

文章编号:1002-980X(2007)10-0098-05

浙江省农户获得贷款影响因素的实证分析

沈汉溪^{1,2a}, 邓启明¹, 丁 联^{2b}

(1. 浙江大学 管理学院, 杭州 310029; 2. 漳州师范学院 a. 经济学系; b. 历史与社会学系, 福建 漳州 363000)

摘要:利用 317 份浙江农户调查数据,采用二元 Logit 模型研究了影响农户是否获得贷款(贷款意愿)的因素。发现城郊农户更倾向于贷款;年龄越大,农户越不倾向于贷款;农业收入越多,越倾向于贷款;参加合作社的农户比不参加合作社的农户更倾向于贷款。从影响程度看,农业收入对农户是否贷款决策的影响大于年龄的影响。性别,教育年限,是否外出打工,劳动力数量,学生人数,总收入,总面积,主要收入来源是否为农业等变量系数不显著。

关键词:浙江省;农户;贷款;影响因素;Logit 模型

中图分类号:F222.3 **文献标志码:**A

农村经济的发展需要投资,随着专业化和商品化程度的提高,农业投资所需要的资金规模越来越大。因此,农村金融的发展对农业和农村经济发展至关重要。但是,在中国的农村地区,却普遍存在着正规金融机构信贷供给不足的现象,从而成为农村经济发展的软预算约束。之所以存在这个现象,主要原因是农业贷款规模小,风险大,农户缺乏有效的抵押物,农业信贷收益率低^[1]。但是,随着国民经济和农村经济的快速发展,以及中国加入世界贸易组织履行加入时的承诺而对外资开放金融领域,潜力巨大的农村金融市场将成为中外资银行争夺的对象。因此,研究哪些因素影响农户获得贷款就具有理论和现实的意义。本文利用浙江省 317 户农户调查资料,采用二元 Logit 模型,考察影响浙江省农户获得正规金融机构贷款的影响因素。

1 文献综述

周小斌等利用国家统计局农村住户调查资料,包括河南、贵州和辽宁共 3 320 户农户的面板混合数据,采用 Tobit 模型分析中国农户借贷需求因素,发现农户经营规模、农户投资和支付倾向对农户借贷需求具有正向影响,而农户自有资金支付能力对农户借贷需求有负向影响^[1]。不过,该研究中模型的因变量是连续型变量,与本文的定性因变量不同。何广文、李莉莉利用 291 户农户的调查数据考察农

户信贷需求影响因素。其中使用的模型为二元 Probit 模型,自变量(即影响农户信贷需求的因素)包括农户特征变量(户主年龄、受教育程度、劳动力数量等);农户财务有关变量(金融资产、家庭财产状况、投资情况等);与收入和就业有关的一组变量(收入、收入来源特征、从事非农务工情况等);农户贷款能力有关的特征变量(以往贷款情况等)以及地区(宁夏和浙江)特征变量。该研究发现以往从正规金融机构获得贷款对贷款意愿有正向影响;劳动力数量、近年有投资对贷款意愿有负向影响。收入主要来源于农业的农户更有贷款意愿。户主年龄、受教育程度、家庭储蓄情况、家庭财富状况、非农务工时间等影响不显著^[2]。朱喜、李子奈利用 2003 年约 3 000 户横截面农村家庭的抽样调查数据,采用联立离散选择模型(Probit 模型),从实证角度考察了我国农村正式金融机构向农户提供信贷服务时的配给行为。该研究发现,我国农户面临着严重的信贷约束,一半以上具备有效需求的农户由于信贷配给无法得到正式机构贷款。而政府干预和信息不对称是造成农村信贷配给的重要原因,银行和信用社对农户的贷款决策主要决定于政府的农村金融政策^[3]。韩星认为,对于农户的信贷需求的影响最好是通过农户的意愿调查将其潜在需求显示出来,但研究文献中极少使用这种直接调查的方法。主要的原因是这种意愿调查比较困难,农户对于影响因素的判断

收稿日期:2007-05-08

作者简介:沈汉溪(1973—),男,福建诏安人,浙江大学管理学院在读博士生,漳州师范学院经济学系讲师,研究方向为农业经济管理;邓启明(1973—),男,福建漳平人,浙江大学管理学院在读博士生,研究方向为区域经济发展;丁联(1972—),女,青海湟源人,漳州师范学院历史与社会学系讲师,研究方向为先秦史。

