

健康冲击下的劳动力供给

——基于人口老龄化视角

朱超 王戎¹

【摘要】：中国面临人口老龄化趋势，未来劳动年龄人口将减少。伴随老龄化人口健康状况下降，这将进一步恶化劳动供给问题。利用微观和宏观数据从健康角度解读中国劳动供给问题，探寻如何缓解老龄化趋势下劳动供给压力。研究发现：在微观家庭层面，健康冲击会降低个体劳动参与率，减少劳动时间。非稳定型单位的职工更容易遭受健康冲击而增大其退出劳动市场的概率。当受到健康冲击时，男性比女性、农村比城市劳动者劳动参与率降幅更大。在宏观省份层面，不良健康状况在规模上通过规模企业数量的减少导致该地区就业率的降低，在质量上通过挤出教育资本投入降低劳动者学历水平。地方政府应积极落实“健康中国”战略，注重劳动者健康水平的提升。尤其是对于民营企业、个体工商户等非稳定型单位职工和男性劳动者，更应切实维护其生命健康权益。

【关键词】：人口老龄化 健康状况 劳动供给 非稳定型单位

【中图分类号】：F241.4 **【文献标识码】：**A **【文章编号】：**1009-2382(2022)03-0001-13

一、引言

2019年，国务院印发《国务院关于实施健康中国行动的意见》《健康中国行动（2019-2030年）》，把人民健康放在优先发展的战略地位，实现从“人口红利”到“健康红利”的转变。疾病年轻化，22%中年人死于心脑血管病，70%有过劳死的危险¹。据统计，在2005年至2015年期间，中国因疾病丧失的生产力所造成的经济损失高达5500亿美元²。另一个重要背景是人口老龄化快速发展，中国劳动年龄人口规模下降，人口红利逐渐消失，未来可能出现劳动力短缺的状况。按照国际老龄化社会标准，中国已进入老龄化社会。劳动力市场也趋向老龄化。人口老龄化可能会导致未来劳动供求结构失衡（姚玉祥，2021）。

人口老龄化趋势短期很难逆转，年轻劳动人口的减少也是必然。老年人口数量增多和年轻人口压力增大造成了中国国民健康水平的下降。这将直接加重社会的养老和医疗负担，影响生产效率，进而造成经济社会的波动。为了积极应对人口老龄化，稳步提高人口健康水平，世界卫生组织积极提倡健康老龄化理念。中国已将健康老龄化战略纳入健康中国战略。在此背景下，提升劳动力质量显得尤为重要，不仅可以减缓劳动年龄人口下降的速度，延缓老龄社会的到来，而且有利于劳动生产率的提升，促进经济的持续稳步发展。

健康是劳动力质量的体现。学者们从健康角度来研究劳动力供给，寻找有效缓解劳动供给压力的措施。文献主要集中于以下两点：第一，健康状况与劳动参与率和供给时间的关系（Cai等，2008；Pit等，2013）。此类文献研究对象多为老年人口，发生健康冲击会导致其提前或永久地退出劳动力市场（Pit等，2013）。第二，健康状况与劳动生产率和工资的关系（Arshad等，2015；Flores等，2020）。这类文献通常认为健康人力资本通过生产率作用于劳动工资。健康状况不佳的个体，其生产力较低进而影响个人收入（Flores等，2020；Banerjee等，2017年）。关于国内健康状况与劳动市场的研究较少且集中于利用微观数据分

¹作者简介：朱超，首都经济贸易大学金融学院教授、博士生导师；王戎，首都经济贸易大学金融学院博士生（北京100070）。

基金项目：国家自然科学基金面上项目“人口学视角下风险态度、全要素生产率与金融资产收益率”（编号：71873092）；首都经济贸易大学北京市属高校基本科研业务费专项资金项目（编号：ZD202003）

析中老年劳动供给问题(李琴等, 2014;Li 等, 2019)。

本文从人口健康的角度来解读中国劳动供给问题。首先利用中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)2011–2018 年家庭微观数据, 研究个人劳动供给对健康冲击的反应, 结果发现健康冲击对劳动参与率和供给时间存在着不利影响。同样, 区分稳定型单位职工和非稳定型单位职工、男女劳动者及城乡劳动者遭受健康冲击时, 其劳动供给反应存在差异。本文还利用 2004–2018 年省级面板数据来考察地区人口健康水平与该地劳动供给规模和质量的的关系, 发现地区人口健康不佳会降低该地就业率和劳动力文化水平。

本文的研究贡献主要体现在: 第一, 本研究能更好地捕捉中国“单位经济”的特点, 同时关注了中国民营企业 and 个体工商户等职工的就业稳定性及男性劳动者的供给量。第二, 利用微观数据和宏观数据系统分析健康水平与劳动供给的关系。大部分文献多利用单一的微观数据来解释健康冲击对劳动供给的影响。本文在利用微观数据研究健康冲击与个体劳动供给关系的基础上, 增加了省级宏观数据分析。

二、文献综述

新古典理论的决策模型基于理性人的假设, 其中包括劳动供给决策。Chiappori(1988)提出集体决策模型(Collective Model), 即每个人会做出利己的决策, 家庭在博弈基础上整合个体决策以实现效益最大化。与集体决策模型相反的是单一决策模型(Unitary Model)(Becker, 1965)。部分文献对二者进行比较, 检验劳动供给决策是遵循着集体决策模型还是单一决策模型(Morozumi, 2012)。患病个体往往需要更多的闲暇时间来进行疾病治疗和保健(Novignon 等, 2015)。配偶一方因健康冲击造成的收入损失可能需要由另一方的劳动供给来补充(Lee, 2020)。这时, 劳动供给决策中兼顾了个人效应和家庭效应。结合中国传统家族和家庭文化特征, 集体决策模型更适合中国劳动供给决策。

