{g,t} + \beta' X_{i,g,t} + \phi \Delta y_{i,g,t} + \sum_{j=1}^n \lambda_{ji} \times f_{ji} + \varepsilon_{i,g,t} \quad (6)$$

其中, f_{ji} 为第 j 个随时间变化的共同因子, λ_{ji} 测度不同家庭对第 j 个共同因子的异质性反应。可以看到, $\sum_{j=1}^n \lambda_{ji} \times f_{ji}$ 能够有效提取误差项中各类系统性的、难以观测到的信息,从而保证了 $\varepsilon_{i,g,t}$ 的随机性以及核心系数估计的一致性(Bai, 2009; 杨继生和阳建辉, 2015)^①。

为了进一步缓解可能存在的内生性问题,这里采用工具变量法进行检验。具体地,本文参考 Diamond(2016)、陈斌开和杨汝岱(2013),将城市—行业维度的 Bartik 冲击与各地土地开发面积的交叉项作为群组失业率的工具变量,采用二阶段最小二乘法进行估计。

根据陈斌开和杨汝岱(2013),中国用地指标受到中央政府严格把控,具有一定外生属性(相比于微观数据而言),并且土地开发面积越低,住房价格越高。与此同时,因为住房价格是影响劳动力流动的重要因素(Diamond, 2016),所以无论是 Bartik 冲击,还是土地开发面积,对当地失业率波动均具有重要影响(第一阶段 Stock and Yogo 弱工具变量检验 P 值为 0.02)。此外,相比于单变量,采用交叉项作为工具变量还能够有效避免其与随机项产生相关性,因而越来越受到实证分析青睐(Aladangady, 2017)。比如,与 Bartik 冲击相关的遗漏变量很难与中国特色土地开发制度产生关联,而与土地开发面积相关的变量又很难与 Bartik 存在联系。

由表 6 可以看到,在任何模型设定形式下,估计值均未发生明显变化,这从侧面说明,即使存在遗漏变量,其与 $\Delta U_{g,t}$ 也不存在较强相关关系。

(2) 价格还是数量? 根据 Aguiar and Hurst(2005, 2007),退休后的消费金额下降在很大程度上可由“家庭自给自足”(Home Production)进行解释。Krueger and Mueller(2012)指出,相比于就业者,失业者用于家庭厨艺以及购物(搜寻廉价商品)的时间会增加 35%。从消费金额上看,以上两类家庭的福利下降十分严重,然而因为其所面临的消费价格出现大幅降低,所以实际生活可能只会受到轻微影响。就本文而言,当群组失业率出现上升时,如果家庭消费数量并未出现下降,则失业率波动对消费者的福利影响较为有限。这一隐忧并非空穴来风。根据 Aguiar et al.(2013),在 2008 年金融危机期间,全社会 26% 的工作时长减少可由就业者解释。

令人欣慰的是,UHS 不仅列示了家庭消费金额,而且记录了消费数量。本文参考 Aguiar and Hurst(2007),构建微观家庭所面临的异质性消费价格,并将其作为被解释变量,直接检验该变量与群组失业率是否存在负相关关系。具体地,这里假设位于城市 s 的家庭 $i \in I$,在月份 t 所购买的 $k \in K$ 类商品的价格为 $p_{k,s,t}^i$,购买数量为 $q_{k,s,t}^i$ 。由此可以计算家庭当月消费支出:

$$c_{s,t}^i = \sum_{k \in K} p_{k,s,t}^i q_{k,s,t}^i \quad (7)$$

现实生活中,不同地区同一商品价格存在差异,有鉴于此,(8)式构建了 t 月城市 s 商品 k 的价格指数:

$$\bar{p}_{k,s,t} = \sum_{i \in I} p_{k,s,t}^i \left(\frac{q_{k,s,t}^i}{\bar{q}_{k,s,t}} \right) \quad (8)$$

^① Moon and Weidner(2015)证明,如果共同因子个数 n 超过最优值,将等价于控制若干无关变量,这不会对一致性造成影响。因此,拇指法则(Rule of Thumb)是连续增加公共因子个数,直至估计值保持稳定。

