

## 疾病冲击降低了农村家庭非患病成员的劳动力供给吗？

——基于中国劳动力动态调查追踪数据的经验分析

翁 凝 王 震\*

**内容提要** 本文基于 2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查农村家庭追踪数据，运用随机效应 Tobit 模型，从广度和强度两个角度详细考察了疾病冲击对农村家庭非患病成员劳动力供给的影响。研究表明，疾病冲击导致非患病成员的每月工作天数平均减少 4.1 天（广度），每天工作小时数平均减少 4.3 小时（强度）；这一负面作用在收入较低、受教育程度较低、非农就业人口较少和老龄人口较多的家庭中更加突出；分地区来看，东北、华北和华南地区农村家庭的劳动力供给损失相对其他地区更大。政策启示在于，鼓励和扶持农村疾病照料服务业的发展对于减轻疾病造成的福利损失十分重要，政策设想为构建正式机构照料、私人机构照料和农村居民互助照料三个层次的疾病照料服务产业体系。

**关键词** 疾病冲击 农村家庭 劳动力供给 照料 补偿行为

### 一 引言

疾病冲击不仅直接导致患病成员的劳动能力受损和医疗费用增加，还可能通过照料需求阻碍家庭非患病成员的劳动力市场参与，从而进一步恶化家庭收入和消费福利。根据 2016 年“中国城乡困难家庭社会政策支持系统建设”项目的抽样调查数据，至少有 1 人患慢性病、大病和残疾的农村困难家庭比例分别为 60.77%、24.86% 和

\* 翁凝，福建省农业科学院农业经济与科技信息研究所，电子邮箱：ning.w.1003@163.com；王震，中国农业大学经济管理学院，电子邮箱：wangzhen@cau.edu.cn。

30.55%，其中94.86%的家庭需要家人或亲属照料（江治强，2018）。

然而，疾病冲击影响家庭非患病成员的劳动力供给的渠道并非只有照料需求。家庭是一个追求效用最大化的单位，所以如果家庭有成员遭受疾病冲击，非患病成员可能会通过增加自身劳动力供给以补偿疾病冲击对家庭收入造成的损失。还有一种可能的情况是，非患病成员由于自身的劳动技能水平和受教育程度较低而无法在劳动力市场搜寻到合适的工作（Lundborg et al., 2012），即非患病成员不参与劳动力市场并非照料负担导致的结果，而是自我选择。

那么，疾病冲击究竟对家庭非患病成员的劳动力供给产生了怎样的影响？它会导致家庭非患病成员的劳动力供给下降，还是家庭的非患病成员通过增加劳动力供给以补偿收入或消费损失？这是本文要回答的核心问题。随着农村地区人口老龄化问题的加深，不仅农村老龄人口的照料负担将进一步加重（贺雪峰，2019），与年龄密切相关的慢性病发病率也将进一步上升（Prince et al., 2015）。因此，明确疾病冲击对家庭非患病成员的劳动力供给的影响，对于未来进一步促进农村居民收入增长和经济持续发展具有重要的启示意义。

为此，本文首先建立了一个可以描述疾病冲击影响家庭非患病成员的劳动力供给的理论模型，然后基于2014年和2016年中国劳动力动态调查（CLDS）农村家庭追踪数据，采用随机效应Tobit模型识别疾病冲击对家庭非患病成员的劳动力供给天数和每天工作小时数的影响，以及对不同收入、人口结构特征和地区的异质性效果，并运用允许相关的随机效应Tobit模型等方法验证估计结果的稳健性。

## 二 文献回顾

疾病（或健康）冲击对个人劳动力市场参与、劳动生产率和劳动收入的影响已被广泛关注（Strauss & Thomas, 2007；王翌秋、刘蕾，2016），但关于其对家庭非患病成员劳动力供给影响的研究亟待补充。如果一个家庭中有成员患病，这可能会因照料需求增加使得非患病成员的劳动力市场参与概率和参与程度下降。众多学者已围绕家庭照料需求或负担增加影响居民就业和就业时间以及照料的机会成本等问题展开研究，但大部分研究关注的是老龄人口照料或父母照料以及儿童照料需求（刘岚等，2010；范红丽、陈璐，2015；杜凤莲等，2018），少有学者针对疾病照料负担进行深入分析。戈艳霞和李强（2018）较早地探讨了城乡家庭疾病照料负担对劳动力就业行为的影响。

除照料负担外，疾病冲击影响家庭非患病成员劳动力供给的另外一个重要渠道是劳动力供给补偿，即非患病成员通过增加劳动力供给来弥补疾病冲击对家庭收入或消费造成的损失。Genoni（2012）和 Liu（2016）发现健康冲击对家庭收入的影响程度小于对个人收入的影响程度，并据此推断农村家庭存在劳动力供给补偿行为，但并没有直接验证健康冲击对家庭非患病成员的劳动力供给的影响。除健康冲击外，还有学者证实农村居民会通过增加劳动力供给来补偿气候异常或自然灾害等造成的农作物收入损失（Rose，2001；Berloff & Modena，2013）。但是，农作物收入风险冲击同疾病冲击的一个本质区别在于，它不会影响居民的劳动能力，也就不会产生照料需求。因此，有必要明确疾病冲击究竟如何影响家庭非患病成员的劳动力供给。

综上所述，国内外学者对健康状况或健康冲击与个人劳动力供给之间的关系给予了大量关注，部分学者考察了家庭照料负担对个人劳动力供给的影响，还有学者分析了农村居民为应对外部风险冲击而增加劳动力供给的补偿行为，但鲜有研究详细探讨疾病冲击如何影响家庭非患病成员的劳动力市场参与。本文试图深入检验疾病冲击对农村家庭非患病成员的劳动力供给的影响，将在以下几方面有所改进：第一，在 Singh et al.（1986）提出的农业家庭模型（agricultural household model）基础上，构建了一个描述疾病冲击影响家庭非患病成员的劳动力供给的理论框架，以证明疾病冲击影响居民劳动力供给的机制除照料外，还包括劳动力供给补偿激励；第二，从广度（extensive）（每月工作天数）和深度（intensive）（每天工作小时数）两个角度，细致地考察疾病冲击对家庭非患病成员的劳动力供给的影响；第三，详细分析疾病冲击对家庭非患病成员劳动力供给的影响在收入、教育、土地和年龄等重要特征上的异质性。另外，疾病冲击概念是根据患病居民是否住院并切实发生医疗费用来定义的，这可以有效避免测量误差和回忆误差问题，同时综合运用面板随机效应模型和允许相关的随机效应模型来控制家庭的不可观测特征，从而得到更加精确的估计结果。

