

# “审贷分离”视角下家庭务农劳动力禀赋对 农地产权评估价值配给的影响\*

## ——基于 CRAGG 模型的实证分析

李 韬 罗剑朝

**摘要：**在中国农地产权抵押实践中，限于农地经营权作为贷款第二还款源的薄弱作用，金融机构更多关注承贷主体以家庭务农劳动力禀赋为重要内容的农业生产潜能，以审核其支撑未来家庭农业经营收入作为第一还款源的可靠性。本文以宁夏回族自治区两个农地产权抵押试点区的微观数据为基础，结合金融机构“审贷分离”制度，探讨了农户家庭务农劳动力禀赋和金融机构农地产权评估价值“配给发生”和“配给程度”两步决策之间的关系，并运用 CRAGG 模型实证分析务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给决策的影响。结果表明，务农劳动力平均受教育年限、平均务农年限两个质量禀赋显著降低了农地产权评估价值“配给发生”的概率以及“配给程度”，而务农劳动力数量禀赋则与之相反。按农地产权抵押贷款运作模式分组后的实证研究证实了上述结论。按户主年龄、受教育程度分组后的实证分析表明，相较于中老年和受教育程度较高的户主，务农劳动力禀赋对户主为中青年、中年、受教育程度偏低的农户家庭农地产权评估价值配给影响显著，且影响方向也与前述发现一致。

**关键词：**务农劳动力禀赋 农地产权评估 价值配给 CRAGG 模型

**中图分类号：**F325.1 **文献标识码：**A

### 一、引言

随着新修订《中华人民共和国农村土地承包法》的生效及实施，发轫于 2008 年的农村土地经营权抵押贷款制度逐渐从政策赋权层面步入法律保护轨道。可以说，农地经营权抵押贷款的法律障碍已然

---

\*本文为国家自然科学基金面上项目“权属来源、用途特性、经营规模视角下农地经营权抵押约束的实证研究”（编号：71773090）、陕西省社科界 2020 年度重大理论与现实问题研究项目“陕西省农村集体经济金融支持及其模式研究”（编号：2020Z300）、中央高校基本科研业务费（编号：2452020059）“农地流转背景下新型农业经营主体的金融支持研究”的阶段性成果。本文通讯作者：李韬。

得以消除。十多年来，中国农地经营权抵押贷款试点工作总体沿着“提质、增量、扩面”方针稳步推进。在这一进程中，农地经营权评估价值的金融化实现程度（即抵押价值）成为激活农地资本属性，并有效对接金融机构基于资产抵押信贷供给与抵押农户生产融资需求的关键。

然而，现实中农户抵押农地经营权普遍存在一个问题，那就是各试点区金融机构对来自于农业主管部门评定的农地经营权评估价值认可度存在打折现象。也就是说，部分农户农地经营权的抵押价值往往低于其评估价值，这就造成即使部分抵押农户农地经营权评估价值高于其贷款申请数额及对应利息（即足额抵押），金融机构仍有可能对其贷款申请数额不予完全满足。据2019年一项针对辽宁省内74家县域法人金融机构和1590户农户的实地问卷调查发现<sup>①</sup>，近半数农户农地产权评估价值未得到金融机构的有效认可，实际贷款获得数额通常只有农地产权评估价值的50%左右。

为此，参照贷款者实际贷出数额小于借款者申请数额这一信贷数量配给的一般定义（Zeller, 1994），本文将这种农地经营权评估价值未得到认可的情形称之为农地产权评估价值配给<sup>②</sup>，即农户以农地产权评估价值进行足额抵押时，其贷款申请数额高于实际获批数额。造成农地产权评估价值配给现象的根源在于：一方面，农地产权抵押贷款本身无法规避农业生产经营活动存在的各类风险，当抵押农地产权的评估价值不能够涵盖全部贷款风险及损失时，金融机构就会削减抵押农户的贷款申请数额，这使得作为抵押物的农地产权，其评估价值的充足与否并不足以消除信贷配给现象（Holstrom and Tirole, 1997）；另一方面，中国农地兼具的社保属性造成了农地产权的不可剥夺性，这就与金融机构对农地经营权的抵押权实现需求产生了矛盾（程郁、王宾，2015），从而削弱了抵押农地产权作为第二还款源的作用（林一民等，2020）。

与此同时，家庭联产承包责任制使得农户作为农业生产中最基本的活动单元拥有了独立决策的权力。为追求效用最大化，农户家庭会根据市场需求调整其劳动力的配置，而劳动力如何配置与劳动力禀赋密切相关。在农业生产过程中，农户间劳动力禀赋的异质性不仅使得彼此间生产决策存在不同，而且会导致彼此间最终生产成果的经济效益存在差异（马九杰等，2013）。一般而言，拥有较高劳动力禀赋的农户家庭农业生产率和务农收入都较高。所以，在农地产权抵押贷款优先满足农业生产项目资金需求的政策导向中，上述因素促使金融机构更多关注承贷主体以家庭务农劳动力禀赋为重要内容的农业生产潜能，以评估其在支撑家庭未来农业经营收入作为第一还款源方面是否可靠。

本文研究的问题是，家庭务农劳动力禀赋对抵押农户农地产权评估价值的影响。具体而言，本文从契合金融机构“审贷分离”信贷管理实践所形成的“配给发生”和“配给程度”两步决策流程出发，试图回答：当农户农地产权抵押融资用于农业生产经营时，家庭务农劳动力数量、质量禀赋如何影响金融机构农地产权评估价值配给决策？不同农地产权抵押贷款运作模式下，两类禀赋又是如何影响金融机构农地产权评估价值配给决策的？两类禀赋对金融机构农地产权评估价值配给决策的影响在农户间是否存在结构性差异？

<sup>①</sup>资料来源：[http://www.financialnews.com.cn/ncjr/focus/201901/t20190103\\_152269.html](http://www.financialnews.com.cn/ncjr/focus/201901/t20190103_152269.html)。

<sup>②</sup>为行文方便，本文同时使用“农地产权”、“农地经营权”等术语。

上述问题极具中国特色，迄今鲜有研究，原因在于：世界上大多数国家或地区采用土地私有制，农民对其抵押的私有土地拥有包括土地经营权在内的完整物权和法律保障，因此私有土地的产权价值具有市场公允性，且易于处置，几乎不存在争议。这些问题在那些采用土地公有制的国家（如越南、泰国等）也甚少存在，因为这些国家早在上世纪 60-90 年代就开展了农地产权抵押贷款，并形成了农地产权抵押顺利开展所需的产权制度和法律框架<sup>①</sup>。所以，对开展农地产权抵押贷款的绝大多数发展中国家而言，对其农地产权价值配给的研究实质上等同于信贷配给（约束）的研究。而在中国农地“三权分置”改革中，农地经营权作为一种权利创设，其物权的完整性和法律保障的明确性都有所缺失，进而影响到通过市场机制对其进行处置（郭忠兴等，2014）。因此，针对以农地经营权为核心的农地产权评估价值配给问题开展研究对推动中国农地产权金融化有效实现，促进农地金融制度改革，驱动农业高质量发展和实现乡村振兴战略具有重大的现实意义。

围绕农地产权评估价值配给这一重要课题，与本文密切相关的文献主要集中在农地产权抵押贷款能否缓解农户信贷约束方面。然而，这方面的经验研究至今未能形成一致结论。Kemper et al. (2015) 利用越南农户数据的研究发现，农地产权抵押贷款有助于缓解农户信贷约束。李韬、罗剑朝 (2015) 使用中国宁夏回族自治区农地产权抵押试点区农户数据的研究发现，农地产权抵押贷款更容易满足小农户的信贷需求。Galiani and Schargrotsky (2010)、Dower and Potamites (2014)、汪险生等 (2016) 则分别基于印度尼西亚、阿根廷、中国宁夏回族自治区农户数据得出了类似的结论。但是，Yami and Snyder (2016) 通过埃塞俄比亚农户数据表明，农地产权抵押贷款无法有效缓解农户的信贷配给现象。周南等 (2019) 基于中国江苏省农户数据的研究发现，农地产权抵押亦无法改善农户正规信贷的可得性。Menkhoff et al. (2012)、黄惠春 (2014)、张龙耀等 (2015) 分别利用泰国北部、中国江苏省农户数据的研究也发现了类似的负面效应。

通过梳理文献，可知已有文献还存在以下不足。一是现有文献鲜有从家庭务农劳动力禀赋这一视角探究农地产权抵押下的信贷约束现象。如上文所述，这是因为在大多数国家或地区，金融机构可以通过市场机制将抵押农地产权作为贷款逾期后的有效还款源，故无需对此问题予以特别关注。国内学者则因较少从抵押贷款第一还款来源的角度进行相关研究，所以也未能充分注意到家庭务农劳动力禀赋在农地产权抵押贷款中的作用与价值。二是就国内相当部分研究而言，其仍属于对现实进行观察并得出结论的定性分析范式，甚少采用与数据匹配的计量模型进行严格实证分析。对此，可能的原因是研究者较少关注或忽略了金融机构贷款发放的业务流程。三是在有关中国农地产权抵押贷款约束问题的研究中，研究者未能考虑到农地经营权作为抵押物可能产生的评估价值配给问题，使得对这一具有中国特色问题的研究力度明显不够。究其原因，可能是在已有研究的样本地区，农地确权工作相当程