表 6 失业率变动对消费和劳动供给的影响：内生性

A						
变量名称	基准回归		时间固定×省份固定		时间固定×行业固定	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
失业率变动	-0.4583*** (0.0962)	0.0813*** (0.0202)	-0.4687*** (0.1118)	0.0851*** (0.0254)	-0.4462*** (0.1005)	0.0790*** (0.0236)
观测值	247115	230434	247115	230434	247115	230434
B						
变量名称	Bartik Shock		Bai(2009)		工具变量法	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
失业率变动	-0.4354*** (0.1084)	0.0759*** (0.0211)	-0.4291*** (0.1028)	0.0762*** (0.0195)	-0.4137*** (0.0981)	0.0736*** (0.0174)
观测值	247115	230434	247115	230434	247115	230434

注：每一设定形式下的两列结果分别为消费回归方程、就业转化回归方程。

其中：

$$\bar{q}_{k,s,t} \equiv \sum_{i \in I} q_{k,s,t}^i \quad (9)$$

如果家庭根据平均价格进行支付,则当月消费支出金额为：

$$M_{s,t}^i = \sum_{k \in K} \bar{p}_{k,s,t} q_{k,s,t}^i \quad (10)$$

定义单个家庭所面临的价格指数为,实际消费支出与平均价格下的消费支出之比：

$$\tilde{p}_{s,t}^i \equiv \frac{c_{s,t}^i}{M_{s,t}^i} \quad (11)$$

最后标准正规化为：

$$p_{s,t}^i \equiv \frac{\tilde{p}_{s,t}^i}{\frac{1}{I} \sum_{i'} \tilde{p}_{s,t}^{i'}} \quad (12)$$

在 UHS 中,并非所有家庭在所有月份对所有商品进行消费,因而会出现 0 值,难以处理。有鉴于此,这里选取粮食、肉类、禽类、蛋类、鲜菜、鲜果六类生活必需品进行分析,金额之和约为总消费的 23.89%^①。在此基础上,这里将六类商品价格指数作为被解释变量进行回归,并以六类商品消费支出作为对照。

$$p_{s,t}^i = \gamma \Delta U_{g,t} + \beta' X_{i,g,t} + \phi \Delta y_{i,g,t} + \alpha_i + \theta_i + \delta_p + \varepsilon_{i,g,t} \quad (13)$$

表 7 显示, $\Delta U_{g,t}$ 与个人价格指数并无必然联系,消费数量下降是消费支出降低的主要原因。如前所述,本文样本为户主就业家庭,该群体并无过多闲暇时间用于家庭生产或者价格搜寻,因此相比于退休人员或者失业者有所不同。

(3) 状态依赖。面对相同程度的群组失业率变化,基准失业水平分别为 3% 和 6% 的群体,其消费反应可能存在较大差异。为了对此进行检验,本文参考 Campos and Reggio(2015),在基准回归方程中控制 $\Delta U_{g,t} \times U_{g,t-1}$ 。类似地,这里还构造虚拟变量 U_{low} ,当群组平均失业率低于 50 分位数时取值为 1,否则为 0,所得结果如表 8 所示。

可以看到,虽然在经济意义上,失业率较低的群体,其消费反应更为敏感,但是在统计意义上并

① 具体指所有家庭消费支出占比的平均值。

不显著。可能的解释是,一旦失业,低失业率群体所面临的机会成本往往较高。相比之下,失业对于高失业率群体更多地表现为“家常便饭”,因而对消费冲击也应较小。

表 7 价格还是数量

变量名称	(1)	(2)
	个人价格指数变动	个人消费支出金额变动
失业率变动	0.0690(0.1706)	-0.4208*** (0.0724)
群组平均收入自然对数变动	0.0019(0.0054)	0.1931*** (0.0567)
个体异质性收入自然对数变动	0.0013(0.0016)	0.1710*** (0.0062)
观测值	208071	208071

表 8 状态依赖检验

变量名称	(1)	(2)	(3)
	基准结果	上期失业率水平值	失业率虚拟变量
$\Delta U_{g,t}$	-0.4583*** (0.0962)	-0.4641*** (0.0813)	-0.4693*** (0.1025)
$\Delta U_{g,t} \times U_{g,t-1}$		0.0094 (0.0148)	
$\Delta U_{g,t} \times U_{low}$			0.0517 (0.2049)
观测值	247115	239827	247115