无法量化。在没有意愿调查数据的情况下,观测到的只能是实际发生的信贷交易情况,无法观测到那些有借贷需求而没有实际借贷行为的情况。因此,这种从信贷的获得情况来讨论信贷需求的方法得出的影响因素更多的是反映在放贷者在选择借贷时的偏好,得出的结论实际上是对信贷供给的影响因素的分析而非需求方面^[4]。这个批评也适用于本研究。

2 研究假设

根据上述文献并从理论上分析,可以认为影响农户借贷需求的主要因素包括利率、农户特征变量(户主年龄、受教育程度、劳动力数量等);农户财务变量(借贷利率、金融资产、家庭财产状况、农户生产投资规模和自有资金状况等);收入和就业变量(收入、收入来源特征、从事非农务工情况等);农户经营规模,以及农户大额生活现金支出(如子女教育、医疗支出)等。不过,由于中国利率市场实行管制,各地的利率基本相同,同时,由于贷款利率不能真实反映市场利率的水平,也就是不会对农户贷款产生显著的影响,本文没有分析利率因素对农户贷款意愿的影响。考虑到数据的可获得性,本文的因变量是农户是否获得贷款的二元变量,自变量包括:是否城郊,年龄,性别,教育年限,外出打工,劳动力,学生人数,总收入,农业收入,总面积,合作社(是否参加合作社),主要收入来源(农业或者非农业)等。

本文的假设如下:

1) 地处城郊对农户贷款有正向影响。是否地处城郊代表交通状况,便利的交通能减少生产和教育的成本,从而提高收益率。

2) 户主年龄的影响为负,因为年龄大可能意味着不愿意冒风险。

3) 户主性别可能影响贷款意愿。一般认为女性不喜欢风险。

4) 受教育程度代表农户的经营能力。受教育程度越高代表盈利能力越强,可能会扩大规模。不过,由于受教育程度高一般收入也高,支付能力越强,也可能导致农户不贷款,因此此变量影响方向不定。

5) 是否有外出打工经历等影响不定。

6) 劳动力数量可能对资金有替代作用,因而对贷款可能有负向影响。

7) 学生人数的影响可能不显著。因为浙江地区的农户收入普遍较高,又由于中国的计划生育政策,农户可能基本都能负担得起子女的教育。

8) 农户的财产(由于无法调查到农户的实际财产,用农户年总收入替代)和农业收入对农户的借贷有负向影响。因为财产和农业收入越多,表示资金实力越强。

9) 土地经营面积对信贷供给的影响方向为正,因为土地经营面积在一定程度上代表盈利能力。

10) 参加合作社对农户获得贷款具有正向影响。

11) 主要收入来源为农业的影响为正向。因为非农业收入一般高于农业收入,从而有更多的自有资金。

3 模型、数据来源、样本特征

本文的调查数据来源于2006年6月至8月浙江大学中国农村发展研究院组织的浙江省农户访谈及问卷调查。调查内容涉及到农户生产经营的方方面面。调查方法是随机抽样,即在浙江省36个随机抽取的县市中,随机抽取一两个乡镇,在被抽中的乡镇中随机抽取一两个村,然后在每个村中随机抽取5户。调查方式以面谈与农户填写相结合。调查总共发放问卷400份,回收339份,回收率84.75%,其中有效问卷317份,有效率79.25%。其中,从金融机构贷过款的有183户,有效百分比为58.3%,没有贷过款的为131户,有效百分比为41.7%。缺失3份。这个调查结果本文引用文献中提到的农户贷款百分比数高很多,说明在浙江,农村贷款难现象有所缓解。在回答“您觉得获得贷款容易吗?”的问题上,回答很容易的有21户,有效百分比为6.7%,回答容易的有85户,有效百分比为27.2%,回答有点难的有121户,有效百分比为38.7%,回答比较难的有50户,有效百分比为16%,回答很难的有36户,有效百分比为11.5%,缺失4户。这说明农户获得贷款还是有一定难度的。样本农户总体描述统计量如表1所示。