<sup>①</sup>以与我国政治制度基本相同的越南为例，越南于 1993 年修订颁布的《土地法》就引入了“农地使用权证”，并明确规定“允许农地抵押”。2003 年修订颁布的《土地法》则进一步明确了农地使用权抵押的具体操作规定，同时阐明金融机构有权按合同约定采用转让、拍卖等方式处置违约农户的抵押农地。

度上滞后于农地产权抵押贷款试点进程<sup>①</sup>，这不可避免地影响了农地产权价值评估工作的开展，从而研究者也难以就上述问题进行深入考察。

鉴于此，本文聚焦农户农地产权抵押贷款业务中至关重要的农地经营权评估价值的抵押实现程度问题。首先从理论上阐述家庭务农劳动力质量、数量禀赋对农地经营权评估价值配给的影响机理，然后依据两个具有代表性农地产权抵押试点区的微观数据，运用 CRAGG 模型探析抵押农户家庭务农劳动力禀赋对其农地产权评估价值配给的具体影响。与已有研究相比，本文的边际贡献和现实意义在于：一是从农地产权抵押农户家庭务农劳动力数量、质量禀赋出发，探究其对农地产权评估价值配给的影响，这有助于充分认识农地产权抵押贷款业务运作中出现的信贷配给现象及其根源，拓展农村正规信贷配给的研究视域。二是通过契合金融机构“审贷分离”信贷管理实践，运用 CRAGG 模型实证分析务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值“配给发生”和“配给程度”两步决策的影响，这为提升农地产权抵押价值、促进农民融资满足提供了实践支撑。

## 二、政策背景与理论框架

### （一）政策背景

在政策鼓励与指引下，各农地产权抵押试点区通过探索实践，逐渐形成了“直接抵押”（承贷主体向金融机构直接抵押农地产权）和“间接抵押”（承贷主体依托第三方组织的担保增信向金融机构抵押农地产权）两种主流模式。同时，为促进抵押农地产权价值评估标准统一，试点地区政府相关部门积极主导农地产权价值评估，以供农地产权抵押贷款供需双方在贷款交易中参考。现阶段在贷款违约后，虽然理论上金融机构可以依法处置抵押的农地产权，但实践中更多的是仰赖政府部门出资建立的风险防范基金以及抵押物收储兜底机制解决债务受偿问题（林一民等，2020）。在这种情况下，为规避贷款业务可能产生的风险，金融机构接受的农地产权抵押价值相当程度上低于其评估价值，换言之，抵押农地产权评估价值现实中存在金融机构配给的可能。

中国金融机构农地产权评估价值配给行为来自于其遵循世界各国银行业普遍实行的“审贷分离”信贷管理制度。这种制度将贷款风险审查和贷款数额发放分别交由两个职能部门负责。具体来说，前部门主要就抵押物价值、贷款对象信用状况等进行风险评估审查，后部门主要确定贷款发放的额度，并且各类贷款的审查先于贷款的发放。以中国试点的农地产权抵押贷款为例，各试点区的金融机构均设立了“风险管理部”（负责抵押农地产权评估价值的审查）和“信贷审批部”（根据风险管理部抵押农地产权评估价值的审查报告，负责贷款发放）。也就是说，金融机构的抵押贷款发放由两步构成：第一步，足额抵押下<sup>②</sup>，决定是否对农地产权评估价值予以配给（配给发生）；第二步，决定配给程度，

<sup>①</sup>中国农地产权抵押贷款试点是从2008年末开始，2015年在全国范围内试点，而农村土地确权工作则是从2013年初开始，直到2017年底才基本在全国范围内铺开。

<sup>②</sup>在农地产权抵押业务主流实践中，农户无论是采用“直接抵押”，还是采用“间接抵押”，通常都是足额抵押，否则其贷款申请会遭受金融机构的直接拒绝。

以确定最终贷款额度。

## (二) 理论分析与研究假说

为简化分析，本文假定在农地金融市场中，所有农户都是足额抵押且金融机构信贷政策允许贷款价值比率为 100%（即贷款金额和抵押品评估价值的比例），当金融机构对抵押农户的农地经营权价值（ $M_o$ ）不认可时，就意味着金融机构对抵押农户贷款额度会予以配给。假设  $M_c$  为农地产权遭受配给后的价值（也即金融机构认定的抵押价值）， $L_c$  为金融机构最终愿意给予的贷款额度， $p$  为贷款期限， $r$  为市场化下的贷款利率， $C$  为农户违约后金融机构对农地产权的预期处置成本。理论上讲，金融机构要在抵押农户违约后获得足够的债务清偿和风险补偿，接受的农地产权价值应至少等同于其愿意提供贷款额度的本息与处置其预期费用之和，遭受配给的农地产权价值也应符合这一要求。因此，为简化起见，有如下等式成立：

$$M_c = L_c(1+r)p + C \quad (1)$$

由于政府出资建立的风险防范基金以及抵押物收储兜底机制存在，金融机构农地产权预期处置成本几乎为零，即  $C = 0$ 。因此（1）式在适用于本文样本区现实情况后，可简化为：

$$M_c = L_c(1+r)p \quad (2)$$

农地产权评估价值配给程度（ $D_i$ ）可以表示为：

$$D_i = (M_o - M_c) / M_o \quad (3)$$

（3）式中， $D_i \in (0\%, 100\%]$ 。如果金融机构决定对抵押农户  $i$  实行农地产权评估价值配给（ $c_i = 1$ ），考虑到期望收益最大化后，则其最优抵押农地产权评估价值配给程度如下所示：

$$\begin{aligned} \underset{c_i=0,1}{Max} EU \left[ (1-c_i) [L_i(1+R_i)P_i - b_i] + c_i \underset{D_i > 0}{Max} [M_o(1-D_i) - b_i] \right] \\ i = 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (4)$$

上式中， $L_i$  是未受配给抵押农户  $i$  拟申请的贷款金额， $R_i$  和  $P_i$  分别是对应的贷款利率及期限。 $D_i$  是金融机构对抵押农户  $i$  确定的最优农地产权评估价值配给程度（ $D_i \in (0\%, 100\%]$ ）。 $M_o$  是抵押农户农地产权的评估价值，则  $M_o(1-D_i)$  是金融机构在受配给抵押农户贷款违约后处置其农地产权的预期总收益。 $b_i$  是金融机构对抵押农户申请金额与其农地产权评估价值审查、比较等所支出的全部成本（即沉没成本），例如信息收集费用等。式（4）中， $\underset{D_i > 0}{Max} [M_o(1-D_i) - b_i]$  反映了金融机构配给农地产权评估价值的期望净收益（即违约后处置农地产权预期总收益扣除对其审查比较的全部成本），这样的净收益与金融机构未配给农地产权评估价值所产生的净收益（ $[L_i(1+R_i)P_i - b_i]$ ）相加，二者之和的最大化价值（ $MaxEU$ ）便构成了金融机构农地产权价值配给最大化的总期望净收益。因此，从经济学一般意义而言，式（4）最大化目标模型体现了各变量构成的“收益-成本”原则高度抽象概念。无疑，在现实中，这一模型不仅是存在的，而且反映了一个重要事实：金融机构真实的农地产权评估价值配

给行为一定是要实现其预期总收益最大。

接下来,式(4)既然是金融机构对农地产权评估价值配给期望的最大收益方程表达,金融机构期望收益的实现就取决于农地产权抵押农户自身的相关因素。这是因为,抵押农地产权依附于具体的抵押农户,作为抵押贷款的参与方之一,农户自身的家庭经济特征及其禀赋不可避免地影响到金融机构对其抵押物价值的考量与评判。在古典经济学框架下,农户农业生产效用最大化的实现离不开对自身生产要素的合理有效配置,在技术短期内不变的情况下,根据“柯布-道格拉斯”(C-D)生产函数模型,劳动力、资金与土地成为决定农业经营收益的三个关键,在不考虑土地流转(土地转出户一般来说也无法参与农地产权抵押)的情况下,如果保持土地要素存量不变,对抵押农户来说,当资本要素存量不足需要向金融机构融资时,决定其农业经营收益的便是其劳动力禀赋的强弱。总体而言,在农业经营收益仍然为农地产权抵押贷款第一还款源并且抵押物处置难题并未得以有效解决的情况下,弱的劳动力禀赋会增加金融机构对其农地产权评估价值的配给,进而削弱贷款申请数额。