在健康指标层面, 健康经济学的文献数据多来源于追踪调查。例如, 美国的“健康与退休研究”(HRS)、英国的“老龄化跟踪研究”(ELSA)、欧洲的“健康、老龄化和退休调查”(SHARE)及“中国健康与养老追踪调查”(CHARLS)等。其中重要问题是关键变量健康水平的度量。现有文献采用的方法包括主观指标(Li 等, 2019)、客观指标(Trevisan 和 Zantomio, 2016)及主客观综合指标(Blundell 等, 2020)。其中, 自评健康状况作为主观指标深受健康经济学文献的青睐。但是采用主观指标因识别偏误(Justification Bias)和报告误差(Reporting Error)存在内生性问题(李琴等, 2014)。主客观综合健康指标可能因单个指标间相关性较差降低了综合性指标的准确性, 且缺乏实际的经济含义。因此, 客观指标相对较为合理。例如, 以疾病作为健康的代理变量, 避免自我判断的主观性, 具备医疗设备诊断的准确性, 且存在实际的经济意义。

在微观数据层面, 较多文献认为健康会显著影响劳动供给(Bartley 和 Owen, 1996;Nwosu, 2018)。Bartley 和 Owen(1996)证实良好的健康状况会提升其劳动市场参与。Cai 等(2008)利用澳大利亚数据发现雇员会因健康状况不佳而离开劳动力市场。Nwosu(2018)利用南非数据发现抑郁症和糖尿病可能导致就业率下降 4%~6%, 而结核病导致就业率下降 12%~13%。Bubonya 等(2019)发现女性雇员的健康状况对劳动市场参与的影响较小。除此以外, 健康状况影响员工就业状况的同时, 生产强度及工作环境也对员工的身体产生影响, 由此导致内生性问题。李琴等(2014)以患病前的钠盐摄入量作为健康冲击的工具变量来解决内生性问题。Blundell 等(2020)则利用客观健康指标作为主观健康指标的工具变量处理二者的内生性问题。

在宏观数据层面, Novignon 等(2015)利用撒哈拉以南 46 个国家的跨国面板数据, 以预期寿命来衡量人口健康水平, 其与劳动力参与呈正相关关系。学者们对健康人力资本投入与劳动生产率之间的关系进行研究(Rivera 和 Currais, 2003;Arshad 等, 2015)。具备良好身体素质和较高工作能力的工人能够高效且精确地执行任务, 由此, 生产率才能得以提高(Kwon, 2009)。Arshad 等(2015)利用马来西亚面板数据, 研究教育人力资本和健康人力资本对生产率的影响, 发现较高的教育水平和较好的健康状况可以显著提高马来西亚劳动生产率水平, 且健康对劳动生产率的影响相对较大。健康状况会通过劳动市场参与和工人生产率来影响经济增长(Bloom 等, 2019)。Fogel(1994)认为英国 1780–1980 年间每年 0.33%左右的经济增长可以解释为劳动力健康状况

的改善。

综上所述，国内学者对健康状况与劳动供给的关系研究较少，且现有文献缺乏对劳动工作性质、工人性别等的完整讨论。另外，中国现有文献多基于微观调查数据，未能考虑到宏观层面人口健康状况与区域劳动供给的关系，更未考虑到二者关系是否存在经济区位的差异。因此，本文利用 CHARLS2011-2018 年家庭面板数据和 2004-2018 年省级面板数据系统考察中国人口健康状况与劳动供给的关系。

三、理论机制及研究假说

1. 理论机制

个体可能因身体健康问题，被迫选择闲暇，面临着随时退出劳动力市场的风险。并且，对于二者关系的考察同样受到双向作用及未观察到的偏好等问题的干扰。健康冲击对劳动供给参与的影响因单位性质、劳动者性别及劳动市场性质的不同而有所差别。政府部门、国有企业、事业单位等稳定型单位与民营企业、个体工商户等非稳定型单位，二者在性质、经营方式及保障机制等方面存在差异。当不同类型单位的劳动者面临健康风险时，其劳动决策可能也有所不同。有证据表明，男女在身体素质和就业行为上均存在差异(Bubonya 等, 2019)。健康冲击对于城乡劳动供给影响程度可能存在区别。相对于城市劳动力，农村剩余劳动力较多从事市场竞争力较低的体力劳动，其身体健康难以得到保证，就业稳定性较差。

人口作为市场投入要素之一，其供给数量和质量直接决定了中国经济发展速度。十八大以来，中国把维护人民健康摆在更加突出的位置，为人民全方位全周期提供健康医疗保障服务。人力资本与地区就业率存在一定关系，其中，健康人力资本的改善是提高劳动参与率和生产率的关键。人口健康较差的地区，无论是个人还是地方政府都承担着较为繁重的医疗支出压力。家庭也会加大医疗储蓄动机，缩减消费和投资。地区劳动力质量下降，政府和个人的投资减少，企业集聚的区位优势消失，可能造成企业的外迁。由此，导致地方劳动力吸纳能力降低，失业率增加。政府医疗支出负担过重，可能会压缩教育人力资本的投入，而教育人力资本投入增速减缓会直接影响地区劳动力供给质量。

2. 研究假说

本文从微观和宏观两个层面探究健康状况所引起的劳动供给的变动，对该领域文献研究进行补充。在二者关系识别的过程中，基准回归结果可能受到双向因果的干扰。所以本文分别利用条件混合过程(CMP)和系统 GMM 在微观层面和宏观层面排除内生性影响，研究健康状况与劳动供给的关系。

假说 1:不良健康可能会减少劳动供给时间，加大劳动力市场退出的概率。

不良健康状况损害身体机能从而影响专业技能的发挥，劳动生产率由此受到限制。个人因劳动生产率的降低可能面临着被劳动市场淘汰的风险。健康冲击可能会增大劳动退出的概率和缩短工作时间。

假说 2:相对国有企事业单位、政府党政机关等稳定型单位，民营企业、外资企业及个体经营者等非稳定型单位的职工遭受健康冲击时更容易退出劳动市场。

单位组织是一种中国特有的制度和结构方式。由于单位性质的不同，其薪酬机制、保障程度及社会地位等方面存在一定差异。稳定型单位保障较为充足，福利待遇较好，工作较为稳定。非稳定型单位对劳动力保障相对欠缺，劳动合同规范性相对较差，工会维权功能发挥有限，受市场行情影响经营波动较大。

假说 3:人口健康不佳会损失该地劳动力数量,由此,就业率降低,劳动供给质量受损。

人口健康问题意味着个人和政府的医疗支出负担增大,该地区个体生命周期储蓄动机增强,可能导致消费投资不足。政府因健康人力资本投入加大,对中小企业的资金投入不足。高储蓄和低投资导致该地区产业发展受限,地区劳动吸纳能力降低,就业率下降。而医疗支出负担加重,可能会导致教育人力资本被挤出,进而造成劳动者人均受教育水平的降低。