为分析贷款农户与非贷款农户在各个影响因素上有无差异,可以做独立样本均值齐性检验。检验结果为节省篇幅没有列出。由于均值比较前要进行方差齐性检验(Levene检验),所以分析上述结果时,要先看方差齐性的检验结果,并相应读取均值齐性的检验结果。检验结果表明,在5%显著性水平上,贷款农户与非贷款农户在是否城郊、户主性别、是否有外出打工经历、医疗支出、学生人数上无显著差异,而在年龄、教育年限、劳动力数量、总收入、农业收入、是否参加合作社、主要收入来源上有显著差异。从表2可以看出,有显著性差异的特征变量中,

较之非贷款农户,贷款农户的年龄较小、受教育程度较高、家庭劳动力较少、总收入和农业收入较高、总面积较大、更大比例地参加农业合作社、更大比例的收入来源于农业。

表 1 样本农户总体描述统计量

	频率	极小值	极大值	均值	标准差
是否从金融部门贷过款(是 = 0,否 = 1) (credit)	314	0	1	0. 42	0. 49
是否城郊(是 = 1,否 = 0) (suburb)	316	0	1	0. 53	0. 50
年龄 (age)	317	25	63	45. 24	7. 42
性别(男 = 1,女 = 0) (sex)	317	0	1	0. 08	0. 28
教育年限 (edu)	315	0	16	8. 22	2. 44
外出打工经历(是 = 1,否 = 0) (nonfarm)	314	0	1	0. 36	0. 48
医疗支出(元) (med)	197	0. 00	50 000. 00	1 740. 61	4 426. 12
家庭劳动力(labor)	317	1. 00	8. 00	2. 74	1. 01
学生人数 (student)	271	0. 00	3. 00	1. 15	0. 65
总收入(万元) (totalincome)	316	0. 10	650. 00	12. 35	43. 32
农业收入(万元) (farmincome)	312	0. 00	640. 00	9. 49	41. 56
总面积(亩) (area)	298	0. 00	500. 00	15. 81	47. 47
是否已经参加了某个合作社(或专业协会等) (是 = 1,否 = 0) (coop)	316	0	1	0. 46	0. 50
主要收入来源(农业 = 1,非农业 = 0) (incsource)	316	0. 00	1. 00	0. 27	0. 44

注:上述性别、外出打工经历、年龄、教育年限均对户主而言

表 2 贷款农户与非贷款农户特征变量均值统计量

是否从金融部门贷过款		年龄	教育年限	劳动力	总收入	农业收入	总面积	是否参加合作社(或专业协会等)	主要收入来源
是	均值	43. 81	8. 65	2. 61	17. 58	14. 00	20. 03	0. 37	0. 19
	户数	183	183	183	183	181	168	183	183
	标准差	6. 77	2. 262	0. 912 89	56. 11	54. 01	60. 27	0. 483	0. 39
否	均值	47. 28	7. 65	2. 95	5. 17	3. 27	10. 40	0. 58	0. 384 6
	户数	131	130	131	130	128	128	130	130
	标准差	7. 9	2. 561	1. 10	6. 90	5. 10	20. 94	0. 496	0. 49
总计	均值	45. 26	8. 23	2. 75	12. 43	9. 555 9	15. 86	0. 45	0. 268 4
	户数	314	313	314	313	309	296	313	313
	标准差	7. 44	2. 438	1. 01	43. 52	41. 75	47. 62	0. 499	0. 443 82

本文采用的二元选择模型 Logit 模型的形式为:

$$Prob(event) = \frac{e^z}{1 + e^z} = \frac{1}{1 + e^{-z}}$$

其中

$z = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_p x_p$ (p 为自变量的个数)。

上述式子中, $Prob(event)$ 表示事件发生的概率。某一事件不发生的概率为 $1 - Prob(event)$ 。具体来说,本文估计的模型形式为:

$$\log \left[\frac{prob(credit = 1)}{prob(credit = 0)} \right] = b_0 + b_1 suburb + b_2 age + b_3 sex + b_4 edu + b_5 nonfarm + b_6 med + b_7 labor + b_8 student + b_9 totalincome + b_{10} farmincome + b_{11} area +$$

$$b_{12} coop + b_{13} incsource$$

可以使用极大似然法估计上式。本文采用 SPSS12. 0 进行参数估计和检验。估计时,采用向后逐步剔除 Wald 法,根据 Wald 统计量的概率进行剔除变量的检验。其中,剔除模型变量的标准是 0. 10,变量进入模型的标准是 0. 05。

