

农业经济增长的金融门槛效应与金融瓶颈效应：来自吉林省县级微观数据的经验证据

刘达禹 周伊凡 刘金全

(吉林大学数量经济研究中心 吉林 长春 130012)

摘要：党的十九届四中全会再次强调夯实精准扶贫和助力农村经济振兴，并把它上升至国家战略高度，这使得有关农村经济问题的研究迅速向微观层面展开。有鉴于此，本文使用 PLSTR 模型对吉林省县级农村金融发展与农业经济增长间的关联机制进行研究，主要得出以下几点结论：第一，吉林省农村金融发展对农业经济增长的影响具有显著的金融门槛效应，当金融相关率低于门槛水平 1.55 时，金融发展对经济增长的影响体现为金融排斥，而当其跨越门槛值后，二者将呈协同发展态势；第二，农村金融发展同样存在瓶颈效应，当金融相关率超过 2.5 后，效率将达到极限，此后金融扩张非但不能促进增长，反而还会徒增金融风险；最后，就吉林省县级数据的总体状况来看，目前多数县级农村的金融发展已跨越门槛，体现出良好发展态势，但是部分县出现了过度金融化的隐患，尚需进行平衡治理，这也为未来的农村经济工作提出了新的要求。

一、引言

党的十九大以来，以习近平同志为核心的党中央励精图治，率先垂范，先后赴湖南花垣县、甘肃古浪县、河南光山县等五十多个县级农村开展调研，深入了解农村居民生活状况，收入水平以及农业经济发展中存在的各种问题与困难。这一系列的调研工作昭示了全党对夺取农村脱贫攻坚战伟大胜利的坚定决心，同时也深刻地说明，在当下决胜全面建成小康社会的重要历史时期，对农村问题的研究只有深入基层，细至腠理，才能从根本上做到理论联系实际、政策有据可依，扶贫精准落地和乡村全面振兴。实际上，通过观察新时期党和国家发展农村经济的战略思路不难发现，现阶段农村经济工作有三个重大的特色与改变：一是深入基层调研，重视微观基础，而非泛谈“三农”；二是围绕农业根本，坚持振兴农业，而非偏离初衷；三是精准扶贫治标，创新兴农治本，标本兼治结合，共筑农业经济长期可持续发展。此外，《习近平关于“三农”工作论述摘编》^[1]也曾明确指出，新时期开展“三农”工作一定要深入微观层面，解决具体问题，同时应妥善利用金融创新盘活农村存量资产，最后还要牢牢把握振兴农业这一根本，切不可偏离农业根基。由此可见新时期的农村经济研究必将呈现出三个重要变革：一是要深入整理基层农村数据，充分挖掘和发现农村基层的非均衡和非充分发展，这是打好全面脱贫攻坚战的微观基础；二是要重点关注农业经济发展，避免兴农偏离产业根基，这是确保国家产业均衡发展的战略支柱；三是要注重理清农村金融发展与农业经济增长之间的关系，这是化解城乡二元经济结构和助力农村经济长期可持续发展的理论根基和实践依据。

有鉴于此，本文将使用吉林省县级数据深入探讨农村金融发展对农业经济增长的影响机制，相较于以往研究，本文的贡献主要体现在以下三个方面：首先在数据使用层面，得益于

省级以下统计数据的日趋完善^①，本文研究得以在县级微观层面开展，这必将为全面了解农村微观层面的非均衡和非充分发展提供重要的经验证据；第二在实践导向层面，以往研究多是注重探讨农业经济增长的金融门槛效应，即只有当金融发展水平达到一定程度时，金融才会对经济增长起到促进作用，但这却忽略了另一个重要问题，即金融发展并非越快越好，相反过度金融化非但不能促进经济增长反而还会徒增金融风险，因此本文在以往研究的基础上又进一步探讨了农业经济增长的金融瓶颈效应，即农村金融发展达到何种水平后，其对农业经济增长的拉动效应将出现瓶颈，这必将为农业经济稳增长和金融系统防风险的协调共进提供参考依据；最后在方法实现层面，考虑到常用的面板门槛模型无法实现数据的平滑处理，通常会面临系统跳跃的弊端，本文构建了一个面板平滑迁移模型对上述问题进行修正，这使得我们能够对门槛值附近的数据进行平滑处理，从而更加准确地刻画农村金融发展与农业经济增长间的时变依存关系。全文的结构安排如下：第二部分为文献综述，第三部分是基于扩展的帕加诺模型的理论分析，第四部分是对吉林省县级农村数据的统计分析与实证研究，第五部分是结论与经验启示。

二、农村金融发展对农业经济增长影响机制的研究综述

农村金融发展对农业经济增长的影响机制是现代金融理论的一个重要分支，相关的经验发现和理论总结已日臻成熟，目前基本形成了三类主流理论观点：农业信贷补贴理论、农村金融市场竞争论和非完全竞争金融市场假说。下面本文将以三种理论的发展脉络为线，对相关研究进行归纳与述评。