### 三 理论框架与研究方法

#### （一）理论框架

假设家庭的效用函数为  $u(c, l)$ ，满足连续、单调递增且严格拟凹的性质， $c$  表示消费， $l$  表示闲暇；假设家庭的劳动力时间禀赋为  $T$ ，除闲暇外，时间禀赋在农业

和非农业生产活动之间分配，分别用  $L^F$  和  $L^{NF}$  表示；假设农业生产函数  $F(L, A, M)$  为连续、单调递增且严格拟凹，即  $F'(\cdot) > 0$ ,  $F''(\cdot) < 0$ ,  $A$  为土地投入， $M$  为其他物质资本投入， $L$  为劳动力投入。如果农业生产活动需要雇佣劳动力，则  $L = L^F + L^H$ ,  $L^H$  表示雇佣劳动投入量。为简化，假设劳动力市场上单位时间的均衡工资水平为  $w$ ，非劳动力收入为  $y$ ，农业产出价格标准化为 1。那么，一个代表性农业家庭的行为可表述为：

$$\begin{aligned} & \max_{c, l} u(c, l) \\ \text{s. t. } & c \leq F(L, A, M) + wL^{NF} - wL^H + y \\ & L^F + L^{NF} + l = T \\ & L = L^H + L^F \\ & L^F, L^{NF}, L^H, l \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

构建拉格朗日函数并化简可得：

$$L = u(c, l) - \lambda [c - F(L, A, M) - wT + wL^F + wl - wL^H + y] \quad (2)$$

式中， $\lambda$  为拉格朗日乘子。关于  $c$  和  $l$  最优解的一阶条件表达式分别为：

$$\frac{\partial L}{\partial c} = \frac{\partial u}{\partial c} - \lambda = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial L}{\partial l} = \frac{\partial u}{\partial l} - \lambda [(F'_L + w)] = 0 \quad (4)$$

根据上式可得均衡条件表达式：

$$\frac{\partial u}{\partial c} = \frac{1}{(F'_L + w)} \cdot \frac{\partial u}{\partial l} \quad (5)$$

由生产函数的单调递增性可知  $F'_L > 0$ 。理论上，疾病冲击会导致家庭消费下降 (Morduch, 1995)。根据边际效用递减规律可知，相比不遭受疾病冲击的家庭，增加相同单位的消费带来的边际效用对于疾病冲击家庭来说更高。那么根据均衡条件表达式可知，在其他条件相同的情况下，消费的边际效用增加会促使家庭的非患病成员减少闲暇时间  $l$ 。以非农生产活动为例（即假设农业生产活动的时间投入不变），根据时间禀赋的约束条件可知  $\partial L^{NF} / \partial l < 0$  成立。因此，疾病冲击会促使家庭的非患病成员增加劳动力供给。

如果消费和闲暇是可分的，即消费下降引起的效用变化不会影响闲暇的边际效用，那么  $\partial(\partial u / \partial c) / \partial l = 0$ 。在这种情况下，消费的边际效用增加会促使家庭的非患病成员增加劳动力供给强度以补偿效用损失。同样以非农就业为例（即假设  $F'_L$  不变），在  $w$  外

生的前提下，上述分析说明家庭的非患病成员会增加固定工作时间内的劳动力投入以提高单位时间的工资收入。

上述分析暗含的假设条件之一是，非患病成员可以自由调整时间禀赋在闲暇和劳动力供给之间的分配。但是，如果家庭有成员患病且需要照料，就会挤出非患病成员的劳动力供给时间。假设照料需求用  $d$  表示，家庭的其他特征用  $a$  表示，则时间禀赋函数可表示为  $T(d, a)$  且有  $\partial T(d, a) / \partial d < 0$ ；进一步根据时间禀赋的约束条件可得  $\partial L^{NF} / \partial d = (\partial L^{NF} / \partial T) \cdot (\partial T / \partial d) < 0$ 。因此，根据上述分析可知，如果疾病冲击产生照料需求，将会降低非患病成员的劳动力供给。

上述模型暗含的假设条件之二是农村就业市场是完善的。但是，发展中国家农村地区的劳动力市场的典型特征是不完善甚至缺失（Rosenzweig, 1988；Yao, 1999），这同样会制约家庭非患病成员的劳动力供给。从这一点来看，非农生产活动和农业生产活动存在明显区别。非农劳动力市场的不完善特征主要表现在制度壁垒（比如户籍）、信息不对称、就业歧视等方面（Meng & Zhang, 2001；Hertel & Zhai, 2006；都阳等, 2014），而农业生产活动的季节性特征显著。以非农就业为例，假设劳动力市场不完善特征用  $s$  表示，劳动力市场参与概率用  $P$  表示，则有  $\partial P / \partial s < 0$  和  $\partial L^{NF} / \partial s < 0$ ，即劳动力市场的不完善特征会阻碍非患病成员的劳动力供给。

综上所述，如果疾病冲击没有产生照料需求且农村就业市场是完善的，则家庭的非患病成员会增加劳动力供给时间和强度以补偿疾病造成的效用损失；如果疾病冲击产生照料需求或就业市场不完善，则会阻碍家庭非患病成员的劳动力供给补偿行为。那么，疾病冲击到底是增加还是减少了农村家庭非患病成员的劳动力供给？本文将对上述理论假说进行实证检验。

## （二）研究方法

借鉴 Jakubson（1988）和 Cai et al.（2014）等学者的方法，本文运用随机效应 Tobit 模型处理因变量存在的零值问题。假设居民劳动力供给（天数或小时数）的潜变量为  $y_{it}^*$ ，可观测供给量为  $y_{it}$ ，则：

$$y_{it}^* = X_{it}'\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}, X_{it}' = (hshock_{it}, Z_{it}') \quad (6)$$

$$y_{it} = \begin{cases} y_{it}^*, & \text{if } y_{it}^* > 0 \\ 0, & \text{if } y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

