

黄稳书,汪 阳. 农户社会财富地位对借款可获性的影响[J]. 江苏农业科学,2020,48(16):328-332.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2020.16.060

农户社会财富地位对借款可获性的影响

黄稳书¹,汪 阳²

(1. 云南财经职业学院思想政治教学部,云南昆明 650222; 2. 湖南农业大学农学院,湖南长沙 410128)

摘要:对农户社会财富与公有银行、民间信贷机构之间的关系及其对金融信贷机构发放信贷借款的影响进行研究,发现农户社会财富对信贷借入数量的增加有积极的影响,回归系数在 0.193~0.212 范围内。这些参数可以解释为借款对随机选择我国农户的影响,也是农户拥有财富对金融信贷机构的影响,该模型通过对错误的、有条件二阶矩的假设来确定。结果表明,由于近年来农户财富不断增加,信贷项目迅速扩大,信贷在一定程度上有助于减少贫困。

关键词:农户财富方程;借贷方程;影响因素;农户社会财富;信贷

中图分类号: F323.9;F830.589 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2020)16-0328-05

金融信贷被许多业界人士和政府层人员认为是减轻贫困的有力工具,目的是让那些本来会受到信贷限制的农户参与创业活动,做法包括向自主创业的小型自营企业提供少量贷款等。然而,虽然信贷在提供贷款方面取得了成功,但很少有证据表明这种贷款能有效实现农户的减贫,因为信贷机构在实施信贷的过程中有可能更多地倾向于富裕的农户。

公有银行历来鲜有通过信贷借钱给农村经济条件较差的农户的情况,其原因一方面是收集信息和执行合同的高昂成本可能导致逆向选择和道德风险;另一方面农户缺乏财富相当的抵押品,加剧了银行对潜在借款人进行筛查的困难。补偿这些地区贷款风险所需的利率足以驱走许多借款人。信息成本也使得贷款后很难监测借款人的活动。如果该农户中的一名成员违约,则整个农户都不符合进一步贷款的资格。Correia 等认为可以利用多种方式来验证信贷是否能够有效地为农户服

务^[1-3]。然而,在试图解释信贷扩张是否实现了帮助农户减少贫困的这个最初目标时,现有文献大多侧重于农户财富地位的研究,认为农户财富是农户消费或是工作福利和生活水平的首选量度^[4-5]。在发展中国家仅以农户收入或是自由职业者收入来衡量的结果并不准确。因为收入报告的误差很大,农户不常使用的计算因素必须强加在数据上,以获得可以正确解释的计量方法^[6-8]。信贷旨在通过增加农户消费/支出来解决贫困问题^[9]。因此,消费支出是我国农户生活水平的一个重要指标,出于这些原因,本研究将消费视为利益的结果。如果农户不能获得信贷支持,则会在创业过程中受到资金的限制,无法提高农户的消费能力。

目前,农户消费能力可能会在收到信贷贷款时增加或减少,因为投资可通过贷款或削减农户支出来实现。下一阶段的收入是在借款和投资发生之后产生的,一些贷款资金也可能直接用于消费,所以投资可能增加消费。资金在农户间是可以流通的,而消费的增加可能是消费平稳的结果。如果信贷能够使农户产生足够的收入以摆脱贫困,那么随着时间的推移,农户的消费将会持续增长,如果农户每年都会借款用于投资和生产。

存在的主要问题是已经参与借贷的农户并不

收稿日期:2018-04-08

基金项目:云南省高校第十九届纪检监察审计理论项目(编号:YNJC20170530)。

作者简介:黄稳书(1966—),男,云南富源人,硕士,副教授,研究方向为马克思主义理论与思想政治教育。E-mail:zq48k6@163.com。

[J]. 麦类作物学报,2012,32(1):184-189.

[2]何 榕,盖玉芳,别同德,等. 江苏省种子企业提升科技创新能力的实践及思考[J]. 江苏农业科学,2018,46(8):355-358.