上世纪 80 年代，以美国为代表的西方发达国家相继进入后工业化时代，这使得三次产业在总产值中的分布得以重归均衡，而政府关注的焦点也逐渐由工业向传统农业和金融服务业回归。此后，有关农村金融发展对农业经济增长影响机制的研究开始逐渐盛行。Tinnermeier (1981)^[2] 率先通过案例研究对比分析了政府信贷供给和发展竞争性金融机构对农业经济增长的调控作用，结果发现政府专项信贷配给能够有效促进欠发达地区的农业经济增长，但发展竞争性金融机构反而会对农业经济产生“排斥效应”，这说明在金融资源较为稀缺时，农业生产受制于回报率低、回收期长等固有限制，难以在资源竞争中获取优势地位，因此，在农村金融发展初级阶段，金融发展并不会对经济增长产生助推作用。这即是最初的农业信贷补贴论。农业信贷补贴论一经提出便得到了大量支持，Gabriel (1984)^[3] 构建了利率补贴效应模型用以分析政府不同期限的利率补贴对农业经济增长的影响机制，结果表明长期利率补贴更有利于农业经济发展。此外，Besley & Burgess (2002)^[4] 进一步指出，农村地区普遍存在个体金融需求较小，金融需求种类单一等问题，导致正规金融难以在农村地区获利，因此政府必须采取适度的信贷补贴才能确保农村金融可持续发展。国内研究亦不乏相关证据，如温涛等 (2005)^[5]、朱熹和李子奈 (2006)^[6] 对中国早期的农村数据进行测算后均发现，改革开放初期，农村地区面临着较强的“金融排斥”，此时农村地区的正规金融效率远低于信贷配给，因此为保障农业经济的稳步发展，农村金融发展过程中通常会出现信贷配给先行的过渡阶段。

然而，随着农业经济体量的不断壮大，人们开始越发意识到农业信贷补贴的局限性，因

^① 2018 年后，中国各省级统计局对发布数据进行了严格的规范和修订，目前省级以下统计数据已具有较为统一的数据格式、相对可观的序列长度以及较高的精确性。本文正是使用吉林省统计局的县级农村数据展开的县级微观研究，然而需要说明的是，由于各省县级统计起始时间差别较大，因此县一级面板研究还无法扩充至全国层面。

此农村金融市场竞争论应运而生。农村金融市场竞争论重在强调农村金融的市场化竞争，主张利用市场机制激发农业经济增长动能。其中，最具代表性的观点就是将政府的职能由资金分配转向市场监督，令市场自发履行资源配置功能，从而改善信贷配给效率 (Hoff & Stiglitz, 1990)^[7]。农村金融市场论为发展市场化农村金融奠定了重要的理论基础，此后，大量的研究均表明，相比于农业信贷补贴，市场化的农村金融的确能够大幅提高资金配给规模，并降低农村“金融排斥”(King & Levine, 1993; 何广文, 2001; 徐忠和程恩江, 2004)^{[8][9][10]}。

但随着研究的不断深入，人们逐渐发现农村金融市场远非是完全竞争市场，并开始对农村金融市场竞争论进行反思，继而提出了不完全竞争市场假说。不完全竞争市场假说归纳了农村金融市场区别于完全竞争市场的三个特点：一是在资金供给方面，农村金融供给多以非竞争性银行为主，导致利率供给高度依赖非市场化的政策补贴，这直接确保了其在农业信贷中的牵头地位并排斥了同业竞争 (Cetorelli & Gambera, 2001)^[11]；二是在需求端，农业经济主体的单体融资规模较小，种类结构相对单一，并且偿付能力较弱，导致农村金融市场的需求端存在着较强的道德风险和逆向选择 (Shamar & Buchenrieder, 2002)^[12]；最后在市场均衡方面，Paxton & Cuevas (2002)^[13] 发现农村金融市场中的供给弹性较低，存在着价格刚性，这不利于刺激需求，并且还会大幅降低金融对经济的拉动效应。不完全竞争市场假说是现阶段最广为接受的农村金融理论，其主要强调农村金融市场的特殊性，因此其核心观点认为，农村金融发展对农业经济增长的影响机制并非一成不变，其中在市场化初级阶段，非完全竞争属性占据主导地位，此时农村金融发展并不会显著拉动农业经济增长，而当市场竞争属性和市场成熟度逐渐提高后，农村金融发展才会对农业经济增长产生拉动效应。

目前，大量的实证研究都是遵循不完全竞争理论的基本逻辑来验证农村金融发展与农业经济增长的关联机制。焦瑾璞 (2009)^[14]、贾立和王红明 (2010)^[15] 等早期研究使用面板模型进行测算，发现中国早期的农村金融发展对农业经济增长的拉动作用并不显著，特别是在西部地区，农村金融发展甚至与农业经济增长呈负相关关系。王书华和苏剑 (2012)^[16]、张兵等 (2013)^[17] 使用 PTR 模型对中国省级农村数据的测算结果表明，农村金融发展对农业经济增长的影响存在显著的“门槛效应”，其中当金融相关率低于 0.4 时，农村金融发展不会拉动农业经济增长，而当金融相关率跨越门槛水平后，农村金融发展将对农业经济增长起到明显的拉动作用。此后，刘金全等 (2016)^[18] 通过进一步测算发现，门槛水平的取值很可能高于 0.4，而基于省级数据得出门槛水平在 0.4 附近的主要原因在于，省级数据过于平均化，不能反应农村微观层面金融发展失衡的现象，倘若能够使用更细化的县级数据进行估计，农村地区的金融门槛很可能会高于这一水平。然而，受到当时数据可得性的限制，这一研究也未能实现县级层面的微观估计，实际上，中国农村金融门槛的估计一直就是一个颇具争议的问题，截至目前，研究者也仍未达成统一定论。

三、农村金融发展对农业经济增长影响机制的理论基础

Pagano (1993)^[19] 在 AK 增长理论的基础上引入了金融部门，从而构建了一个简单的线性方程来描述农村金融发展对农业经济增长的影响机理。此后，许多学者围绕这一理论模型展开拓展研究，董晓林 (2004)^[20] 将利率水平引入至帕加诺模型当中，考察了资金价格对农业经济增长的作用机制；冉光和与张金鑫 (2008)^[21] 则是在模型中加入了时间变量，并发现二者间的作用机制在 1994 年后发生了显著改变。虽然这些研究都为帕加诺模型的扩展提供了有益尝试，但是他们也存在着一个共性弊端，即未经推导便在理论模型中引入变量，使得研

