

失业保险如何影响求职努力?^{*}

——来自“中国时间利用调查”的证据

梁 斌 冀 慧

内容提要: 动态搜寻理论的经典观点认为,失业保险金会降低失业者的求职努力,因而学术界一直质疑失业保险政策的有效性。但在社会实践中,促进失业者再就业又是中国等众多国家失业保险政策的主要目标。针对这一分歧,本文利用2017年“中国家庭金融调查”与“中国时间利用调查”数据考察了失业保险金对失业者求职努力的影响,展示中国失业保险政策在促进再就业方面的显著效果。本文的渠道检验发现,失业保险金通过补贴搜寻成本进而提高了搜寻成本较低的失业者的求职努力。同时,数据还显示中国失业保险政策促进效应存在关键性拐点,随着失业保险金水平的提高,失业保险金对求职努力的促进作用逐渐降低,当失业保险金超过拐点时,会开始抑制失业者的求职努力,而中国目前的失业保险金水平还在拐点以下。本文的发现(尤其是补贴搜寻成本的渠道发现)拓展了动态搜寻理论,为进一步加强中国失业保险制度建设提供了科学依据。

关键词: 失业保险 求职努力 搜寻成本 时间利用

一、引言

Mortensen(1970,1977)提出的动态搜寻理论认为,失业保险金会降低失业者的求职努力,理论模型与实证文献也支持这一预测,因此经济学界对失业保险金的影响效应普遍持怀疑态度(Barron & Mellow,1979; Krueger & Mueller,2010)。但另一方面,失业保险作为中国社会保险制度的重要组成部分,其作用不仅包括保障失业者基本生活,还旨在促进再就业。^①自党的十八大以来,国家一直强调增强失业保险对促进就业的功能。^②党的十九大报告明确指出,“要加强社会保障体系建设,完善失业保险制度,实现更高质量和更充分就业”(习近平,2017)。2017年以来,为进一步提高失业人员基本生活保障水平同时促进再就业,人力资源社会保障部、财政部共同印发了《关于调整失业保险金标准的指导意见》、《关于使用失业保险基金支持脱贫攻坚的通知》等文件,指导各地适当上调失业保险金标准,相较于不断降低的失业保险总费率,失业保险金标准不断提高。^③因此,失业保

^{*} 梁斌、冀慧,内蒙古大学经济管理学院,邮政编码:010021,电子信箱:hellobin@126.com,jihui_amigo@126.com。本研究获得国家自然科学基金项目(71563035,71562026)的资助。作者感谢杜凤莲教授、彭长桂教授、陈胜蓝教授、周晔馨副教授的建设性意见;本文为第二届微观经济数据与经济学理论创新论坛的入选论文,感谢冯帅章教授、卢晶亮副教授和刘毓芸副研究员的建设性意见;感谢两位匿名审稿专家的宝贵意见。文责自负。

① 参照《中国失业保险条例》(国务院令 第258号,1999年)。

② 党的十八大报告提出,要增强失业保险对促进就业的作用;十八届三中全会审议通过《关于全面深化改革若干重大问题的决定》,强调增强失业保险制度预防失业促进就业功能;2015年政府工作报告提出,落实和完善失业保险、支持企业稳定就业岗位政策;2016年政府工作报告提出,用好失业保险基金结余,增加稳定就业资金规模。

③ 参见《人力资源社会保障部财政部关于阶段性降低社会保险费率的通知》(人社部发〔2016〕36号);《人力资源社会保障部财政部关于阶段性降低失业保险费率有关问题的通知》(人社部发〔2017〕14号);《人力资源社会保障部财政部关于调整失业保险金标准的指导意见》(人社部发〔2017〕71号);《人力资源社会保障部财政部关于使用失业保险基金支持脱贫攻坚的通知》(人社部发〔2018〕35号)。

险金对求职努力的影响在政策目的与政策实施中,均与理论观点存在着巨大分歧。

本文利用 2017 年“中国家庭金融调查”(CHFS)与“中国时间利用调查”(CTUS)数据,^①发现失业保险金增加会显著提高失业者的求职努力,并提出失业保险金通过补贴搜寻成本进而实现促进效应的观点。本文还证明了中国失业保险政策的促进效应存在关键性拐点。

在控制了性别、年龄、受教育年限、婚姻状况、健康状况等因素之后,本文对失业保险金与求职努力的关系进行了实证检验,结果表明失业保险金增加会促进失业者的求职努力。在检验了失业保险金对求职努力影响的基础上,本文进行了渠道检验,结果表明失业保险金增加显著提高了低搜寻成本失业人群的求职努力,验证了失业保险金的补贴搜寻成本路径。另外,本文还检验了失业保险金的流动性效应。Krueger & Mueller(2010)提出,对受流动性约束的失业者来说,失业保险金通过增加货币流动性满足了他们的日常消费,从而抑制了求职努力,流动性效应为负。本文研究发现,失业保险金具有正的流动性效应,即失业保险金在中国通过缓解失业者的流动性约束,进而促进其求职努力,与 Krueger & Mueller(2010)的结果相反,但验证了 Ben-Horim & Zuckerman(1987)提出的观点。最后,本文检验了培训学习的替代性解释,结果不支持失业保险金的培训学习影响路径。

为什么中国失业保险金对求职努力存在显著的正向促进作用?究其原因,我国失业保险制度正式建立仅仅 20 年,失业保险金水平远远落后于美国、法国、德国、瑞典等发达国家,还不足以出现福利惰性。中国的整体社会保障水平不足,致使失业保险金在再就业功能上存在显著的放大效应,有效地促进了失业者的求职努力。同时,数据还显示中国失业保险政策效应存在关键性拐点,随着失业保险金额的提高,失业保险金对求职努力的促进作用逐渐降低,当每月领取的失业保险金超过拐点时,失业保险金会抑制失业者的求职努力。

最后,考虑到内生性问题,本文选取县级失业保险金标准作为工具变量,进行了工具变量回归。工具变量回归的结果和基准回归结果一致,都表明失业保险金会促进失业者的求职努力。安慰剂检验与倾向得分匹配检验进一步证明了本文结果的稳健性。

综上,本文的贡献主要体现在以下三个方面:首先,采用“中国家庭金融调查”(CHFS)与“中国时间利用调查”(CTUS)微观数据,重新识别和检验了失业保险金与求职努力的关系,弥合了失业保险金的理论观点与政策实践之间的分歧。其次,识别了失业保险金对求职努力的影响机制——补贴搜寻成本,有力地拓展了经典的动态搜寻理论。最后,验证了失业保险制度对求职努力的促进作用具有关键性拐点,证明了适度提高失业保险金标准的可行性,为完善失业保险制度给出了具体的操作建议。这些发现对进一步加强中国失业保险制度建设提供了强有力的科学依据。

本文其余部分的结构如下:第二章是文献综述;第三章是样本定义与描述性统计;第四章与第五章分别是失业保险金对求职努力影响的实证检验与渠道检验;第六章是失业保险金对求职努力正效应的再讨论;第七章是稳健性检验;最后是结论与政策建议。

二、文献综述

动态搜寻理论(Mortensen, 1970, 1977)认为,失业保险金抑制失业者的求职努力,失业保险金增加了享受失业保险的失业者的失业价值,使其求职努力下降;而对于未领取失业保险金的失业者,由于失业价值较低,并且潜在的失业保险收益使得未来就业和失业的预期价值上升,从而激励其努力求职(Mortensen, 1986; 马驰骋等, 2006)。随后很多理论文献也证明,失业保险金可能会抑制

^① 我国国家统计局于 2008 年在 10 个省市组织实施了第一次时间利用调查,但内容并没有涉及失业保险方面的相关数据。2017 年的“中国时间利用调查”不仅包括个体的时间日志,还包括人口特征、收入、失业保险领取情况等。

失业者的求职努力(乔雪和陈济冬,2011; Kitao,2014)。但 Barron & Mellow(1979)提出,动态搜寻模型仅考虑了搜寻工作需要放弃的休闲时间或求职的时间机会成本,在经典的工作搜寻模型基础上还需要货币形式的支出。随后的部分理论文献在引入货币形式的搜寻成本后提出,失业保险金可能通过补贴货币形式的搜寻成本,进而促进失业者的求职努力(Tannery,1983; Schwartz,2015)。