式中， $i$  和  $t$  分别表示家庭和时期， $hshock_{it}$  表示疾病冲击变量， $Z_{it}'$  表示控制变量向量， $\mu_i$  表示非时变不可观测家庭特征， $\varepsilon_{it}$  为综合误差项，满足  $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma^2)$ 。

对于一系列可观察到的因变量  $y_{it}$ ，上述模型的最大似然函数对数表达式为：

$$\begin{aligned} \log(L) = & \sum_{y_{it}=0} \left[ \log \left\{ 1 - \Phi \left( \frac{X'_{it}\beta + \mu_i}{\sigma} \right) \right\} \right] \\ & + \sum_{y_{it}>0} \left[ \log \left\{ \phi \left( \frac{y_{it} - X'_{it}\beta - \mu_i}{\sigma} \right) \right\} - \log(\sigma) \right] \end{aligned} \quad (8)$$

式中， $\Phi(\cdot)$  表示标准正态累积分布函数， $\phi(\cdot)$  表示相应的概率密度函数。

运用随机效应最大似然估计方法便可估计上述方程，并得到一致的参数估计结果。随机效应估计方法暗含的一个假设条件是固定效应  $\mu_i$  与协变量不相关。本文将采用 Mundlak (1978) 提出的方法来处理这一假设不成立的情况，即引入所有时变可观测的家庭特征的时间均值作为自变量，这样便可以排除可能与自变量相关的非时变不可观测变量。Wooldridge (2002) 进一步发展并证实，该方法允许家庭非时变不可观测特征和协变量相关，即允许相关的随机效应模型 (correlated random effect)，稳健性检验部分报告了该方法的估计结果。

## 四 数据来源和变量界定

### (一) 数据来源

本文所用数据来源于 2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查 (CLDS) 农村家庭追踪数据。CLDS 数据的调查内容包括个人、家庭和村庄三个层次，调查项目基本涵盖了所有可以反映城乡经济社会变化的重要变量。CLDS 数据涵盖了绝大部分省份，具有相当高的代表性。将非追踪样本和非农村居民的样本删除后，本文最终得到 6850 个追踪样本。需要说明的是，农村居民的界定依据是户籍性质，即户口性质属于农业户口和户籍制度改革前为农业户口的居民<sup>①</sup>。

### (二) 变量界定

农业生产活动的典型特征是临时性和季节性，比如锄草、施肥等活动可能仅需几个小时便可完成。由于气候、交通等因素，非农生产活动同样存在以小时计的工作时间，比如建筑和运输行业。因此，本文同时选择家庭非患病成员的平均每月工作天数和平均每周工作小时数作为劳动力供给广度的代理变量。在供给时间固定的前提下，非患病居民有可能通过提高劳动力投入强度以增加单位时间内的劳动力收入。因此，

<sup>①</sup> 户籍制度改革后，统一称为居民户口。

本文选择家庭非患病成员的平均每天工作小时数作为劳动力供给强度的代理变量。核心自变量为家庭是否遭受疾病冲击，即家庭如果有成员因病住院且产生医疗费用，则被定义为遭受疾病冲击，否则被定义为未遭受疾病冲击。

控制变量包括户主特征、家庭特征和村庄特征三个层次：第一，作为家庭主要的决策者，户主特征可能会影响非患病成员的劳动力供给。比如，户主年龄不同的家庭，积累的储蓄可能不同，应对疾病冲击的能力也不同，进而影响非患病成员的劳动力供给。因此，引入户主的年龄、性别、婚姻状况和受教育程度四个重要变量来控制户主特征。

第二，家庭特征对成员的劳动力供给有重要影响。首先，引入 65 岁以上老龄人口比例、15 岁以下儿童人口比例和女性人口比例三个变量来捕捉家庭人口结构特征对成员劳动力供给的影响。老龄人口和儿童人口均属于需要照料群体，这通常会降低家庭劳动力成员的工作时间。但是，这两类群体同时还属于非劳动力群体，这有可能促使家庭的劳动力成员更加努力工作，以应对未来的不确定性和资金需求，比如儿童的教育、医疗甚至成长后的婚姻住房等资金需求，以及老龄人口的赡养和医疗等资金需求。引入家庭女性人口比例变量主要是考虑到劳动力市场可能存在性别歧视（Darity & Mason, 1998），这会影响家庭非患病成员的劳动力供给。

其次，获取就业的能力和就业特征可能影响非患病成员的劳动力供给。通常情况下，受教育程度高的劳动力进入就业市场的成本相对更低，获得稳定和高收入工作的可能性也相对更高，所以引入家庭的最高受教育程度变量。本文通过引入家庭从事非农就业的人数比例来控制就业特征对劳动力供给的影响，非农就业人数较多的家庭，应对疾病冲击的能力和疾病冲击的成本均相对较高，这同样会影响非患病成员的劳动力供给。再者，社会关系网络是影响个人或家庭经济社会状况的一项重要资本，它通过促进信息传播和降低工作搜寻成本等渠道影响居民的劳动力供给。借鉴 Li et al. (2007) 和杨汝岱等 (2011) 使用的方法，分别引入家庭是否具有党员身份和家庭的礼品礼金支出作为社会关系网络的代理变量。最后，资产禀赋是衡量居民应对外部风险冲击能力的重要指标。考虑到收入与劳动力的工作时间可能存在双向因果关系，所以本文引入家庭耕地面积作为资产禀赋的代理变量。

第三，对于村庄特征，村庄的地理位置优势意味着居民能够更好地接触市场（access to market），这对居民的生产投资、消费和劳动力供给等决策有重要影响，所以引入村庄与最近乡镇/街道政府的距离，作为村庄地理位置优势的代理变量。村庄内部的道路基础设施能显著降低生产活动的交通和时间成本，同时还有助于减少气候变化