究过于自适，缺乏理论或事实依据。因此，本文对帕加诺模型的修正将一改以往思路，我们并不直接改变帕加诺模型的理论基础，而是在模型估计上引入新要素，采用面板平滑迁移技术对基础模型的线性形式进行拓展，这种改进不仅可以非将非线性要素引入系统，刻画二者间关联机制的非线性效应；同时还能够对金融发展的边际效用递减规律进行描述，从而捕捉“金融瓶颈效应”，这种扩展将为完善帕加诺增长理论提供重要补充，同时也与现实中农村金融发展对农业经济增长的影响机制更为接近。具体的模型描述如下：

考虑在一个简单的封闭经济体中，产出部门只生产一种产品，产品可用于投资或消费，存量资本的折旧速率恒定，为 δ ，产出的基础形式如下：

$$Y_t = AK_t \quad (1)$$

这里 Y_t 是 t 时期的产出， A 是相应的技术水平， K_t 代表时期 t 下的资本存量，据此可以进一步描述 t 时期的投资行为：

$$I_t = K_{t+1} - (1 - \delta)K_t \quad (2)$$

其中 t 时期的经济增长率 g_t 可由式 (3) 表示：

$$g_t = Y_t / Y_{t-1} - 1 \quad (3)$$

联立式 (1)、(2) 和 (3) 易知：

$$g_t = A(I_{t-1} / Y_{t-1}) - \delta \quad (4)$$

在经典的 AK 理论下，市场的出清条件是总投资 (I_t) = 总储蓄 (S_t)，但在实际经济运行过程中，储蓄通常难以得到完全利用，因此，我们设定了一个储蓄剩余比率，记为 $1 - \theta$ ，于是有：

$$\theta S_t = I_t \quad (5)$$

这里 θ 表示储蓄的投资转化率，而储蓄率 s 则由式 (6) 给出：

$$s = S / Y \quad (6)$$

整理 (4)、(5) 和 (6) 式可得：

$$g = A(s\theta) - \delta \quad (7)$$

随后对 (7) 式进行对数线性化有：

$$\ln g = \ln A + \ln \theta + \ln s \quad (8)$$

式 (8) 即是帕加诺模型的基本形式，这里 A 代表资本的边际贡献率， θ 是储蓄的投资转化率，用于衡量金融发展状况， s 是储蓄率，三者共同决定产出变动。在实际研究中，人们通常采用农业固定资产投资率 tz 作为资本边际贡献率的替代变量；并习惯将 θ 分解为金融规模和金融杠杆两个部分，用农村金融相关率 fir 作为农村金融发展规模的代理变量，用贷存比率 dc 作为农村金融杠杆的替代变量；用农村存款比率 ck 作为储蓄率 s 的代理变量。最后，对于农业经济增长，可以用农村地区农林牧渔业实际增加值的自然对数 y 度量。^① 据此，我们可以得到本文实证研究的基础模型：

$$y_{it} = \beta_1 fir_{it} + \beta_2 dc_{it} + \beta_3 ck_{it} + \beta_4 tz_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

需要说明的是，为了使系统估计具有更强的经济意义，我们在估计过程中并未对比率指标进行对数化处理。此外，考虑到这个线性模型无法反应农村金融发展对农业经济增长影响机制的非线性特征，我们还使用平滑迁移函数将式 (9) 改写为如下形式：

① 固定资产投资率记为 tz = 农业固定资产投资 / 农业增加值；农村金融相关率记为 fir = 农村金融贷款总量 / 农业增加值；贷款比率记为 dc = 农村金融贷款 / 农村金融存款；存款比率记为 ck = 农村金融存款 / 农业增加值。

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_{it} = \beta_1 \hat{f}ir_{it} + \beta_2 dc_{it} + \beta_3 ck_{it} + \beta_4 tz_{it} + \sum_{k=1}^K (\beta_1^k \hat{f}ir_{it} + \beta_2^k dc_{it} + \beta_3^k ck_{it} + \beta_4^k tz_{it}) \Gamma^k(\hat{f}ir_{it}; \gamma, \overline{\hat{f}ir}_h) + \varepsilon_{it} \\ \Gamma^k(\hat{f}ir_{it}; \gamma, \overline{\hat{f}ir}_h) = \left[1 + \exp(-\gamma^{H_k} \prod_{h=1}^{H_k} (\hat{f}ir_{it} - \overline{\hat{f}ir}_h)) \right]^{-1} \end{array} \right. \quad (10)$$

式 (10) 中最重要的部分就是转移函数 Γ ，这一变化的最大好处在于，我们可以通过估计函数 Γ 内 $\overline{\hat{f}ir}_h$ 的取值来识别金融门槛出现的位置，即识别农业经济增长的金融门槛效应；此外，根据 Γ 函数的形式易知，函数的值域在 0 和 1 之间。这说明当金融发展水平达到一定程度后，转移函数的值将不再发生变化，同时也就意味着金融发展对经济增长的影响系数将不再改变，即出现金融瓶颈效应。据此，本文便在不改变基础理论严谨性的前提下，完善了帕加诺模型的经济意义。