(4)预期还是当期收入相关性?恰如前文所述,失业率提高往往预示着劳动力需求低迷,就业者收入下降,导致消费降低。表 1 第(3)列结果从侧面证明了直接效应的存在性,为了对此进行正式检验,这里直接探讨失业率与就业者家庭收入之间的相关性。具体地,本文借鉴 Hendren (2017),将被解释变量由家庭消费分别替换为户主和家庭可支配收入。

$$\Delta y_{i,g,t} = \gamma \Delta U_{g,t} + \beta' X_{i,g,t} + \alpha_t + \theta_i + \delta_p + \varepsilon_{i,g,t} \quad (14)$$

从表 9 可以看到,无论是户主个人收入还是家庭可支配收入,虽然在经济意义上均与失业率变动呈现出反向关系,但是在统计意义上并不显著^①。综合看,表 9 还与表 3 存在内在关联,失业率波动有助于提高配偶劳动力供给,从而增加家庭可支配收入,缓解对于消费形成的冲击,最终造成表 9 第(2)列估计值的绝对值小于表 9 第(1)列。

表 9 预期还是当期收入相关性

变量名称	(1)	(2)
	户主收入	家庭收入
失业率变动	-0.2137(0.2475)	-0.1671(0.2126)
观测值	230434	230434

3. 异质性分析

(1)所有制。所有制类型反映了工作稳定性,不同就业者对群组失业率波动的敏感性理应存在差异。有鉴于此,本文将在国有经济、城镇集体经济、联营经济、股份制经济、外商和港澳台经济单位工作的人员归为“稳定”,同时将城镇个体或私营企业被雇者归为“较稳定”,保姆、托儿服务人员归为“不稳定”进行分组回归,结果如表 10 所示。

可以看到,随着不稳定性增强,家庭消费对于失业率波动的反应愈加强烈。尤其是那些没有固定职业的就业者,群组失业率每提高 1%,其家庭消费增速降低幅度甚至达到 1.22%,为国有职工等

^① 与消费方程不同,此处控制变量中剔除了收入变量。

群体的三倍左右。根据国家卫生和计划生育委员会流动人口司发布的《中国流动人口发展报告》(2016),在2015年,每五到六个中国人中便有一个是流动人口,相比拥有当地户口的就业者,他们大多属于就业“较稳定”或“不稳定”群体,对于失业保险的需求更为强烈。然而,该类群体失业保险参保率反而较低,依此来讲,中国失业保险制度存在错配问题。

(2)年龄。Blundell et al.(2008)指出,不同年龄群体,其受到劳动市场波动的影响程度有所不同,而基于年龄进行分组回归,可以为失业保险制度改进提供重要抓手。表10显示,位于26—35岁的户主,其家庭消费反应最为强烈,群组失业率每提高1%,消费增速降低0.49%。在现实生活中,该年龄段人口多为毕业后工作不久的大学生,面临住房、结婚等方面压力,对于失业率波动的恐惧可想而知。相比之下,位于36—50岁的户主,消费敏感程度居中,群组失业率每提高1%,消费增速降低0.35%。这部分群体一般面临着“上有老、下有小”的双重压力,户主一旦失业,意味着家庭经济支柱的坍塌,失业率波动对于他们而言并非无关紧要。对于50岁以上的群体,虽然群组失业率每提高1%,消费增速会降低0.25%,不过这一数字在统计意义上并不显著。

表10 异质性分析

变量名称	(1)	(2)	(3)
	基准结果	所有制	年龄
全样本回归	-0.4583***(0.0962)		
分组回归:稳定		-0.3982(0.3165)	
分组回归:较稳定		-0.5034**(0.2211)	
分组回归:不稳定		-1.2242*** (0.1565)	
分组回归:26—35岁			-0.4935*** (0.0641)
分组回归:36—50岁			-0.3509** (0.1571)
分组回归:50岁+			-0.2510(0.3565)
观测值	247115	247115	247115