[3]He H G,Zhu S Y,Zhao R H,et al. *Pm21*, encoding a typical CC-NBS-LRR protein, confers broad-spectrum resistance to wheat powdery mildew disease[J]. *Molecular Plant*,2018,11(6):879-

882.

[4]Xiao J,Chen X L,Xu Z J,et al. Validation and diagnostic marker development for a genetic region associated with wheat yellow mosaic virus resistance[J]. *Euphytica*,2016,211(1):91-101

[5]彭剑虹. 发挥企业质量主体作用,打造全产业链模式——中粮集团质量安全管理实践[J]. 认证技术,2013(12):56-57.

是随机的人口样本。农户根据自身能力等因素决定是否进行贷款。此外,面向贫困农户进行借贷时,信贷机构存在诸多的限制,Beny - ishay 等采用各种技术来尝试确定信贷借款对随机农户的预期影响,试验调查设计被用来模拟农户随机化^[10-11]。虽然很难随机分配农户贷款,但可以通过随机化将信贷项目扩展到新的领域来确定影响。

将农户财富模型转化为信贷借贷功能,其重点在于如何克服借贷的内生性。农户不仅根据可见的利益效应选择借入,还需考虑自身创业能力等未观察到的特征。信贷机构在选择哪种类型的农户作为信贷目标时,也许使用的信息是通过不可观测的经济计量学方法得到的,这些未被观察到的特征也可以直接反映消费情况,用于对不考虑内生性的借贷影响进行评估。随机试验的实施是用于处理借款内生性的最新策略。Lorenzetti 等随机选择开设了新的信贷机构的农村作为研究对象^[12-13]。在每个地点,农户内部可以形成群体并选择借款,其财富状况会受到严格地评估。在信贷机构分支机构开放的 15~18 个月内,发现无农户获得信贷。但是,他们确实发现对于借贷成功的农户以及那些有可能创业的农户来说,其财富状况有所增加。这表明农户财富状况对信贷机构对农户的借贷有较大的影响。随着时间的推移,可能会有更大的影响^[14],导致贷款农户的借贷产生外生变化。

因此,本研究不采用随机化的方法,而是采用新的方法来确定应对方案。以农户从信贷机构借入人均数额的平均值入手,这种方案是假设借贷和农户财富方程之间的误差条件相关性是恒定的。

1 估计和识别策略

考虑到农户的财富状况和借贷方程,人均农户财富(C_i)取决于所借的金额(B_i)和一系列假设为外生的额外农户特征(X_i),包括如户主的性别、年龄,农户成员的教育水平等,借款还取决于一组外生特征(Z_i)。对于说明性借款, Z_i 可以考虑为从 X_i 中排除的变量。借款(B_i)的最低贷款额为 5 000 元。

$$C_i = X_i + B_i + Z_i; \quad (1)$$

$$B_i = Z_i + v_i。 \quad (2)$$

式中: u_i 、 v_i 分别表示由不可观测的借贷造成的误差、消费因素误差,借贷的内生性源于误差项 u_i 和 v_i 之间的相关性。

考虑式(1)的条件期望模型为

$$E[C_i | X_i, B_i] = X_i\beta + \delta B_i + E[u_i | X_i, B_i]。 \quad (3)$$

式中: E 表示期望方程函数; β 、 δ 为权重系数。

使用联合正态性假设和迭代期望定律:

$$E[u_i | X_i, B_i] = E[E(u_i | Z_i, v_i) | X_i, B_i] = \rho E[v_i | Z_i, B_i]。 \quad (4)$$