四、吉林省农业经济发展的金融门槛与金融瓶颈估计

(一) 数据筛选过程

本文选取吉林省 38 个县的年度数据进行面板估计，样本区间为 2009—2017 年。数据样本包括隶属长春市的榆树市、德惠市、农安县，隶属吉林市的磐石市、桦甸市、蛟河市、舒兰市、永吉县，隶属松原市的扶余市、长岭县、乾安县、前郭尔罗斯蒙古族自治县，隶属四平市的双辽市、公主岭市、梨树县、伊通满族自治县，隶属辽源市的东辽县、东丰县，隶属通化市的梅河口市、吉安市、辉南县、柳河县、通化县，隶属白山市的临江市、靖宇县、抚松县、长白朝鲜族自治县，隶属白城市的大安市、洮南市、镇赉县、通榆县以及隶属延边朝鲜族自治州的敦化市、图们市、珲春市、龙井市、和龙市、安图县、汪清县。^①数据整理过程如下：

1. 农业经济增长 y 。本文使用农林牧渔业增加值总和的自然对数作为各县农业经济增长的代理变量。具体处理如下：以 2008 年为基期，使用吉林省农村居民消费价格指数对各县农林牧渔业增加值进行平减，得到各县实际农业增加值数据（基础单位为亿元），随后对这一数据进行取对数处理，进而得到因变量序列 y 。

2. 农业金融发展规模 $\hat{f}ir$ 。本文参照刘金全等 (2016)^[18] 做法，使用农村金融相关率（各县农村金融贷款/各县农业增加值）作为农村金融规模的代理变量。需要说明的是，考虑到农业生产很难受到一般商业银行的贷款支持，故此处的农业金融贷款仅统计各县的农村信用社贷款，这一作法能够有效规避高估金融相关率的问题。

3. 农村金融杠杆 dc 。本文使用贷存比（各县农村金融贷款/各县农村金融存款）来刻画吉林省各县的农村金融杠杆，与 $\hat{f}ir$ 的计算相仿，这里各县农村金融贷款和存款的数据依旧仅限于农村信用社统计。金融杠杆是资金效率与资金风险的真实写照，贷存比越高，代表金融利用率越高，同时伴随产生的风险也越大。

4. 农村金融储蓄率 ck 。本文使用存款产值比（各县农村金融存款/各县农业增加值）作为农村金融储蓄率的替代变量，这一变量能够较好地反映吉林省各县级农村的存款活跃度。

5. 资本的边际贡献率 tz 。本文使用农业投资比率（各县农业固定资产投资完成额/各县农业增加值）作为资本边际贡献率的代理变量，该变量的经济意义为单位产出的资本投入，能够直接刻画资本使用效率。

^① 尽管样本中，部分县已更名为市（如：德惠市、磐石市等），但是其行政级别依然为县，因此我们将其纳入至研究样本，相应行政划分依据和数据均来源于吉林省统计年鉴 (<http://tj.jl.gov.cn/tjsj/tjnj/>)。

(二) 吉林省县级农村数据的描述性统计

表 1 描述性统计分析

样本范围 (观测数)	指标	农业经济增长	金融相关率	贷存比率	农业投资比率	存款比率
长春附属县 (27)	平均值	160.82	0.287	0.307	1.030	0.969
	最大值	233.83	0.411	0.419	1.633	1.785
	最小值	92.98	0.181	0.197	0.592	0.546
白城附属县 (36)	平均值	43.75	0.670	0.683	1.840	1.017
	最大值	66.87	1.345	0.983	2.873	2.061
	最小值	19.29	0.314	0.356	0.573	0.445
白山附属县 (36)	平均值	17.67	1.840	2.638	4.096	0.725
	最大值	47.90	3.949	5.429	5.914	1.443
	最小值	5.00	0.979	1.644	2.306	0.361
吉林附属县 (45)	平均值	70.99	0.465	0.563	2.063	0.868
	最大值	118.91	0.792	0.972	3.175	2.380
	最小值	21.01	0.217	0.333	1.143	0.386
辽源附属县 (18)	平均值	47.44	0.806	0.770	2.324	1.099
	最大值	75.41	1.189	0.981	3.125	2.255
	最小值	26.10	0.617	0.527	1.148	0.737
四平附属县 (36)	平均值	123.58	0.408	0.604	0.802	0.696
	最大值	223.93	0.699	0.774	1.538	1.384
	最小值	41.42	0.265	0.358	0.224	0.418
松原附属县 (36)	平均值	109.12	0.356	0.469	1.460	0.761
	最大值	174.23	0.687	0.735	3.788	1.419
	最小值	17.76	0.126	0.172	0.642	0.375
通化附属县 (45)	平均值	30.47	1.539	1.167	4.469	1.419
	最大值	61.07	3.115	1.945	15.780	3.658
	最小值	92.73	0.603	0.687	1.514	0.514
延边附属县 (63)	平均值	17.40	2.008	1.851	5.269	1.061
	最大值	66.05	6.605	3.787	12.809	2.244
	最小值	1.90	0.672	0.827	1.563	0.524

表 1 按行政区域刻画了吉林省县级农村的经济金融发展状况，观察表 1 不难发现，吉林省不同行政区域内的经济金融发展仍存在着显著的不均衡与不充分。首先，就农业经济增长来看，长春(省会)周边县的农业规模最大，平均产值高达 160 亿元，而延边附属县的农业经济规模最小，平均仅为 17.4 亿元，二者相差九倍之多，这深刻地印证了习近平总书记关于不平衡和不充分发展的战略论断。但一个可喜的现象是，仅从最大值观测，现阶段最大的县级农业产值为 233 亿，最小的县级农业产值也达到了 48 亿元，二者之间的差距已缩小至不足 5 倍，考虑到各县农业 GDP 一直保持增长态势，因此二者可以分别作为 2017 年吉林省县级农业产值的最大值和最小值，这说明尽管不平衡和不充分的发展依然存在，但是量级却在迅速