进一步,在古典经济学框架下,家庭务农劳动力禀赋通常包含劳动力数量和劳动力质量两个范畴。因此,家庭务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值的配给行为也应从数量禀赋和质量禀赋两个层面进行讨论。首先,延续恰亚诺夫(1996)的分析思路,在农户家庭的基本生活保障来自于农业生产的条件下,劳动力禀赋高低更多取决于劳动力数量的多寡,即家庭务农劳动力数量越多,若家庭拥有的农田也多,则农业产出就越多,从而农业生产总值就越高。然而,在中国农地细碎化长期存在的条件下(杨慧莲等,2019),较多的务农劳动力投入有限的农业生产所形成的过密化不仅降低了劳均边际产出(黄宗智,2000),还增加了农户家庭经济收入的农业生产路径依赖。这种路径依赖的成因在于农户家庭劳动力总体质量偏低,无法实现劳动力从农业向非农业转移(马九杰等,2013),从而造成这类农户家庭相当缺乏非农业经济收入。此外,考虑到农业生产经营风险客观存在的现实(例如自然灾害、农产品价格波动),农户家庭的农业收入通常具有不确定性。所以,综合而言,务农劳动力偏多农户家庭非农业收入的匮乏和农业收入的不确定性使得其贷款偿还能力相对脆弱,金融机构也由此会增加对此类农户家庭农地产权评估价值的配给概率。其次,按照舒尔茨(2008)的人力资本理论,劳动力禀赋的关键是劳动力质量。在农业生产中,由务农劳动力受教育水平、务农年限等所表征的家庭劳动力质量越高,越有助于农户提升农业生产资源配置效率,增强农业生产技术水平,转变农业生产方式(李谷成等,2010),提高生产经营风险的应对能力(方松海,2009),最终促进农户家庭农业经营收入的高质量增长。同时,务农劳动力质量高也有助于释放农户家庭闲置劳动力从事非农就业(李成明等,2019),拓宽家庭经济收入来源,并提高家庭总收入。总之,家庭务农劳动力质量禀赋越高,农户经济收入来源就越多,其贷款偿还能力就越强,也就越会降低金融机构对其农地产权评估价值的配给概率。

基于以上分析,本文认为抵押农户家庭务农劳动力数量、质量禀赋对其农地产权评估价值配给决策会产生差异性影响。其中,数量禀赋会增加金融机构农地产权评估价值配给概率,质量禀赋则会降低金融机构农地产权评估价值配给概率。为此,本文从家庭务农劳动力禀赋视角剖析其对抵押农户农地产权评估价值遭受金融机构配给的决策机理(见图1),并提出以下假说:

H-1: 家庭务农劳动力数量、质量禀赋对金融机构农地产权评估价值配给发生和配给程度的影响具有差异性。

H-1a: 家庭务农劳动力数量禀赋会增加金融机构对农地产权评估价值配给发生的概率以及配给程度。

H-1b: 家庭务农劳动力质量禀赋会降低金融机构对农地产权评估价值配给发生的概率以及配给程度。

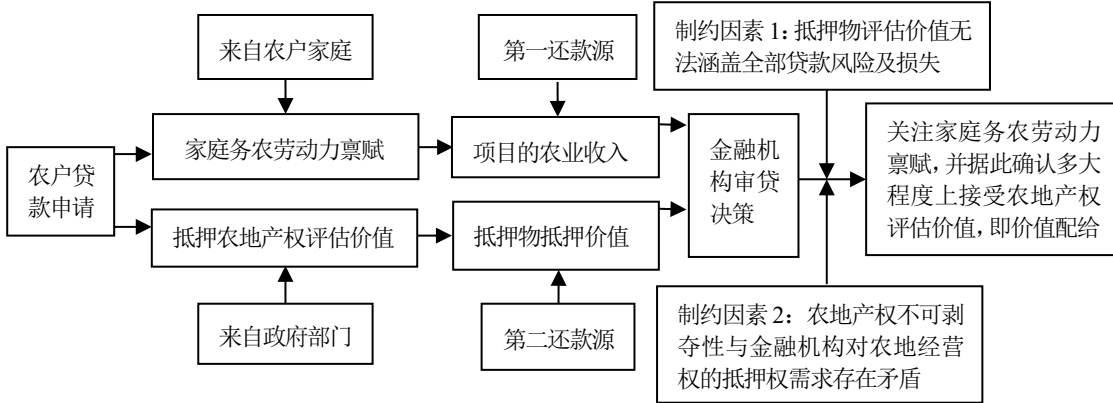


图1 家庭务农劳动力禀赋影响金融机构农地产权评估价值配给的决策机理

### (三) 理论模型

如上所述，农户采用农地产权进行抵押融资时，其家庭务农劳动力禀赋强弱便成为金融机构对其抵押农地产权评估价值配给与否的重要考量。同时，包括家庭务农劳动力禀赋特征在内的相关因素一般也具有严格的外生性：一方面，它们不会在短时期内发生改变，例如家庭务农劳动力数量以及平均受教育水平等；另一方面，它们在金融机构做出配给行为之前便已存在或发生，例如农户融资经历。结合本文研究目标，这些外生变量由家庭务农劳动力禀赋和其它外生控制变量两部分构成。基于这些外生变量，金融机构会对抵押农户  $i$  的农地产权评估价值做出是否配给 ( $c_i = 0$  或  $c_i = 1$ ) 和多大程度配给 ( $D_i$ ) 两个决策。上述两个决策同这些变量的变量集  $z_i$  和  $x_i'$ 、 $x_i''$  的相关关系可分别用下式表示：

$$c_i = h(\gamma'_c z_i + \gamma''_c x_i', \varepsilon_{c_i}) \quad (5)$$

$$D_i = g(\beta'_{D_i} z_i + \beta''_{D_i} x_i'', \varepsilon_{D_i}) \quad (6)$$

式 (5) 和 (6) 中， $r'_c$  和  $\beta'_{D_i}$  是家庭务农劳动力禀赋  $Z_i$  对应的系数， $r''_c$  和  $\beta''_{D_i}$  则是其它外生控制变量集  $x_i'$ 、 $x_i''$  对应的系数， $\varepsilon_{c_i}$  和  $\varepsilon_{D_i}$  分别是影响金融机构农地产权评估价值配给发生 ( $c_i$ ) 和配给程度 ( $D_i$ ) 的未观察到因素。对金融机构不同决策部门而言，面对同一抵押农户，其农地产权评估价值配给是否发生和配给程度决策均能共享相同信息，也就是在式 (5) 和 (6) 中，除家庭务农劳

动力禀赋  $z_i$  相同外, 两式中其它外生控制变量集  $x_i'$ 、 $x_i''$  中的变量也是相同的。总之, 式 (5) 和 (6) 分别是金融机构农地产权评估价值配给是否发生、配给程度两个行为高度抽象的数理模型, 能够吻合金融机构评估价值实际配给决策过程。现实中, 金融机构从风险规避、预期收益、第一还款源等角度出发, 综合考量贷款逾期后抵押农地产权处置困境, 结合抵押农户家庭务农劳动力禀赋及其它家庭经济社会特征, 判断出农地产权评估价值配给是其经济决策“收益-成本”比最高的。因此, 抵押农户家庭务农劳动力禀赋特征就成为影响金融机构农地产权评估价值配给决策的关键要素。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源及样本概况

本文数据来源于课题组 2019 年在全国农地产权抵押贷款试点区 (宁夏平罗、同心两县) 进行的实地调查。为确保样本质量, 调查组采用两步法进行抽样。第一步采用定额抽样法 (Quota Sampling), 以确定调查地点。在此环节, 首先, 在两县按农地产权抵押业务高、较高、中等、较低、低活跃程度 (业务规模占全县总业务的比例) 5 个层级各抽取 1 个乡镇, 共抽取 10 个乡镇; 然后, 在每个样本乡镇中抽取 6 个行政村作为样本村, 共抽取 60 个样本村。第二步采用方便抽样法 (Convenience Sampling), 在确定的调查村抽取 15~20 个农户作为金融机构农地产权抵押贷款样本服务对象进行调查, 剔除信息不真实及数据有奇异值的农户, 最终得到金融机构农地产权抵押贷款服务对象 745 个, 平罗、同心各为 330 和 415 个。样本选取兼顾了中国现行农地产权抵押试点“直接抵押” (平罗县) 和“间接抵押” (同心县) 两种主流模式, 具有典型性和代表性。

基于前文农地产权评估价值配给的定义<sup>①</sup>, 本文将全样本划分为未约束农户和受约束农户, 分别为 595 及 150 户, 可知金融机构农地产权评估价值配给发生率为 20.13%。同时, 依照上文农地产权评估价值配给程度测算公式, 样本地区农地产权评估价值配给程度最低为 16.7%, 最高为 87%, 平均配给程度为 37.02%。这反映出两个重要事实: 一是两地金融机构都没有做出完全拒绝贷款发放的决策, 这在一定程度上表明作为抵押物的农地产权评估价值是得到金融机构认可的, 农户的贷款申请或多或少都会得到金融机构的满足; 二是按照防控贷款风险的市场运作原则, 两地金融机构都对部分农户农地产权评估价值予以配给, 降低了贷款发放额度。

#### (二) 变量选取

1. 因变量: 配给发生与配给程度。如上文所述, 本文重点关注抵押农地产权评估价值配给发生和配给程度两个决策行为。为此, 本文使用的因变量有两个, 一是“配给发生”, 二是“配给程度”。两

