

规模扩张能提升农信社盈利水平吗？*

韩庆潇

摘要：在市场竞争日益加剧与银行化改革全面推进的背景下，农信社经营规模成为影响其可持续发展的重要因素。本文结合农信社的特殊性，将传统的银行最优规模选择模型拓展为适合农信社的规模调整模型，并在分析农信社最优经营规模的同时，探讨了经营能力和治理水平对经营规模选择的影响机理。在此基础上，利用102家农信社的问卷调查数据进行了实证检验。研究表明，农信社经营规模与盈利水平存在“倒U型”关系，即农信社通过调整规模能够实现盈利最大化。进一步测算最优规模数值可知，农信社更适合小规模经营，盲目扩张反而会造成盈利水平下降。在经营能力和治理水平方面，贷款管理、股权结构和独立董事三个因素能够调节经营规模与盈利水平之间的关系，从而在一定程度上决定了农信社的最优规模边界。据此，本文认为经营能力和治理水平是农信社规模扩张的基础，忽略以上基础条件的盲目扩张反而会造成盈利水平下降和经营的不可持续。

关键词：农信社 最优规模 盈利水平 经营能力 治理水平

中图分类号：F832 **文献标识码：**A

一、引言

中国农村信用社（以下简称“农信社”）^①的发展经历了曲折的过程，直到改革开放以后，发展目标才逐步确定为提高自主经营能力与增强“三农”服务水平，这两个目标贯穿了农信社市场化改革的各个阶段。2003年，国务院印发了《深化农村信用社改革试点方案》，由此农村信用社改革进入全面深化阶段。这次改革以“明晰产权关系、强化约束机制、增强服务功能、国家适当支持、地方政府负责”为总要求，启动了农信社管理体制和产权制度改革，为其进一步增强市场竞争力奠定了基础。然而，在农信社大力改革、迅速发展的这段时间内，市场环境发生了巨大变化。一方面，农村金融市场竞争加剧。随着中国金融业改革的持续深化，小额信贷、村镇银行等新型金融组织发展迅速，再加上部分大型国有银行组建三农金融事业部，农村金融服务主体日益增多、市场竞争渐趋激烈。另一方面，农信社服务主体的金融需求提高。随着中国农业生产规模化水平大幅提高，家庭农场、专业大户

*本文研究受到国家社会科学基金项目“供给侧结构性改革下生产性服务业发展动能转换研究”（17BJL081）的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。本文仅代表个人观点，不代表所在单位观点，文责自负。

^①农村信用社这一概念是指整个农信系统，包括一级法人的农村信用社、农村合作银行和农村商业银行。

等新型农村经营主体数量不断增加，农业农村对资金规模和金融服务的需求明显提升，传统的金融服务模式已经难以满足需求。

为了应对激烈的市场竞争环境和满足更高标准的金融服务需求，全国各地农信社加快了银行化改革的步伐，截至 2020 年末，已有 7 个省份的农信社全部改制为农商行，进一步增强了自主经营能力和市场竞争力。在这一轮改革过程中，一方面，各地农信社进一步明确了提高盈利水平的经营目标。改制后的农商行作为市场化经营主体，必然面临更加严格的金融监管和更加激烈的市场竞争，各地农信社逐渐意识到实现商业可持续发展已成为满足“三农”金融需求的重要前提，开始努力提高自身盈利能力来适应新的市场环境。另一方面，各地农信社对于如何抓住此次改革中规模调整的机遇却存在较大分歧。部分农信社在保持规模不变的情况下直接改为了农商行，而另一部分农信社却利用跨区域合并的方式改为了大型农商行。在新的市场环境下，到底如何调整农信社的经营规模才能更好地实现可持续发展？是否不同地区农信社都适合跨区域合并的改革方式？更进一步，是何种内在因素决定了农信社的最优规模？对于这些问题社会各界尚无明确答案。回答这些问题对正在改革的农信社和已经改制成功的农商行都有重要的指导意义。