收窄。再来看金融发展规模层面，产值最大的长春周边县金融相关率最低，仅为 0.287，说明这些地区金融发展较为滞后，当地经济更多依赖于实体；相比而言，农业经济规模较小的延边地区，金融相关率却高达 2 以上，二者形成鲜明对比，说明大规模的金融发展并未对延边农村地区的地缘经济产生显著拉动作用，这一点与金融瓶颈论的观点不谋而合。第三，从资金杠杆率的角度来看，产值最大的长春周边县杠杆率仅为 0.3，显著低于一般商业银行的安全边际（商业银行的贷存比预警线在 70%-80%），说明金融效率还有很大的提升空间，而对于产值较小的白山和延边附属县，贷存比却已高达 2.6 和 1.8，显著高于风险预警上限，这意味着吉林省各县的金融风险也存在着显著的非均衡分布。随后来看投资效率，产值较高的长春和四平周边县，投资效率均较高，投资/产出比分别为 1 和 0.8（逆向指标，数值越小，效率越高），而产值较低的白山、延边地区，投资效率均相对较低，该比值已高达 4 和 5.3，这再次深刻地印证，过度金融发展并不能带来经济增长，相反还会徒增金融风险和投资效率低下等结构性隐患。最后，从储蓄率的角度来看，目前吉林省各县的储蓄率波动幅度不大，并且取值均显著高于全国城市平均水平（2017 年全国平均水平在 50%左右），这一县级数据再次说明低收入和高储蓄仍然是现阶段农村经济的核心表象，要想夺取脱贫攻坚战伟大胜利，攻坚核心依然在农村基层。

通过数据描述性分析不难发现，现阶段中国的非均衡与非充分发展不仅体现在区域之间、省份之间，即便是在同一个省份的县级农村，不平衡与不充分的发展依然广泛存在，而这关乎到决胜全面建成小康社会的成败，是我们务须优先解决的部分。此外，从县级地区的金融发展与经济发展状况来看，二者目前远未形成协同发展态势，这说明金融门槛效应和金融瓶颈效应可能同时存在，因此，下文将采取 PLSTR 模型和吉林省县级数据展开实证研究，以期深入揭示农村金融发展与农业经济增长在县级微观层面的复杂关联机制。

(三) PLSTR 模型的估计原理

面板平滑迁移模型 (PLSTR) 起源于面板门槛模型，是非线性面板模型研究领域内的重要拓展。起初，Hansen (1999)^[22] 利用格点搜索法构建了面板门槛模型 (PTR)，这为解决面板数据中的门槛效应估计奠定了重要基础。然而，PTR 模型却存在着一个重要弊端，即系统在门槛值上下将以跳跃的方式转换，无法实现数据的平滑处理，这通常与实际经济状况相悖。为解决这一问题，González et al. (2005)^[23] 构建了面板平滑迁移模型 (PLSTR)，它可以令数据在不同样本之间进行平滑转换，从而克服了 PTR 模型中样本在门槛值附近出现跳跃性转换的弊端。下面我们根据式 (9) 构建一个 PLSTR 模型：

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 \hat{f}ir_{it} + \beta_2 dc_{it} + \beta_3 ck_{it} + \beta_4 tz_{it} + \sum_{k=1}^K (\beta_1^k \hat{f}ir_{it} + \beta_2^k dc_{it} + \beta_3^k ck_{it} + \beta_4^k tz_{it}) \Gamma^k(\hat{f}ir_{it}; \cdot) + \varepsilon_{it} \\ \Gamma^k(\hat{f}ir_{it}; \gamma^k, \overline{\hat{f}ir}_h^k) = \left[1 + \exp(-\gamma^k \prod_{h=1}^{H_k} (\hat{f}ir_{it} - \overline{\hat{f}ir}_h^k)) \right]^{-1} \end{array} \right. \quad (11)$$

由于本文旨在探究吉林省农业经济增长的金融门槛效应，因此，式 (11) 中将 $\hat{f}ir$ 设定为转移参量。式 (11) 中 $\Gamma^k(\hat{f}ir_{it}; \gamma^k, \overline{\hat{f}ir}_h^k)$ 为转移函数，在仅存在一个位置参量 $\hat{f}ir$ (即 $k=1$) 时， Γ 是关于 $\hat{f}ir_{it}$ 的单调函数。此外，转移函数中的 γ 是指数平滑系数，该变量的大小能够决定系统在门槛值附近的转换速度，其中 γ 取值越大转换速率越快。 $\overline{\hat{f}ir}$ 是 Γ 函数中的位置参量，即统计意义上的门槛值水平，当 $k>1$ 时，门槛位置将为多个，同时会把系统分割为 $k+1$ 种稳态， ε_{it} 是残差项。最后，我们令所有变量均服从平滑迁移过程，同时令 $\hat{f}ir$ 作为转移变量，进而识

别系统的金融门槛与金融瓶颈，本文的实证计算由 Matlab 2012a 版本完成。

(四) 吉林省县级农村的金融门槛与金融瓶颈估计

本文首先采用 González et al. (2005)^[23]提出的门槛诊断方法来检验式 (11) 的合理性，具体结果如表 2 所示：

表 2 PLSTR 模型的非线性诊断

统计量名称	统计量取值	P 值
LM	92.242	0.000
LMF	27.699	0.000
LRT	107.496	0.000

观察表 2 不难发现， LM 、 LMF 和 LRT 三个统计量的 P 值均小于 0.1，表明式 (11) 构建的方程的确具有显著的门槛效应，并且至少含有一个转移位置参量，而为进一步锁定转移参量的个数，我们还需对模型的残余部分进行二次非线性诊断。