四、微观层面：健康冲击与劳动供给

1. 计量模型设定

本文利用面板 Probit 和面板线性模型研究健康冲击对个人劳动供给的影响。模型设定为：

$$\begin{aligned} \Pr (Par_{it} = 1 | Health_{it}, X_i) &= F (\alpha_0 + \alpha_1 Health_{it} \\ &+ \alpha_2 X_i + \epsilon_i) \quad (1) \\ Par_time_{it} &= \beta_0 + \beta_1 Health_{it} + \beta_2 X_i + \mu_i \\ Par_{it} = 1, Par_Time_{it} &\geq 52 \quad (2) \\ Par_{it} = 0, Par_Time_{it} &< 52 \end{aligned}$$

其中, (1)式 Par_{it} 为个体 i 在 t 时的劳动参与状况,若参与劳动, y_i 取值为 1, 否则取值为 0。 Par_time_{it} 为劳动参与时间。 $Health_{it}$ 定义为个体 i 在 t 时是否遭受健康冲击,为 0-1 虚拟变量。 X_i 为影响个体劳动供给的其他变量,包括个体特征、家庭特征和社区特征。 ϵ_i 为劳动参与模型的随机扰动项。 $\Pr$ 为解释变量和控制变量确定情况下,被解释变量取值为 1 的概率。(2)式被解释变量 Par_time_{it} 为个体 i 的全年总劳动时间, μ_i 为劳动供给时间模型的随机扰动项。

2. 数据

CHARLS 调查对象集中在 45 岁及以上中老年人,是一项具有全国代表性的大型家庭追踪调查数据,主要包括家庭父母、子女、兄弟姐妹信息;家庭交往与经济帮助信息;医疗保健与保险信息;工作、退休与养老金信息;收入、支出与资产等方面的详细信息。第一次全国基线调查于 2011 年开展,之后每隔两年进行一次追踪调查。本文选取 2011、2013、2015、2018 年四期非平衡面板数据,在剔除无效样本后,最终生成 41160 位样本个体。

3. 变量选择与描述性统计

(1)被解释变量。

微观层面的劳动供给主要由劳动参与率和供给时间来衡量。个体的劳动时间为农业受雇或自雇,个体或私营及非农受雇劳动类型的全年总和。参考李琴等(2014),根据国家统计局对劳动参与的定义,每周劳动时间大于 1 个小时,全年劳动大于 52 个小时,则称为劳动参与,赋值为 1,否则,赋值为 0。

(2)解释变量。

参考 Jones 等(2020),本部分选择将慢性病中恶性肿瘤、中风和心肌梗塞的发生来定义健康冲击。恶性肿瘤、中风和心梗三种慢性病具有突发性,误诊的可能性较小。本文将个体发生恶性肿瘤、中风和心肌梗塞至少其中一种疾病,定义为发生健康冲

击，赋值为 1，否则为 0。恶性肿瘤、中风和心肌梗塞可能存在后遗症，身体恢复需要较长时间。因此，我们还将按照患病年限生成哑变量——受冲击年限。

(3)控制变量。

此外，本文还考察了人口统计学变量、家庭财务变量及其他变量。人口统计学变量包括：性别、年龄、婚姻、受教育水平及身体障碍。男女在预期寿命和身体素质等方面存在差异。年龄与劳动技能相关，因此将年龄作为连续变量纳入模型中。婚姻状况分为未婚和已婚两类。受教育程度作为个体劳动技能的外在表现，与就业机会和劳务酬金相关。本文考虑到个体行为能力受限直接影响其社会经济活动的参与，因此控制了个人日常行动能力障碍及是否残疾。家庭财务变量包括：家庭年收入、房屋数量。家庭年收入包括农业收入、经营性收入、工资性收入和转移性收入。本文以家庭拥有的房屋数量来衡量家庭固定资产量。其他控制变量为所在地区、家到最近火车站的距离和社区性质。限于篇幅，描述性统计备索。

4. 实证结果分析

(1) 健康冲击与劳动供给基准回归结果。

本部分利用 (1) 式和 (2) 式研究健康冲击与劳动供给的关系，实证结果显示于表 1。为了使分析结果更为直观，本文给出模型回归系数的同时，还给出了边际效应回归系数。表 1 第 (1)–(4) 列汇报的是健康冲击对劳动参与率的回归结果，第 (5)–(6) 列显示的是健康冲击对劳动供给时间的回归结果。参考 Osmani 等 (2019)，为符合急性健康冲击和慢性健康状况的特征，本文还考察往期的不良健康状况对当期劳动供给的影响。

表 1 第 (1) 列回归结果显示，健康冲击与劳动参与率显著负相关。第 (2) 列边际效应回归系数显示，健康冲击使劳动参与率降低了 1.8 个百分点。此外，本文还考察了个人长期疾病状态对其劳动参与率的影响。从第 (3) 列得出，个人遭受突发疾病十年后，个人退出劳动力市场的可能性还是显著存在。恶性肿瘤、中风或者心肌梗塞会在较长时间内影响劳动决策。随着时间的流逝，健康冲击对劳动市场参与率的影响效应会减弱，但是会较长期存在。第 (4) 列回归结果显示，当期劳动参与率仍有 2.7% 的可能性是十年前的健康冲击引起的。

表 1 健康冲击对家庭劳动供给的基准回归结果

变量	参与率				供给时间	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
健康冲击	-0.111*** (0.021)	-0.018*** (0.003)			-13.400*** (2.935)	
两年以内			-0.195*** (0.058)	-0.034*** (0.011)		-40.623*** (9.077)
三至五年			-0.210*** (0.056)	-0.037*** (0.011)		-30.254*** (8.747)
六至十年			-0.131** (0.062)	-0.022** (0.011)		-22.018** (9.121)
十年以上			-0.159**	-0.027***		-15.484