等自然灾害造成的收入损失 (Dercon et al., 2009), 所以引入村庄硬化道路长度占道路总长度的比重, 来控制道路基础设施建设差异对居民劳动力供给的影响。最后, 村庄人口外出务工的现象越普遍, 意味着本村居民及时获得非农就业机会的可能性越高, 同时外出务工还会通过影响本村劳动力雇佣市场的发展来影响居民的劳动力分配, 所以引入村庄外出务工人口占总人口的比重, 来反映村庄劳动力外出务工特征对居民劳动力供给的影响。

表 1 报告了上述变量的含义、单位和均值特征。总体来看, 2014 - 2016 年, 农村居民的平均工作时间变化不大。对于自变量, 农村居民因病住院的比例从 11.16% 上升到 14.04%, 这一方面可能源于农村居民的医疗服务利用逐渐增加, 另一方面可能意味着农村居民的健康水平存在下降趋势; 农村家庭的老龄人口比例从 8.81% 上升到 10.34%, 这说明农村人口老龄化程度逐步加深; 农村家庭的非农就业人口比例从 35.77% 上升到 37.52%, 这说明从事非农就业的农村人口比重逐渐增加; 农村家庭的平均耕地面积从 6.04 亩增加到 6.46 亩, 这说明户均耕地经营规模越来越大; 村庄硬化道路比重从 63.24% 上升到 74.57%, 这说明农村的道路基础设施建设越来越完善; 村庄外出务工的人口比重从 12.14% 下降到 10.53%, 这可能意味着随着农村地区非农经济的逐渐发展, 外出务工的农村居民回到本地从事非农就业的数量有所增加。其余变量变化不大, 不再赘述。

表 1 变量名称、含义和均值特征

变量类别及名称	变量含义及单位	变量代码	2014 年均值	2016 年均值
因变量:				
非患病成员每月工作天数	天	-	16.19	15.91
非患病成员每周工作小时数	小时	-	47.21	46.00
非患病成员每天工作小时数	小时	-	7.07	7.15
核心自变量:				
是否有成员因病住院	1 = 是; 0 = 否	hshock	11.16%	14.04%
控制变量:				
户主年龄	周岁	hage	51.56	53.23
户主性别	1 = 男; 0 = 女	hgender	93.07%	93.43%
户主婚姻状况	1 = 在婚; 0 = 未婚	hmarriage	97.81%	97.91%



续表

变量类别及名称	变量含义及单位	变量代码	2014 年均值	2016 年均值
控制变量:				
户主受教育程度	-	hedu	1.68	1.70
家庭老龄人口比例	age > = 65	rold	8.81%	10.34%
家庭儿童人口比例	age < = 15	rchild	15.96%	15.85%
家庭女性人口比例	-	rfemale	48.53%	48.98%
家庭非农就业人口比例	-	remployer	35.77%	37.52%
家庭最高受教育程度	-	maxedu	1.98	2.01
家庭是否有党员身份	1 = 是; 0 = 否	partymemb	9.82%	10.65%
家庭耕地面积	亩	farmland	6.04	6.46
家庭礼品礼金支出	元	giftexp	2839.57	2952.28
村庄与最近乡镇/街道政府的距离	公里	distance	5.21	5.04
村庄硬化道路长度占总长度比重	-	paveroad	63.24%	74.57%
村庄外出务工人员占总人口比重	-	migralabor	12.14%	10.53%

注:关于受教育程度,1 = 小学及以下,2 = 初中,3 = 高中,4 = 大专或本科,5 = 硕士或博士及以上;家庭礼品礼金支出为 2014 年不变价,平减指数为居民所在城市(包括其他市级地区,比如盟和州)的“农村居民消费价格指数”。

资料来源:根据 CLDS 数据计算得到。

## 五 实证分析结果与讨论

### (一) 疾病冲击对非患病成员劳动力供给时间的影响

表 2 报告了疾病冲击影响家庭非患病成员的劳动力供给时间的随机效应 Tobit 模型估计结果。从表中可以看出,在控制时间效应和省地区特征变量后,绝大多数自变量的系数大小、符号和显著性变化不大,这说明估计结果是稳健的。根据估计结果可知,疾病冲击对家庭非患病成员的工作天数和小时数的影响均在 1% 水平上显著为负。具体来看,疾病冲击使得家庭非患病成员的每月工作天数平均减少约 4.1 天,每周工作小时数平均减少约 11.6 个小时。因此,疾病冲击显著降低了家庭非患病成员的劳动力供给时间。

对于控制变量,户主年龄对非患病成员的工作时间的影响显著为负,说明户主年龄越大的家庭,非患病成员的工作时间越少。一个可能的原因是户主是家庭的主要劳

动力提供者，而年龄越大通常意味着劳动供给能力越低。如果患病成员恰好是户主，年龄越大，通常意味着患病程度越严重或者疾病的负面作用越大，所以需要的照料时间可能越多。户主性别对非患病成员工作天数的影响显著为正，说明相对于户主为女性的家庭，男性户主家庭非患病成员的工作天数更多。一个合理的解释是劳动力市场存在性别歧视，男性劳动力更容易进入就业市场。户主婚姻状况和受教育程度的影响没有通过显著性检验。

家庭老龄人口比例对非患病成员的工作时间有显著的正向影响，家庭儿童人口比例虽然对非患病成员的工作天数没有显著影响，但对工作小时数有显著的正向影响。一个合理的解释是，老龄人口和儿童人口越多意味着家庭对当前和未来的医疗、教育、住房等需求越高，这可能促使家庭的劳动力成员更加努力工作。家庭女性人口比例对非患病成员的工作时间有显著的负向影响，这符合就业市场存在性别歧视的理论预期。家庭非农就业人口比例对非患病成员的工作时间有显著的正向影响，一个可能的原因是非农劳动力市场存在路径依赖，即先前从事非农工作的劳动力更容易进入非农劳动力市场或获得高收入就业机会的可能性更高（Doiron & Gørgens, 2008）。