部分理论文献进一步分析了失业保险金负向影响求职努力的机制和路径。首先,部分文献认为,道德风险机制是失业保险金负向影响求职努力的主要路径,道德风险产生与信息不对称有关,政府无法完全观察到失业者的求职行为(Cremer et al.,1996; 黄觉波等,2006)。此外,较高的失业保险金允许失业者等待收入更高且更适合自己的工作,不管失业者是风险中立型(Marimon & Zilibotti,1999)还是风险规避型(Acemoglu & Shimer,2000),道德风险机制还表现为失业保险金使得失业者倾向于工资更高的工作,从而减少求职努力。其次,部分文献认为,流动性效应机制是失业保险金负向影响求职努力的主要路径(Gruber,1997)。Chetty(2008)提出当失业者能够平滑消费时,失业保险金纯粹通过道德风险来影响求职努力;而无法平滑消费时,失业保险金则通过道德风险和流动性效应影响求职努力。另外,部分文献在引入货币形式的搜寻成本的基础上,提出补贴搜寻成本机制,即失业保险金可能通过补贴货币形式的搜寻成本,进而促进失业者的求职努力。Schwartz(2015)认为将搜寻成本建模为休闲活动或个体效用的减少忽略了其相关的货币成本,而商品和服务上的支出可以提高成功求职的可能性。而且失业者如果面临流动性约束,失业保险金通过可以承担货币形式的搜寻成本,不仅激励失业者更加努力地搜寻工作(Ben-Harim & Zuckerman,1987),也促进了更有效的工作匹配(Van Ours & Vodopivec,2006)。Mesén Vargas & Van der Linden(2018)的模型也表明,对于较低的失业保险金,增加失业保险金会增加失业者求职所需的货币支出,货币支出帮助失业者平滑消费,进而增加其找到工作的可能性。

部分学者利用微观数据实证检验了失业保险金对求职努力的影响。首先,部分文献发现失业保险金可能会抑制失业者的求职努力(Browning & Crossley,2001; Klepinger et al.,2002; Kroft & Notowidigdo,2016),且只有在失业保险金领取期限即将到期时,失业者开始积极搜寻工作(Uusitalo & Verho,2010; Auray et al.,2019)。但另一方面,部分文献则发现,失业保险金可能会促进失业者的求职努力。Tannery(1983)认为搜寻努力函数中求职时间和搜寻经济成本不可分离且互补,并利用“求职活动调查”(JFS)数据发现失业保险金增加可以提高求职时间;Wadsworth(1991)利用英国的失业者数据发现,领取了失业保险金的失业者与劳动力市场保持着紧密的联系,失业保险金增加了其接触职位空缺的可能性,同时降低了搜寻成本,因此如果使用这笔额外收入来补贴求职而不是休闲,那么提供失业保险应有助于失业者求职;Lammers(2014)利用荷兰的失业者数据也发现领取失业保险金的失业者求职努力更高。

还有部分学者进一步实证检验了失业保险金对求职努力的影响机制。Bingley et al.(2013)和 Regmi(2019)分别使用丹麦和美国的数据实证验证了道德风险机制;Card et al.(2007)和 Basten et al.(2014)分别使用澳大利亚和挪威的失业者数据验证了失业保险金的流动性效应机制;而 Uusitalo & Verho(2010)使用芬兰的失业者数据检验发现流动性约束的影响并不显著;Chetty(2008)和 Krueger & Mueller(2010)使用美国的失业者数据检验并验证了失业保险金的流动性效应机制和道德风险机制。受限于数据的可获得性,目前还没有实证文献检验补贴搜寻成本机制。

以往的文献,不论是理论研究还是实证研究,大多是基于西方国家失业保险政策或采用西方国家微观数据进行的研究。动态搜寻理论已成为目前分析失业保险金影响求职行为的基本理论范式,但中国作为世界上最大的发展中国家和最大的转型国家,与西方发达国家相比,失业保险金与求职努力的关系可能有很大不同(杜凤莲和鲍煜虹,2006)。OECD国家的替代率,即失业保险金占

失业前工资的比重普遍在 70% 左右,占比最低的美国也达到了 53%。然而,与其他发达国家相比,中国的失业保险金占失业前工资比重较低,长期维持在 20% 左右,过低的失业保险金标准难以起到保障失业人员基本生活和平滑消费的作用(郑新业和王晗,2011;郑新业等,2017)。

综上,本文拟利用中国的微观数据检验失业保险金对求职努力的影响,分析中国和西方国家的失业保险制度的政策效果异同,并在此基础上引入搜寻成本,分析失业保险金对求职努力的影响路径,以期拓展经典的动态搜寻理论。

三、样本定义与描述性统计

(一) 数据来源与样本定义

根据《中国失业保险条例》中关于失业者的定义,并参考已有文献(陆铭和田士超,2008;李树和陈刚,2015),本文在失业的城镇居民^①样本基础上,将人口年龄限制在 16 周岁与法定退休年龄之间(男性的法定退休年龄为 60 周岁,女性的法定退休年龄为 55 周岁),再排除不能从事正常社会工作的样本,在此基础上排除日志日为非典型日的样本。此外,由于《中国失业保险条例》规定城镇企业事业单位招用的农民合同制工人本人不缴纳失业保险费,且在失业后只能收到一次性生活补助而非失业保险金,因此本文剔除农民工样本及无户口样本。

本文使用求职时间衡量失业者的求职努力。衡量求职努力的指标包括搜寻工作所花费的时间(Yegidis et al.,2015)、工作申请数量(Lammers,2014)、搜寻工作所花费的金钱和求职时使用的方法数量(Wadsworth,1991;Shimer,2004)等。Lawrence(2012)认为,相比失业者是否正在寻找工作和失业者是否采取积极措施寻找工作这两个指标,求职时间和求职时使用的方法数更能代表求职努力。Shimer(2004)假设失业者使用的方法越多,花在求职上的时间就越长,但 Deloach & Kurt(2013)认为这一假设并不正确,提出时间利用数据更能解决求职努力的度量问题,认为时间日志记录了失业者在求职活动上花费的实际时间,可以直接度量求职努力。部分学者使用“美国时间利用调查”(ATUS)数据,以失业者在日志日的求职时间作为被解释变量开展了相关的研究(例如,Krueger & Mueller,2010;Aguir et al.,2013)。借鉴以上文献,本文使用求职时间作为求职努力的衡量指标。本文从 2017 年“中国时间利用调查”(CTUS)^②数据库中获得失业者的求职时间数据。

本文用于分析的解释变量及控制变量数据来自西南财经大学中国家庭金融调查研究中心进行的 2017 年中国家庭金融调查(CHFS)。表 1 给出了变量的描述性统计。^③

表 1 变量描述性统计

变量名称	变量定义	样本	均值	最小值	最大值
失业保险金	每月领取到的失业保险金(元),为连续变量	1563	26.10 ^③	0	1800
求职时间	在日志日搜寻工作的小时数	1563	0.0801	0	20.97

^① 由于农村与城镇就业结构存在较大差异,而且农村居民加入失业保险的比重极低,再考虑到《中国失业保险条例》中规定只有城镇企业事业单位失业人员可享受失业保险待遇,因此本文只考察城镇失业者的求职行为。

^② “时间利用调查”定量统计个体在一个特定时段如何花费其时间,是调查人们时间资源配置的标准方法。2017 年“中国时间利用调查”(CTUS)的样本是从 2017 年“中国家庭金融调查”(CHFS)的 4 万户样本家庭中随机抽取的 1.2 万户家庭,本次调查共搜集到中国大陆地区除新疆、西藏外的 29 个省份的 30591 名受访者的有效时间日志,对全国、全国城镇、全国农村均有代表性。

^③ 失业者有失业保险,满足领取条件且正在领取时,失业保险金才是非零值,因此由于领取失业保险金的样本较少,导致失业保险金的平均水平较低。

续表 1

变量名称	变量定义		样本	均值	最小值	最大值
男性	等于 1 表示男性, 否则等于 0		1563	0.3980	0	1
年龄	等于调查年份减去出生年份	男	622	49.15	18	60
		女	941	45.15	18	55
健康	等于 1 表示身体健康, 否则等于 0		1563	0.8548	0	1
已婚	等于 1 表示已婚, 否则等于 0		1563	0.8369	0	1
受教育年限	没上过学、小学、初中、高中、中专、大专、本科、硕士和博士值依次为 0、6、9、12、13、15、16、19、22		1563	11.04	0	22
家庭可支配收入	包括工资收入、经营净收入、财产收入与转移收入(元)		1563	108752	0	5000000

(二) 领取失业保险金的失业者基本特征

本文比较了两类失业者的基本情况(表 2): 领取失业保险金的失业者与未领取失业保险金的失业者。关于两类失业者人群的 T 检验结果显示, 领取失业保险金的失业者群体中, 男性比例与健康比例显著高于未领取失业保险金的失业者中的相关比例, 而在其他方面, 两类人群并无显著差异。被解释变量为虚拟变量“领取失业保险金”(等于 1 表示失业者领取失业保险金, 否则等于 0)的 probit 回归结果显示, 只有“男性”与“健康”的系数显著为正, 即男性失业者与健康的失业者比女性失业者与不健康的失业者有更大的可能性领取失业保险金。因此总体而言, 本文控制住了两类人群的大部分差异。

表 2 领取失业保险金的失业者基本特征

	t 检验				probit 检验	
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)
	领取者	未领取者			因变量 = 领取失业保险金	
	均值	均值	差异		系数	标准误
年龄	48.23	46.69	1.539	年龄	0.0015	0.01
男性	0.5385	0.3931	0.1453 **	男性	0.2457 *	0.14
已婚	0.8077	0.8379	-0.0302	已婚	-0.0665	0.20
健康	0.9615	0.8511	0.1104 **	健康	0.6721 **	0.29
受教育年限	11.37	11.02	0.3409	受教育年限	-0.0014	0.03
家庭可支配收入	10.97	10.76	0.2122	家庭可支配收入	0.0364	0.05
				省级虚拟变量	YES	
				Pseudo R ²	0.0538	