式中: $\rho = \frac{\text{cov}(u_i, v_i)}{\text{var}(v_i)}$, ρ 为变量的相关系数。要估计的等式变为

$$C_i = X_i\beta + \delta B_i + \rho E[v_i | Z_i, B_i] + e_i。 \quad (5)$$

式中:误差项 e_i 与构建的 v_i 不相关; $e_i = u_i - \text{cov}(u_i, v_i)/\text{var}(v_i)$ 。然而, v_i 的条件期望是不可观察的,并且与其他回归因子有关。使用这种期望的一致性估计作为控制函数,消除 v_i 对 u_i 的影响,恢复回归正交性。在正态假设下,式(3)可以用 Tobit 估计,适当的控制函数是 Tobit 广义残差:

$$\bar{v} = E[v_i | Z_i, B_i]。 \quad (6)$$

一致的参数估计可以通过用最小二乘估计等式来获得。

$$C_i = X_i\beta + \delta B_i + \rho v_i + e_i。 \quad (7)$$

在没有排除限制要求 Z_i 中的变量不出现在 X_i 中的情况下,该方程式仅由正态分布的非线性特性来进行识别。为了分析这个策略如何被识别,假设这些错误是异方差,并且可以写成:

$$u_i^* = S_u(X_i) u_i; \quad (8)$$

$$v_i^* = S_v(X_i) v_i; \quad (9)$$

$$E[u_i^* | X_i] = E[v_i^* | X_i] = 0。 \quad (10)$$

式中: S_u 、 S_v 为方差修正方程; u_i^* 、 v_i^* 为修正后的误差项。

这里,假定 u_i^* 和 v_i^* 是同构的,条件方差由下式给出

$$\text{var}(U_i | X_i) = S_u^2(Z_i); \quad (11)$$

$$\text{var}(V_i | X_i) = S_v^2(X_i)。 \quad (12)$$

在式(6)中,控制函数对农户财富的影响由式(13)给出:

$$\rho = \text{cov}(u_i, v_i) / \text{var}(v_i)。 \quad (13)$$

然而,当错误的条件二阶矩矩阵依赖于 X 时,控制函数的影响不再是恒定的:

$$A(X_i) = \text{cov}(u_i, v_i | X_i) / \text{var}(v_i | X_i)。 \quad (14)$$

现在确定的方程并没有排除限制。

$$C_i = X_i\beta + \delta B_i + A(X_i)v_i + \varepsilon。 \quad (15)$$

式中: ε 为截距项。

与式(8)、式(9)不同,只要控制的影响随着 X_i

的变化而变化,那么这里的回归矩阵就是满秩的。式(16)可以估计得到 $A(X_i)$ 的一致估计。当误差满足以下恒定相关条件时,估计是可能的。

$$E[u_i^* v_i^* | X_i] = E[u_i^* v_i^*]。 \tag{16}$$

当式(16)成立时, $A(X)$ 可以被重写。

$$A(X_i) = \rho_0 [S_u(X_i)/S_v(X_i)]。 \tag{17}$$

式中: 新误差项的相关系数 $\rho_0 = \text{cov}(u_i^* v_i^*)/\text{var}(v_i^*)$ 是恒定的。提供 u_i 和 v_i 的条件方差的一致估计值,现在可以将估计的方程式估计为

$$C_i = X_i \beta + \delta B_i + \rho_0 [S_u(X_i)/S_v(X_i)] v_i + \varepsilon。 \tag{18}$$

只要 $S_u(X)$ 和 $S_v(X)$ 不是相同的函数,就可以识别模型。假定具有恒定相关性的错误合理结构。

2 实证研究

采用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,列举了我 国 25 个省(市、自治区)的 87 个村,抽取了 1 798 户 农户资料。在 25 个地区中,有 22 个省(市、自治 区)开展了信贷计划。通过对所有农户第 1 阶段的 估算,最终选取样本规模为 1 461 户。第 2 阶段使 用 814 户农户的子样本,信贷借款为正值,描述性统 计数据见表 1。