<sup>①</sup>无论是从中国现行法律政策规定来看, 抑或从国内诸多试点区实际运作来看, 农地产权抵押贷款是承贷主体 (如农户) 用其拥有的农地产权作为债权担保取得的贷款, 是一种独立存在的正规金融产品, 一般不会与承贷主体其他动产 (例如车辆)、不动产 (例如房屋) 进行关联捆绑, 也就是说, 在承贷主体申请农地产权抵押贷款时, 金融机构通常不会对其抵押农地产权之外的其他动产、不动产价值进行配给。



个因变量取值均依据上文所述概念及测算公式得出<sup>①</sup>，其中“配给程度”取值范围为0~1的小数。

2.关注变量：农户家庭务农劳动力禀赋。如上所述，农业经营收益是农地产权抵押贷款的第一还款源，也是金融机构对农地产权评估价值做出配给决策的重要依据，而家庭务农劳动力禀赋高低与农业经营收益好坏密切相关，家庭务农劳动力禀赋由此可能具有内生性。这是因为：一方面，农户农业收益可能会对家庭务农劳动力禀赋产生影响，农业生产高收益者通常拥有更好的劳动力禀赋；另一方面，农户农业收益可能是源于工作经验、能力等某些难以观察的劳动力禀赋。所以，上述情形会遗漏变量，从而导致模型存在内生性问题。在难以找到十分适合的工具变量进行两阶段最小二乘回归（2SLS）的情况下，为尽可能地削弱内生性的影响，本文对模型中内生性问题的处理均采用传统的代理变量法（Proxy Variable）<sup>②</sup>，即找出影响金融机构农地产权评估价值配给决策的家庭务农劳动力禀赋的代理变量纳入模型。在本文中，家庭务农劳动力禀赋由劳动力数量与质量两个维度构成，为此，参照 Barro and Lee（1993）、马九杰等（2013）的做法，家庭务农劳动力数量是指农户家庭中16~65岁主要从事农业工作且不再进行全日制学习的家庭成员，而家庭务农劳动力质量则使用家庭务农劳动力平均受教育年限和平均务农年限两个指标。

3.控制变量。本文参考农地产权抵押贷款约束的已有文献（牛荣等，2016；周南等，2019），并结合现实观察，选取土地距干线公路的距离、土地是否为高标准农田、土地面积作为衡量抵押物农地产权所附着的农地空间、质量及数量等特征的变量（施海波等，2019），选取家庭人口负担率、农业收入占家庭总收入比重、农业经营主业、农业经营规模、家庭是否有农业机械、人均农业收入、正规融资经历反映抵押农户家庭农业经营情况及参与正规融资经历特征（李韬、罗剑朝，2015）。上述变量说明见表1。

表1 变量定义及其说明

变量类别	变量名称	变量说明	均值	标准差
因变量	配给发生	抵押农地产权评估价值配给发生，是=1，否=0	0.2013	0.4011
	配给程度	抵押农地产权评估价值配给程度，百分化小数	0.3702	0.1852
关注变量	劳动力数	抵押前家庭中16~65岁主要从事农业工作且不再进行全日制学习的家庭成员，单位：个	1.7172	0.8054
	教育年限	抵押前家庭务农劳动力平均受教育年限，单位：年	6.7748	3.5811
	务农年限	抵押前家庭务农劳动力平均务农年限，单位：年	25.5013	10.4903
控制变量	人口负担	抵押前家庭中非劳动力人数占家庭人口总数的比重，百分化小数	0.3638	0.2527
	农收占比	抵押前农业收入占家庭总收入比重，百分化小数	0.4929	0.2787
	农营主业	抵押前家庭农业经营主业，种植业=1，养殖业=0	0.4477	0.4976

<sup>①</sup>本文是通过向受访农户询问“政府给您家抵押的农地产权评估了多少钱？”“您家农地产权抵押贷款申请数额、贷款期限、贷款利率分别是多少？”“您家农地产权抵押贷款实际获批数额是多少？”等问题来测算因变量数值的。

<sup>②</sup>关于采用代理变量法对内生性问题处理的有效性和适用性，有兴趣的读者可参考部分文献介绍（Jayaraman and Milbourn, 2012；程名望等，2015）以及计量经济学经典理论及讲义的说明（Cameron and Trivedi, 2005）。

“审贷分离”视角下家庭务农劳动力禀赋对农地产权评估价值配给的影响

农营规模	抵押前家庭农业生产经营在村中属于大规模, 是=1, 否=0	0.1139	0.3180
劳均收入	抵押前家庭农业劳动力人均年收入, 单位: 万元	0.9108	1.2819
农业机械	抵押前家庭是否有农业机械, 是=1, 否=0	0.5670	0.4958
土地位置	抵押土地距干线公路的距离, 单位: 公里	2.7703	4.6075
土地高标	抵押土地是否为高标准农田, 是=1, 否=0	0.5683	0.4956
土地面积	抵押土地面积, 单位: 亩	16.2178	12.6154
融资经历	抵押前是否遭受正规融资约束经历, 是=1, 否=0	0.2399	0.4273
社会资本	抵押前家庭成员或亲朋好友在正规金融机构或政府部门任职(过), 是=1; 否=0	0.3311	0.4794
县域变量	样本农户所处县域, 平罗县=1, 同心县=0	0.4424	0.4970

注: a. “配给程度”变量观察值为150, 其余变量观察值均为745; b. “土地高标”主要用抵押承包地总体是否田块平整、排灌顺畅、旱涝保收、道路通达(即田块是否直接通达田间道路, 如机耕路等)4个指标综合评价, 分为高标准(4个“是”)和非高标准(3个“是”及其它)农地。

### (三) 描述性统计

基于本文的研究目标, 表2重点给出了农地产权评估价值“未配给”和“受配给”两组样本农户家庭务农劳动力禀赋均值差异的t检验结果。经过对比, 发现在1%和5%的显著性水平上, 农地产权评估价值未受配给的农户家庭务农劳动力人数更少, 平均受教育年限和务农年限更长。简单的均值比较虽然可以粗略反映农地产权评估价值“未配给”和“受配给”两类农户家庭务农劳动力禀赋的区别, 但要更精确地分析劳动力禀赋对农地产权评估价值配给的影响, 仍需要采用适宜的计量模型进行量化分析。

表2 农地产权评估价值未配给与受配给样本农户家庭务农劳动力禀赋的均值差异

变量	未配给	受配给	差异
劳动力数	1.6677 (0.0322)	1.9133 (0.0694)	-0.2455*** (0.0730)
教育年限	7.3933 (0.3028)	6.6191 (0.1448)	0.7742*** (0.3261)
务农年限	25.8386 (0.4346)	25.1533 (0.8190)	0.6853** (0.4588)

注: a.\*\*、\*\*\*分别表示在5%、1%统计水平上显著, 括号内数字为标准误; b. “受配给”、“未配给”样本量分别为150及595个; c. 为节省篇幅, 控制变量组间均值差异的t检验结果, 以及与表2检验结果一致但采用非参数Wilcoxon秩和检验结果都未予列示。

### (四) 模型选择与构建

本文旨在考察农地产权抵押农户家庭务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给决策的影响, 这就要求所建立的计量模型能够刻画金融机构配给决策流程。如上所述, 按照“审贷分离”的信贷管理制度, 金融机构对农地产权评估价值的配给决策过程包括配给发生和配给程度两步。这就意味着, 金融机构一旦做出对抵押农户农地产权评估价值的配给决策(配给发生), 则“配给程度”必然为“正值”。与之相反, 如果金融机构认可并接受抵押农户的农地产权评估价值(配给未发生), 则“配给程度”显然为“零值”。由上可知, 金融机构对抵押农户农地产权评估价值“配给程度”取值为“正

值”和“零值”两种。显然，这种数据结构使得研究者将面临归并数据（Censored Data）问题。因此，基于前述理论模型，如果要对总样本中“配给程度”（正值）进行计量分析，需要先对“零值”数据进行处理。

一般而言，采用 Heckman 两步模型可以解决此类“零”值问题。但是，该模型要解决的是偶然断尾（Incidental Truncated）产生的未被观察的“虚假零值”（Faith Zeros），这与金融机构对农地产权评估价值未予配给产生的且能够被观察到的“真实零值”（Truth Zeros）完全不同。为解决上述问题，参照 Cragg（1971）提出的研究思路，本文运用 CRAGG 模型来估计家庭务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给两步决策的影响。CRAGG 模型既可以对审查样本进行一致和有效估计，同时也能有效解决受限因变量问题。在效用最大化理论框架下，CRAGG 模型实际上为两阶段联立方程，首先分析家庭务农劳动力禀赋等外生变量如何影响金融机构对农地产权评估价值配给发生行为（ $c_i$ ）；如果价值配给发生，则进一步考察外生变量如何影响金融机构农地产权评估价值的配给程度（ $D_i$ ）。从审查样本的二元选择变量特征出发，CRAGG 模型第一部分采用 Probit 模型处理农地产权评估价值配给发生行为（ $c_i$ ，用“0”、“1”分别代表“未发生”、“发生”）。当第一部分带有“0”值的数据截断工作完成后，第二部分拟处理变量则是正值变量，即连续数据（农地产权评估价值配给程度  $D_i$ ），所以使用断尾回归模型（Truncreg Regression）处理。如果农地产权评估价值得到金融机构认可（ $c_i = 0$ ，即评估价值配给未发生），则有  $D_i = 0$ ；相反，如果农地产权价值配给发生（ $c_i = 1$ ），则有  $D_i > 0$ 。进一步，设定  $P(\cdot)$ 、 $f(\cdot)$  分别为概率方程和密度方程表达式，则当  $c_i = 0$  和  $c_i = 1$  时，分别有方程式  $P(c_i = 0)$  和  $P(c_i = 1) \cdot f(D_i | c_i = 1) = P(c_i = 1) \cdot f(D_i > 0)$  存在。具体说明如下：