家庭最高受教育程度对非患病成员的工作时间有显著的正向影响，一个合理的解释是受教育程度与获得工作的机会和工作的稳定性等呈正相关。家庭耕地面积对非患病成员的工作时间有显著的正向影响，这说明耕地面积越多，居民的劳动力工作时间越多，符合预期。家庭具有党员身份会显著降低非患病成员的工作小时数，一个可能的原因是党员家庭的成员任职村干部或其他集体组织领导职务的可能性更高，而这类工作往往对工作时间的硬性要求较低。家庭礼品礼金支出对非患病成员的工作小时数有显著的正向影响，这与社会关系网络促进劳动力就业的理论预期相符。

村庄与最近乡镇/街道政府的距离对农村居民的工作天数没有显著的影响，但对工作小时数有显著的正向影响，一个可能的原因是农村居民的非农工作地点集中在乡镇或街道，距离越远意味着交通时间越长，所以总工作时间增加。村庄硬化道路长度占道路总长度比重对农村居民的工作天数和小时数均有显著的正向影响，原因很可能是道路基础设施建设有利于农村农业和非农产业的发展（Qin & Zhang, 2016），从而促进居民劳动力供给时间增加。村庄外出务工人口的比重越高，农村居民的工作天数和小时数均显著增加，这符合理论预期。

表 2 疾病冲击对家庭非患病成员劳动力供给的估计结果

自变量	非患病成员每月工作天数			非患病成员每周工作小时数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
hshock	-4.097 *** (0.320)	-4.108 *** (0.320)	-4.060 *** (0.319)	-11.695 *** (0.608)	-11.725 *** (0.608)	-11.579 *** (0.609)
hage	-0.060 *** (0.013)	-0.061 *** (0.013)	-0.060 *** (0.013)	-0.184 *** (0.022)	-0.188 *** (0.023)	-0.185 *** (0.023)
hgender	1.179 ** (0.487)	1.166 ** (0.487)	1.197 ** (0.487)	1.185 (0.854)	1.155 (0.855)	1.190 (0.857)
hmarriage	-0.372 (0.855)	-0.364 (0.855)	-0.468 (0.854)	-0.622 (1.491)	-0.602 (1.491)	-0.724 (1.494)
hedu	0.001 (0.196)	-0.002 (0.196)	0.013 (0.196)	0.519 (0.337)	0.512 (0.337)	0.533 (0.340)
rold	4.197 *** (0.829)	4.153 *** (0.830)	4.141 *** (0.830)	9.833 *** (1.437)	9.733 *** (1.439)	9.723 *** (1.443)
rchild	1.132 (0.798)	1.104 (0.799)	0.830 (0.798)	3.205 ** (1.398)	3.134 ** (1.399)	2.757 ** (1.404)
rfemale	-3.156 *** (0.892)	-3.173 *** (0.892)	-3.178 *** (0.892)	-5.643 *** (1.530)	-5.680 *** (1.530)	-5.738 *** (1.534)
remployer	3.683 *** (0.425)	3.679 *** (0.425)	3.755 *** (0.426)	7.952 *** (0.770)	7.945 *** (0.770)	8.046 *** (0.776)
maxedu	0.149 *** (0.052)	0.147 *** (0.052)	0.125 ** (0.052)	0.161 * (0.092)	0.155 * (0.092)	0.117 (0.092)
farmland	0.342 ** (0.140)	0.340 ** (0.140)	0.333 ** (0.143)	0.739 *** (0.247)	0.732 *** (0.247)	0.692 *** (0.257)
partmemb	-0.435 (0.410)	-0.433 (0.410)	-0.418 (0.409)	-1.574 ** (0.715)	-1.568 ** (0.715)	-1.500 ** (0.716)
giftexp	0.032 (0.026)	0.030 (0.026)	0.024 (0.026)	0.100 ** (0.048)	0.094 * (0.048)	0.100 ** (0.048)
distance	0.028 (0.030)	0.028 (0.030)	0.031 (0.030)	0.099 ** (0.051)	0.100 ** (0.051)	0.114 ** (0.052)
paveroad	0.014 *** (0.004)	0.013 *** (0.005)	0.009 ** (0.005)	0.030 *** (0.008)	0.027 *** (0.008)	0.025 *** (0.008)
migralabor	2.147 ** (0.877)	2.189 ** (0.879)	2.169 ** (0.911)	3.207 ** (1.589)	3.310 ** (1.591)	2.927 * (1.651)

续表

自变量	非患病成员每月工作天数			非患病成员每周工作小时数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
2016		0.125 (0.156)	3.073 *** (0.656)		0.344 (0.294)	5.202 *** (1.212)
时间效应	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
省地区特征	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
样本量	13700	13700	13700	13700	13700	13700

注：耕地面积和礼品礼金支出均为对数形式；常数项的估计结果省略；括号中的数值为标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平。

资料来源：根据 CLDS 数据计算得到。

## (二) 疾病冲击对非患病成员劳动力供给强度的影响

根据理论框架部分可知，在均衡工资水平下，家庭的非患病成员可能会通过增加劳动力投入密度来补偿疾病冲击造成的损失。虽然表2的估计结果表明，疾病冲击显著降低了家庭非患病成员的每周工作小时数，但这有可能是工作天数下降而自然引起的，所以只运用每周工作小时数不能充分捕捉劳动力供给强度的变化。为深入了解家庭非患病成员的劳动力供给强度是否增加，本文以每天工作的小时数作为因变量再进行回归，估计结果报告在表3中。根据估计结果可知，疾病冲击使家庭非患病成员的每天工作小时数平均减少4.3个小时，这进一步证明疾病冲击对家庭非患病成员的劳动力供给有显著的抑制作用。同时，这一结果还表明非患病成员不存在劳动力供给强度增加的补偿行为。控制变量的估计结果与表2基本一致，篇幅所限，不再赘述<sup>①</sup>。

表3 疾病冲击对家庭非患病成员劳动力供给强度的影响

自变量	非患病成员每天工作小时数		
	(1)	(2)	(3)
hshock	-4.359 *** (0.176)	-4.380 *** (0.176)	-4.314 *** (0.176)
控制变量	控制	控制	控制
时间效应	未控制	控制	控制
省地区特征	未控制	未控制	控制
样本量	13700	13700	13700

注：控制变量同表2；常数项的估计结果省略；括号中的数值为标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%显著性水平。