			(0.062)	(0.011)		(9.872)
性别	0.363*** (0.025)	0.059*** (0.004)	0.359*** (0.026)	0.059*** (0.004)	59.096*** (3.973)	60.452 (4.161)
婚姻	-0.173*** (0.035)	-0.028*** (0.006)	-0.167*** (0.037)	-0.027*** (0.006)	-26.308*** (5.761)	-26.469 (6.084)
年龄	-0.032*** (0.002)	-0.005*** (0.000)	-0.032*** (0.002)	-0.005*** (0.000)	-6.629*** (0.232)	-6.633 (0.242)
受教育程度	-0.046*** (0.014)	-0.007*** (0.002)	-0.039*** (0.015)	-0.006*** (0.002)	-1.019 (2.280)	-0.353 (2.422)
身体障碍	-0.110*** (0.022)	-0.018*** (0.004)	-0.121*** (0.024)	-0.019*** (0.004)	-24.052*** (3.338)	-26.011 (3.710)
家庭收入	0.025*** (0.003)	0.004*** (0.000)	0.021*** (0.003)	0.003*** (0.001)	5.240*** (0.411)	4.739 (0.483)
房屋数量	-0.083*** (0.012)	-0.0014*** (0.002)	-0.076*** (0.012)	-0.012*** (0.002)	-17.672*** (1.832)	-17.168 (1.897)
低保家庭	-0.015*** (0.037)	-0.002 (0.006)	-0.009 (0.040)	-0.001 (0.007)	-7.767 (5.558)	-6.724 (6.166)
社区性质	0.015 (0.027)	0.002 (0.004)	0.002 (0.028)	0.0003 (0.005)	51.706*** (4.513)	55.065 (4.715)
地形条件	-0.001 (0.025)	-0.0002 (0.004)	-0.001 (0.027)	-0.0002 (0.004)	-9.988** (4.250)	-10.821 (4.427)
交通便利性	-0.018* (0.010)	-0.003* (0.002)	-0.020** (0.010)	-0.003 (0.002)	-8.739*** (1.610)	-8.393 (1.680)
常数	3.437*** (0.114)	-	3.437*** (0.122)	-	761.863*** (16.817)	763.247 (17.700)
观测值	41160	41160	33122	33122	41002	33009

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著；括号内为稳健标准误。下同。第(1)列和第(3)列为 Probit 模型回归系数，而第(2)列和第(4)列为边际效应回归系数。

表 1 第(5)列回归结果显示了健康冲击对劳动供给时间的影响。健康冲击与劳动供给时间呈显著的负相关关系，健康冲击使劳动供给时间减少了 13.4 个小时，假说 1 得到验证。第(6)列显示，个体随着患病年限的增加，健康冲击对当期劳动供给时间的负向影响逐渐降低。两年内的健康冲击会减少当期劳动供给时间 40.6 个小时。在健康冲击后的六到十年，其仍能显著影响当期劳动供给时间。个体遭受健康冲击超过十年以上才对当期劳动供给时间影响消失。这说明当期劳动供给会受到之前健康冲击的影响。

(2) 内生性处理。

健康冲击与劳动供给可能存在内生性问题，原因在于：第一，劳动也会对个人身体状况产生积极或消极的影响。非良性的社会关系、较大的工作压力及工作中的危险行为都威胁着个人健康(Barnay, 2020)。第二，尽管模型对个人、家庭、社区和地区变量进行控制，但仍可能存在不可识别的影响因素，如工作偏好或他人行为等。第三，本文数据来源于追踪调查，通过问卷的形式获得，主观性较强。健康冲击为离散变量，而普通的工具变量法处理离散内生变量存在一定局限性。由此，本文采用条件混合过程(Conditional Mixed Process,CMP)对健康冲击与劳动供给模型进行两阶段回归。

文献采用城市或社区范围内的他人行为作为个人行为的工具变量(李华和李志鹏，2018)。本文选择本市就医率作为健康冲击的工具变量。主要从以下两点来检验工具变量的有效性：第一，工具变量与解释变量相关。本市就医率一定程度上代表该地区居民整体健康状况。就医人数较多，即医疗服务需求旺盛，这说明该地区居民身体条件普遍较差。第二，本市就医率并不会影响个人的劳动决策。个人的劳动行为决策不会因为他人的就医行为而发生改变，因此，本市就医率相对于劳动供给而言是外生变量。

表 2 基于条件混合过程的内生性处理

变量	参与率			供给时间	
	第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
健康冲击		-0.735*** (0.118)	-0.168*** (0.029)		-107.381*** (15.106)
IV:本市就医率	0.776*** (0.031)			0.786*** (0.032)	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
Atanhrho_12		0.407*** (0.081)			0.189*** (0.030)
WaldF	164.64			197.615	

注：第(3)列为边际效应回归系数。

表 2 第(1)列至第(3)列显示了健康冲击与劳动参与率内生性处理结果。第一阶段回归显示，本市就医率与健康冲击呈现显著的正相关关系。患病就医率越高意味着该市就医需求越大。第(3)列边际回归结果显示，健康冲击使得个人劳动参与率降低16.8%。第(4)列至第(6)列显示健康冲击会使得全年劳动供给时间减少107个小时。工具变量不仅在影响个人健康水平上符合预期，而且没有出现“弱工具变量”问题(Cragg-Donald Wald F均值大于10)。

(3) 稳健性检验。

本文更换了检验方法和变量指标来检验基准回归结果的稳健性。为了剔除样本自选择效应的影响，参考 Jones 等(2020)，本

部分利用广义精准匹配法 (Coarsened Exact Matching, CEM) 和熵平衡 (Entropy Balancing, EB) 来研究健康冲击与劳动供给的关系。我们发现经过 CEM 和 EB 匹配后, 健康冲击发生会使得劳动参与率显著降低 2.8%, 劳动时间减少 27.1 个小时, 与基准回归结果一致。本文将年劳动时间更换为周劳动时间, 以是否患有高血压作为健康冲击的代理变量。更换变量后的实证结果再次证明了基准回归的稳健性。限于篇幅, 稳健性检验结果不再列示, 备索。

(4) 异质性讨论。

由前文可知, 健康冲击对劳动供给产生负向影响。但个体可能由于工作性质、劳动性别或城乡劳动市场的差异, 其健康冲击对劳动参与的影响可能有所区别。本文试图通过对不同群体进行分类, 探究健康冲击对劳动参与率的异质性影响。