银行规模调整问题一直都是学术界历久弥新的研究主题，国内外学者们从宏微观不同视角展开了大量研究。在微观视角下，银行最优规模选择是学者们最为关注的研究方向，早期大部分研究主要通过权衡银行规模扩张的收益和成本展开理论分析。如 Krasa and Villamil (1992) 基于分散风险的收益与监督成本的权衡建立模型，推导出银行可以通过规模调整达到最优，奠定了银行规模调整分析的理论范式。Freixas and Rochet (1997) 则从平衡储户存款成本和银行建立成本的视角展开分析，探索了银行经营规模的最优选择。Lin and Sun (2007) 通过构建数理模型纳入了对风险分散收益与组织管理成本的考量，得出了银行的最优规模边界。而后，学者们逐渐意识到虽然理论上银行存在最优经营规模，但在复杂的现实环境下，最优规模该如何测度，受哪些因素影响仍不得而知，由此更多研究开始转向实证检验。如王均坦等 (2013) 基于广义超越对数成本函数，测度了在不考虑市场风险和考虑市场风险情况下的城商行最优规模。周月书、彭媛媛 (2017) 利用江苏省 51 家农商行数据的实证研究发现，农业信贷的增加在提高农商行收益的同时也会加剧风险。郭妍、韩庆潇 (2019) 以改制后的农商行为研究对象，重点测算了平衡盈利、风控和支农三重目标的最优银行规模区间。Naseri et al. (2020) 对 249 家银行的实证研究发现，经营规模对银行盈利能力和效率的影响是非线性的，特别是当银行规模超过特定阈值时，盈利能力下降与效率增加同时出现。在宏观视角下，由部分银行规模调整带来的银行业结构变化及其产生的影响，逐渐成为新的研究方向。如 Ghossoub and Reed (2015) 基于不完全竞争的银行市场，基于理论模型分析了不同银行规模下信贷市场的扭曲程度，得出了最优银行规模的分布情况。Ciro and Velez (2018) 基于哥伦比亚数据的实证研究发现，银行规模扩大导致银行业集中度增加，由此影响到货币政策作用的发挥，因此有必要对银行体系的集中度进行监管。张一林等 (2019) 通过理论模型分析了不同规模企业与银行的最优匹配关系，认为要从根本上缓解中小企业的融资约束，关键在于通过发展善于甄别企业软信息的中小银行来改善银行业结构。周爱民、刘欣蕊 (2021) 从银行风险角度进行了研究，认为银行集中度提高会导致银行经营风险和信用风险上升。

综上所述，已有文献对银行最优规模，甚至银行业合理结构都进行了多角度的研究，但与商业银行实际面临的复杂环境相比，现有理论仍然存在薄弱之处，值得进一步深入研究。在研究对象方面，关于农信社经营规模的探讨尤其不足，而作为地方金融改革的重要一环，当前全国农信社银行化改革正处于关键时期，对于改革中最为关注的规模问题的解答具有很强的现实意义。在理论模型构建方面，已有模型大多以规范的商业银行为分析对象，并未考虑不同银行间的异质性，但农信社有别于其他银行，是以服务“三农”为主要目标的，这就导致相关模型难以解决农信社改革中的规模调整问题。在实证研究方面，虽有少量研究涉及银行最优规模的测算，但对规模决定内在机制的实证检验明显不足，这影响到理论对现实问题的解释力。鉴于此，本文在已有研究的基础上，首先，结合农信社的特殊性，将传统的银行最优规模选择模型拓展为适合农信社的规模调整模型；其次，以经营能力和治理水平为调节变量，探讨这两类因素影响农信社经营规模选择的内在机理；最后，利用 102 家农信社的调查数据进行实证检验，在分析农信社经营规模与盈利水平关系的基础上，进一步探索了经营能力和治理水平方面的因素对农信社最优经营规模的影响。本文的研究不仅能够丰富银行规模调整的相关理论，而且对中国农信社未来的发展具有一定指导意义。