资料来源：根据 CLDS 数据计算得到。

<sup>①</sup> 若需要，可向作者索取。

### （三）疾病冲击对非患病成员劳动力供给影响的异质性分析

根据上述估计结果可知，疾病冲击显著降低了家庭非患病成员的劳动力供给，这说明农村家庭不存在应对疾病冲击的劳动力补偿行为，主要原因包括患病成员的照料需求和农村劳动力市场不完善。但是，收入和人口结构等特征不同的家庭，疾病冲击对非患病成员劳动力供给的影响可能存在差异。比如，收入较高的家庭，成员照料的机会成本（即放弃的劳动力收入）相对较高，所以他们购买照料服务的可能性较高，因而疾病对工作时间的的影响可能较小；相反，收入较低的家庭，成员照料的机会成本较低，同时他们购买照料服务的能力也相对较低，因而疾病对工作时间的的影响可能更大。再比如，老龄人口越多的家庭，疾病冲击对劳动力供给的影响程度可能越大。如果患病成员恰好是老年人，由于疾病的后果是随年龄递增的，所以这会进一步增加疾病的照料负担；如果患病成员不是老龄人口，则会产生疾病照料和老龄照料的双重负担，从而导致疾病冲击的影响更大。

因此，为进一步了解疾病冲击对不同特征家庭的非患病成员劳动力供给的影响是否不同，本文将样本分组并进行异质性检验。同时，考虑到不同地区之间的农村劳动力市场特征和照料服务产业发展等可能存在差异，本文同样分析了不同地区之间的异质性。上述检验结果见表 4<sup>①</sup>。

根据估计结果可知，户主受教育程度越高，疾病冲击的影响程度越小，原因可能在于户主受教育程度较高的家庭，成员照料的机会成本较高，所以通过购买照料服务或委托亲朋好友照顾来满足照料需求的可能性较高。还有一种可能是受教育程度与就业机会和就业收入呈正相关，所以这类家庭成员发生劳动力补偿行为的概率较高。同样，家庭最高受教育程度越高，疾病冲击的影响程度也越小。家庭收入越高，疾病冲击的影响程度越小，原因可能在于收入较高的家庭购买照料服务的倾向和能力均较强，所以工作天数下降幅度较小。

疾病冲击对家庭非患病成员工作天数的影响与耕地面积呈倒 U 型关系，一个可能的原因是耕地面积较小的家庭，农业生产的自有劳动投入需求本就较小，而耕地面积较大的家庭，农业生产的雇佣劳动投入量较高，因而自有劳动投入量也较小，最终使得疾病冲击的影响程度较小。耕地面积中等规模的家庭，自有劳动投入量较高且雇佣劳动投入量较低，所以疾病冲击的影响程度较大。家庭的非农就业人口比例越高，疾

① 工作小时数的异质性检验结果与天数检验结果类似，篇幅所限，不再列出；若需要，可向作者索取。

病冲击的影响程度越小，一个可能的原因是非农就业人口较多的家庭，照料的机会成本较高，同时其购买照料服务的能力较强。家庭的老龄人口比例越高，疾病冲击的影响程度越大，符合预期。分地区看，疾病冲击对东北和华北地区农村家庭的影响程度较大，对中部地区农村家庭的影响程度较小。

表 4 疾病冲击对非患病成员工作天数的异质性检验结果

	户主受教育程度			家庭最高受教育程度			家庭收入		
	小学	初中	> = 高中	小学	初中	> = 高中	最低 1/3	中间 1/3	最高 1/3
hshock	-4.363 *** (0.495)	-4.314 *** (0.485)	-3.858 *** (0.818)	-9.860 *** (3.490)	-7.521 *** (1.187)	-4.053 *** (0.330)	-5.204 *** (0.626)	-3.436 *** (0.545)	-3.707 *** (0.483)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省地区特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6163	5809	1728	323	1436	11941	4572	4566	4562
	家庭耕地面积			家庭非农就业人口比例			家庭老龄人口比例		
	最低 1/3	中间 1/3	最高 1/3	最低 1/3	中间 1/3	最高 1/3	最低 1/3	中间 1/3	最高 1/3
hshock	-3.760 *** (0.557)	-4.760 *** (0.553)	-3.632 *** (0.540)	-4.427 *** (0.567)	-4.177 *** (0.487)	-3.132 *** (0.605)	-3.483 *** (0.408)	-3.583 *** (1.133)	-5.153 *** (0.568)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省地区特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4778	4524	4398	4938	5666	3096	8256	908	4536
	华北		东北	东部		华南	华中		西部
	-5.779 *** (1.510)		-6.246 *** (1.817)	-4.530 *** (0.649)		-5.026 *** (0.903)	-2.167 *** (0.526)		-4.823 *** (0.634)
时间效应	控制		控制	控制		控制	控制		控制
控制变量	控制		控制	控制		控制	控制		控制
省地区特征	控制		控制	控制		控制	控制		控制
样本量	890		860	3822		1688	2902		3538

注：连续变量的分组是三分等分；控制变量同表 2；常数项的估计结果省略；括号中的数值为标准误；\*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

资料来源：根据 CLDS 数据计算得到。

## 六 稳健性检验与分析

首先，运用允许相关的随机效应 Tobit 模型进行估计，以验证家庭非时变不可观测特

征是否对估计结果造成明显干扰。表 5 的模型 (1)、(2) 和 (3) 分别表示因变量为每月工作天数、每周工作小时数和每天工作小时数的估计结果。根据估计结果可知, 疾病冲击对家庭非患病成员劳动力供给的影响仍显著为负<sup>①</sup>, 这证明了估计结果的稳健性。

其次, 为进一步验证家庭不可观测特征是否对估计结果造成明显干扰, 本文将疾病冲击变量滞后一期并运用 Tobit 模型进行估计, 表 5 的模型 (4) 报告了估计结果。根据估计结果可知, 疾病冲击对家庭非患病成员工作天数的影响显著为负, 这证明了估计结果的稳健性。同时, 这还表明疾病冲击对家庭非患病成员的劳动力供给有持续性影响, 原因可能在于疾病对居民健康状况的影响具有长期性, 即前期不健康不仅会导致后期不健康的概率增加<sup>②</sup>, 而且由于健康损耗是一个累积过程, 所以后期不健康的程度可能会更加严重 (Grossman, 1972), 从而导致照料需求进一步增加。