4 研究结果及分析

由于模型医疗支出缺失值较多,导致 317 个样本中,包括在分析中的家庭户只有 153 户,缺失率为 51. 7 %。考虑到医疗支出变量在每一步回归中都不显著,为提高有效样本量,将医疗支出从模型中剔除掉,重新进行估计。

模型的估计结果如下:

样本量为 317 个,包括在分析中的为 241 个,占 76 %。模型分类变量的频率及分类变量编码如表 3 所示:

表 3 模型分类变量的频率及分类变量编码

		频率	参数编码
主要收入来源	主要收入来源于农业	187	1. 000
	主要收入来源于非农业	54	0. 000
性别	男	222	1. 000
	女	19	0. 000
外出打工	是	156	1. 000
	否	85	0. 000
是否参加合作社 (或专业协会等)	是	131	1. 000
	否	110	0. 000
是否城郊	是	116	1. 000
	否	125	0. 000

模型摘要如表 4(因篇幅关系,只提供第一步和最后一步):

表 4 模型摘要

步骤	- 2 对数似然值	Cox & Snell R 方	Nagelkerke R 方
1	272. 038 (a)	0. 168	0. 230
9	280. 886 (a)	0. 137	0. 187

最终模型的预测准确率为 69. 3 %。检验模型拟合度的 Hosmer-Lemeshow 统计量在最终模型显著性水平为 0. 570。由于该统计量的原假设为拟合度良好,我们应该接受原假设。模型的整体显著性检验卡方统计量的显著性水平为 0. 000,所以,拒绝所有的系数全部为 0 的原假设。模型的系数及检验结果如表 5:

表 5 模型参数及统计量

		B	S. E	Wald	df	显著性	Exp (B)
步骤 1	是否城郊	- 0. 536	0. 316	2. 881	1	0. 090	0. 585
	年龄	0. 030	0. 024	1. 515	1	0. 218	1. 031
	性别	0. 985	0. 649	2. 305	1	0. 129	2. 678
	教育年限	- 0. 073	0. 071	1. 043	1	0. 307	0. 930
	外出打工	- 0. 236	0. 324	0. 528	1	0. 467	0. 790
	劳动力	0. 254	0. 201	1. 590	1	0. 207	1. 289
	学生人数	0. 431	0. 260	2. 743	1	0. 098	1. 539
	总收入	- 0. 022	0. 077	0. 085	1	0. 770	0. 978
	农业收入	- 0. 045	0. 086	0. 275	1	0. 600	0. 956
	总面积	- 0. 001	0. 004	0. 019	1	0. 890	0. 999
	合作社	- 0. 916	0. 317	8. 363	1	0. 004	0. 400
	主要收入来源	- 0. 437	0. 434	1. 014	1	0. 314	0. 646
	常量	- 1. 810	1. 538	1. 384	1	0. 239	0. 164
步骤 9	是否城郊	- 0. 529	0. 297	3. 176	1	0. 075	0. 589
	年龄	0. 047	0. 021	5. 008	1	0. 025	1. 048
	农业收入	- 0. 070	0. 031	5. 181	1	0. 023	0. 932
	合作社	- 0. 902	0. 297	9. 206	1	0. 002	0. 406
	常量	- 1. 607	0. 991	2. 628	1	0. 105	0. 201

这里的分析针对的是最后一个模型(最终模型)。

- 1) 城郊变量的系数为负,显著性水平为 0. 075,说明城郊农户更倾向于贷款。这与预期一致。
- 2) 年龄变量系数为正,显著性水平为 0. 025,说明年龄越大,农户越不倾向于贷款。这也与预期一致。在何广文、李莉莉研究中,年龄变量不显著^[2]。
- 3) 农业收入的系数为负,显著性水平为 0. 023,说明收入越多,越倾向于贷款。这与假设相反,而与朱喜、李子奈的发现一致^[3]。
- 4) 合作社变量系数为负,显著性水平为 0. 002,