六、结论及政策建议

2000年以来,养老保险和医疗保险得到长足发展,对于降低中国居民预防性储蓄、提高消费起到了重要作用,相比之下,中国失业保险制度自1999年建立以来鲜有修订,明显滞后于时代潮流。中国经济进入“新常态”后,各行业市场化改革不断推进、人工智能发展迅猛、全球贸易保护主义时有抬头,使得中国劳动力市场面临越来越多的不确定性。在此背景下,失业率波动愈发成为制约居民消费提升的重要因素。本文发现:①群组失业率每提高1%,处于就业状态的家庭消费增速下降0.48%,其中,个体或私营企业被雇者,没有固定性职业的就业者以及中青年群体下降更为明显。②群组失业率提高时,家庭会通过提高成员劳动力供给进行自我保险,而单身群体由于缺乏调整空间,消费下降更为明显。结合以上研究结果,本文提出以下政策建议:

(1)提高失业补偿力度。一方面,自1999年失业保险制度确立以来,失业保险基金滚存结余持续快速增长,截至2017年已经高达5552.37亿元;另一方面,本文发现,失业率波动对家庭消费制约明显,失业保险形同虚设,失业补偿金额明显偏低是关键原因。因此,本文建议,失业补偿不应以当地最低工资标准为上限,而应与失业前缴费水平相适应。换言之,高收入群体失业前由于缴费较多,失业后所得补偿也应较高,这不仅能够体现公平的权利义务关系,更有助于缩小失业前后生活落差,稳定消费预期。

(2)扩大失业保险覆盖范围。2017年11月10日,人力资源社会保障部发布的《失业保险条例

(修订草案征求意见稿)》规定,各地政府拥有决定个体雇主和被雇佣者能否参与失业保险的权力。然而本文分析表明,相比于正规部门,城镇个体或私营企业被雇者对于失业率波动更加敏感,对失业保险的需求更为迫切。换言之,中国失业保险制度存在错配。国有企业、事业单位员工虽然足额缴纳了失业保险,但是基本不存在失业风险,而受经济波动影响最大、失业风险最高的个体或私营雇佣者反而没有被完全纳入失业保障体系。因此,本文建议扩大失业保险覆盖范围,使得失业保险制度真正落到实处,发挥稳定器作用。

(3)探索最优失业补偿机制。国际上已有大量文献研究失业补偿期限长短(Johnston and Mas, 2018)、补偿水平是否应该随着补偿期限增加而阶梯递减(Kolsrud et al., 2018)、补偿期限提高如何影响失业率(Chodorow-Reich et al., 2019)、补偿水平和期限是否应该随着失业率上升而动态提高(Kroft and Notowidigdo, 2016)。在这些研究中,群组失业率如何影响消费与家庭成员劳动供给以及状态依赖与否是核心指标。相比之下,国内研究仍为空白。因此,基于本文实证结果,在统一框架内设计中国最优失业补偿机制,或应成为未来重要的研究方向。

[参考文献]

- [1]白重恩,李宏斌,吴斌珍. 医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据[J]. 经济研究, 2012a,(2):41-53.
- [2]白重恩,吴斌珍,金焱. 中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响[J]. 中国社会科学, 2012b,(8):48-71.
- [3]蔡昉. 农民工就业面临各种风险[J]. 农村工作通讯, 2013,(9):48.
- [4]陈斌开,陆铭,钟宁桦. 户籍制约下的居民消费[J]. 经济研究, 2010,(S1):62-71.
- [5]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.
- [6]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, 2010,(8):119-132.
- [7]樊潇彦,袁志刚,万广华. 收入风险对居民耐用品消费的影响[J]. 经济研究, 2007,(4):124-136.
- [8]黄少安,孙涛. 非正规制度、消费模式和代际交叠模型——东方文化信念中居民消费特征的理论分析[J]. 经济研究, 2005,(4):57-65.
- [9]李宏彬,施新政,吴斌珍. 中国居民退休前后的消费行为研究[J]. 经济学(季刊), 2015,(1):117-134.
- [10]卢锋,刘晓光,姜志霄,张杰平. 劳动力市场与中国宏观经济周期:兼谈奥肯定律在中国[J]. 中国社会科学, 2015,(12):69-89.
- [11]吕丹,曲展. 典型国家失业保险制度[J]. 中国劳动, 2014,(10):29-33.
- [12]温兴祥. 失业、失业风险与农民工家庭消费[J]. 南开经济研究, 2015,(6):110-128.
- [13]杨继生,徐娟. 环境收益分配的不公平性及其转移机制[J]. 经济研究, 2016,(1):155-167.
- [14]杨继生,阳建辉. 行政垄断、政治庇佑与国有企业的超额成本[J]. 经济研究, 2015,(4):50-61.
- [15]张军,赵达,周龙飞. 最低工资标准提高对就业正规化的影响[J]. 中国工业经济, 2017,(1):81-97.
- [16]赵达,谭之博,张军. 中国城镇地区消费不平等演变趋势——新视角与新证据[J]. 财贸经济, 2017,(6):115-129.
- [17]赵达,周龙飞. 非线性定价有效吗[J]. 统计研究, 2018,(8):58-68.
- [18]邹红,喻开志. 退休与城镇家庭消费:基于断点回归设计的经验证据[J]. 经济研究, 2015,(1):124-139.
- [19]Aguiar, M., and E. Hurst. Consumption versus Expenditure [J]. Journal of Political Economy, 2005,113(5): 919-948.
- [20]Aguiar, M., and E. Hurst. Life-cycle Prices and Production [J]. American Economic Review, 2007,97(5): 1533-1559.
- [21]Aguiar, M., E. Hurst, and L. Karabarbounis. Time Use during the Great Recession [J]. American Economic Review, 2013,103(5):1664-1696.
- [22]Aladangady, A. Housing Wealth and Consumption: Evidence from Geographically-linked Microdata [J]. American Economic Review, 2017,107(11):3415-3446.