表 1 描述性统计数据汇总

| 外生变量 | 测量值 | 标准差 |
|-----------------------------------|------------|------------|
| 年人均家庭收入(元) | 4 507. 212 | 2 796. 714 |
| 总借款(元) | 2 931. 259 | 6 843. 770 |
| 户主的教育水平 | 2. 754 | 3. 723 |
| 户主年龄(岁) | 41. 266 | 13. 153 |
| 户主性别(男性=1) | 0. 950 | 0. 219 |
| 女性最高教育水平 | 1. 920 | 3. 306 |
| 男性最高教育水平 | 3. 627 | 4. 234 |
| 没有成年男性的农户 | 0. 033 | 0. 178 |
| 没有配偶的农户 | 0. 117 | 0. 321 |
| 没有成年女性的农户 | 0. 010 | 0. 101 |
| 户主父母拥有土地面积(×667 m ²) | 0. 033 | 0. 178 |
| 户主兄弟拥有土地面积(×667 m ²) | 0. 254 | 0. 559 |
| 户主姐妹拥有土地面积(×667 m ²) | 0. 805 | 1. 301 |
| 配偶的父母拥有土地面积(×667 m ²) | 0. 802 | 1. 256 |
| 配偶的兄弟拥有土地面积(×667 m ²) | 0. 514 | 0. 780 |
| 配偶姐妹拥有土地面积(×667 m ²) | 0. 919 | 1. 437 |
| 土地所有权 | 137. 887 | 425. 389 |

表 2 说明了通过将借贷和财富方程的平方残差 回归到所有解释变量来检验异方差的结果。根据 测试结果可以发现,同方差的零假设均被拒绝。对

于借贷方程,异方差的证据对虚拟变量最为明显, 表明方案可用性和强度的区域变化是异方差的重 要来源。

表 2 异方差检验

| 计算方程 | 方程描述 | 卡方统计量 | P 值 |
|------|------|--------|----------|
| 借贷方程 | 虚拟规格 | 30. 93 | 0. 000 0 |
| | 村庄特色 | 9. 34 | 0. 002 2 |
| 财富方程 | 虚拟规格 | 48. 37 | 0. 000 0 |
| | 村庄特色 | 40. 65 | 0. 000 0 |

表 3 为虚拟规范中借贷方程的估算结果。其中 1 个指数系数必须标准化为 1,每个借款组必须是单 一性别数据表明,女性户主的借款数量大幅减少。 这是因为信贷业务自开展以来在我国逐渐成为男 性农户的目标。每个借款组必须是单一性别,而男 性专用组在调查领域更为普遍,通过为男性借贷, 提高了男性借贷的效果。没有成年男性或配偶的 农户借入较少。若配偶的农户成员拥有土地,则农 户的借贷较少。这证实了农户在有机会时会选择 彼此借钱,而不是选择向外部贷方支付利率。受过 高等教育的女性农户借入较少,说明这些女性在信 贷借款前从事稳定工作并具有稳定收入,因此较少 倾向于借贷。

表 4 为财富方程的参数估计值,第 2 列为正借 贷农户子样本的最小二乘法(OLS)估计值。消费对 土地所有权的 P 值为 0. 311,这证实了土地所有权 是农户财富的重要来源。借贷系数估计了人均农 户财富在借贷方面的相关性。该系数在最小二乘 法估计中为 0. 056,t 统计量为 3. 290。包括将借贷 系数提高到 0. 193。表 4 中的负号表明随机误差分 量“1”和“2”之间存在负相关关系。

表 5 列出了村庄特征指标下的借款统计。农户 中有成年女性的会增加农户财富,而没有成年女性的 农户财富将会降低。拥有小学、农村卫生中心或助产 士的村庄,其农户财富较高。在村级特色规范中,借 贷控制功能后的借贷系数从 0. 193 上升到 0. 212。t 值也较大,为 6. 793。控制函数的系数是负的和显著 的,表示误差分量“1”和“2”之间为负相关关系。

3 讨论与结论

近年来信贷业务迅速发展,许多人认为它可以 成功地消除贫困。公有银行和其他信贷机构的信 贷借款在一定程度上提高了农户的消费能力。本 研究的结果确认了许多信贷机构的出发点,即农户