首先，运用 Probit 模型估计家庭务农劳动力禀赋等外生因素对农地产权价值配给发生与否（ $c_i$ ）的影响，如下所示：

$$P(c_i = 1) = \Phi(\gamma'_{c_i} z_i + \gamma''_{c_i} x'_i) \quad (7)$$

$$P(c_i = 0) = \Phi(-\gamma'_{c_i} z_i - \gamma''_{c_i} x'_i) \quad (8)$$

式（7）及（8）中， $\Phi(\cdot)$  为标准正态累计分布函数。与式（5）相同， $z_i$ 、 $x'_i$  分别是影响抵押农地产权评估价值配给发生决策的家庭务农劳动力禀赋和其它外生变量集， $r'_{c_i}$ 、 $r''_{c_i}$  则是对应的系数。

其次，如果抵押农地产权价值配给发生（ $c_i = 1$ ），则构建断尾回归方程以确定价值配给程度（ $D_i > 0$ ）如下：

$$f(D_i | D_i > 0) = \frac{f(D_i)}{P(D_i > 0)} = \frac{\frac{1}{\sigma} \phi(\frac{D_i - \beta'_{D_i} z_i - \beta''_{D_i} x''_i}{\sigma})}{\Phi(\frac{\beta'_{D_i} z_i + \beta''_{D_i} x''_i}{\sigma})} \quad (9)$$

公式（9）中  $\phi(\cdot)$  为标准正态概率密度函数， $\Phi(\cdot)$  涵义同上， $z_i$ 、 $x''_i$  分别是影响抵押农地产权

评估价值配给程度决策的家庭务农劳动力禀赋和其它外生变量集,  $\beta'_{D_i}$ 、 $\beta''_{D_i}$  则是对应的系数。

最后, 联立 Probit 和断尾回归两个模型得到如下 CRAGG 模型对数似然方程:

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{c_i=0} \ln \Phi(-\gamma'_i z_i - \gamma''_i x'_i) \\ & + \sum_{D_i>0} \left\{ \ln \Phi(\gamma'_i z_i + \gamma''_i x'_i) + \ln \left[ \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{D_i - \beta'_{D_i} z_i - \beta''_{D_i} x''_i}{\sigma}\right) - \ln \Phi\left[\frac{\beta'_{D_i} z_i + \beta''_{D_i} x''_i}{\sigma}\right] \right] \right\} \quad (10) \end{aligned}$$

式 (10) 右边分为前后两部分, 各自呼应 Probit 和断尾回归模型, 分别表明抵押农地产权评估价值配给发生与否, 以及配给发生后, 农地产权评估价值遭受配给的程度。为了从方程总体考察估计结果, 本文采用极大似然估计法对 CRAGG 模型进行联立估计。

#### 四、实证结果分析

##### (一) 家庭务农劳动力禀赋对农地产权评估价值配给的影响: 全样本估计

为确保估计结果稳健可靠, 本文先进行如下处理。首先, 考虑到农地产权抵押运作模式不同, 以及样本区域间经济社会因素也存在差异, 本文加入了县域变量 (虚拟变量) 为控制变量, 以减少由于遗漏变量导致的估计偏误。其次, 结合上文所述金融机构不同部门面对同一农户可以共享全部信息的特点, 以及 CRAGG 模型具有高度灵活性, 可以允许两部分模型使用的自变量完全相同的特性 (Cragg, 1971), 本文未设置识别变量。再次, 考虑到在控制变量中, 抵押前家庭务农劳动力平均收入 (劳均收入变量) 可能与因变量存在互为因果关系导致的内生性问题, 本文对模型涉及的关键自变量和控制变量进行相关性检验。结果表明, 所有自变量间相关系数最大仅为 0.139, 其余均未超过 0.09, 表明关键自变量与控制变量间相关性非常弱, 这说明在模型分析中, 即使劳均收入等控制变量存在诸如内生性等引起的估计偏误, 也不会影响关键自变量的参数估计 (Wooldridge, 2009)。最后, 对各自变量进行多重共线性检验, 结果表明, 最大的方差膨胀因子 (VIF) 值为 4.61, 小于 10, 说明自变量之间不存在共线性问题, 可以全部纳入方程进行分析。各自变量对金融机构农地产权评估价值配给发生及程度影响的 CRAGG 模型估计结果 (见表 3) 表明: 在 1% 显著水平上, Wald 检验结果拒绝了 CRAGG 方程参数不显著的原假设, 表明参数整体上非常显著, 模型拟合度良好且具有较强解释力<sup>①</sup>。

以下, 重点分析务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给发生、配给程度的影响。从表 3 中配给发生决策 (第 3 列) 和配给程度决策 (第 4 列) 的估计结果来看, 呈现出 3 个特点: 其一, 家庭务农劳动力数量显著正向影响金融机构农地产权评估价值的配给发生、配给程度决策; 其二, 表

<sup>①</sup>为进一步判断采用原样本所做量化分析的参数估计值是否准确, 本文还对采用 Bootstrap 再抽样方法 (原样本重复 1500 次抽样) 扩大后的样本进行量化分析。结果表明, 扩大后样本量的参数估计值与原样本量的参数估计值不仅显著性基本一致, 而且参数估计值彼此间相差极小。这表明, 本文采用的样本容量用于实证分析是合适的, 得出的结果亦是稳健的。限于篇幅, Bootstrap 在本文中的具体使用流程及计算结果均不做介绍及列示, 有兴趣的读者可参见相关经典理论, 例如 Efron and Tibshirani (1993)。

征家庭务农劳动力质量的 2 个指标，劳动力平均受教育年限和平均务农年限显著负向影响金融机构农地产权评估价值配给发生、配给程度决策；其三，家庭务农劳动力数量和质量禀赋对金融机构农地产权评估价值配给决策的影响方向截然相反。

具体来看，在金融机构农地产权评估价值配给发生、配给程度两个决策阶段，务农劳动力数量显著增加了金融机构农地产权评估价值配给发生的概率及配给程度，即家庭务农劳动人数越多，不仅越容易遭受金融机构农地产权评估价值的配给，而且配给程度也会提高。对此，可能的原因是，农业劳动力越多就意味着家庭贷款还款源更多依赖于农业经营活动本身，而这种经营活动易受天气、市场、健康等风险冲击，削弱农户按期还本付息的能力，因而即使是足额抵押，金融机构也会认为此类农户贷款风险高，进而降低对其抵押农地产权评估价值的认可。反之，家庭务农劳动力平均受教育年限以及平均务农年限越长，金融机构对其农地产权评估价值配给的概率越小，配给程度也就越低，其原因在于：一方面，受教育年限越长的务农劳动力具备更强的资源配置能力、更好的专业技能学习能力，农业生产经营收益也会更高（方松海，2009）；另一方面，务农年限越长，务农经验就越丰富，从而能够灵活地安排农业生产，降低各种生产经营风险，有利于获取最大收益。这些方面无疑都与农地产权抵押贷款促进农业生产经营的政策初衷相吻合，金融机构由此会降低对此类农户农地产权评估价值的配给概率。上述实证结果也印证了前文理论分析：在小农户有限的农业生产条件下，过多的务农劳动力数量所形成的过密化生产会降低劳均边际产出（黄宗智，2000），进而负面影响着金融机构对抵押农户农地产权评估价值的接受程度；而务农劳动力平均受教育年限、务农年限所内生于人力资本的知识及经验却能有效促进农业收入水平的提升（Romer，1986），从而有助于降低金融机构对其农地产权评估价值的配给概率。综上，假说 1、1a 和 1b 均得到证实。

上述发现还具有更深层次的含义：一是对理论研究所表明的农地产权抵押可以提高农户信贷可获得性（Besley，1995）、降低农村信贷约束（Binswanger and Deininger，1999）的主流观点提出了挑战；二是与部分经验发现的农地产权抵押无法改善农户正规信贷获得的结论相呼应（周南等，2019）。立足于前述发现与已有研究结论的异同，本文认为，从金融机构“审贷分离”的视角考察影响农地产权评估价值金融化实现程度的关键要素无疑更贴近现实、更具有创新性。这是因为：一方面，这一研究视角将农地产权抵押贷款最重要的两个参与主体（金融机构和农户）进行了有效对接；另一方面，这一研究视角也充分契合金融机构信贷管理制度，且与世界金融行业共识完全吻合。在开展抵押贷款业务中，世界金融行业普遍视承贷主体预期经营收入为第一还款源，抵押物为第二还款源。其中，承贷主体自身生产经营潜能最能彰显其利用贷款获取预期经营收入的高低。现有研究（吴一恒等，2020）更多地从农地产权抵押机制的外部治理环境、内部治理结构等理论层面进行分析，而本文则经验考察了如何提升农地产权抵押价值的有效性，是对现有研究的重要补充与完善。