- [23]Apergis, N., and Y. Georgellis. Regional Unemployment and Employee Loyalty: Evidence from 12 UK Regions[J]. *Regional Studies*, 2018,52(9):1283–1293.
- [24]Bai, J. Panel Data Models with Interactive Fixed Effects[J]. *Econometrica*, 2009,77(4):1229–1279.
- [25]Bartik, T. J. Who Benefits from State and Local Economic Development Policies [M]. Kalamazoo, MI: Upjohn Institute, 1991.
- [26]Battistin, E., A. Brugiavini, E. Rettore, and G. Weber. The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach[J]. *American Economic Review*, 2009,99(5):2209–2226.
- [27]Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Preston. Consumption Inequality and Partial Insurance [J]. *American Economic Review*, 2008,98(5):1887–1921.
- [28]Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Saporta–Eksten. Consumption Inequality and Family Labor Supply [J]. *American Economic Review*, 2016,106(2):387–435.
- [29]Browning, M., and T. F. Crossley. Shocks, Stocks, and Socks: Smoothing Consumption over a Temporary Income Loss[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2009,7(6):1169–1192.
- [30]Cameron, A. C., J. B. Gelbach, and D. L. Miller. Bootstrap–based Improvements for Inference with Clustered Errors[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2008,90(3):414–427.
- [31]Campos, R. G., and I. Reggio. Consumption in the Shadow of Unemployment [J]. *European Economic Review*, 2015,(78):39–54.
- [32]Chodorow–Reich, G., J. Coglianesi, and L. Karabarbounis. The Macro Effects of Unemployment Benefit Extensions: A Measurement Error Approach[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2019,134(1):227–229.
- [33]Diamond R. The Determinants and Welfare Implications of U.S. Workers’ Diverging Location Choices by Skill: 1980–2000[J]. *American Economic Review*, 2016,106(3):479–524.
- [34]Feng, S., Y. Hu, and R. Moffitt. Long Run Trends in Unemployment and Labor Force Participation in Urban China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2017,45(2):304–324.
- [35]Gan, L., M. D. Hurd, and D. L. McFadden. *Analyses in the Economics of Aging* [M]. Chicago: University of Chicago Press, 2005.
- [36]Giles, J., P. Albert, and J. Zhang. What is China’s True Unemployment Rate [J]. *China Economic Review*, 2005,16(2):149–170.
- [37]He, H., F. Huang, Z. Liu, and D. Zhu. Breaking the Iron Rice Bowl: Evidence of Precautionary Savings from Chinese State–owned Enterprises Reform[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2018,(94):94–113.
- [38]Helliwell, J. F., and H. Huang. New Measures of the Costs of Unemployment: Evidence from the Subjective Well–being of 3.3 Million Americans[J]. *Economic Inquiry*, 2014,52(4):1485–1502.
- [39]Hendren, N. Knowledge of Future Job Loss and Implications for Unemployment Insurance [J]. *American Economic Review*, 2017,107(7):1778–1823.
- [40]Johnston, A. C., and A. Mas. Potential Unemployment Insurance Duration and Labor Supply: The Individual and Market–level Response to a Benefit Cut[J]. *Journal of Political Economy*, 2018,126(6):2480–2522.
- [41]Knabe, A., and S. Rätzl. Scarring or Scaring? The Psychological Impact of Past Unemployment and Future Unemployment Risk[J]. *Economica*, 2011,78(31):283–293.
- [42]Kolsrud, J., C. Landais, P. Nilsson, and J. Spinnewijn. The Optimal Timing of Unemployment Benefits: Theory and Evidence from Sweden[J]. *American Economic Review*, 2018,108(4–5):985–1033.
- [43]Kroft, K., and M. J. Notowidigdo. Should Unemployment Insurance Vary with the Unemployment Rate? Theory and Evidence[J]. *Review of Economic Studies*, 2016,83(3):1092–1124.
- [44]Krueger, A. B., and A. I. Mueller. Time Use, Emotional Well–being, and Unemployment: Evidence from Longitudinal Data[J]. *American Economic Review*, 2012,102(3):594–99.