首先, 考察健康冲击与劳动供给二者关系在工作单位性质的异质性。工作单位制度是中国计划经济体制下产生的特殊组织形式。参考杨汝岱和周靖祥 (2017) 将工作单位划分为两类, 即政府部门、国有企事业单位、国有企业等稳定型单位和民营企业、外资企业、个体工商户、非营利机构等非稳定型单位。表 3 第 (1) 列和第 (2) 列结果表明, 健康冲击不会造成稳定型单位职工的流失, 而非稳定型单位的职工遭受健康冲击后会退出劳动力市场。非稳定型单位职工在面临严重健康冲击时, 可能会失业或提前退休, 假说 2 得以验证。

表 3 健康冲击对劳动供给的异质性检验

变量	工作单位异质性		劳动者性别异质性		城乡异质性	
	稳定型	非稳定型	男性	女性	城市	农村
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
健康冲击	0.022* (0.011)	-0.001* (0.007)	-0.020*** 0.004	-0.016*** (0.005)	-0.011* (0.006)	-0.022*** (0.004)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2008	5093	21767	19393	13125	28035

注：第 (1) 列至第 (6) 列系数为边际效应回归系数。

其次, 考察健康冲击与劳动供给二者关系在个体性别上的异质性。随着第三产业的发展及生育观念的改变, 女性逐渐走向社会工作岗位。但受社会分工和传统观念的限制, 男性和女性在劳动参与中仍差别较大。表 3 第 (3) 列和第 (4) 列结果显示, 男性劳动者的健康冲击对其劳动供给的影响大于女性劳动者。可能的原因有：第一, 传统社会规则通常赋予男性更大的经济责任, 因此, 男性劳动参与率还是远高于女性。第二, 相对于女性劳动者, 男性劳动者就业期望更高, 在低水平岗位就职的意愿偏低 (Bubonya 等, 2019)。

最后, 考察健康冲击与劳动供给二者关系在城乡劳动市场上的异质性。近年来, 农村劳动力向城市大量转移。农村剩余劳动人口就业环境改善缓慢, 城乡就业差距逐渐拉大。表 3 第 (5) 列和第 (6) 列结果显示, 健康冲击对劳动供给的影响均显著为负, 且农村居民遭受健康冲击后退出劳动力市场的概率大于城市居民。原因可能在于：随着中国工业化和城市化进程加快, 资源要素的不平衡加速了人口的流动, 农村剩余劳动人口质量相对较差, 且多以农业生产或工厂雇佣为主, 工作稳定性较差, 受到健康冲击后更大概率会退出劳动力市场。

(5)解决方案：

健康冲击与劳动供给的调节效应。健康冲击与劳动供给的异质性影响可能与个体所获得的社会保障水平有关。社会保障可以增大个体在突发状况下的经济给付能力。例如，医疗保险可以给予患病人群经济补偿，减轻医疗负担；失业保险中的代缴基本医疗保险费，保障了劳动者失业期间“病有所医”。此外，个人的劳动竞争力主要凭借其就业能力。健康水平较好，就业能力较强的劳动者更大概率流向城市或发达地区。

表 4 健康冲击与劳动供给的调节效应

变量	参与率	
	(1)	(2)
健康冲击	-0.034*** (0.007)	-0.004 (0.004)
健康冲击×调节变量	0.006*** (0.001)	-0.002 (0.005)
调节变量	-0.005*** (0.001)	0.006** (0.003)
控制变量	YES	YES
观测值	41122	11658

表 4 第 (1) 列和第 (2) 列回归结果发现，健康冲击与社会保障交互项显著为正，而与就业能力的交互项不显著。这说明社会保障可以降低个人因健康冲击被迫退出劳动力市场的概率。社会保障在个人因医疗支出产生经济困难时给予补偿，从而保障个人的基本生活需求。当发生大病冲击时，医疗保险机构按照比例给予个人经济补助，减轻个人医疗支出负担，防止个人因病返贫。失业保险中医疗补偿金同样可以给予失业人口医疗保险补助，但就业能力却不能阻止个人因健康问题被劳动力市场淘汰事实的发生。

五、宏观层面：健康状况与劳动供给规模和质量

1. 计量模型设定

本部分利用宏观省份数据研究地区人口健康状况与劳动供给的关系。首先，采用面板固定效应模型作为基准回归分析人口健康状况对劳动供给规模和质量的影响，模型设定如下：

$$Labor_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Health_{it} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \epsilon_{it}$$

(3)

其中， $Labor_{it}$ 为 i 省在 t 年的劳动供给变量，包括劳动供给规模和质量； $Health_{it}$ 为 i 省在 t 年的不良健康指数； X_{it} 为控制变量； λ 为未观察到的时间固定效应； μ 为未观测到的特定省份固定效应； ϵ 则是随机扰动项； α 为待估系数。

经济因素的变动本身具备一定的惯性。劳动参与作为人类日常生产活动，是一个连续的动态过程。同时，面板数据可能因未观察到的个体特征和遗漏重要变量存在内生性问题。因此，本文采用广义矩估计 (GMM) 估计方法考察健康状况与劳动供给的动态

关系，模型设定为：

$$Labor_{it} = \alpha_0 Labor_{it-1} + \alpha_1 Health_{it} + \beta X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

系统 GMM 是将差分方程和水平方程相结合。相对于差分 GMM, 系统 GMM 估计效率较高。因此，本文选择系统 GMM 研究人口不良健康状况与劳动供给的联动关系。变量设定含义同 (3) 式。

2. 数据

本部分样本为中国 30 个省、自治区和直辖市(西藏自治区由于大量数据缺失予以剔除)2004-2018 年的面板数据。本部分的数据来源于历年的《中国统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》、中国经济信息网以及各省份统计年鉴。

3. 变量选择与描述性统计

(1) 被解释变量。

本文被解释变量为劳动供给规模和质量。其中，劳动供给规模以就业率来衡量，劳动供给质量以劳动者人均学历水平来衡量。借鉴王立军和马文秀(2012)， $Labor_edu = \sum_{i=1}^8 (p_i y_i) / p_0$ 其中， p_i 表示受教育等级为 i 的劳动人口数， y_i 为受教育年限。教育等级 i 分为未上过学、小学、初中、高中、中专、大专、本科及研究生 8 个等级。