表 3 借贷方程估算结果

| 借贷变量 | 卡方统计量 | P 值 |
|-----------|--------|--------|
| 户主教育 | 0.209 | 0.609 |
| 户主性别 | -5.510 | -6.288 |
| 户主年龄 | 0.572 | 1.336 |
| 男性最高教育水平 | -0.377 | -1.184 |
| 女性最高教育水平 | -0.503 | -3.046 |
| 没有成年男性的农户 | -0.934 | -6.406 |
| 没有成年女性的农户 | -0.038 | -0.458 |
| 没有配偶的农户 | -0.889 | -4.474 |
| 农户父母拥有土地 | 0.071 | 0.635 |
| 农户的兄弟拥有土地 | -0.008 | -0.047 |
| 农户的姐妹拥有土地 | 0.113 | 1.056 |
| 配偶的父母拥有土地 | -0.319 | -2.317 |
| 配偶的兄弟拥有土地 | -0.358 | -2.238 |
| 配偶姐妹拥有的土地 | 0.093 | 0.804 |
| 虚拟变量 1 | -2.117 | -3.496 |
| 虚拟变量 2 | -0.965 | -1.357 |
| 虚拟变量 3 | -0.495 | -1.012 |
| 虚拟变量 4 | -1.342 | -2.205 |
| 虚拟变量 5 | -1.165 | -1.882 |
| 虚拟变量 6 | -2.590 | -3.450 |
| 虚拟变量 7 | -2.133 | -4.320 |
| 虚拟变量 8 | -1.218 | -1.503 |
| 虚拟变量 9 | -0.796 | -1.536 |
| 虚拟变量 10 | 0.444 | 0.664 |
| 虚拟变量 11 | 0.772 | 1.505 |
| 虚拟变量 12 | -1.044 | -1.747 |
| 虚拟变量 13 | -2.398 | -4.015 |
| 虚拟变量 14 | -0.991 | -1.294 |
| 虚拟变量 15 | -2.191 | -3.421 |
| 虚拟变量 16 | 2.123 | 3.291 |
| 虚拟变量 17 | 1.031 | 1.568 |
| 虚拟变量 18 | 1.637 | 2.868 |
| 虚拟变量 19 | 0.310 | 0.554 |
| 虚拟变量 20 | 0.504 | 0.920 |
| 虚拟变量 21 | 1.479 | 2.141 |
| 虚拟变量 22 | 0.920 | 1.455 |
| 虚拟变量 23 | 2.084 | 3.385 |

的财富状况是要考量的重要因素。理论结果也预测了财富对信贷的影响程度可能很大。如果资本收益递减原则成立,那么财富相对较少的农户应该能够获得更多的投资回报。尽管这 2 项研究都检测到了正向和显著的借贷效应,但这里给出的估计值在幅度上远大于 OLS 估计值。这证明目前所采用的策略在识别借贷的内生性方面更为成功。