四、失业保险金对求职努力影响的实证检验

为考察失业保险金对失业者求职努力的影响, 将模型设定为:

$$st_h_i = \beta_0 + \beta_1 \log(UI_i) + \beta_2 X_i + d_p + \mu_i \quad (1)$$

模型(1)中, st_h_i 作为被解释变量, 指失业者 i 在日志日搜寻工作的小时数, 求职时间包括通过各种媒介搜寻工作花费的时间和与搜寻工作相关的等待时间及交通时间。 UI_i 是解释变量, 表示失业者 i 领取到的失业保险金, 为连续变量。 X_i 是特征控制变量, 包括个体特征变量和家庭特征

变量,这些变量对失业者的求职行为可能有重要的影响。 d_p 是省级虚拟变量。^①

本文利用普通最小二乘法(OLS)对模型进行估计,结果如表3所示。其中,表3列(1)是没有任何其他控制变量、仅使用失业保险金对求职时间进行回归的结果,“失业保险金”的系数为0.0444,且在5%水平上显著。表3列(2)是在列(1)的基础上加入省级虚拟变量的估计结果;列(3)是加入其他控制变量而没有控制省级虚拟变量的回归结果;列(4)是既有控制变量又有省级虚拟变量的估计结果,“失业保险金”的系数为0.3981,在5%水平上显著。

表3列(4)同时报告了失业者特征变量的回归结果。“年龄”变量的系数在5%水平上显著为负,说明年龄较大的失业者求职努力较低,因为他们到退休时间的跨度较短,从搜寻工作中获得的预期回报较低,休闲的价值也随着他们接近退休而增加(Deloach & Kurt,2013);此外,由于累积的退休储蓄,年纪较大的失业者可能会更有能力负担失业期间的消费,从而减少在求职活动上的时间(Krueger & Mueller,2012)。“男性”变量的系数为正值,即男性失业者具有较高的求职率,这可能是因为男性将失业认为是一种“耻辱”,而女性会因为工作与家庭责任冲突或者缺乏外在的工作激励而拒绝工作(Kulik,2000)。

表3 失业保险金对求职努力的影响

	因变量 = 求职时间			
	(1)	(2)	(3)	(4)
失业保险金	0.0444 ** (0.02)	0.0451 ** (0.02)	0.4044 ** (0.19)	0.3981 ** (0.20)
失业保险金平方			-0.0276 * (0.01)	-0.0272 * (0.01)
年龄			-0.0072 *** (0.00)	-0.0067 ** (0.00)
男性			0.1933 *** (0.05)	0.2070 *** (0.05)
已婚			-0.0251 (0.07)	-0.0359 (0.07)
健康			0.1010 (0.07)	0.0901 (0.07)
受教育年限			-0.0135 * (0.01)	-0.0128 (0.01)
家庭可支配收入			-0.0026 (0.01)	-0.0009 (0.01)
省级虚拟变量	NO	YES	NO	YES
样本量	1563	1563	1563	1563
R ²	0.0029	0.0190	0.0202	0.0362

注: 括号内为聚类异方差稳健的误差项。*、**、*** 分别表示系数在10%、5%、1%的水平上显著。下同。

^① 由于很多无法观测的因素,如文化或政策,在省份间的差别较大,因此本文使用了省级层面的虚拟变量,另外在稳健性分析部分本文也加入了地级市层面的控制变量。为了进一步分析研究结果的稳健性,本文控制地级市的虚拟变量对模型进行了检验,结果与控制省级虚拟变量一致。

五、失业保险金对求职努力影响的渠道检验

(一) 搜寻成本渠道

动态搜寻理论(Mortensen,1970,1977) 认为,搜寻成本是决定求职努力的一个重要因素,但其所指的搜寻成本是搜寻工作而放弃休闲的机会成本,非人们普遍接受的搜寻工作所带来的经济成本。部分理论文献提出求职不仅需要时间形式上的支出,还需要货币形式的支出(Schwartz,2015; Mesén Vargas & Van der Linden,2018; Ben-Harim & Zuckerman,1987),部分实证研究也发现了失业保险金促进求职努力的证据,且认为与降低搜寻成本有关(Tannery, 1983; Lammers, 2014; Wadsworth,1991)。但没有文献对搜寻成本机制进行实证检验。因此,本文使用交通成本和生活成本作为搜寻成本的代理指标测量搜寻成本,检验失业保险金通过补贴搜寻成本促进求职努力的作用机制。

本文使用“社区距所属地级市城市中心距离(公里)”衡量交通成本。城市中心经济发展更快,劳动力市场更大,可以更有效地实现劳动力和岗位的匹配,即劳动力更容易找到合适的工作,获得预期收入,并且劳动力对预期收入的判断更加准确(张莉等,2017),因此劳动力更愿意在城市中心找工作。而过高的房价会让劳动力被迫居住在远离城市中心的地方,并间接提高交通成本(张巍等,2018)。因此本文以社区距所属地级市城市中心距离(公里)衡量交通成本,距离城市中心越远,交通成本越高;反之则说明交通成本越低。本文将样本按失业者所在社区距所属地级市城市中心距离的中位数分为两组,表4列(1)是距离小于中位数的子样本;列(2)是距离大于中位数的子样本。表4列(1)中“失业保险金”的系数显著为正,即失业保险金增加能够显著增加距离城市中心较近的失业者的求职努力,这是因为距离城市较近的失业者领取失业保险金以后可以增加到城市的次数,从而提高得到工作的概率。而表4列(2)中“失业保险金”的系数不显著,即对于距离城市较远的失业者,虽然失业保险金也弥补了交通成本,但是由于失业保险金有限,所以不会使失业者显著增加求职时间。

使用距离衡量的交通成本可能存在一定的噪声,因此本文又使用失业者去年每月交通费用作为失业者交通成本的代理指标,交通费用越高,表示交通成本越高;反之则表示交通成本越低。将样本按交通费用的中位数分为两组,表4列(3)是交通费用小于中位数的子样本;列(4)是交通费用大于中位数的子样本。表4列(3)中“失业保险金”的系数显著为正,而表4列(4)中“失业保险金”的系数不显著,也证明失业保险金显著地增加了交通成本较低的失业者的求职努力。表4的结果说明失业保险金通过补贴交通成本(搜寻成本)而促进了交通成本(搜寻成本)较低的失业者的求职努力。

表4 交通成本机制检验结果

	因变量 = 求职时间			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	距离较近	距离较远	交通费用较少	交通费用较多
失业保险金	0.4460* (0.25)	-0.0793 (0.39)	0.8640*** (0.20)	-0.3395 (0.39)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省级虚拟变量	YES	YES	YES	YES
样本量	774	763	886	677
R ²	0.0841	0.0347	0.0668	0.0828

张巍等(2018)将生活成本细分为日常开支和居住成本,并使用食品消费支出表示日常开支。食品消费支出越高,表示日常开支越高,即生活成本越高;反之则表示日常开支越低,即生活成本越低。因此本文首先将样本按失业者去年每月食品消费额的中位数分为两组,表5列(1)是食品消费额低于中位数的子样本,表示日常开支较低,即生活成本较低,“失业保险”的系数正向显著,说明失业保险的增加显著地增加了食品消费较低的失业者的求职努力;列(2)是食品消费额高于中位数的子样本,“失业保险”的系数不显著,说明食品消费较高的失业者没有因为失业保险增加而显著增加求职时间。

本文采用日用品消费作为失业者日常开支的另一个代理指标。日用品消费越高,表示日常开支越高,即生活成本越高;反之则表示日常开支越低,即生活成本越低。表5列(3)是日用品消费额低于中位数的子样本,表示生活成本较低,“失业保险”的系数正向显著;列(4)是日用品消费额高于中位数的子样本,“失业保险”的系数不显著,说明失业保险的增加只是显著地增加了日用品消费较低的失业者的求职努力。表5的结果表明,失业保险通过补贴日常开支(生活成本的一种)而促进了日常开支较少(生活成本较低)的失业者的求职努力。

表5 生活成本机制检验结果 1

	因变量 = 求职时间			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	食品消费较低	食品消费较高	日用品消费较低	日用品消费较高
失业保险	0.7728*** (0.21)	-0.1715 (0.35)	0.6950*** (0.23)	-0.0923 (0.34)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省级虚拟变量	YES	YES	YES	YES
样本量	709	854	897	666
R ²	0.0856	0.0613	0.0944	0.0514