总之，实证分析结果表明，在家庭务农劳动力数量、质量禀赋对金融机构农地产权评估价值配给决策的影响中，只有质量禀赋有利于降低农地产权评估价值的配给概率，而数量禀赋却起着相反的作用。

表 3 家庭务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给的影响

“审贷分离”视角下家庭务农劳动力禀赋对农地产权评估价值配给的影响

自变量	配给发生	配给程度
劳动力数	0.1531*** (0.0961)	0.0222** (0.0225)
教育年限	-0.0353*** (0.0214)	-0.0008** (0.0050)
务农年限	-0.0016* (0.0074)	-0.0011* (0.0020)
人口负担	-0.3773 (0.3239)	-0.0227 (0.0910)
农收占比	-0.2197 (0.3483)	0.0049 (0.0947)
农营主业	0.0839 (0.1768)	0.0007 (0.0465)
农营规模	-0.1577 (0.2092)	-0.0007 (0.0465)
劳均收入	-0.1543** (0.0560)	-0.0336*** (0.0133)
农业机械	0.1892 (0.1405)	-0.0003 (0.0378)
土地位置	-0.0076 (0.0156)	-0.0069*** (0.0041)
土地高标	-0.6744*** (0.1347)	-0.0071 (0.0512)
土地面积	0.0016 (0.0059)	0.0004 (0.0013)
融资经历	1.8773*** (0.1386)	0.0052 (0.0419)
县域变量	0.1179 (0.1846)	-0.0063 (0.0587)
极大似然函数值		-179.4259
观察值		745
Wald $\chi^2(14)$		216.72***

注：a.\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%和10%水平上显著；b.稳健标准误则在括号内表示；c.下同。

## (二) 稳健性检验

为了检查上文实证结果的稳健性<sup>①</sup>，本文进行如下考虑：

首先，自变量增加的稳健性检验。增加变量的目的，在于控制基准模型量化分析中未考虑到的因素。在本文中，则具体涉及社会资本这一变量（变量赋值及说明见上表1），其用意是考察农户社会地位及关系所构成的社会资本对金融机构农地产权评估价值配给决策的影响。结果表明，与基准实证分析结果（见表3）相比，核心自变量、控制变量的估计结果、误差项相关系数以及相关检验结果未有较大变化，表明本文基本估计结果是稳健的。

其次，农地产权评估价值配给指标替换的稳健性检验。农地产权足额抵押下，金融机构对农地产权评估价值予以配给意味着其同时对贷款申请数额予以配给，即信贷数量配给。因此，结合上文理论分析并参照信贷数量配给的一般概念，对农地产权评估价值配给发生及程度采用信贷数量配给定义重新度量，即贷款批准数额小于贷款申请数额视为遭受信贷数量配给。同时，参考信贷配给一般定义（Zeller, 1994），信贷数量配给程度为“（贷款申请数额-贷款获批数额）/贷款申请数额”。CRAGG模型回归结果在信贷数量配给定义下依然稳健。

最后，模型比较的稳健性检验。考虑到CRAGG模型是Tobit模型的扩展，即Tobit模型嵌套于

<sup>①</sup>为节省篇幅，自变量增加的稳健性检验和农地产权评估价值配给指标替换的稳健性检验结果未予报告，有需要的读者可同作者联系。

(Nested) CRAGG 模型 (Lin and Schmidt, 1984)。具体而言, Tobit 模型是 CRAGG 模型当  $z_i = x_i$  及  $\gamma_i = \beta_{D_i} / \sigma$  的特例, 且 Tobit 模型假设所有观测变量对金融机构农地产权评估价值配给有着相同的影响。也就是说, 同一变量对金融机构农地产权评估价值“配给发生”、“配给程度”两步决策的影响是一样的。显然, 这一假设限制性非常强。然而, 出于对模型使用合理性的考察, 以及确保实证结果稳健性的需要, 仍有必要基于样本数据来比较 CRAGG 和 Tobit 两个模型的适用性。为此, 本文使用 Lin and Schmidt (1984) 提到的似然比检测法 (Likelihood Ratio Test) 进行检验:

HP<sub>0</sub>: 模型假设满足 Tobit。

HP<sub>1</sub>: 模型假设满足 CRAGG。

$$LR = 2 \left( \ln L_{CRAGG} - \ln L_{TOBIT} \right) \sim \chi^2_P \quad (11)$$

(11) 式中,  $LR$  服从自由度 ( $P$ ) 为独立变量数 (等于 CRAGG 模型相对于 Tobit 模型增加的参数个数, 包括常数) 的  $\chi^2$  分布,  $\ln L_{CRAGG}$  和  $\ln L_{TOBIT}$  分别是 CRAGG 和 Tobit 模型对数极大似然估计值。如果  $LR < \chi^2_P$ , 则接受 HP<sub>0</sub>, 否则选择 HP<sub>1</sub>。在 1% 显著性水平下, 根据式 (11) 对样本数据的检验结果显示:

$$LR = 122.92 > \chi^2_{15} = 30.58 \quad (12)$$

因此, 拒绝原假设 HP<sub>0</sub>。这证明, 用 CRAGG 模型考察金融机构农地产权评估价值配给明显优于 Tobit 模型。总之, 以上比较结果表明本文所得结论是稳健的。

### (三) 家庭务农劳动力禀赋对农地产权评估价值配给的影响: 分模式比较与组群差异分析

1. 分模式比较。在中国农村土地经营权抵押贷款试点过程中, 虽然各试点区在试点流程上趋于成熟, 但运作模式多少存在不同。因此, 有必要分抵押贷款运作模式, 验证以上结论是否依旧成立, 估计结果见表 4。

由表 4 可知, 虽然农地产权抵押贷款存在不同运作模式, 但在家庭务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给的影响方面几乎一致, 仅有的差别体现在金融机构在“配给程度”决策中对家庭务农劳动力“平均受教育年限”的关注点不同。从现实观察来看, 由于缺乏贷款担保增信环节, 直接抵押模式下的金融机构需独立承担所有贷款风险。因此, 在直接抵押模式下, 金融机构会更关注抵押农户第一还款源 (农业生产收益) 的稳妥性。同时, 采用直接抵押贷款模式的平罗县系国家级产粮大县, 当地的农业生产经营方式仍处在由传统农业向现代农业转型的过程中, 加之粮食生产方式短时期内难有变化, 因此金融机构会更注重劳动者的生产经历。也就是说, 在粮食生产的诸环节中, 由抵押农户生产经历所累积的从业经验, 比其受教育年限更能降低金融机构对其农地产权评估价值的配给程度。然而, 这种不同从本质上看并无实质性差异, 都是金融机构审核承贷主体以家庭务农劳动力禀赋能否支撑未来家庭农业经营收入作为第一还款源的行为表现。总之, 分模式比较研究表明, 对家庭务农劳动力数量、质量两类禀赋而言, 只有质量禀赋有助于降低金融机构农地产权评估价值的配给决策, 这一发现总体上也呼应了上文的研究结论。

表 4 不同抵押模式下家庭务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给的影响

“审贷分离”视角下家庭务农劳动力禀赋对农地产权评估价值配给的影响

自变量	配给发生		配给程度	
	间接抵押（同心）	直接抵押（平罗）	间接抵押（同心）	直接抵押（平罗）
劳动力数	0.2656*** (0.1245)	0.3308** (0.3335)	0.0167** (0.0305)	0.0281* (0.0340)
教育年限	-0.0081** (0.0252)	-0.0942** (0.0698)	-0.0138*** (0.0060)	-0.0130 (0.0093)
务农年限	-0.0193* (0.0105)	-0.0735** (0.0223)	-0.0047** (0.0030)	-0.0036* (0.0028)
人口负担	0.2879*** (0.4360)	-0.4855 (0.7567)	0.0614** (0.1222)	-0.0434 (0.1297)
农收占比	-0.4388*** (0.5870)	-0.8724* (0.6926)	-0.0002** (0.1566)	0.0587 (0.1557)
农营主业	-0.4184* (0.3677)	0.0917 (0.3209)	-0.0110* (0.0942)	0.0041* (0.0565)
农营规模	-0.4641 (0.3279)	-0.4151 (0.4236)	-0.0775 (0.0768)	-0.0657 (0.0723)
劳均收入	-0.1099* (0.0605)	-0.5319** (0.6448)	0.0353** (0.0125)	-0.0379*** (0.0833)
农业机械	0.4397 (0.2056)	0.4051 (0.3184)	-0.0582 (0.0557)	-0.0075 (0.0528)
土地位置	-0.0017 (0.0229)	-0.0484** (0.0283)	-0.0085 (0.0071)	-0.0072*** (0.0050)
土地高标	-0.4468*** (0.0560)	-0.9037*** (0.6041)	-0.0369*** (0.0517)	-0.0152 (0.1356)
土地面积	0.0032 (0.0085)	0.0081 (0.0111)	-0.0006 (0.0019)	0.0009 (0.0017)
融资经历	1.7655*** (0.1929)	2.0561*** (0.4792)	-0.0309*** (0.0524)	0.0058* (0.0655)
极大似然函数值	同心: -92.9973; 平罗: -14.1264			
观察值	同心: 415; 平罗: 330			
Wald $\chi^2(13)$	同心: 92.11***; 平罗: 46.43***			