二、理论模型

为了深入分析农信社经营规模调整的内在机理，本文基于 Krasa and Villamil (1992)、Lin and Sun (2007) 以及郭妍、韩庆潇 (2019) 的研究，构建了适用于农信社的规模调整模型。与已有模型的不同之处在于：第一，与一般商业银行不同，农信社的经营定位主要是服务“三农”，贷款集中于涉农贷款^①，因此本文将传统模型中的“贷款项目”调整为“涉农贷款项目”；第二，农信社作为支持“三农”的“准政策”银行，离不开政府的扶持，因此本文在传统模型中加入了政府的支持作用；第三，考虑到当前中国不同地区的农信社在经营能力和治理水平方面存在较大差距，可能会对最优经营规模产生影响，因此本文将这两个因素也纳入了模型。

(一) 基本模型设定

参照已有研究的基础假定，经济中存在存款人、农信社经理人、涉农项目经营者三类理性经济人，且只能存活两期。存款人和经理人在第一期被各赋予 1 单位的投资品，且在第二期转换为 r 单位的消费品；经营者无投资品，但可以经营生产项目。基于以上假定，基本模型中包含了单一农信社经理人与组成农信社机构两种情况。

1. 单一农信社经理人的情况。对涉农项目经营者而言，假定涉农生产项目需要 K 单位的资本品 (K 为至少等于 2 的整数^②)，且在第二期产生 Ky 单位的消费品。其中， y 的取值范围是 $[0, \bar{y}]$ ，且分布

^①按照《涉农贷款专项统计制度》，涉农贷款包括农户贷款、农村企业及各类组织贷款、城市企业及各类组织涉农贷款、非农户个人农林牧渔业贷款。在这一统计口径下，根据 Wind 数据库中数据可测算出，截至 2018 年底，农信社与农商行的涉农贷款占各项贷款余额比重分别为 68.76%、54.01%，表明农信系统机构仍主要服务“三农”。

^②与已有文献一致，由于存款人和经理人仅被赋予 1 单位的投资品，他们只能选择完全出借或保留，因此资本品 K 为整

函数为 $F(y)$ ，同时，不失一般意义地认为 $E(y) > r$ 。此外，经营者获得贷款的利率假定为 R 。基于此，经营者追求利润最大化的目标函数可表示为：

$$\text{Max } K \int_R^{\bar{y}} (y - R) dF(y) \quad (1)$$

对于农信社经理而言，由于经理人从 $nK - 1$ 个存款人处借款，贷款给 n 个经营者，从而形成了以经理人为中心的双边合约 (R, D) 。令每单位贷款的收入为 \tilde{X}_i ，则由 \tilde{X}_i 与产出 y 关系可知，其取值范围为 $[0, R]$ ，分布函数为 $G_R(y)$ 。此外，考虑到农业贷款风险大、收益低的特征，现实中政府相关部门往往通过财政奖补、税收优惠等多种措施，积极引导金融资源流入“三农”领域，为此，本文对各类支持作简化处理，在模型中加入政策支持变量 $S(n)$ ^①。

对存款人而言，若 n 个涉农生产项目相互独立，则单位存款的平均收入 $\tilde{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(R)$ ，且分布函数为 $G_{R,n}(R)$ ，因此存款人的平均收入 $Y_n(R) = \frac{1}{nK - 1} \sum_{i=1}^n \tilde{X}_n(R) K = \frac{nK}{nK - 1} \tilde{X}_n(R)$ ，且分布函数为 $F_{R,n}(R) = G_{R,n}\left(\frac{nK - 1}{nK} R\right)$ 。此外，假定存款人监督花费为 e （比如时间），相应的监督成本为 $V(K, e)$ ，且 $V'_k > 0$ ， $V''_k > 0$ 。基于以上假设，由存款人与农信社经理人形成的约束条件为：

$$\text{s.t. } D - \int_0^D F_{R,n}(y) dy - V(1, e) F_{R,n}(D) \geq r \quad (2)$$

$$nK \cdot E[\tilde{X}_n(R)] - (nK - 1) \left[D - \int_0^D F_{R,n}(y) dy \right] - E[V_{n,R}(\xi, e)] + S(n) \geq r \quad (3)$$