生活成本还包括居住成本,王建国和李实(2015)使用住房租金支出来表示生活成本,因此本文选取失业者每月缴纳的房租与房贷支出作为居住成本的衡量指标。将样本按其每月缴纳的房租与房贷支出的中位数分为两组,房租与房贷支出越多表示居住成本越高,即生活成本越高;反之则表示居住成本越低,即生活成本越低。表6列(1)是房租与房贷支出小于中位数的子样本,“失业保险”的系数显著为正;列(2)是房租与房贷支出大于中位数的子样本,“失业保险”的系数不显著,说明失业保险增加只是显著地增加了房租与房贷较低的失业者的求职努力。

此外,房价上涨会使劳动力生活成本提高(李蕾和吴斌珍,2014;张莉等,2017):从日常开支角度看,房价上涨带动了商品仓储、流动、零售成本的增加,这些成本会通过价格转嫁到消费者身上,并表现为居民日常开支的增加(张巍等,2018);从居住成本角度看,房价上涨直接推升了居民的购房成本和租房成本(邓健和张玉新,2011;谢洁玉等,2012)。因此本文进一步选取房价来表示生活成本。将样本按当地房价高低分为两组,当地房价较高,表示生活成本较高;反之则表示生活成本较低。表6列(3)是当地房价较低子样本,“失业保险”的系数显著为正;列(4)是当地房价较高的子样本,“失业保险”的系数不显著,说明失业保险增加只是增加了当地房价较低的失业者的求职努力。表5和表6的结果说明失业保险通过补贴生活成本(搜寻成本的一种)而促进了生活成本较低的失业者的求职努力。

至此,本文的实证结果说明,失业保险通过补贴搜寻成本,显著促进了搜寻成本较低的失业者的求职努力。

表 6 生活成本机制检验结果 2

	因变量 = 求职时间			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	房租房贷缴纳较少	房租房贷缴纳较多	房价较低	房价较高
失业保险金	0.4546** (0.22)	0.0299 (0.46)	1.138*** (0.27)	-0.0732 (0.30)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省级虚拟变量	YES	YES	YES	YES
样本量	1288	275	771	792
R ²	0.0417	0.1718	0.0702	0.0443

(二) 流动性效应

对于搜寻工作的失业者而言,失业保险金就是失业期间的收入来源。Chetty(2008)和 Krueger & Mueller(2010)利用“美国时间利用调查”(ATUS)数据,研究了失业保险金对求职努力的影响,认为流动性效应是重要的机制,对于受流动性约束的失业者,失业保险金通过增加货币流动性满足了他们的日常消费,从而抑制了求职努力。Card et al.(2007)和 Basten et al.(2014)分别使用澳大利亚和挪威数据,也证明了失业保险金的流动性效应。但另一方面,Ben-Horim & Zuckerman(1987)建立理论模型提出,受流动性约束的失业者会将失业保险金用于有助于搜寻工作的方面,进而增加求职努力。Uusitalo & Verho(2010)使用芬兰数据实证检验也发现,流动性约束影响并不显著。

本文将样本划分为不受流动性约束和受流动性约束的样本组,进而检验流动性效应机制,并估计失业保险金对不同样本组的求职努力的影响。首先根据失业者的家庭流动性资产的中位数将样本分为两组,家庭流动性资产较少意味着失业者受到流动性约束(Chetty,2008)。表7列(1)是失业者的家庭流动性资产小于中位数的样本组,“失业保险金”的系数显著为正值。表7的前两列表明,失业保险金增加会导致受流动性约束的失业者显著增加求职努力,而不受流动性约束的失业者却没有此效应。

此外,本文还按其他家庭成员的就业情况进行分组,失业者家庭中无就业成员意味着失业者受到流动性约束(Chetty,2008)。就业的家庭成员不仅为失业者提供了关于劳动力市场的信息,还提供了额外的收入来源(Krueger & Mueller,2010)。将失业者按是否有就业的家庭成员分为两组,分别作为表7列(3)和列(4)的样本。表7列(3)的样本为没有就业的家庭成员的失业者群体,“失业保险金”的系数显著为正值。表7的结果表明,失业保险金对受流动性约束的失业者作用显著,而对于不受流动性约束的失业者则没有影响,这与 Krueger & Mueller(2010)的研究结果相反,但验证了 Ben-Horim & Zuckerman(1987)提出的观点,即失业保险金具有流动性效应,通过改善失业者的流动性约束促使其提高求职努力。

表 7 流动性效应检验结果

	因变量 = 求职时间			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	流动性资产较少	流动性资产较多	无就业的家庭成员	有就业的家庭成员
失业保险金	0.6391* (0.35)	-0.0020 (0.07)	0.6342* (0.34)	0.0057 (0.15)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省级虚拟变量	YES	YES	YES	YES
样本量	830	733	762	801
R ²	0.0648	0.0740	0.0734	0.0426

(三) 培训学习渠道

很多发达国家对失业保险制度进行改革的一项重要措施是扩大基金的支出范围,将基金用于职业介绍(法国)和职业培训(英国、美国、德国、意大利、澳大利亚和西班牙)(马永堂,2006)。德国的失业保险基金为培训券、工作介绍券、创业补贴和小额贷款等政策提供资金(杨文忠,2009)。职业培训补贴和职业介绍补贴能够帮助失业者提高职业技能,并找到与其技能相匹配的工作(赵静,2014)。同时,失业者也可以选择自费参加职业培训和职业介绍,提高自身职业技能,求职时在其技能相匹配的职位上具有竞争优势。因此,失业保险金可能通过增加失业者的培训学习机会刺激其增加求职努力。

表8的被解释变量是失业者在日志日用于学习培训的小时数,其中,表8列(1)是没有任何其他控制变量的回归结果,“失业保险金”的系数为-0.0030。表8列(2)是在列(1)的基础上加入省级虚拟变量的估计结果;列(3)是加入其他控制变量而没有控制省级虚拟变量的回归结果;列(4)是既有控制变量又有省级虚拟变量的估计结果。表8中“失业保险金”的估计系数均不显著,说明失业保险金没有使失业者显著增加他的培训时间,本文的研究结果不支持培训学习影响渠道。

表8 培训学习机制的回归结果

	因变量 = 培训学习时间			
	(1)	(2)	(3)	(4)
失业保险金	-0.0030 (0.01)	-0.0018 (0.01)	0.0027 (0.07)	-0.0077 (0.07)
控制变量	NO	NO	YES	YES
省级虚拟变量	NO	YES	NO	YES
样本量	1563	1563	1563	1563
R ²	0.0001	0.0249	0.0107	0.0334

六、失业保险金对求职努力正效应的再讨论

从上文分析可知,中国的失业保险金对失业者的求职努力存在显著的正向促进作用,而美国等发达国家却可能存在抑制作用。究其原因,一方面,我国现行的《中国失业保险条例》由国务院于1999年1月22日发布并实施,到如今仅仅20年,中国目前的失业保险金水平还很低。另一方面,与美国等发达国家相比,中国目前的整体社会保障水平可能不足。针对以上原因,本文对中国和美国等其他国家的失业保险金和整体社会保障水平分别进行了比较,并进一步探讨了中国失业保险金对再就业的促进效应是否存在拐点。

失业保险金的首要功能是保障失业人群的基本生活,提高其抵御风险的能力(李珍和王海东,2010)。我国规定失业保险金标准不得低于城镇最低生活保障,但此最低生活保障水平可能远低于失业者之前的工资水平。郑新业等(2017)提到,由于失业补偿过低,庞大的失业人口并没有通过失业保险这个渠道来稳定消费,从而达到稳定经济的作用。

本文参考郑新业和王晗(2011)的方法,用失业保险金与在岗职工平均月工资的比例来衡量中国失业保险金的替代率,失业保险金替代率越高,说明失业保险金保障失业者生活水平的程度越高。2012年中国全年发放失业保险金为181.3亿元,领取失业保险金人数为390.1万,2016年分别增至309.4亿元和483.9万,人均每月领取的失业保险金则由2012年的387元上升到2016年的533元(见表9列(1)~(4))。但是从表9列(6)可以看出,近5年来中国的失业保险金替代率很低,2012年最高,也仅为13.75%;再看美国、法国、德国等国家的失业保险金替代率,基本都在50%以上,丹麦甚至达到了90%(见表10)。

表 9 中国近 5 年的失业保险金替代率

年	(1) 全年发放失 业 保 险 金 (亿元)	(2) 全年领取失 业 保 险 金 的 人 数 (万 人)	(3) = (1) × 10000 / (2) 全年平均失业保险金 (元)	(4) = (3) / 12 平均每月失业保 险金(元)	(5) 城镇单位就 业人员平均 月工资(元)	(6) = (4) / (5) × 100 失 业 保 险 金 替 代 率(%)
2012	181.3	390.1	4648	387	2815	13.75
2013	203.2	416.7	4876	406	3242	12.52
2014	233.3	422.0	5528	461	3562	12.94
2015	269.8	456.8	5906	492	3884	12.67
2016	309.4	483.9	6394	533	4211	12.66

注: 数据来源于国家统计局。

表 10 其他(部分)国家的失业保险金替代率(2005 年) 单位: %

	替代率		替代率		替代率		替代率		替代率
比利时	60	荷兰	70	德国	60	丹麦	90	挪威	62
法国	57—75	西班牙	70	美国	53	日本	50—80		