(2) 解释变量。

WHO(2001)以预期寿命、婴儿死亡率、5 岁儿童死亡率、孕产妇死亡率和患病率等指标来衡量国家(或地区)人口健康水平。参考王丽敏和张晓波(2003)、王弟海等(2008), 并基于数据的可得性，本文以住院率、婴儿死亡率和孕妇死亡率并利用熵权重计算不良健康指数，数值越大表明该地区人口健康状况越差。

(3) 控制变量。

本文选取城镇化、高等教育率、人口流动、结婚率、抚养比、家庭规模、人均 GDP、经济开放度及智能化程度作为影响劳动供给的因素。第一，城镇化水平代表该地吸引企业集聚的能力，暗示了当地劳动力市场的规模，也引导着劳动力的流动。第二，高等教育水平代表吸引高等教育人才的能力。劳动者通过追求较好的教育资源，从而达到全国劳动力资源配置的效果。第三，抚养比、结婚率和家庭规模对劳动供给尤其是女性的劳动供给存在较大影响。第四，经济开放程度和人均 GDP 代表该地经济发展水平。经济发展水平较好的地区，其劳动力吸纳能力较强。第五，科技较发达地区，人工智能化应用率较高，所需的人才均为高新技术人员，其劳动市场的容量较小。限于篇幅，描述性统计备索。

4. 实证结果分析

(1) 健康状况与劳动供给规模和供给质量的基准回归结果。

本部分从宏观角度来考察人口不良健康与劳动力供给的关系。为了解决人口健康状况与劳动供给的内生性问题，本文采用系统 GMM 进行动态估计，并将处理完内生性的回归结果与 OLS 和 FE 估计结果进行比较。

表 5 不良健康状况对劳动供给的影响

变量	供给规模			供给质量		
	OLS	FE	系统 GMM	OLS	FE	系统 GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L. 被解释变量			1.060*** (0.040)			0.418*** (0.021)
不良健康	-0.072** (0.031)	-0.046** (0.022)	-0.013*** (0.003)	-0.024*** (0.004)	-0.024*** (0.002)	-0.012*** (0.001)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
AR (1)			-2.364** (0.018)			-3.750*** (0.000)
AR (2)			-1.235 (0.217)			-0.716 (0.474)
Sargan 检验			1.000			1.000
样本地区	30	30	30	30	30	30
观测值	450	450	420	450	450	420

人口不良健康状况与劳动供给回归结果分别显示于表 5。第(1)列和第(2)列回归结果显示不良健康状况对劳动供给规模的影响显著为负。第(3)列引入被解释变量的滞后项作为工具变量处理内生性后，不良健康状况每提升 1%，劳动供给规模降低 1.3%。相对于系统 GMM 估计，OLS 和 FE 估计不良健康系数值偏高。说明在内生性影响下，不良健康状况对劳动力供给规模的影响被高估了。第(4)列和第(5)列估计结果显示，人口不良健康状况会显著降低劳动供给质量。系统 GMM 估计结果显示，不良健康状况每上升 1%，劳动供给质量降低 1.2%。假说 3 得以验证。

第(3)列和第(6)列中的 AR(1)和 AR(2)检验显示，存在一阶序列自相关，不存在二阶序列自相关。此外，Sargan 检验 P 值均大于 0.1，因此无法拒绝“所有工具变量都有效”的原假设。以上结果均说明系统 GMM 估计的可行性。

(2) 健康状况与劳动供给的区域异质性。

健康资本作为人力资本的核心部分，取决于政府的医疗卫生投入。随着中国经济的发展，健康人力资本投入也逐年增加，但东、中、西经济带的健康人力资本仍然存在较大差异。不同经济带的居民所享受的医疗设施和医疗服务有所区别，跨区域就医现象仍然存在。居住环境也是居民健康水平的影响因素之一，例如环境污染、土地贫瘠等都会降低居民的预期寿命，增大疾病隐患。

表 6 不良健康状况与劳动供给的地区异质性

变量	供给规模			供给质量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
不良健康	-0.263*** (0.077)	-0.091 (0.059)	-0.069** (0.027)	-0.033*** (0.006)	-0.012** (0.005)	-0.011*** (0.003)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本地区	12	9	9	12	9	9
观测值	180	135	135	180	135	135

注：第(1)列至第(3)列、第(4)列至第(6)列依次为东、中、西部地区的回归结果。

人口健康状况与劳动供给规模在东、中、西部地区的异质性回归结果显示于表 6 第(1)列至第(3)列。在东、中、西部地区，人口不良健康状况对劳动力供给规模的回归系数均为负，系数绝对值呈现东部>中部>西部的特征。东、中、西部地区差异的原因可以解释为：东、中部地区尤其是东部地区为劳动流入地，劳动力更新速度较快。当期人口质量降低，不良健康人口可能面临着被淘汰，从而劳动力市场得以更新，导致人口短期供应不足。而西部地区人力资本相对较差，受到地理环境或经济发展程度的影响，人口身体素质本身相对较差。且西部地区劳动力流动性较差，重工业资本密集程度高，劳动力就业稳定。

人口健康状况对劳动力供给质量的回归结果显示于表 6 第(4)列至第(6)列。不良健康状况对劳动供给质量回归的系数绝对值同样呈现东部>中部>西部的特征。原因可能在于：中、西部地区作为财政倾斜的重点区域，凭借自身的地缘优势、资源条件和潜在市场容量，在东部产业转移过程中发挥着重要的作用。且中、西部地区以劳动密集型产业为主，对劳动力素质要求相对较低。因此，中西部地区人口健康状况不会引起劳动供给质量的大幅波动。东部地区劳动力市场竞争较大，对劳动力质量要求较高。当劳动力健康状况下降时，其可能面临着被市场淘汰的风险。

(3) 健康状况与劳动供给的中介机制分析。

地区不良健康状况可能会使得该地失去劳动成本优势，劳动密集型企业可能因生产成本上升而转移。该地人口健康不佳可能导致个体的预防储蓄动机上升，政府的医疗保健财政支出增加。因此，企业会因地区消费和投资不足而转移。此外，人口健康较差的地区，该地政府和家庭可能会把健康摆在优先发展的位置，增加政府和家庭的健康资本投入，着力提升人口健康水平。这可能会导致教育人力资本投入增速变缓，甚至产生挤出效应。