最后, 上述估计结果均引入了省地区特征变量, 为验证家庭所在县和城市的地区特征差异是否对估计结果造成明显干扰, 本文依次引入城市和县的地区特征变量再进行估计。表 5 的模型 (5) 和模型 (6) 报告了上述估计结果。根据估计结果可知, 疾病冲击变量对家庭非患病成员的劳动力供给的影响仍显著为负。因此, 本文选择的估计方法是有效的, 所得研究结论是可靠的<sup>③</sup>。

表 5 稳健性检验结果

自变量	天数/月	小时数/周	小时数/天	天数/月	天数/月	天数/月
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
hshock					-4.168 *** (0.317)	-4.170 *** (0.316)
meaned_hshock	-13.382 *** (0.699)	-36.045 *** (1.222)	-11.235 *** (0.329)			
lagged_hshock				-7.314 *** (0.691)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
均值控制变量	控制	控制	控制			

① meaned\_hshock 的系数含义是: 遭受和未遭受疾病冲击家庭之间的非患病成员工作天数平均相差 13.38 天。

② 根据本文所用数据, 在控制个人、家庭和村庄三个层面的主要特征后, lagged\_hshock 对 hshock 影响的平均边际效应为 67.07% (probit 模型)。

③ 如果将模型 (4) ~ (6) 的因变量变成每周工作小时数和每天工作小时数, 估计结果仍然是稳健的, 篇幅所限, 不再报告详细估计结果; 若需要, 可向作者索取。

续表

自变量	天数/月	小时数/周	小时数/天	天数/月	天数/月	天数/月
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
时间效应	控制	控制	控制		控制	控制
县地区特征	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
市地区特征	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	未控制
省地区特征	控制	控制	控制	控制	未控制	未控制
样本量	13700	13700	13700	6850	13700	13700

注：meaned\_hshock 表示时间均值的疾病冲击变量；控制变量同表 2；常数项的估计结果省略；括号中的数值为标准误；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

资料来源：根据 CLDS 数据计算得到。

## 七 结语

本文基于 2014 年和 2016 年 CLDS 农村家庭追踪调查数据，运用随机效应 Tobit 估计方法，检验了疾病冲击对家庭非患病成员劳动力供给的影响以及不同家庭特征的异质性效果。同时，本文分别运用允许相关的随机效应 Tobit 模型、核心自变量滞后一期的横截面 Tobit 模型和控制城市和县地区特征的随机效应 Tobit 模型，证明了估计结果的稳健性。主要研究结论包括：第一，疾病冲击显著降低了家庭非患病成员的劳动力供给。具体来看，非患病成员每月工作天数平均减少 4.1 天，每周工作小时数平均减少 11.6 小时，每天工作小时数平均减少 4.3 小时；第二，分家庭特征来看，疾病冲击对受教育程度较低、收入较低、非农就业人口数量较少和老龄人口数量较多的家庭的负面影响更为突出；第三，分地区来看，疾病冲击对东北、华北和华南地区农村家庭造成的劳动力供给损失程度更大。

本文研究结论表明，农村家庭不存在非患病成员为降低疾病冲击造成的损失而增加劳动力供给的补偿行为，原因包括两方面：一是疾病产生了对照料的硬性需求，从而挤出非患病成员投入劳动力市场的工作时间；二是农村劳动力市场不完善或缺失，从而导致非患病成员无法有效和及时地提高劳动力市场参与程度。上述研究结论的政策启示在于，在进一步促进农村劳动力市场完善的同时，推动并扶持农村疾病照料服务业的发展，对于减轻疾病冲击对农村居民劳动力收入造成的负面影响具有重要意义。政策设想之一是将疾病照料服务业分为正式和非正式两类，正式照料服务业主要由政



府及相关部门推动和管理,比如参考公共养老院的设立和管理方式,建立专门的疾病照料机构;非正式照料服务业主要由私人参与和管理,政府发挥监督和扶持的作用。另外一个设想在于,政府及相关部门通过资金补助等扶持政策,来鼓励农村居民或家庭之间建立疾病相互照料的关系,并促进相互照料产业的发展,比如参考贺雪峰(2019)提出的农村互助养老模式,即某一个家庭中的健康成员同时照顾自身家庭的患病成员和其他家庭的患病成员,这样不仅有助于缓解疾病照料负担对非患病成员劳动力供给的束缚,同时还能为劳动技能较低或年龄较大的不适合进入劳动力市场的农村居民提供就业机会。此外,在扶持疾病照料服务业发展的过程中,政策可适当向收入较低、受教育程度较低、非农就业人口较少和老龄人口较多的农村家庭倾斜,原因在于这类家庭相对更加脆弱,应对疾病冲击风险的能力相对更低,同时适当给予东北、华北和华南地区的农村居民更多政策关注。

## 参考文献:

- 都阳、蔡昉、屈小博、程杰(2014),《延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利》,《经济研究》第8期,第4-13页。
- 杜凤莲、张胤钰、董晓媛(2018),《儿童照料方式对中国城镇女性劳动参与率的影响》,《世界经济文汇》第3期,第1-19页。
- 范红丽、陈璐(2015),《替代效应还是收入效应?——家庭老年照料对女性劳动参与率的影响》,《人口与经济》第1期,第91-98页。
- 戈艳霞、李强(2018),《疾病照料负担对困难家庭劳动力就业的影响》,《人口与经济》第1期,第79-89页。
- 贺雪峰(2019),《如何应对农村老龄化——关于建立农村互助养老的设想》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第3期,第58-65页。
- 江治强(2018),《城乡困难家庭的医疗负担及其救助政策完善——基于“中国城乡困难家庭社会政策支持系统建设”项目调查数据的分析》,《社会保障研究》第4期,第48-55页。
- 刘岚、董晓媛、陈功、郑晓璘(2010),《照料父母对我国农村已婚妇女劳动时间分配的影响》,《世界经济文汇》第5期,第1-15页。
- 王翌秋、刘蕾(2016),《新型农村合作医疗保险、健康人力资本对农村居民劳动参与的影响》,《中国农村经济》第11期,第68-81页。