- [45]Meng, X. Unemployment, Consumption Smoothing, and Precautionary Saving in Urban China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003,(31):465–485.
- [46]Moon, H. R., and M. Weidner. Linear Regression for Panel with Unknown Number of Factors as Interactive Fixed Effects[J]. *Econometrica*, 2015,83(4):1543–1579.
- [47]Nalewaik, J. Current Consumption and Future Income Growth: Synthetic Panel Evidence[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2006,53(8):2239–2266.
- [48]Ravn, M. O., and V. Sterk. Job Uncertainty and Deep Recessions [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2017, (90):125–141.
- [49]Stephens, M. Job Loss Expectations, Realizations, and Household Consumption Behavior [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2004,86(1):253–269.
- [50]Wei, S. J., and X. Zhang. The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China[J]. *Journal of Political Economy*, 2011,119(3):511–564.
- [51]Zhang, J., L. Xu, and H. Zhang. Uncovering the Truth about Chinese Urban Unemployment Rates: 2005—2012[J]. *China and World Economy*, 2016,24(6):1–18.
- [52]Zhao, D., T. Wu, and Q. He. Consumption Inequality and Its Evolution in Urban China [J]. *China Economic Review*, 2017,(46):208–228.

The Effect of Unemployment Rate Fluctuations on Employees' Consumption and Spousal Labor Supply

ZHAO Da¹, SHEN Huang-nan², ZHANG Jun³

(1. School of Economics, Sichuan University, Chengdu 610065, China;

2. SOAS, University of London, London WC1H 0XG, UK;

3. School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Based on China's monthly urban household survey (UHS) from 2010 to 2012, this paper empirically tests the effect of unemployment rate fluctuation on employees' consumption and spousal labor supply. The results show that: ① 1% increase in the grouped unemployment rate would lead to 0.48% reduction in households' consumption growth. That is, unemployment expectation will cause significant pre-cautionary saving. ② In terms of the heterogeneity of ownership structure, 1% increase in the grouped unemployment rate would not statistically significantly affect the consumption growth for those who work in state-owned, collectively-owned or joint-stock firms, whereas there will be 0.5% and 1.22% reduction in consumption growth for those who have no fixed jobs or those who work in private enterprises. ③ In terms of the heterogeneity in ages, the consumption growth for those who are near to retirement is not sensitive to the grouped unemployment rate. For those aged between 26 and 35 (or aged between 36 and 50), 1% increase in the grouped unemployment rate would respectively lead to the 0.49% (0.35%) reduction in consumption growth. ④ 1% increase in the grouped unemployment rate would lead to the 8.13% probability increase in terms of spousal labor supply. Meanwhile, the single-families' consumptions growth rate will decrease statistically significantly by 0.69% indicating that the getting marriage could provide some sorts of self-insurance. This paper has far reaching implications to the assessment of China's unemployment insurance, interpretation of the constraining factors for China's low consumption rate as well as the adjustment of China's labor market structure during business cycles.

Key Words: unemployment rate fluctuations; consumption response; spousal labor supply

JEL Classification: E21 E24 D12

[责任编辑:王燕梅]