表 4 农户人均财富与借贷系数之间的关系

| 财富变量 | OLS 系数 | t 值 | P 值 |
|-----------|--------|--------|----------|
| 常数 | 7.894 | 32.014 | 7.940 |
| 土地所有权 | 0.124 | 2.429 | 0.311 |
| 户主年龄 | -0.004 | -0.730 | 0.038 * |
| 男性最高教育水平 | -0.001 | -0.038 | 0.032 * |
| 女性最高教育水平 | -0.277 | -1.564 | -0.015 * |
| 没有成年男性的农户 | 0.228 | 3.111 | 0.070 |
| 没有成年女性的农户 | 0.006 | 2.019 | 0.043 * |
| 没有配偶的农户 | -0.002 | -1.111 | 0.001 * |
| 农户父母拥有土地 | 0.020 | 4.349 | 0.008 * |
| 农户的兄弟拥有土地 | 0.023 | 2.228 | 0.002 * |
| 农户的姐妹拥有土地 | 0.011 | 0.700 | 0.020 * |
| 配偶的父母拥有土地 | 0.018 | 1.092 | 0.046 * |
| 配偶的兄弟拥有土地 | 0.016 | 1.574 | 0.053 |
| 配偶姐妹拥有的土地 | 0.030 | 1.482 | 0.009 * |
| 虚拟变量 1 | -2.117 | -3.496 | 0.016 * |
| 虚拟变量 2 | -0.965 | -1.357 | 0.087 |
| 虚拟变量 3 | -0.495 | -1.012 | 0.030 * |
| 虚拟变量 4 | -1.342 | -2.205 | 0.002 * |
| 虚拟变量 5 | -1.165 | -1.882 | 0.061 |
| 虚拟变量 6 | -2.590 | -3.450 | 0.027 * |
| 虚拟变量 7 | -2.133 | -4.320 | 0.080 |
| 虚拟变量 8 | -1.218 | -1.503 | 0.010 * |
| 虚拟变量 9 | -0.796 | -1.536 | 0.025 * |
| 虚拟变量 10 | 0.444 | 0.664 | 0.023 * |
| 虚拟变量 11 | 0.772 | 1.505 | 0.032 * |
| 虚拟变量 12 | -1.044 | -1.747 | 0.045 |
| 虚拟变量 13 | -2.398 | -4.015 | 0.052 |
| 虚拟变量 14 | -0.991 | -1.294 | 0.040 * |
| 虚拟变量 15 | -2.191 | -3.421 | 0.038 * |
| 虚拟变量 16 | 2.123 | 3.291 | 0.038 * |
| 虚拟变量 17 | 1.031 | 1.568 | 0.015 |
| 虚拟变量 18 | 1.637 | 2.868 | -0.007 * |
| 虚拟变量 19 | 0.310 | 0.554 | 0.007 * |
| 虚拟变量 20 | 0.504 | 0.920 | 0.025 * |
| 虚拟变量 21 | 1.479 | 2.141 | -0.030 * |
| 虚拟变量 22 | 0.920 | 1.455 | 0.046 * |
| 虚拟变量 23 | 2.084 | 3.385 | -0.006 * |
| 借贷系数 | 0.193 | 3.290 | |
| 控制功能 | | | -0.974 |

注:“*”表示在 0.05 水平上显著。表 5 同。

从结果中可以清楚地看出,如果未能适当控制借贷的内生性,就会严重低估借贷对消费的影响。由于上文讨论的结果为财富方程具有一致性,因此可以确定一组可能用作测量的变量。在虚拟样本

表 5 农户借款统计变量分析

| 借款变量 | OLS 系数 | t 值 |
|--------------|----------|--------|
| 户主教育 | 0.520 * | 2.688 |
| 户主性别 | -0.862 | -1.721 |
| 户主年龄 | 1.194 | 3.399 |
| 没有成年男性的农户 | -0.349 * | -3.415 |
| 没有成年女性的农户 | -0.277 * | -4.285 |
| 没有配偶的农户 | 0.049 * | 0.447 |
| 农户父母拥有土地 | -0.099 * | -1.178 |
| 农户的兄弟拥有土地 | -0.038 * | -0.322 |
| 农户的姐妹拥有土地 | -0.085 * | -1.023 |
| 配偶的父母拥有土地 | -0.067 * | -0.570 |
| 配偶的兄弟拥有土地 | 0.041 * | 0.372 |
| 配偶姐妹拥有的土地 | 0.048 * | 0.401 |
| 村有小学 | -0.098 * | -0.530 |
| 村有农村卫生中心 | 0.074 * | 0.714 |
| 村有计划生育中心 | 0.290 * | 2.452 |
| 村有助产士 | 0.188 * | 1.544 |
| 村庄距离银行 | 0.090 | 0.718 |
| 大米的村价小麦的乡村价格 | -0.118 | -0.859 |
| 牛奶村价 | -0.212 | -1.509 |
| 鸡蛋的村价 | 0.134 | 1.091 |
| 马铃薯村价格 | -0.024 | -0.333 |
| 村平均男性工资 | 0.015 * | 0.147 |
| 村平均女性工资 | 0.242 * | 1.639 |
| 村女性没有工资 | 0.333 * | 2.015 |
| 借贷系数 | 0.212 | 6.793 |