注: 数据来源于郑新业和王晗(2011)。

本文进一步比较了各国的社会保障水平。如表 11 列(1)所示,美国中央政府在社会保障支出上远高于其他国家,其他一些发达国家,比如德国、法国、英国、澳大利亚和加拿大等的社会保障支出也都超过了 1000 亿美元;而中国是中央财政社会保障支出最少的国家,2016 年只有 128 亿美元。表 11 列(2)比较的是 2016 年部分国家中央财政社会保障支出占 GDP 的比重情况。中央财政社会保障支出占 GDP 比重最大的是法国,高达 24.7%。中国的比重仅为 0.1%。表 11 列(4)比较了部分国家的中央财政社会保障人均支出情况。从表 11 列(4)中可以发现,挪威的人均社会保障支出在所列国家中最高,其他国家的人均社会保障支出也基本在 5000 美元以上。中国由于人口基数过大,人均社会保障支出最低。

表 11 2016 年部分国家中央财政社会保障支出等情况

	(1) 支出(亿美元)	(2) 比重(%)	(3) 人口(万人)	(4) 人均社保支 出(美元)	(5) 人均社保支 出/贫困线	(6) 人均社保支出/ 人均消费
美国	20450 ^a	11.0 ^h	32340.59 ^b	6323.3 ^f	9.12 ^f	0.1595 ⁱ
德国	7063 ^b	19.9 ^c	8234.867 ^c	8576.9 ^d	12.37 ^d	0.3813 ^c
法国	6225 ^c	24.7 ^a	6685.977 ^d	9310.5 ^b	13.43 ^b	0.4565 ^a
英国	3357 ^d	13.6 ^f	6559.557 ^e	5117.7 ⁱ	7.38 ⁱ	0.1927 ^g
澳大利亚	1310 ^e	10.5 ⁱ	2421.081 ^g	5410.8 ^h	7.80 ^h	0.1784 ^h
加拿大	1175 ^f	7.7 ^j	3626.46 ^f	3240.1 ^j	4.67 ^j	0.1317 ^j
比利时	928 ^g	19.4 ^d	1133.142 ^h	8189.6 ^e	11.81 ^c	0.3874 ^b
瑞典	624 ^h	13.0 ^g	992.3085 ⁱ	6288.4 ^g	9.07 ^g	0.2740 ^f
挪威	591 ⁱ	16.3 ^e	523.4519 ^k	11290.4 ^a	16.28 ^a	0.3499 ^e
芬兰	493 ^j	20.2 ^h	549.5303 ^j	8971.3 ^c	12.94 ^c	0.3744 ^d
中国	128 ^k	0.1 ^k	137866.5 ^a	9.3 ^k	0.01 ^k	0.0029 ^k

注: 世界银行 2015 年 10 月初宣布,按照购买力平价计算,将国际贫困线标准从此前的每人每天生活支出 1.25 美元上调至 1.9 美元。数据来源于中国国家统计局和国际货币基金组织数据库,国家按中央财政社会保障支出降序排序。数据右上角的序号表示其在所处列的排序(a 表示数值最大)。

本文还选取了如下两个指标考察各国的人均社会保障水平: 人均社会保障支出与贫困线的比值和人均社会保障支出与人均消费的比值。贫困线是在一定的时间、空间和社会发展阶段条件下, 维持人们的基本生存所必须消费的物品和服务的最低费用, 所以人均社会保障支出与贫困线的比值可以衡量社会保障对个人最低生活水平的保障程度。从表 11 列(5) 可以看出, 2016 年挪威的人均社会保障与贫困线的比值最高; 其次是法国、芬兰、德国、比利时等国家, 人均社会保障支出是贫困线的 10 倍以上; 中国的人均社会保障与贫困线的比值则远低于发达国家水平。本文进一步使用人均社会保障支出与人均消费的比值分析了社会保障对个人平均生活水平的保障程度。从表 11 列(6) 可以看出, 该比值最高的是法国, 比利时次之, 中国最低。

如上分析, 中国的失业保险金和社会保障水平都相对较低, 这可能是导致我国失业保险金能够促进求职努力的一个原因。而随着失业保险金的不断提高, 其对于求职努力的促进效应是否会一直存在? 为了考察这一问题, 本文在模型中加入了失业保险金的二次项, 回归结果回见表 3。结果表明, 不管是否有控制变量或省级虚拟变量, “失业保险金”的系数全部为正, 且在 5% 的水平上显著; 但“失业保险金平方”的系数全部为负, 且在 10% 的水平上显著。根据二次项的系数计算得出拐点值为 1510,^①也就是说, 如果失业者每月领取的失业保险金超过 1510 元, 失业保险金对求职努力的总效应将会变成负值, 即道德风险大于补偿搜寻成本等带来的正效应, 会出现福利惰性。过高的失业保险金将带来道德风险、扭曲劳动力市场资源配置, 甚至会导致失业率上升和降低社会总产出(Meyer, 1990)。2016 年中国失业者每月领取的平均失业保险金是 533 元(见表 9 列(4)), 还远低于 1510 元, 数值间的差距不仅体现出中国失业保险金水平低, 也代表着中国的失业保险政策在保证对求职努力的促进效果前提下, 仍有较大的提升空间。

综上的跨国比较和分析可以看出, 我国的社会保障水平, 无论是失业保险金水平, 还是社会保障整体及人均水平, 都远远低于美国、瑞典等发达国家。在目前的制度环境下, 中国的整体社会保障不足, 社会保障市场化程度低, 致使失业保险金不足以满足失业者的基本生活需求。当失业保险金补贴了失业者的搜寻成本时, 失业保险金在促进再就业上存在显著的放大效应, 提高了低搜寻成本失业人群的求职努力。本文还发现, 中国失业保险政策效应存在关键性拐点: 随着失业保险金水平的不断提高, 失业保险金的促进作用逐渐弱化, 当失业者每月领取的失业保险金超过拐点时, 失业保险金开始抑制失业者的求职努力, 失业者出现福利惰性。而中国目前的失业保险金远低于拐点值, 仍有提升空间。适度提高失业保险金水平, 既能更好地保障失业者的基本生活, 又能促进失业者的求职努力。

七、稳健性检验^②

尽管在分析失业保险金对求职努力影响的回归中, 本文考虑了可能影响求职努力的一些因素, 但是计量结果依然存在估计偏误的可能性。本文尝试使用五种策略来进行稳健性检验。

(一) 工具变量法

本文的基准回归结果发现, 失业保险金可以显著提高失业者的求职时间, 但这一结果可能存在内生性问题: 一方面, 失业者领取失业保险金本身存在负向的反向因果问题, 有意愿找工作的失业者可能不去领取失业保险金, 无求职意愿的失业者却领取了失业保险金; 失业保险金申领的手续繁

^① 本文还使用了不同的控制变量, 检验拐点是否稳健: (1) 通过控制市级虚拟变量对拐点进行了检验, 根据二次项系数计算得出的拐点值为 1466, 与控制省级虚拟变量的回归得出的拐点值基本一致; (2) 回归中进一步控制了可能影响求职努力的变量, 如人均 GDP、失业率等, 结果发现添加了控制变量之后, 根据二次项系数计算得出的拐点值为 1588, 结果与基准回归得出的拐点值基本一致。

^② 限于篇幅, 本文在此未给出全部的稳健性检验结果, 如有需要, 可向作者索取。

琐,需要准备证明、填写材料,还须到专门的机构办理手续,审核也需要一定的时间,因此预期工资高于失业保险金的失业者可能会花费更多时间搜寻工作,而不会去申领失业保险金,非本地户籍人口领取失业保险金需要更繁琐的手续,使得回归结果面临更大的内生性问题;^①而由于存在信息不对称问题,政府无法验证失业者是否是因本人意愿中断就业,以及是否有求职要求,某些未积极寻找工作或不愿再就业的失业者为了获得失业保险金可能将自己登记为积极的求职者(Valletta & Kuang,2010)。另一方面,误差项里可能存在对因变量有较强解释作用的遗漏变量,比如职位空缺程度:失业者求职地区的招聘单位越少,职位空缺程度越小,失业者的竞争程度越大,失业者的求职时间也应越多,以使自己尽快摆脱失业状态。针对遗漏变量和反向因果关系等内生性问题,本文采用工具变量法进行了稳健性分析。

本文选取“县级失业保险金标准”作为工具变量,该数据从各省(直辖市/自治区)的人力资源和社会保障厅网站上获得并手工录入。表12列(3)~(4)分别是两阶段最小二乘法(2SLS)的第一阶段和第二阶段的估计结果。第二阶段“失业保险金”的估计系数(0.7728)显示,失业保险金每增加1倍,失业者在搜寻工作上的时间增加0.77小时,且在5%的水平上显著。工具变量的回归结果表明,失业保险金能显著增加失业者的求职时间,与基准回归的结果一致,且表明基准回归的系数被低估,可能的原因是失业保险金与求职努力之间存在负向的反向因果关系,或者存在对求职努力有负向影响的遗漏变量,比如职位空缺程度。