表 7 不良健康状况与劳动供给的中介效应检验

变量	供给规模	企业个数	供给规模	供给质量	教育资本	供给质量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
不良健康	-0.046** (0.022)	-0.010*** (0.004)	-0.044** (0.022)	-0.024*** (0.002)	-0.062*** (0.003)	-0.016*** (0.002)

中介变量			0.624** (0.241)			0.363*** (0.060)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本地区	30	30	30	30	30	30
观测值	450	450	450	450	450	450

表 7 第(1)列至第(3)列利用地区规模企业数量检验人口不良健康状况与劳动供给规模的中介效应。第(2)列显示，不良健康状况会显著降低该地区规模企业数量。第(3)列结果显示：不良健康状况与劳动供给规模显著负相关，规模企业数量与劳动供给规模显著正相关。说明不良健康状况通过减少规模企业个数造成劳动供给规模的降低，规模企业数量的中介效应显著存在。该地区因劳动者健康问题对企业吸附能力降低，由此造成企业转移，劳动力市场规模缩小，地区就业率下降。

表 7 第(4)列至第(6)列检验教育资本在不良健康状况与劳动供给质量关系中的中介效应。不良健康状况会显著降低教育人力资本投入，这说明不良健康状况造成政府和个人的医疗支出增加，对教育资本投入产生挤出效应。第(6)列结果显示，不良健康状况对劳动供给质量产生显著的负向影响，教育资本投入对劳动供给质量产生显著的正向影响。教育资本投入在不良健康状况与劳动供给的关系中发挥着部分中介效应。

(4)解决方案：

不良健康状况与劳动供给的调节效应。人口健康状况关乎该地区经济的发展和社会的稳定。老龄化趋势加快造成未来劳动年龄人口减少，而不良健康状况加速了劳动力的减少。因此，如何提高健康水平保障劳动供给的稳定，成为我们亟需解决的问题。

表 8 改善地区人口健康的措施

变量	供给规模		供给质量	
	财政投入	医疗人员引进	财政投入	医疗人员引进
	(1)	(2)	(3)	(4)
不良健康	-0.052** (0.022)	-0.019 (0.056)	-0.022*** (0.002)	-0.059*** (0.005)
不良健康×调节变量	0.039** (0.018)	-0.076 (0.144)	0.005*** (0.002)	0.095*** (0.014)
调节变量	-0.704*** (0.178)	-0.601 (0.530)	0.061*** (0.020)	0.107* (0.059)
控制变量	YES	YES	YES	YES
样本地区	30	30	30	30

观测值	450	450	450	450
-----	-----	-----	-----	-----

表 8 考察了在老龄化背景下财政卫生投入和医疗技术人员引进的中介效应。第(1)列和第(2)列回归结果显示，不良健康和财政卫生投入的交互项与劳动供给规模显著正相关，而不良健康和医疗技术人员的交互项与劳动供给规模关系不显著。第(3)列和第(4)列检验了医疗财政投入和医疗技术人员在不良健康状况与劳动供给质量关系中的调节作用。结果显示，不良健康状况和财政卫生投入的交互项、不良健康状况和医疗技术人员的交互项与劳动供给质量的关系均显著为正。综上所述，政府增加健康资本投入，加大医疗基础设施建设，积极引进卫生技术人员，丰富地区健康卫生服务资源，可缓解人口健康状况下降对劳动供给规模和质量的不利影响。

六、结论及政策启示

在老龄化趋势下，未来劳动年龄人口减少，不良健康状况则加速了劳动人口的减少。本文分析健康状况与劳动供给的关系，为减缓老龄化趋势下劳动供给下降提供新的解决思路。根据中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011-2018 年非平衡面板数据，本文在微观层面研究了个体健康冲击对劳动供给的影响。同时，本文还构建了宏观层面 2004-2018 年的省级面板数据，来验证人口健康状况与劳动供给的关系。本文得到如下结论：

第一，健康冲击会降低个人劳动参与率，减少劳动时间。相对于稳定型单位，非稳定型单位职工受到不良健康冲击时退出劳动力市场的概率更大。男性劳动参与率远大于女性，且男性的就业期望要高于女性。这可能导致男性再就业的概率相对较低。因此，在遭受健康冲击时，相对于女性劳动者，男性劳动者健康冲击导致其更容易退出劳动力市场。相对于城镇，农村劳动力市场合规性和保障性较差，该市场劳动供给行为更容易受到不良健康状况的影响。

第二，地区人口健康状况会影响劳动供给规模和质量。不良健康状况分别通过减少地区规模企业数量、挤出教育资本投入来影响劳动供给规模和质量。不良健康状况对劳动供给的影响呈现东部>中部>西部的区域特征。东中部地区尤其是东部地区劳动力流动更新速度较快，劳动力市场竞争较大，淘汰率较高，人口健康质量下降可能会造成该地劳动供给短期波动。而西部地区劳动力流动性较差，劳动密集型产业吸纳能力较强，就业相对稳定。

第三，政府和个人可以分别通过增加健康资本投入、引进医疗技术人才和提升自身的保险保障能力来缓冲不良健康状况的负面影响。财政卫生投入和医疗技术人员的引进可以丰富该地的健康卫生资源，为居民提供更高质量的医疗卫生服务。个人应尽可能加大自身保险覆盖率，提高抵御风险的经济能力。失业保险和医疗保险作为社会保险，均可有效降低不良健康发生时收入与支出的矛盾。

据此，本文得出的政策启示有：

第一，重视国民健康素质的提升，多方位为个体提供保障服务。政府需审视当下国民健康水平，积极落实《“健康中国 2030”规划纲要》决策，以建设“健康中国”为目标，践行“以人民健康为中心”的治理理念，强化以政府决策为导向，因地制宜合理规划，加大健康知识宣传，提高国民健康素养。加快社会保障体系建设，把教育、就业培训、疾病预防及最低生活保障等项目与精准扶贫结合起来，满足劳动人口最基本的生活需求。