中,代表户主性别、女性农户成员的最高教育程度,没有成年男性的农户、没有配偶的农户以及配偶父母和兄弟拥有土地等变量都是重要的借贷方程,而不是财富方程。因此,使用这些变量作为排除限制来重复该估计。尽管估计的第 1 阶段与上述相同,但在存在排除限制的情况下,第 2 步中使用的控制函数仅仅是借贷方程的残差。

本研究估计了我国农户财富对信贷机构借款的可获得性,及信贷机构对人均农户消费的影响。通过适当控制借贷的内生性,能够估计调查地区随机选择的、农户信贷贷款的平均效率。利用假设模型中误差具有恒定的相关性特征,以外生变量为条件,能够有效利用模型中存在的异方差来控制借贷的内生性。研究发现,农户财富状况对信贷贷款有积极和显著的影响,回归系数在 0.193~0.212 的范围内。这些估计有助于评估信贷是否能够实现农村的全面富裕,而不仅仅是为财富状况好的农户服务。

参考文献:

[1]Correia S. REGHDFE: stata module to perform linear or instrumental - variable regression absorbing any number of high - dimensional fixed effects[J]. Statistical Software Components,2016, 12(20):1 - 15.

[2]Paulo S,Wolak F A. An algorithm to estimate the two - way fixed effects model[J]. Journal of Econometric Methods,2016,5(1): 143 - 152.

[3]Özbay N,Kaçıranlar S. Estimation in a linear regression model with stochastic linear restrictions;a new two - parameter - weighted mixed estimator[J]. Journal of Statistical Computation & Simulation,2018, 88(10):1 - 15.

[4]Wu J,Meyer M C,Opsomer J D. Penalized isotonic regression[J]. Journal of Statistical Planning & Inference,2015,161:12 - 24.

[5]Ashta A,Ghosh C,Guha S,et al. Knowledge in microsocial milieus: the case of microfinance practices among women in India[J]. Journal of the Knowledge Economy,2016,10(12):1 - 20.

[6]Mukhopadhyay J P. Microfinance and consumption inequality: evidence from a randomized controlled trial in Andhra Pradesh,India [J]. Journal of Developing Areas,2016,50(2):269 - 291.

[7]Crepon B,Devoto F,Duflo E, et al. Estimating the impact of microcredit on those who take it up: evidence from a randomized experiment in Morocco [J]. American Economic Journal, 2015,7(1):123 - 150.

[8]Agarwal V. The failings of microfinance in India: insights from a randomized evaluation of spandana[J]. Aims Journal,2017,11(1): 59 - 75.

[9]Zahidmahmood H, Abbas K, Fatima M. Islamic microfinance and household welfare nexus: empirical investigation from Pakistan [J]. Journal of Global Entrepreneurship Research,2017,7:18.

[10]Benyishay A,Fraker A, Guiteras R, et al. Microcredit and willingness to pay for environmental quality: evidence from a randomized - controlled trial of finance for sanitation in rural Cambodia [J]. Journal of Environmental Economics & Management,2017,86:121 - 140.

[11]Pati A P. Impact of microfinance on women empowerment in the matrilineal tribal society of India;an analysis using propensity score matching and difference - in - difference[J]. International Journal of Rural Management,2016,9(1):45 - 69.

[12]Lorenzetti L M,Leatherman S,Flax V L. Evaluating the effect of integrated microfinance and health interventions;an updated review of the evidence[J]. Health Policy & Planning,2017,32(5):732 - 756.

[13]Rahman A,Rahman M T,Kljucnikov A. Bank size,relationship lending and SME financing:evidence from bangladesh[J]. Actual Problems of Economics,2016,183(9):294 - 307.

[14]Mchugh N,Biosca O, Donaldson C. From wealth to health: evaluating microfinance as a complex intervention[J]. Evaluation, 2017,23(2):209 - 225.