表 12 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	2SLS-FIRST	2SLS-SECOND
	因变量 = 残差项	因变量 = 求职时间	因变量 = 失业保险金	因变量 = 求职时间
失业保险金		0.4149** (0.20)		0.7728** (0.39)
县级失业保险金标准	0.3037 (0.22)	0.3037 (0.22)	1.300*** (0.24)	
控制变量	YES	YES	YES	YES
省级虚拟变量	YES	YES	YES	YES
样本量	1563	1563	1563	1563
R ²	0.0013	0.0375	0.0159	0.0313
F			29	

接下来,本文检验了“县级失业保险金标准”作为工具变量的有效性。失业保险金申领的审核通过后,失业保险金由社会保险经办机构按月发放,社会保险经办机构为失业者开具领取失业保险金的单证,失业者凭单证到指定银行领取失业保险金,保险金额按省、自治区、直辖市人民政府确定的失业保险金标准发放。所以,本文预期“县级失业保险金标准”这一变量与失业保险金显著相关。对“失业保险金”与“县级失业保险金标准”的相关关系进行检验(表12列(3)所示)，“县级失业保险金标准”的回归系数是1.300,在1%的水平上显著,即失业保险金标准越

^① 《失业保险金申领发放办法》规定,对失业人员失业前所在单位与本人户籍不在同一统筹地区的,其失业保险金的发放和其他失业保险待遇的提供由两地劳动保障行政部门进行协商,明确具体办法;协商未能取得一致的,由上一级劳动保障行政部门确定。本文将样本按是否是本地户籍分类,结果显示只有本地户籍的失业者会因为失业保险金增加而增加求职时间。其原因可能是非本地户籍申领复杂,愿意找工作或者预期工资较高的人不愿意领取失业保险金,以至于看不到失业保险金的效果。

高,失业者领取的失业保险金就越多。第一阶段回归的 F 检验值大于 10,因此不存在弱工具变量的问题。所以,本文使用的“县级失业保险金标准”这一工具变量满足“相关性”,即与内生变量高度相关。

同时,失业者可能并不关心失业保险金标准是多少,而关心最后到手的失业保险金,比起“看得见、摸不着”的标准,失业者显然更在意“看得见、摸得着”的金额。所以,本文预期失业保险金标准对于失业者的求职行为是外生的,失业保险金标准并不会直接影响求职努力。本文在表 12 列(1)报告了工具变量对模型残差项的实证检验结果,发现工具变量不影响残差项,即工具变量不能通过影响残差项来同时影响解释变量和被解释变量;然后借鉴 Acemoglu et al. (2002) 和 Conley et al. (2012) 的方法,在模型(1)中加入工具变量“县级失业保险金标准”,如表 12 列(2)所示,工具变量的系数不显著,但“失业保险金”的系数仍然显著,说明失业保险金标准对模型来说是外生的,只能通过影响失业保险金来间接影响求职时间。

为了进一步检验工具变量的外生性,本文还进行了如下检验:各地的失业保险金标准可能会受到当地经济发展的影响,而当地经济发展状况可能会影响个体的求职努力。因此需要检验工具变量和当地经济发展状况的相关性;如果两者具有相关性,则需检验当地的经济发展状况与求职努力的关系。检验结果表明,人均 GDP 与失业率虽然与失业保险金标准正相关,但是并不影响失业者的求职努力。当地失业率越高,求职成功的概率越低,部分求职者可能会增加求职努力,但也可能会有求职者因为获得工作的可能变小而降低其求职努力。另外,各地的失业保险金标准也可能与当地的人均社会保障水平有关,而当地人均社会保障水平可能会影响个体的求职努力。检验结果表明,人均社会保障与就业支出与当地的失业保险金标准负相关,但是人均社会保障与就业支出并不影响失业者的求职努力。此外,本文将人均 GDP、人均社会保障与就业支出与失业率直接放入 2SLS 回归中,结果显示“失业保险金”的系数仍然显著。

虽然“县级失业保险金标准”是由各省根据国家规定并结合当地情况制定的政策,但仍有可能与个人特质相关,比如,个体会因为失业保险金标准的不同而进行地区间的户口或人口迁移。本文进一步针对工具变量的外生性进行分析和检验,考察“县级失业保险金标准”是否影响劳动力人口^①的迁移意愿。本文采用了 2 个指标来衡量被解释变量“个体有迁移意愿”:指标 1 是虚拟变量“是农转非农户口”,是则赋值为 1,不是则赋值为 0;指标 2 是虚拟变量“有在其他地方生活或者工作半年以上的经历”,有则赋值为 1,没有则赋值为 0。考虑到“个体有迁移意愿”属于典型的虚拟变量,因此本文利用 probit 方法来估计。结果显示,“县级失业保险金标准”的系数均不显著,说明失业保险金标准并不影响劳动力人口的迁移意愿。

(二) 倾向得分匹配

为了更有效地控制两类人群(领取与不领取失业保险金)的区别,以进一步验证分析结果的稳健性,本文还使用了倾向得分匹配法,进一步估计了领取失业保险金对失业者求职努力的影响。首先使用最为常用的最邻近匹配方法进行估计,然后用其他匹配方法做稳健性检测。从匹配后的结果可以看出,使用最邻近匹配法,ATT 的值为 0.1035,且在 10% 水平上显著。采用半径匹配法和核匹配方法估算领取失业保险金对失业者求职努力的影响和采用最邻近匹配法得出的结果基本一致,即领取失业保险金将显著地提高失业者的求职努力,与本文基准回归的结论一致。

(三) 安慰剂检验

在本节,本文使用“有失业保险”的虚拟变量作为解释变量进行安慰剂检验,如果失业者有失

^① 参考李树和陈刚(2015),将劳动力人口定义为年龄属于劳动力年龄范围内的个人,其中,男性年龄介于 16—60 岁之间,女性年龄介于 16 岁到 55 岁之间;同时剔除那些不属于劳动力范畴的样本。

业保险,“有失业保险”取值为1,否则取值为0。需要说明的是,“有失业保险”不等于“领取失业保险金”。对失业者来说,虚拟变量“有失业保险”取值为1的情况有四种:一是虽然缴纳过失业保险,但未满足领取条件;二是有失业保险,同时满足领取条件,且正在领取,此时虚拟变量“领取失业保险金”取值也为1;三是有失业保险,同时满足领取条件,但因为某些原因放弃领取;四是领取过失业保险金,但已达到最长领取期限,无法继续领取。因此,“有失业保险”和“领取失业保险金”只有在第二种情况下相同。

本文正是基于“有失业保险”和“领取失业保险金”的不同,利用“有失业保险”作为解释变量进行安慰剂检验,具体的思路如下:失业保险金通过补贴搜寻成本进而促进失业者求职努力,这就需要失业者使用真实领取到的失业保险金去补贴货币搜寻成本(交通成本、生活成本等),从而促进其求职努力。此外,本文也验证了失业者通过领取失业保险金,进而缓解流动性约束,从而促进其求职努力。这些机制都建立在实际领取失业保险金的前提下,因此如果本文的实证结论正确,则失业者会因为领取失业保险金而改变其求职努力,却不会因为有无失业保险而改变自己的求职努力。基于此,本文采用“有失业保险”的虚拟变量作为解释变量进行安慰剂检验,并认为虚拟变量“有失业保险”取值为1的失业者与虚拟变量“有失业保险”取值为0的失业者在求职努力上并无显著差异,检验结果也验证了本文的预期。因此可以得出结论:是领取失业保险金而不是有失业保险对失业者的求职努力起作用。

(四) 可能的遗漏变量

除了考虑一些地区特征(如前文提到的人均GDP、失业率等)之外,事实上,还可能存在一类遗漏变量,即个人因素,比如个人的性格特征。性格特征是一个非经济变量,一个独立于经济状况并且对每个人都产生影响的重要变量,本文选取的性格特征主要是个体外向度以及个体风险态度。外向度反映人际互动的倾向,代表个体的社交能力(李黎明等,2018)。有关研究表明,高外向度的个体更加倾向于社交、自信、善谈与乐观等积极情绪(Wehrli,2008),具有更高的社会交往偏好,更愿意为发展新的社会网络不惜时间成本(Diener et al.,1984),因此本文预期外向度高的个体更容易融入求职活动之中。社会交往时间大于中位数表示失业者为高外向度个体,“外向度高”取值为1,反之则为低外向度个体。结果显示“外向度高”的系数不显著,说明高外向度个体与低外向度个体的求职行为并没有显著差异,否定了本文的预期。

从风险态度的角度来看,失业保险金对失业者来说是确定性的收入,因此本文预期厌恶风险的失业者更可能领取失业保险金,也更可能为了日后稳定的收入而积极寻求工作。而对于风险态度的度量,则参考已有文献(张光利和刘小元,2018),选取问卷问题“如果有一笔资产,您愿意选择哪种投资项目:1. 不愿意承担任何风险;2. 略低风险、略低回报的项目;3. 平均风险、平均回报的项目;4. 略高风险、略高回报的项目;5. 高风险、高回报的项目。”结果显示“风险态度”的系数不显著,说明风险态度不影响失业者的求职行为,否定了本文的预期。