2. 组群差异分析。前述研究从总体角度考察家庭务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给决策的影响，但无法体现这种影响在样本农户中的组群差异（即结构性差异）。现实中，农民高度异质化使得农户间正规融资情况也存在显著差异（Domeher et al., 2016; 黄祖辉等, 2009），因此有必要探究这种影响在农户间的组群差异。

进一步，在中国家庭普遍存在家长制的情形下，家庭经济决策和主要收入来源深受户主的影响（周绍杰等, 2009）。同时，现行政策规定农地承包经营权抵押贷款需要承包农户户主本人或经户主本人书面同意方可向金融机构提交申请。因此，作为表征人力资本变量的户主年龄和受教育程度，通常反映了农户家庭借贷渠道的选取以及风险偏好的程度（陈飞、田佳, 2017）。金融机构会在放贷决策中统筹考虑户主的年龄及其受教育程度。近年来，随着城乡融合进程不断加快，农村人口老龄化现象明显，其进度快于全社会平均水平（叶兴庆, 2020）。年龄过高、文化程度偏低的农村留守人群往往面临着严重的借贷配给情况（刘西川等, 2014）。此外，一般而言，户主年龄越大，其务农年限也相应越长，年龄高低也能折射出户主从事农业经营活动的相关经历。从而以户主年龄、受教育年限作为分组依据，关注家庭务农劳动力禀赋对农地产权评估价值配给影响的组群差异就显得极为必要。鉴于此，本文以样本农户户主的年龄、受教育程度为基本特征进行样本分组处理，探究家庭务农劳动力禀赋对农地产权评估价值配给影响的组群差异，比较结果见表 5。

由表 5 可知，一方面，户主处在 40 岁及以下、40~50 岁（含）两个年龄段的家庭务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给决策产生显著性影响。总体来说，这种影响依旧是劳动力质量禀赋降低了农地产权评估价值配给的概率，而劳动力数量禀赋则与之相反。有意思的是，对于户主为 50



岁以上年龄段的农户家庭，务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给决策没有显著影响。对此，可能的解释是，户主 40 岁及以下、40~50 岁（含）分别代表青年、中年的农户家庭，这两类家庭成员正处于年富力强的状态，从事农业生产会有更好的收益，因此务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值更具参考价值。而户主 50 岁以上则意味着属于中老年家庭，这类家庭务农劳动力平均年龄通常偏大。一般而言，虽然年龄偏大可能会有更丰富的务农经验，但现阶段中国农村农业生产方式总体仍处在由传统农业向现代农业转型阶段，农业生产经营对劳动力体力要求仍占相当比重的情况下，中老年务农劳动力意味着劳动力质量总体偏低，进而导致劳动生产率下降，同时中老年务农劳动力掌握现代化农业生产技能及知识存在一定的现实困难，加之丰富的务农经验并不必然会弥补此类家庭财富增收能力不强的现实，因此金融机构可能策略性地“忽视”了此类家庭务农劳动力禀赋对其农地产权评估价值的影响。

另一方面，户主受教育程度为小学及以下、初中两个阶段的农户家庭，其务农劳动力禀赋会显著地影响农地产权评估价值，与上文一致，这种影响也是劳动力质量禀赋显著减少农地产权评估价值配给概率，而劳动力数量禀赋则与之相反。有趣的是，户主受教育程度为高中的农户家庭，其务农劳动力禀赋对农地产权评估价值也没有显著影响。对此有违常识的分析结果，可能的解释是，户主受教育程度越高，其在工业部门获得工作及高工资的可能性越大。在现阶段城乡收入差距尚未明显缩小的情况下，此类户主会更愿意离农脱农（忻海平等，2010），这显然背离了农地产权抵押贷款扶持农业生产的政策初衷，也无法有效提升农业经营收益作为第一还款源的可靠性。因此，金融机构也就很少关注此类农户家庭务农劳动力禀赋对其农地产权评估价值配给的影响。与之相反，户主受教育程度低的农户家庭，外出务工或从事非农就业可能存在困难，不得不依靠农业生产经营为家庭提供基本生活保障。所以，金融机构会更关注户主受教育程度偏低的农户家庭，以寻求提高抵押贷款的使用效率。也就是说，务农劳动力禀赋会显著影响此类农户家庭农地产权评估价值遭受配给的概率和程度。

总之，上述研究结果表明，家庭务农劳动力禀赋对农地产权评估价值配给的影响是存在结构性差异的，这种差异折射出农地产权抵押贷款试点在强调普惠金融多层次、广覆盖的同时，也需要找准靶向、突出重点客户人群，以更好地实现农地金融改革的政策目标，并提高贷款的使用效率。

表 5 家庭务农劳动力禀赋对农地产权评估价值配给影响的组群差异

变量	分类标准	配给发生			配给程度		
		劳动力数	教育年限	务农年限	劳动力数	教育年限	务农年限
户主年龄	40 岁及以下	0.4981 (0.2044)	-0.0410** (0.0393)	-0.0172* (0.0160)	0.0247** (0.0095)	-0.0016* (0.0021)	-0.0009* (0.0008)
	40~50 岁（含）	0.0689* (0.1498)	-0.0966** (0.0332)	-0.0049* (0.0124)	0.0140 (0.0128)	-0.0043** (0.0026)	-0.0004* (0.0010)
	50 岁以上	0.0560 (0.2148)	-0.0526 (0.0401)	-0.0043 (0.0132)	0.0078 (0.0183)	-0.0029 (0.0035)	-0.0011 (0.0009)
户主受教育程度	小学及以下	0.1768* (0.1394)	-0.0758* (0.0516)	-0.0281** (0.0141)	0.0221** (0.0096)	-0.0056* (0.0031)	-0.0013* (0.0008)

“审贷分离”视角下家庭务农劳动力禀赋对农地产权评估价值配给的影响

度	初中	0.0967 (0.1382)	-0.1792* (0.0895)	-0.0141** (0.0105)	0.0039 (0.0095)	-0.0055** (0.0054)	-0.0008* (0.0007)
	高中及以上	2.1776 (0.8115)	-0.1843 (0.1437)	-0.0161 (0.0350)	0.1088 (0.0391)	-0.0021 (0.0114)	-0.0010 (0.0021)

## 五、结论与政策建议

本文研究了农户家庭务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给的影响。理论分析部分，建立了务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给决策影响的理论框架。实证分析部分，利用一手实地调查数据，从务农劳动力数量、质量禀赋两个维度估计了家庭务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给发生、配给程度两步决策的影响。尤为重要的是，作为一个显著特点，本文特别强调，结合金融机构“审贷分离”实践是全面考察家庭务农劳动力禀赋对农地产权评估价值配给发生、配给程度影响的关键。实证分析结果既补足了对这一领域研究不够深入的缺陷，也证实了CRAGG模型应用于直接估计家庭务农劳动力禀赋对金融机构农地产权评估价值配给决策影响的合理性、有效性及必要性。

本文的主要研究结果表明，在控制土地特征、其它家庭经济社会特征之后，家庭务农劳动力数量、质量两类禀赋对金融机构农地产权评估价值配给决策产生了差异性的影响。具体来说，以务农劳动力平均受教育年限、平均务农年限为表征的务农劳动力质量禀赋不同程度地降低了农地产权评估价值配给发生的概率及配给程度，而务农劳动力数量禀赋则与之相反。按农地产权抵押运作模式分组后的实证研究总体上也得出了类似的结论，从而支持了上述判断。组群差异的分析结果则表明，相较于中老年人和受教育程度较高的户主，务农劳动力禀赋对户主为青年、中年、受教育程度偏低的农户家庭农地产权评估价值配给的影响显著。

为促进农地产权评估价值足额抵押化的有效实现，本文有如下政策建议：一是加快农村一二三产业融合发展，推动农产品就地加工转化增值，将小农户融入能发挥当地资源禀赋优势的农业产业链，促进家庭富余务农劳动力从传统种植、养殖向农产品加工、运输、营销等环节适度转移，通过优化务农劳动力数量配置来提升家庭农业生产总值，进而降低遭受金融机构农地产权评估价值配给的概率。二是对户主为青年、中年，以及教育程度为初中、小学及以下的农户家庭，只要其愿意继续从事农业生产经营，就应采取诸如技能培训、知识再教育等加强人力资源素质的做法提升其家庭务农劳动力质量，以助其获得更好的农业经营收益，从而提升农地产权评估价值的金融化程度。三是针对户主年龄偏大的农户家庭务农劳动力质量禀赋难以提高、以及户主受教育程度较高的农户家庭务农劳动力务农意愿不强的问题，应鼓励这些农户家庭用抵押融资金向社会化服务主体（譬如农民行业协会）购买农业生产全流程服务，提升农业生产经营效益，通过生产方式和经营方式创新缓解甚至消除金融机构对其抵押农地产权评估价值的配给。