表 3 模型的残余非线性诊断

统计量名称	仅存在一个转移位置	P 值
LM	7.469	0.113
LMF	1.630	0.167
LRT	7.552	0.109

表 3 中，各统计量的原假设为式 (11) 仅含有一个转移位置，而 LM 、 LMF 和 LRT 三个统计量均没有通过假设检验，表明系统无法拒绝原假设，据此，我们可以准确地判断，吉林省农村金融发展对农业经济增长的影响的确存在着显著的非线性特征，并且这种特征是单一的金融门槛效应。

表 4 拓展的帕加诺模型估计

参数	β_1	β_2	β_3	β_4	\overline{fir}
估计值	-0.178*	-1.068***	0.503***	0.038	1.655
P 值	0.08	0.000	0.000	0.160	—
参数	β'_1	β'_2	β'_3	β'_4	γ
估计值	0.538**	0.465***	-1.326***	-0.062***	6.340
P 值	0.0113	0.0000	0.0000	0.002	—

$$\hat{y}_{it} = -0.178\overline{fir}_{it} - 1.068dc_{it} + 0.503ck_{it} + 0.038tz_{it} + [1 + \exp(-6.34(\overline{fir}_{it} - 1.655))]^{-1}(0.538\overline{fir}_{it} + 0.465dc_{it} - 1.326ck_{it} - 0.062tz_{it}) \quad (12)$$

表 4 和式 (12) 进一步给出了式 (11) 的估计结果，通过表 4 可以看出，指数项 γ 的取值较大，证明系统转换速度较快，这意味着绝大多数样本将分布在两种稳态区制当中^①，为便于分析，我们进一步给出两个稳态区制内的参数表达：

$$\hat{y}_{it} = -0.178\overline{fir}_{it} - 1.068dc_{it} + 0.503ck_{it} + 0.038tz_{it} \quad (13)$$

① 其中区制 1 中各自变量的系数为 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 ，区制 2 内各自变量的系数分别为 $\beta_1 + \beta'_1$ 、 $\beta_2 + \beta'_2$ 、 $\beta_3 + \beta'_3$ 、 $\beta_4 + \beta'_4$ 。

$$\hat{y}_{it} = 0.360\hat{f}ir_{it} - 0.603\hat{d}c_{it} - 0.823\hat{c}k_{it} - 0.024\hat{t}z_{it} \quad (14)$$

式 (13) 刻画了金融发展远低于门槛水平时的参数关联机制，即农村金融发展初级阶段；式 (14) 则刻画了金融发展水平远超出门槛水平后的参数关联特征，即金融瓶颈状态；而当金融发展水平处于门槛值附近时，系统将呈现出复杂的时变特征，此时各变量对 \hat{y}_{it} 的影响需通过求偏导数获取。下面，我们将依次分析三种状态下的参数取值。首先，在农村金融发展初级阶段， $\hat{f}ir_{it}$ 的系数显著为负，这说明在农村金融发展初期，将有限的资金资源用于金融发展非但不能提高农业经济增长，反而还会因资源抢占而产生“挤出效应”，这一点与农业信贷补贴理论的描述一致。其次，金融杠杆的估计系数同样为负，并且绝对值大于 1，表明过高的杠杆率不仅会抑制经济增长，并且还会产生“金融加速器”效应。产生这一现象主要是因为，在农村金融发展初期，市场机制远未达到健全，此时信贷主体与农村借款人之间通常充斥着信息不对称，此时倘若提高放贷杠杆率，金融风险会因基础坏账率偏高而迅速放大，进而体现出显著的风险加速效应。第三，储蓄率提高一个基点，将令农业经济增长 0.503 个基点，这再次印证了农村金融发展初期的农业经济多是依赖于农户自身储蓄的再投资，相比而言外界贷款对农业经济的拉动作用极为有限。最后，投资效率参量的估计结果并不显著，这说明吉林省早期的农业经济发展较为落后，其基本是依赖于人力劳动资本，设备效率并未对经济增长起到显著的推动作用。

进一步对比式 (14) 刻画的金融瓶颈状态可以发现三个显著变化，第一，金融相关率的系数由负转正，说明当跨越门槛水平后，金融发展对农业经济增长的影响开始由抑制转变为拉动，这与农村金融市场竞争论的观点一致；第二，金融杠杆率的系数由-1.068 收窄至-0.603，说明随着农村金融发展水平的不断提高，金融风险与经济增长之间的替代效应开始显著下降，并且风险加速效应已不复存在，这意味着当农村金融发展跨越门槛水平后，金融风险的可控性显著增强；第三，储蓄率的影响开始由正转负，考虑到储蓄与消费之间具有对偶关系，因此这一现象表明，现阶段吉林省县级农村经济增长开始由自有储蓄型增长转化为消费拉动型增长，这意味着农村金融发展不仅有利于修正金融与经济间的关联机制，同时还有利于调整经济增长结构，引导农村经济向消费型可持续增长路径过渡。最后，投资效率变量亦由不显著变为显著，说明吉林省县级农业经济也开始逐渐步入了要素驱动的良好发展模式。