(五) 其他稳健性检验

对于失业保险金的度量指标,学术界还使用失业保险金替代率来衡量失业保险金的保障水平,失业保险金替代率越高,说明失业保险金保障失业者生活水平的程度越高。目前失业保险金替代率的计算并不统一,Meyer(1990)认为替代率等于失业保险金与失业者失业前工资的比值;Røed & Zhang(2003)则认为使用失业保险金与预期就业工资的比值衡量替代率更好,Wang & Williamson(2002)和Feldstein(1978)使用失业保险金与就业人员平均工资水平的比值衡量替代率,郑新业和王晗(2011)认为中国不是按失业前工资来确定失业保险金标准,因此也采用失业保险金与在岗职工平均月工资的比例来衡量中国失业保险金的替代率。参考郑新业和王晗(2011)、Wang & Williamson(2002)和Feldstein(1978)的方法,使用失业保险金与失业者所在市的就业人员平均月工

资的比例衡量替代率,结果发现随着失业保险金替代率的增加,失业者的求职努力显著增加(表 13),与基准回归结果一致。

表 13 失业保险金替代率对求职努力的影响

	因变量 = 求职时间			
	(1)	(2)	(3)	(4)
失业保险金替代率	0.0942 ** (0.05)	0.0940 * (0.05)	0.5559 ** (0.26)	0.5812 ** (0.26)
控制变量	NO	NO	YES	YES
省级虚拟变量	NO	YES	NO	YES
样本量	1561	1561	1561	1561
R ²	0.0025	0.0185	0.0200	0.0362

本文选取的样本中包含着一些一直未工作的人群,例如全职在家的妇女,这些人群本身的工作意愿极低,但由于信息不对称,数据无法识别出这部分人群。因此本文首先使用 TOBIT 模型解决这一问题,结果显示,随着失业保险金的增加,失业者的求职努力仍然显著增加。然后,本文还选取 2016 年工资收入大于零的样本做稳健性检验,选取失业时间小于等于 1 年的样本可以在一定程度上排除长期失业无求职要求的样本对回归结果的影响,结果发现失业保险金仍然会增加失业者的求职努力,与基准回归结果一致。

八、结论与政策建议

本文利用 2017 年“中国时间利用调查”(CTUS)数据衡量求职努力,从“时间利用”的视角分析了我国失业保险政策对失业者求职努力的影响,进一步讨论了失业保险金影响求职努力的渠道,包括流动性效应、搜寻成本渠道和培训学习机制,最后利用工具变量法等方法检验了结果的稳健性。

具体而言,本文研究发现:(1)失业保险金使得失业者更加努力地寻找工作;(2)失业保险金激励了搜寻成本较低的失业者的求职努力,对于搜寻成本较高的失业者则没有影响;(3)失业保险金对受流动性约束的失业者的求职努力有显著促进作用;(4)失业保险金并没有促进失业者的再就业学习与培训;(5)中国失业保险水平与求职努力的关系呈倒“U”型,目前仍处在促进效应区间。

本文的结论表明,中国的失业保险制度对失业者再就业起到了促进作用,且失业保险金通过补贴搜寻成本进而促进求职努力。但本文也同时证明了失业保险金对求职努力的促进作用可能来源于中国失业保险金和社会保障水平不足,而随着失业保险金水平的不断提高,失业保险金对求职努力的正向影响会逐渐降低,最终可能导致出现道德风险问题,抑制求职努力。

本文的结论对于中国的失业保险制度建设有着较强的政策意义。一方面,本文检验了建立 20 年的中国失业保险政策的初步效果,证明了其促进再就业的显著效果,通过补贴失业者的搜寻成本,失业保险金有效地提高了失业者的求职努力。另一方面,本文也给出了具体的操作建议:(1)中国失业保险金标准具有很大的提升空间,适度提高失业保险金标准,既可以保障失业者的基本生活,又可以提高失业者工作搜寻的积极性;(2)目前中国失业保险金标准是以最低工资标准为依据,应以当地平均工资水平或与当地消费水平挂钩制定对应的失业保险金标准,使得失业者可以承担因工作搜寻产生的成本;(3)应加强失业保险金发放与就业指导、职业培训的制度衔接,使得失业保险政策可以更好地发挥促进再就业的功能。

参考文献

杜凤莲、鲍煜虹,2006《搜寻理论、失业救济金与中国城镇人口失业持续时间》,《经济理论与经济管理》第 3 期。

- 邓健、张玉新,2011《房价波动对居民消费的影响机制》,《管理世界》第4期。
- 黄觉波、王静、徐明东,2006《失业保险、道德风险与激励机制研究》,《数量经济技术经济研究》第4期。
- 李蕾、吴斌珍,2014《家庭结构与储蓄率U型之谜》,《经济研究》第S1期。
- 李黎明、龙晓、李晓光,2018《谁更愿意动员社会资本?——基于心理人格特质的实证分析》,《社会学评论》第6期。
- 李树、陈刚,2015《幸福的就业效应——对幸福感、就业和隐性再就业的经验研究》,《经济研究》第3期。
- 李珍、王海东,2010《完善失业保险之微观保障及宏观管理功能研究——基于金融危机的启示》,《保险研究》第2期。
- 陆铭、田士超,2008《显性失业还是隐性就业?——来自上海家庭调查数据的证据》,《管理世界》第1期。
- 马驰骋、王元月、李然、刘振宇,2006《失业保险是否会造成长期失业?运用生存模型对青岛市失业者的经验研究》,《南方经济》第1期。
- 马永堂,2006《比较研究:完善失业保险促进就业功能》,《中国劳动》第1期。
- 乔雪、陈济冬,2011《失业保险政策对隐性就业规模和社会产出的影响》,《世界经济》第2期。
- 王建国、李实,2015《大城市的农民工工资水平高吗?》,《管理世界》第1期。
- 习近平,2017《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》,人民出版社。
- 谢洁玉、吴斌珍、李宏彬、郑思齐,2012《中国城市房价与居民消费》,《金融研究》第6期。
- 杨文忠,2009《德国的失业保险和促进就业》,《中国劳动保障》第4期。
- 张光利、刘小元,2018《住房价格与居民风险偏好》,《经济研究》第1期。
- 张莉、何晶、马润泓,2012《房价如何影响劳动力流动》,《经济研究》第8期。
- 张巍、许家云、杨竺松,2018《房价、工资与资源配置效率——基于微观家庭数据的实证分析》,《金融研究》第8期。
- 赵静,2014《失业保险与就业促进——基于基金支出范围视角的双重差分法分析》,《中国经济问题》第1期。
- 郑新业、王晗,2011《失业保险金标准的决定因素》,《世界经济》第2期。
- 郑新业、张阳阳、黄阳华,2017《供给侧结构性改革与宏观调控:分工与互补》,《中国人民大学学报》第5期。
- Acemoglu, D., and R. Shimer, 2000, "Productivity Gains from Unemployment Insurance", *European Economic Review*, 44(7), 1195—1224.
- Acemoglu, D., S. Johnson, and J. A. Robinson, 2002, "Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution", *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1231—1294.
- Aguiar, M., E. Hurst, and L. Karabarbounis, 2013, "Time Use During the Great Recession", *American Economic Review*, 103(5), 1664—1696.
- Auray, S., D. L. Fuller, and D. Lkhagvasuren, 2019, "Unemployment Insurance Take-up Rates in an Equilibrium Search Model", *European Economic Review*, 112, 1—31.
- Barron, J. M., and W. Mellow, 1979, "Search Effort in the Labor Market", *Journal of Human Resources*, (14), 389—404.
- Basten, C., A. Fagereng, and K. Telle, 2014, "Cash-on-hand and the Duration of Job Search: Quasi-experimental Evidence from Norway", *Economic Journal*, 124(576), 540—568.
- Ben-Horim, M., and D. Zuckerman, 1987, "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration", *Journal of Labor Economics*, 5(3), 386—390.
- Bingley, P., L. Cappellari, and N. Westergaard-Nielsen, 2013, "Unemployment Insurance, Wage Dynamics and Inequality over the Life Cycle", *Economic Journal*, 123(568), 341—372.
- Browning, M., and T. F. Crossley, 2001, "Unemployment Insurance Levels and Consumption Changes", *Journal of Public Economics*, 80(4), 1—23.
- Card, D., R. Chetty, and A. Weber, 2007, "Cash-on-hand and Competing Models of Intertemporal Behavior: New Evidence from the Labor Market", *Quarterly Journal of Economics*, 122, 1511—1560.
- Chetty, R., 2008, "Moral Hazard versus Liquidity and Optimal Unemployment Insurance", *Journal of Political Economy*, 116(2), 173—234.
- Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi, 2012, "Plausibly Exogenous", *Review of Economics and Statistics*, 94(1), 260—272.
- Cremer, H., M. Marchand, and P. Pestieau, 1996, "The Optimal Level of Unemployment Insurance Benefits in A Model of Employment Mismatch", *Labour Economics*, 2, 407—420.
- Deloach, S. B., and M. Kurt, 2013, "Discouraging Workers: Estimating the Impacts of Macroeconomic Shocks on the Search

Intensity of the Unemployed”, *Journal of Labor Research*, 34(4) , 433—454.