## 参考文献

- 1.A.恰亚诺夫, 1996:《农民经济组织》, 萧正洪译, 北京: 中央编译出版社。
- 2.陈飞、田佳, 2017:《农业生产投入视角下农户借贷的福利效应研究》,《财经问题研究》第10期。
- 3.程郁、王宾, 2015:《农村土地金融的制度与模式研究》, 北京: 中国发展出版社。
- 4.程名望、史清华、JinYanhong、盖庆恩, 2015:《农户收入差距及其根源: 模型与实证》,《管理世界》第7期。
- 5.郭忠兴、汪险生、曲福田, 2014:《产权管制下的农地抵押贷款机制设计研究——基于制度环境与治理结构的二次分析》,《管理世界》第9期。
- 6.黄惠春, 2014:《农村土地承包经营权抵押贷款可得性分析——基于江苏试点地区的经验证据》,《中国农村经济》第3期。
- 7.黄宗智, 2000:《长江三角洲小农家庭与乡村发展》, 北京: 中华书局。
- 8.黄祖辉、刘西川、程恩江, 2009:《贫困地区农户正规信贷市场低参与度的经验解释》,《经济研究》第4期。
- 9.方松海, 2009:《劳动负效用、要素收益与生存发展适应: 农户生产经营行为分析》, 北京: 经济科学出版社。
- 10.李成明、孙博文、董志勇, 2019:《农户异质性、农地经营权流转与农村收入分配——基于家庭追踪调查数据(CFPS)的实证研究》,《农村经济》第8期。
- 11.李谷成、冯中朝、范丽霞, 2010:《小农户真的更加具有效率吗? ——来自湖北省的经验证据》,《经济学(季刊)》第1期。
- 12.李韬、罗剑朝, 2015:《农户土地承包经营权抵押贷款的行为响应——基于 Poisson Hurdle 模型的微观经验考察》,《管理世界》第7期。
- 13.刘西川、陈立辉、杨奇明, 2014:《农户正规信贷需求与利率: 基于 TobitIII模型的经验考察》,《管理世界》第3期。
- 14.林一民、林巧文、关旭, 2020,《我国农地经营权抵押的现实困境与制度创新》,《改革》第1期。
- 15.马九杰、曾雅婷、吴本健, 2013,《贫困地区农户家庭劳动力禀赋与生产经营决策》,《中国人口·资源与环境》第5期。
- 16.牛荣、罗剑朝、张珩, 2016:《产权抵押贷款下的农户信贷约束分析》,《农业经济问题》第1期。
- 17.施海波、吕开宇、栾敬东, 2019:《土地禀赋、支持政策与农户经营规模的扩大》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第2期。
- 18.汪险生、郭忠兴, 2016:《信息不对称、团体信用与农地抵押贷款——基于同心模式的分析》,《农业经济问题》第3期。
- 19.吴一恒、马贤磊、马佳、周月鹏, 2020:《如何提高农地经营权作为抵押品的有效性? ——基于外部治理环境与内部治理结构的分析》,《中国农村经济》第8期。
- 20.西奥多.W.舒尔茨, 2003:《改造传统农业》, 北京: 商务印书馆。
- 21.忻海平、任淑华、徐凌, 2010:《新农(渔)村建设与农村人力资本开放研究》, 北京: 海洋出版社。
- 22.杨慧莲、李艳、韩旭东、郑风田, 2019:《土地细碎化增加“规模农户”农业生产成本了吗?》,《中国土地科学》第4期。
- 23.叶兴庆, 2020:《为实施乡村振兴战略提供制度保障》,《中国农村经济》第6期。

- 24.张龙耀、王梦珺、刘俊杰, 2015:《农地产权制度改革对农村金融市场的影响——机制与微观证据》,《中国农村经济》第12期。
- 25.周南、许玉韞、刘俊杰等, 2019:《农地确权、农地抵押与农户信贷可得性》,《中国农村经济》第11期。
- 26.周绍杰、张俊森、李宏彬, 2009:《中国城市居民的家庭收入、消费和储蓄行为:一个基于组群的实证研究》,《经济学(季刊)》第4期。
- 27.Barro, R. J., and J. W. Lee,1993, “International Comparisons of Educational Attainment”, *Journal of Monetary Economics*, 32: 363-394.
- 28.Besley, T.,1995, “Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana”, *The Journal of Political Economy*,103(5):903-937.
- 29.Cameron, A. C., and P. K. Trivedi, 2009, *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press.
- 30.Cragg, J.,1971, “Some Statistical Models for Limited Dependent Variable with Application to the Demand for Durable Goods”, *Econometrica*, 39(5): 829-844.
- 31.Deininger, K., and H. P. Binswanger, 1999, “The Evolution of the World Bank’s Land Policy: Principles, Experience, and Future Challenges”, *World Bank Research Observer*, 14(2): 247-276.
32. Domeher, D., R. Abdulai, and E. Yeboah, 2016, “Secure Property Right as a Determinant of SME’s Access to Formal Credit in Ghana: Dynamics between Micro-Finance Institutions and Universal Banks”, *Journal of Property Research*, 33(2): 162-188.
33. Dower, P. C., and E. Potamites,2014, “Signalling Creditworthiness: Land Titles, Banking Practices, and Formal Credit in Indonesia”, *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 50(3): 435-459.
34. Efron, B., and R. J. Tibshirani, 1993, “An Introduction to the Bootstrap”, *Chapman and Hall*, New York.
- 35.Galiani, S., and E. Scharfgrudsky,2010, “Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling”, *Journal of Public Economics*, 94(9): 700-729.
36. Holmstrom, B., and J. Tinole,1997, “Financial Intermediation Loanable Funds and The Real Sector”, *Quarterly Journal of Economics*, CXII(3): 663-692.
- 37.Jayaraman, S., and T. T. Milbourn, 2012, “The Role of Stock Liquidity in Executive Compensation”, *The Accounting Review*, 87(2): 537-563.
- 38.Kemper, N., L. V. Ha, and R. Klump, 2015, “Property Rights and Consumption Volatility: Evidence from a Land Reform in Vietnam”, *World Development*, 71:107-130.
- 39.Lin, T. F., P. Schmidt, 1984, “A Test of the Tobit Specification against An Alternative Suggested by Cragg”, *Review of Economics and Statistics*,66(1): 174-177.
- 40.Menkhoﬀ, L., D., Neuberger, and O., Rungruxsivorn, 2012, “Collateral and its Substitutes in Emerging Markets’ Lending”, *Journal of Banking and Finance*, 36(3): 817-834.
- 41.Romer, P. M., 1986, “Increasing Returns and Long-Run Growth”, *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1037.
- 42.Wooldridge, J., 2009, “Introductory Econometrics: A Modern Approach 4th edition”, South-Western College Publishing,

Cengage Learning, Boston.

43.Yami, M., and K. A. Snyder, 2016, “After All, Land Belongs to the State: Examining the Benefits of Land Registration for Smallholders in Ethiopia”, *Land Degradation and Development*, 27(3): 465-478.

44.Zeller, M.,1994, “Determinants of Credit Rationing: A Study of Informal Lenders and Formal Credit Group in Madagascar”, *World Development*, 22(12): 1895-1907.

(作者单位：西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑：胡 祎)

## **The Influence of Family Farming Labor Force Endowment on the Value Allocation of Farmland Property Rights Evaluation from the Perspective of “Separation of Audit and Loan”**

Li Tao Luo Jianchao

**Abstract:** In the practice of China’s farmland property rights mortgage, financial institutions tend to pay more attention to the agricultural production potential of the mortgagee with the family agricultural labor endowment as the important content, due to the weak role of farmland management rights as the second source of loan repayment, so as to examine the reliability of their support for future family agricultural business income as the primary source of repayment. Based on the micro data of two pilot areas of farmland property rights mortgage in Ningxia Hui Autonomous Region, this article discusses the relationship between the endowment of agricultural labor force and the two-step decision-making of “allocation occurrence” and “allocation degree” of farmland property rights evaluation value of financial institutions. It uses a Cragg model and empirically analyzes the impact of agricultural labor force endowment on the value allocation decision of agricultural land property rights evaluation by financial institutions. The results show that the two quality endowments, the average education years and the average farming years significantly reduce the probability and degree of “rationing” of the evaluation value of farmland property rights, while the quantity endowment of agricultural labor force is opposite. According to the operation mode of rural land property mortgage loan, the empirical study confirms the above conclusion. The empirical analysis shows that compared to middle-aged and older households as well as better-educated household heads, the endowment of agricultural labor force has a significant impact on the evaluation value allocation of farmland property rights for households headed by young and middle-aged and less-educated farmers, and the influence direction is consistent with the above findings.

**Key Words:** Farming Labor Endowment; Farmland Property Right; Appraisal Value Rationing; CRAGG Model