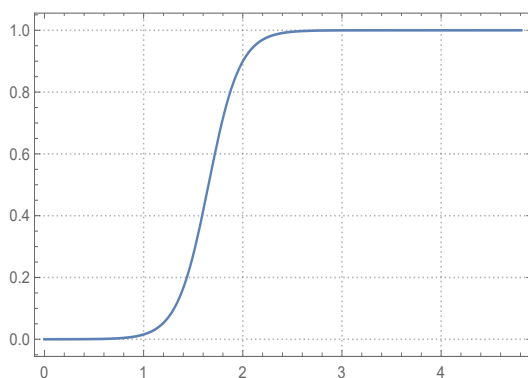


图 1 平滑迁移函数

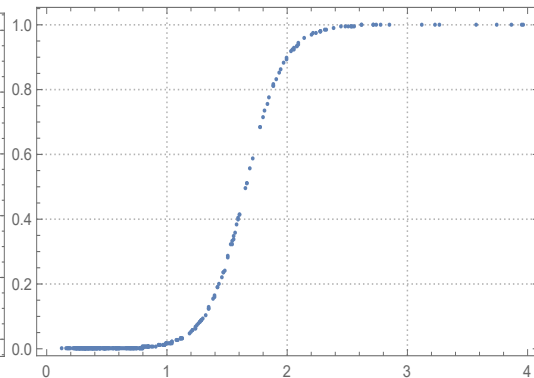


图 2 全样本在函数中的分布

为便于分析，我们进一步刻画了式 (12) 中的转移函数，以期全面反映吉林省县级农村的金融发展状况，如图 1 和 2 所示，其中横坐标代表金融相关率 $\hat{f}ir_{it}$ 的取值，而纵坐标代表转移函数值。首先观察图 1 可以看出，当金融相关率 $\hat{f}ir_{it}$ 介于 1-2.4 之间时，系统表现为非稳

定状态,此时 fir_{it} 的系数为 $(\beta_1 + \Gamma\beta'_1)$, 根据 β_1 和 β'_1 的大小可知, 当 $\Gamma=0.33$ 时, $\beta_1 + \Gamma\beta'_1=0$, 此时可解得 $fir_{it}=1.55$, 这意味着当 $fir_{it} > 1.55$ 后, 农村金融发展对农业经济增长的影响机制将由负转正。此外, 当金融相关率为 1 时, $\Gamma=0.01$, 这意味着系统极度接近区制 1, 而当金融相关率为 2.4 时, $\Gamma=0.99$, 此时系统极度接近区制 2, 考虑到 Γ 是 fir_{it} 的单调函数, 因此可以确定, 当金融相关率低于 1 时, 吉林省各县级农村处于金融发展初级阶段, 服从于式 (13) 的描述, 在此期间金融效率不会随着金融发展水平的提升而提升, 体现出强烈的金融排斥; 而当金融发展水平高于 2.4 后, 吉林省各县级农村将处于金融发展瓶颈阶段, 服从于式 (14) 的描述, 此时再提升农村金融发展水平已不会再提高金融效率, 相反仅能徒增金融风险, 体现出显著的边际效用递减规律, 这一结论无法从面板门槛模型中获取, 是本文研究的一个增量发现。

最后, 对比以往经典研究和图 2 的散点分布, 我们还能得到三个重要启示。第一, 根据图 2 中 fir_{it} 的散点分布可以看出, 当 fir_{it} 低于 1 时, 散点的分布高度集中, 说明吉林省绝大多数县的农村金融相关率均分布在区制 1 内, 这意味着在绝大多数时期, 吉林省农村地区的金融发展均处于金融排斥状态, 表现出城乡经济的二元割裂, 这一点与国家对全国农村金融发展初级阶段的战略判断一致, 但一个可喜的现象是, 2014 年后各县的金融相关率基本保持在 1 以上, 说明现阶段农村金融发展已开始由金融排斥向金融促进转型, 同时也意味着吉林省的县级农村金融已开始逐渐向竞争型金融迈进; 第二, 冉光和与张金鑫 (2008)^[21] 以及刘金全等 (2016)^[18] 使用省级数据对金融门槛的估计通常在 0.4-0.8 之间, 而本文的门槛值在 1.55, 显著高于省级估计结果, 这一现象尚需进一步阐释, 我们认为造成这一结果的原因主要有两个: 一是本文的研究数据较新, 导致金融相关率水平普遍高于前期经典研究, 因此门槛水平估计也相对较高, 二是县级农村非省级农村, 县级数据更能体现出农村金融发展的非均衡效应, 而省级农村数据过于平均化, 不利于暴露地方金融风险头寸, 正如表 1 描述, 长春周边县的产值是延边周边县的 4 倍, 但是金融相关率仅为 0.4, 而延边周边县的金融相关率曾出现过高达 4 以上的情形, 此时若用省级数据进行研究, 这一重要的风险头寸就会被平均化抵消, 这再次深刻说明, 在决胜全面建成小康社会的攻坚阶段, 我们必须深入农村基层展开微观研究, 揭示农村微观层面的不平衡和不充分的发展; 最后, 观察吉林省近期的县级数据不难发现, 部分县的金融相关率已高达 3 倍甚至 4 倍以上, 其主要集中在白山和延边自治州地区, 根据金融瓶颈的参数估计可知, 此时金融相关率的提升已不再会增加金融效率, 体现出强烈的金融瓶颈效应, 因此, 对于这部分县级地区, 地方政府应高度重视风险管理, 适度降低金融发展速度, 引导县域经济发展向实体回归, 妥善促进农业经济稳增长和金融系统防风险的协调运转。

五、结论与经验启示

目前, 随着县级经济统计数据的日趋完善, 有关农村问题的研究开始逐渐向县级微观层面延伸。习近平同志在党的十九届四中全会上再次明确强调了夯实精准扶贫, 昭示了全党对夺取脱贫攻坚战伟大胜利的坚定决心, 同时也深刻肯定了展开农村县级微观研究的重大战略意义。有鉴于此, 本文率先使用吉林省县级微观数据对农村金融发展与农业经济增长之间的关联机制展开研究, 主要得出以下几点结论:

第一, 从吉林省各县早期的金融发展状况来看, “金融排斥”效应普遍存在, 这说明城乡二元金融结构普遍存在于县级农村, 这是长期制约县域农业经济发展的一个重要因素。第二,

从近年来吉林省各县的农村金融发展状况来看,随着普惠金融的持续推进,近年来多数县级农村的金融发展水平都跨越了金融门槛,体现出金融拉动经济增长的协调发展规律。第三,从农村金融发展与农业经济增长的微观关联机制来看,县级农村金融发展门槛远高于省级统计,这主要是因为农村县级之间的非均衡和非充分发展要远远高于地区与省际之间的差别,而这也是摆在夺取全面脱贫攻坚战伟大胜利面前的重要挑战;最后,从吉林省县级数据的整体状况来看,金融与经济间的不匹配仍广泛存在,其中一个最重要的表象是,经济发展较好的县级农村更重实体,金融并未完全发挥促进作用,相反经济发展相对落后的县级农村出于追赶心里,存在着一定的过度金融化隐患。

通过本文的研究可以看出,目前全国农业经济增长和农村金融发展整体向好的格局具有扎实的县级微观基础,这将无可置疑地坚定我们夺取脱贫攻坚战伟大胜利的决心。但是在这一过程中,我们也应深刻地意识到,不平衡和不充分的发展不只是体现在城乡之间,也不只是体现在区域之间,它更体现在农村县、乡、村之间,这种微观层面的不平衡和不充分发展更能体现习近平总书记对社会主要矛盾变迁的深邃论断,值得我们予以充分重视。然而截止目前,全国各省县级数据统计的起始年限仍差异较大,导致全国范围的县域研究还难以开展,但是随着各省微观统计数据的逐渐完善、全国范围的县域研究必将能够得以开展,而这也必将为化解当下社会主要矛盾和检验高质量发展成效提供重要的微观证据。

参考文献:

- [1] 中国中央党史和文献研究院. 习近平关于“三农”工作论述摘编[M]. 北京: 中央文献出版社, 2019.
- [2] TINNERMEIER, L. R. L. The Political Economy of Agricultural Credit: The Case of Bolivia[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1981, 63(1): 66-72.
- [3] GABRIEL, S. C. Subsidized Credit and Investment in Agriculture: The Special Case of Farm Real Estate: Discussion[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1984, 66(5): 761-762.
- [4] BESLEY, T. J., BURGESS, R. The Political Economy of Government Responsiveness: Theory And Evidence from India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(4):1415-1451.
- [5] 温涛, 冉光和, 熊德平. 中国金融发展与农民收入增长[J]. 经济研究, 2005, (9): 30-43.
- [6] 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.
- [7] HOFF, K., STIGLITZ, J. E. Introduction: Imperfect Information and Rural Credit Markets: Puzzles and Policy Perspectives. The World Bank Economic Review, 1990, 4(3): 235-250.
- [8] KING, R., LEVINE, R. Finance and Growth: Schumpeter Might be Right. Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3): 713-717.
- [9] 何广文. 中国农村金融供求特征及均衡供求的路径选择[J]. 中国农村经济, 2001, (10):40-45.
- [10] 徐忠, 程恩江. 利率政策、农村金融机构行为与农村信贷短缺[J]. 金融研究, 2004, (12): 34-44.
- [11] CETORELLI, N., GAMBERA, M. Banking Market Structure, Financial Dependence and Growth: International Evidence from Industry Data. The Journal of Finance, 2001, 56(2): 617-648.
- [12] SHAMAR, M., BUCHENRIEDER, G., ZELLER, M. Impact of Microfinance on Food Security and Poverty Alleviation: A Review and Synthesis of Empirical Evidence [J]. The Triangle of Microfinance: Financial Sustainability, Outreach, and Impact, 2002: 221-240.
- [13] PAXTON, J., CUEVAS, C. E., ZELLER, M. Outreach and Sustainability of Member-Based Rural Financial Intermediaries [J]. The Triangle of Microfinance: Financial Sustainability, Outreach, and Impact, 2002: 135-151.
- [14] 焦瑾璞, 陈瑾. 建设中国普惠金融体系: 提供全民享受现代金融服务的机会和途径[M]. 北京: 中国金融出版社, 2009.
- [15] 贾立, 王红明. 西部地区农村金融发展与农民收入增长关系的实证分析[J]. 农业技术经济, 2010,

(10): 40-49.

[16] 王书华, 苏剑. 农户金融资产配置的门槛效应对收入差距的影响机制——基于微观面板门限协整模型的经验与证据[J]. 当代经济科学, 2012, (2): 16-24.

[17] 张兵, 刘丹, 郑斌. 农村金融发展缓解了农村居民内部收入差距吗?——基于中国省级数据的面板门槛回归模型分析[J]. 中国农村观察, 2013, (3): 19-29.

[18] 刘金全, 徐宁, 刘达禹. 农村金融发展对农业经济增长影响机制的迁移性检验——基于 PLSTR 模型的实证研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2016, 16(02): 134-143+156.

[19] PAGANO, M. Financial Markets and Growth: An Overview [J]. European Economic Review, 1993, 37(2): 613-622.

[20] 董晓林, 王娟. 我国农村地区金融发展与经济增长——内生增长模型分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2004, 4(4): 44-48.

[21] 冉光和, 张金鑫. 农村金融发展与农村经济增长的实证研究——以山东为例[J]. 农业经济问题, 2008, 29(6): 47-51.

[22] HANSEN, B. E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

[23] GONZÁLEZ A., TERÄSVIRTA T., DIJK D. Panel Smooth Transition Regression Models [R]. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance. No. 604, 2005: 1441-8010.