第二，重点关注非稳定型单位职工和男性劳动者供给问题。非稳定型企业，其经营规模相对较小，抗风险能力较差。地方政府要给予民营企业员工、城镇个体工商户基本的保障。男性劳动者为就业市场的主力，但其健康隐患相对大于女性。因此，男性劳动力供给的数量和质量更为重要。社会也应积极消除就业性别歧视，为女性进入职场和晋升打通通道。完善中国农村劳动力市场，以“输出劳动力，引回生产力”的思路给予返乡创业人员政策支持。

第三，增加健康和教育资本投入，改善劳动力健康状况的同时注重劳动供给质量的提升。政府应加大医疗卫生投入，完善公共卫生服务体系，促进地区卫生医疗资源的公平性，积极培养和引进专业医疗技术人员，政府也应给予优惠政策，合理引导民间资本进入健康养老产业。教育人力资本的投入可以提高人口素养和职业技能，为劳动力市场提供匹配的人才。政府和家庭在提高劳动者身体素质的同时也要注意其知识素养的提升。

参考文献:

- [1]. Arshad, M. N. M., and Z. A. Malik. Quality of Human Capital and Labor Productivity: A Case of Malaysia. *International Journal of Economics, Management and Accounting*, 2015, 23(1):37-55.
- [2]. Bartley, M., and C. Owen. Relation Between Socioeconomic Status, Employment, and Health During Economic Change, 1973-93. *British Medical Journal*, 1996, 313(7055):445-449.
- [3]. Becker, G. S. A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(4):813-846.
- [4]. Bloom, D. E., D. Canning, R. Kotschy, K. Prettnner, and J. J. Schünemann. Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence. *National Bureau of Economic Research*, 2019, No. w26003.
- [5]. Blundell, R., M. C. Dias, J. Britton, and E. French. The Impact of Health on Labor Supply Near Retirement. *Journal of Human Resources*, 2020:1217-9240R4.
- [6]. Bubonya, M., D. A. Cobb-Clark, and D. C. Ribar. The Reciprocal Relationship Between Depressive Symptoms and Employment Status. *Economics and Human Biology*, 2019, 35:96-106.
- [7]. Cai, L., K. G. Mavromaras, and U. Oguzoglu. The Effects of Health and Health Shocks on Hours Worked. *IZA Discussion Papers*, 2008, No. 3496.
- [8]. Chiappori, P. A. Rational Household Labor Supply. *Econometrica*, 1988, 56(1):63-90.
- [9]. Flores, M., M. Fernández, and Y. Pena-Boquete. The Impact of Health on Wages: Evidence from Europe Before and During the Great Recession. *Oxford Economic Papers*, 2020, 72(2):319-346.
- [10]. Fogel, R. W. Economic Growth, Population Theory and Physiology: The Bearing of Long Term Processes on the Making of Economic Policy. *American Economic Review*, 1994, 83(3):369-395.
- [11]. Jones, A. M., N. Rice, and F. Zantomio. Acute Health Shocks and Labour Market Outcomes: Evidence from the Post Crash Era. *Economics and Human Biology*, 2020, 36:100811.
- [12]. Lee, S. Household Responses to Disability Shocks: Spousal Labor Supply, Caregiving, and Disability Insurance. *CLEF Working Paper Series*, 2020, No. 21.
- [13]. Li, X., W. Zhang, H. Sun, and A. H. Anis. Effects of Health Status on Work Exit and Absenteeism Among the Older Working Population in China: A Secondary Analysis of a Cohort Sample. *British Medical Journal Open*, 2019,

9(9):e024115.

[14].Morozumi,R.A Test of a Unitary Model on Labour Supply Using the Information of Household Decision-making Systems.Applied Economics,2012,44(33):4291-4300.

[15].Novignon,J.,J.Nonvignon,and E.Arthur.Health Status and Labour Force Participation in Sub-Saharan Africa:A Dynamic Panel Data Analysis.African Development Review,2015,27(1):14-26.

[16].Novo,M.,A.Hammarström,and Janlert,U.Do High Levels of Unemployment Influence the Health of Those Who Are Not Unemployed?A Gendered Comparison of Young Men and Women During Boom and Recession.Social Science & Medicine,2001,53(3):293-303.

[17].Nwosu,C.O.The Relationship Between Employment and Mental and Physical Health in South Africa.Development Southern Africa,2018,35(2):145-162.

[18].Osmani,A.R.,and A.A.Okunade.Cancer Survivors in the Labor Market:Evidence From Recent US Micro-Panel Data.Economic Modelling,2019,80:202-221.

[19].Pit,S.W.,R.Shrestha,D.Schofield,and M.Passey.Partial and Complete Retirement Due to Ill-Health Among Mature Age Australians.Public Health,2013,127(6):561-571.

[20].Rivera,B.,and L.Currais.The Effect of Health Investment on Growth:A Causality Analysis.International Advances in Economic Research,2003,9(4):312-323.

[21].Trevisan,E.,and F.Zantomio.The Impact of Acute Health Shocks on the Labour Supply of Older Workers:Evidence from Sixteen European Countries.Labour Economics,2016,43:171-185.

[22].李华、李志鹏:《社会资本对家庭“因病致贫”有显著减缓作用吗?——基于大病冲击下的微观经验证据》,《财经研究》2018年第6期。

[23].李琴、雷晓燕、赵耀辉:《健康对中国中老年人劳动供给的影响》,《经济学(季刊)》2014年第2期。

[24].王弟海、龚六堂、李宏毅:《健康人力资本、健康投资和经济增长——以中国跨省数据为例》,《管理世界》2008年第3期。

[25].王立军、马文秀:《人口老龄化与中国劳动力供给变迁》,《中国人口科学》2012年第6期。

[26].王丽敏、张晓波:《健康不平等及其成因——中国全国儿童健康调查实证研究》,《经济学(季刊)》2003年第2期。

[27].杨汝岱、周靖祥:《户籍转变与身份融合:来自CFPS的证据》,《消费经济》2017年第1期。

[28].姚玉祥:《人口老龄化如何影响城乡收入不平等》,《现代经济探讨》2021年第4期。

注释：

1 智研咨询：《2020-2026 年中国慢性病用药行业市场全景调研及发展前景分析报告》。

2 德勤咨询：《2020 年健康医疗预测报告》。