Diener, E. , R. J. Larsen, and R. A. Emmons, 1984, “Person Situation Interactions: Choice of Situations and Congruence Response Models”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, 580—592.

Feldstein, M. , 1978, “The Effect of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment”, *American Economic Review*, 68(5) , 834—846.

Gruber, J. , 1997, “The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance”, *American Economic Review*, 87(1) , 192—205.

Kitao, S. , 2014, “A life-cycle Model of Unemployment and Disability Insurance”, *Journal of Monetary Economics*, 68, 1—18.

Klepper, D. H. , T. R. Johnson, and J. M. Joesch, 2002, “Effects of Unemployment Insurance Work-search Requirements: The Maryland Experiment”, *ILR Review*, 56(1) , 3—22.

Kroft, K. , and M. J. Notowidigdo, 2016, “Should Unemployment Insurance Vary with the Unemployment Rate? Theory and Evidence”, *Review of Economic Studies*, 83(3) , 1092—1124.

Krueger, A. B. , and A. I. Mueller, 2010, “Job Search and Unemployment Insurance: New Evidence from Time Use Data”, *Journal of Public Economics*, 94(3) , 298—307.

Krueger, A. B. , and A. I. Mueller, 2012, “The Lot of the Unemployed: A Time Use Perspective”, *Journal of the European Economic Association*, 10(4) , 765—794.

Kulik, L. , 2000, “Jobless Men and Women: A Comparative Analysis of Job Search Intensity, Attitudes Toward Unemployment, and Related Responses”, *Journal of Occupational & Organizational Psychology*, 73(4) , 487—500.

Lammers, M. , 2014, “The Effects of Savings on Reservation Wages and Search Effort”, *Labour Economics*, 27(2) , 83—98.

Lawrence, M. K. , 2012, “Temporary Jobs and Job Search Effort in Europe”, *Labour Economics*, 19(1) , 113—128.

Marimon, R. , and F. Zilibotti, 1999, “Unemployment Versus Mismatch of Talent: Reconsidering Unemployment Benefits”, *Economic Journal*, 109, 266—291.

Mesén Vargas, J. , and B. Van der Linden, 2018, “Is There Always a Trade-off Between Insurance and Incentives? The Case of Unemployment with Subsistence Constraints”, CESifo Working Paper No. 7044.

Meyer, B. D. , 1990, “Unemployment Insurance and Unemployment Spells”, *Econometrica*, 58(4) , 757—782.

Mortensen, D. T. , 1970, “Job Search, the Duration of Unemployment and the Phillips Curve”, *American Economic Review*, 60, 847—862.

Mortensen, D. T. , 1977, “Unemployment Insurance and Job Search Decisions”, *ILR Review*, 30(4) , 505—517.

Mortensen, D. T. , 1986, “Job Search and Labor Market Analysis”, *Handbook of Labor Economics*.

Regmi, K. , 2019, “Examining the Externality of Unemployment Insurance on Children’s Educational Achievement”, *Economic Inquiry*, 57(1) , 172—187.

Røed, K. , and T. Zhang, 2003, “Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration”, *Economic Journal*, 113(484) , 190—206.

Schwartz, J. , 2015, “Optimal Unemployment Insurance: When Search Takes Effort and Money”, *Labour Economics*, 36, 1—17.

Shimer, R. , 2004, “Search Intensity”, Unpublished Manuscript.

Tannery, F. J. , 1983, “Search Effort and Unemployment Insurance Reconsidered”, *Journal of Human Resources*, 18(3) , 432—40.

Uusitalo, R. , and J. Verho, 2010, “The Effect of Unemployment Benefits on Re-employment Rates: Evidence from the Finnish Unemployment Insurance Reform”, *Labour Economics*, 17(4) , 643—654.

Valletta, R. , and K. Kuang, 2010, “Extended Unemployment and UI benefits”, *FRBSF Economic Letter*, 12, 19.

Van Ours, J. C. , and M. Vodopivec, 2006, “How Shortening the Potential Duration of Unemployment Benefits Affects the Duration of Unemployment: Evidence from a Natural Experiment”, *Journal of Labor Economics*, 24(2) , 351—378.

Wadsworth, J. , 1991, “Unemployment Benefits and Search Effort in the UK Labor Market”, *Economica*, 58(229) , 17.

Wang, C. , and S. D. Williamson, 2002, “Moral Hazard, Optimal Unemployment Insurance, and Experience Rating”, *Journal of Monetary Economics*, 49(7) , 1337—371.

Wehrli, S. , 2008, “Personality on Social Network Sites: An Application of the Five Factor Model”, ETH Zurich Sociology Working Paper No. 7.

Yegidis, B. L. , and B. S. Lee, 2015, “Job-Seeking Behavior in Young Adults: Do Unemployment Insurance Benefits Hurt Job Search Efforts?”, *Journal of Social Service Research*, 41(1) , 133—140.

The Effect of Unemployment Insurance on Job Search Efforts: Evidence from the Chinese Time Use Survey

LIANG Bin and JI Hui

(School of Economics and Management, Inner Mongolia University)

Summary: Mortensen's (1970, 1977) job search theory, which proposes that unemployment insurance (UI) reduces the job search efforts of the unemployed, is supported by the theoretical and empirical literature. Therefore, economists are generally skeptical about the effect of UI in improving job search efforts (e.g., Barron & Mellow, 1979; Krueger & Mueller, 2010). However, in addition to providing a basic living for the unemployed, UI has been found to promote re-employment in many countries. Hence, there is a significant divergence between policies and academic views regarding the effect of UI on job search efforts.

Using data from the China Household Finance Survey (CHFS) and the Chinese Time Use Survey (CTUS) in 2017, we empirically identify the effect of UI on the job search efforts of the unemployed. We use the level of UI at the county level as the instrumental variable to deal with possible endogeneity problems. The instrumental variable regression results are consistent with those of our baseline regression, indicating that UI may increase the job search efforts of the unemployed. The placebo test and propensity score matching test results also confirm the robustness of our baseline results. We further identify the channels through which UI has a positive effect on job search efforts. Our results show that UI significantly increases the job search efforts of the unemployed and lowers their search costs, suggesting that UI may help the unemployed to increase their job search efforts by covering their search costs. We also examine the liquidity effect of UI. In contrast with Krueger & Mueller (2010), we find that the liquidity effect of UI on job search efforts is positive, which means that UI in China promotes search efforts by alleviating the liquidity constraints of the unemployed. This supports the theoretical findings of Ben-Horim & Zuckerman (1987). Finally, we test and exclude the alternative explanation of the influence of vocational training and learning.

Why does UI in China have a significant positive effect on search efforts? China's UI policy has only been formally established for the last 20 years. The levels of UI benefits in China are far behind those of developed countries such as the United States, France, Germany, and Sweden. China's overall level of social security is also insufficient, which significantly amplifies the effect of UI on job search efforts. Our analysis also shows that there is a crucial inflection point in the effect of China's UI policy on search efforts. With an increase in the level of UI, the positive effect of UI on search efforts gradually decreases. When the UI benefits exceed the inflection point, UI may inhibit job search efforts.

Our findings have strong policy implications for the development of China's UI system. We show that China's UI policy fosters re-employment in China. By covering the search costs, UI effectively improves the job search efforts of the unemployed and thus promotes their re-employment. The following suggestions for China's UI policies can also be drawn from our research. (1) There is room to improve the standard of UI in China by both providing a better basic living for the unemployed and maintaining the positive effect of UI on job search efforts. (2) At present, the levels of UI in China are determined by the local minimum wage standards. However, the policy role of UI in promoting re-employment may be improved by establishing the levels based on the local average wage levels or the local consumption levels. (3) More employment guidance and vocational training need to be provided in the process of issuing UI so that it can play a better role in promoting re-employment.

In summary, our paper contributes to the literature in the following three ways. First, we use micro-level survey data from China (CHFS and CTUS) to identify and prove the positive relationship between UI and job search efforts, and thus bridge the gap between the academic and policy perspectives on UI. Second, we show that the mechanism of UI's impact on job search efforts is covering the job search costs of the unemployed, which extends the literature on dynamic job search theories. Third, our results show that there is a crucial inflection point in the effect of UI on search efforts and prove that the positive effect of UI on search efforts still holds after moderately increasing the levels of UI in China. These findings provide a robust scientific basis for the further improvement of the UI system in China.

Keywords: Unemployment Insurance; Job Search Effort; Search Cost; Time Use

JEL Classification: J65, J64, J22

(责任编辑:冀 木)(校对:南 山)

197