说明参加合作社的农户比不参加合作社的农户更倾向于贷款。

从最终模型的连续变量的标准化回归参数来看,年龄变量对农户获得贷款的影响程度大于农业收入的影响。并且是否地处城郊的显著性水平为 0. 075。如果以 0. 05 显著性水平为取舍标准,可以认为是是否地处城郊对农户是否贷款的决策无影响。这里顺便说一下,自变量为二元属性变量时求其标准化回归系数是没有意义的^[5],从这点上看,有些研究的方法是不正确的^[6]。

其他变量,如性别,教育年限,是否外出打工,

劳动力数量, 学生人数, 总收入, 总面积, 主要收入来源是否为农业的系数不显著。其中教育年限的结果与何广文、李莉莉一致, 主要收入来源是否为农业结果与之不同^[2]。在何广文、李莉莉研究中, 收入主要来源于农业的家庭更愿意贷款^[2]。性别变量不显著可能是由于女性户主在样本中所占的比例太小。外出打工的变量不显著可能是由于浙江农户收入水平高, 外出打工与没外出打工的收入可能差距不大。总面积的结果与朱喜、李子奈的发现不一致。朱喜、李子奈研究中, 土地面积对获得农户贷款具有正向影响^[3]。

5 政策建议

从上述研究结果看, 参加合作社、年龄较小、农业收入高、地处城郊的农户更有可能获得贷款, 农业和农村金融机构在发放贷款时可以适当考虑这些因素, 可以更有意识地将目标客户锁定在这些目标人群中。由于户主性别, 教育年限, 是否外出打工, 劳动力数量, 学生人数, 总收入, 总面积, 主要收入来源是否为农业等的系数不显著, 说明农业和农村金融机构在选择客户时, 可以适当淡化这些因素的考虑。

调查中发现, 超过半数的农户反映贷款难, 结合其他相关调查、文献的结论, 可以认为目前农业贷款

的利率还是比较低的, 有一定的上涨空间。这些需要通过农村金融进一步的市场化改革来解决。

此外, 浙江省的农业合作社发展处于全国前沿, 本研究发现, 参加合作社与获得贷款之间具有正向关系。考虑到农业收入与获得贷款也有正向关系, 可以认为, 参加农业合作社的农户收入较高, 浙江省农业合作社的成效是显著的。

参考文献

- [1] 周小斌, 耿洁, 李秉龙. 影响中国农户借贷需求的因素分析[J]. 中国农村经济, 2004(08): 26 - 30.
- [2] 何广文, 李莉莉. 正规金融机构小额信贷运行机制及其绩效评价[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2005: 56 - 79.
- [3] 朱喜, 李子奈. 我国农村正式金融机构对农户的信贷配给——一个联立离散选择模型的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(03): 37 - 49.
- [4] 韩星. 农户信贷需求研究述评[J]. 理论导刊, 2006(12): 81 - 84.
- [5] 王济川, 郭志刚. Logistic 回归模型——方法与应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2001.
- [6] 吴秀敏, 林坚, 刘万利. 城市化进程中西部地区农户的迁移意愿分析——对成都市农户的实证研究[J]. 中国农村经济, 2005(04): 27 - 33.
- [7] 郭红东. 我国农户参与订单农业行为的影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2005(03): 24 - 32.

Factors Affecting the Availability of Credit for Zhejiang Province Farmers: An Empirical Study

SHEN Han-xi^{1,2a}, DENG Qi-ming¹, DING Lian^{2b}

(1. School of Management, Zhejiang University, Hangzhou 310029, China; 2. a. Department of Economics;

b. Department of History and Sociology, Zhangzhou Teachers' College, Zhangzhou Fujian 363000, China)

Abstract: This thesis used the 317 household survey data of Zhejiang province of China to set up a Logit model to study factors affecting the availability of credit for farmers. The results showed that suburb farmers, younger farmers, richer farmers and farmers who were members of co-op could get credit more easily. Farm income played a more important role in whether farmers get credit or not than age. Sex, education, off-farm experience, labor, education fee, total income, hectare tilled, income source were insignificant.

Key words: Zhejiang province; farmers; credit; factors; Logit