- 杨汝岱、陈斌开、朱诗娥 (2011), 《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》, 《经济研究》第 11 期, 第 116 – 129 页。
- Berloffa, Gabriella & Francesca Modena (2013). Income Shocks, Coping Strategies, and Consumption Smoothing: An Application to Indonesian Data. *Journal of Asian Economics*, 24, 158 – 171.
- Cai, Lixin, Kostas Mavromaras & Umut Oguzoglu (2014). The Effects of Health Status and Health Shocks on Hours Worked. *Health Economics*, 23 (5), 516 – 528.
- Darity, William & Patrick Mason (1998). Evidence on Discrimination in Employment: Codes of Color, Codes of Gender. *Journal of Economic Perspectives*, 12 (2), 63 – 90.
- Dercon, Stefan, Daniel Gilligan, John Hoddinott & Tassew Woldehanna (2009). The Impact of Agricultural Extension and Roads on Poverty and Consumption Growth in Fifteen Ethiopian Villages. *American Journal of Agricultural Economics*, 91 (4), 1007 – 1021.
- Doiron, Denise & Tue Gørgens (2008). State Dependence in Youth Labor Market Experiences, and the Evaluation of Policy Interventions. *Journal of Econometrics*, 145 (1 – 2), 81 – 97.
- Genoni, Maria (2012). Health Shocks and Consumption Smoothing: Evidence from Indonesia. *Economic Development and Cultural Change*, 60 (3), 475 – 506.
- Grossman, Michael (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80 (2), 223 – 255.
- Hertel, Thomas & Fan Zhai (2006). Labor Market Distortions, Rural-Urban Inequality and the Opening of China's Economy. *Economic Modelling*, 23 (1), 76 – 109.
- Jakubson, George (1988). The Sensitivity of Labor-Supply Parameter Estimates to Unobserved Individual Effects: Fixed- and Random-Effects Estimates in a Nonlinear Model Using Panel Data. *Journal of Labor Economics*, 6 (3), 302 – 329.
- Li, Hongbin, Pak Wai Liu, Junsen Zhang & Ning Ma (2007). Economic Returns to Communist Party Membership: Evidence from Urban Chinese Twins. *The Economic Journal*, 117 (523), 1504 – 1520.
- Liu, Kai (2016). Insuring against Health Shocks: Health Insurance and Household Choices. *Journal of Health Economics*, 46, 16 – 32.
- Lundborg, Peter, Martin Nilsson & Johan Vikström (2015). Heterogeneity in the Impact of Health Shocks on Labour Outcomes: Evidence from Swedish Workers. *Oxford Economic*

- Papers, 67 (3), 715 – 739.
- Meng, Xin & Junsen Zhang (2001). The Two-Tier Labor Market in Urban China: Occupational Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai. *Journal of Comparative Economics*, 29 (3), 485 – 504.
- Morduch, Jonathan (1995). Income Smoothing and Consumption Smoothing. *Journal of Economic Perspectives*, 9 (3), 103 – 114.
- Mundlak, Yair (1978). On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica*, 46 (1), 69 – 85.
- Prince, Martin, Fan Wu, Yanfei Guo, Luis Robledo, Martin Donnell, Richard Sullivan & Salim Yusuf (2015). The Burden of Disease in Older People and Implications for Health Policy and Practice. *The Lancet*, 385 (9967), 549 – 562.
- Qin, Yu & Xiaobo Zhang (2016). The Road to Specialization in Agricultural Production: Evidence from Rural China. *World Development*, 77, 1 – 16.
- Rose, Elaina (2001). Ex Ante and Ex Post Labor Supply Response to Risk in a Low-Income Area. *Journal of Development Economics*, 64 (2), 371 – 388.
- Rosenzweig, Mark (1988). Labor Markets in Low-income Countries. In Hollis Chenery and T. N. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics*. Amsterdam: North-Holland Press, pp. 713 – 762.
- Singh Inderjit, Lyn Squire & John Strauss (1986). A Survey of Agricultural Household Models: Recent Findings and Policy Implications. *World Bank Economic Review*, 1 (1), 149 – 179.
- Strauss, John & Duncan Thomas (2007). Health over the Life Course. In Paul Schultz & John Strauss (eds.), *Handbook of Development Economics*. Amsterdam: North-Holland Press, pp. 3375 – 3474.
- Wooldridge, Jefferey (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.
- Yao, Yang (1999). Rural Industry and Labor Market Integration in Eastern China. *Journal of Development Economics*, 59 (2), 463 – 496.

## Does Health Shock Reduce the Labor Supply of Healthy Members in Rural Households? An Empirical Analysis Based on China Labor-force Dynamic Survey Longitudinal Data

Weng Ning<sup>1</sup> & Wang Zhen<sup>2</sup>

(Institute of Agricultural Economics and Scientific and Technical Information,

Fujian Academy of Agricultural Sciences<sup>1</sup>;

College of Economics and Management, China Agricultural University<sup>2</sup>)

**Abstract:** Based on the rural household dataset of China Labor-force Dynamic Survey (CLDS) in 2014 and 2016, this paper aims to evaluate the impacts of individual health shock on the labor supply of healthy members in the same household at extensive and intensive margin. The estimation results show that the average monthly working days (extensity) of healthy members decreases by 4.1, and the average daily working hours (intensity) decreases by 4.3 due to health shock. We also find that the labor supply of healthy members is cut down significantly more in households with lower income, less educated members, less non-agricultural employment, and more elderly people. Grouped by geographical division, households in Northeast, Northern and Southern regions have been suffered significantly more than those in other regions. The policy implication is that developing illness-care services to ease care burden and release labor supply is vital for households to cope with health shock in rural areas, and the industrial system of such services can include government-subsidized care institutions, private-managed care centers, and mutual-care provided by individuals.

**Keywords:** health shock, rural households, labor supply, care burden, labor compensations

**JEL Classification:** D10, I12, J22

(责任编辑：合羽)