(2) 式和 (3) 式表示存款人和农信社经理人能接受的最低收入条件，即需要大于 r 单位的消费品。此外， $V_{n,R}(\xi, e)$ 为农信社经理人的监督成本，其中 ξ 代表 n 项贷款中坏账的数量，服从 $B[n, F(R)]$ 的二项分布。令 $p = F(R)$ ，则 $E[V_{n,R}(\xi, e)] = \sum_{K=0}^n C_n^K p^K (1-p)^{n-K} V(K, e)$ ，且为关于 n 的凸函数。以上 (1) 式至 (3) 式形成了仅存在单一农信社经理人的情况下，涉农项目经营者期望利润最大化的模型。

2. 组成农信社机构的情况。为了发挥规模优势，现实中银行机构往往由大量银行经理人组成。假定农信社由 m 个客户经理组成，且放出 N 笔贷款，则需要从 $NK - m$ 个存款人处取得资金。与单

数。为了体现金融中介的作用以及模拟企业项目生产，本文进一步假定资本品 K 至少等于2。

^①为了方便分析，将其简化为涉农贷款项目数量的函数，考虑到政策支持面临的各种约束，假定 $S'_n > 0$ ，且 $S''_n < 0$ 。

一农信社经理人情况不同的是，存在农信社机构后，农信社经理人的双边合约变为 (R^B, D^B) ，相应地， $\tilde{X}_N(R^B)$ 的分布函数为 $G_{R^B, n}(R)$ ， $\tilde{Y}_N(R^B)$ 的分布函数为 $G_{R^B, N}\left(\frac{NK-m}{NK}R\right)$ 。此时，经营者追求利润最大化的目标函数调整为：

$$\text{Max} K \int_{R^B}^{\bar{y}} (y - R^B) dF(y) \quad (4)$$

由于在规模扩张的同时，产生了经理人之间信息不对称问题，这就需要人员之间相互监督。若令监督成本为 $a(a > 0)$ ，则每个经理人的监督成本为 $(m-1)a$ 。在此背景下，存款人与农信社经理人形成的约束条件调整为：

$$\text{s.t. } D^B - \int_0^{D^B} F_{R^B, N}(y) dy - V(1, e) F_{R^B, N}(D^B) \geq r \quad (5)$$

$$NK \cdot E[\tilde{X}_n(R^B)] - (NK - m) \left[D^B - \int_0^{D^B} F_{R^B, N}(y) dy \right] - m \left\{ E \left[V_{\frac{N}{m}, R^B}(\xi, e) \right] + (m-1)a \right\} + m \cdot S \left(\frac{N}{m} \right) \geq mr \quad (6)$$

(二) 农信社经营规模选择

在以上基本模型设定下，令单一经理人情况下的双边合约为 (R^*, D^*) ，并从 $n^*K - 1$ 个存款人取得资金，放出 n^* 笔贷款，则经理人的最优解需满足(2)式和(3)式的约束，对应方程调整为：

$$D^* - \int_0^{D^*} F_{R^*, n^*}(y) dy - V(1, e) F_{R^*, n^*}(D^*) = r \quad (7)$$

$$n^*K \cdot E[\tilde{X}_{n^*}(R^*)] - (n^*K - 1) \left[D^* - \int_0^{D^*} F_{R^*, n^*}(y) dy \right] - E[V_{n^*, R^*}(\xi, e)] + S(n^*) = r \quad (8)$$

根据 Lin and Sun (2007) 的证明可知，银行机构可以在不改变贷款利率的情况下，通过降低存款风险压低存款利率，即在农信社的双边合约 (R^B, D^B) 中，令 $R^B = R^*$ ，但当 N 达到一定数值时，必然存在 $D^B < \mu(R^*)$ （即 R^* 的期望值），从而可选择小于 D^* 的 D^B ，就能使(5)式满足：

$$D^B - \int_0^{D^B} F_{R^B, N}(y) dy - V(1, e) F_{R^B, N}(D^B) = r \quad (9)$$

将 (9) 式代入 (6) 式后除以 NK ，并将 (7) 式代入 (8) 式后除以 n^*K ，合并后可得：

$$\begin{aligned} \eta = & V(1,e) \cdot \left[\frac{n^*K-1}{n^*K} F_{R^*,n^*}(D^*) - \frac{NK-m}{NK} F_{R^*,N}(D^B) \right] \\ & - \frac{m}{NK} \left\{ E \left[V_{\frac{N}{m}}(\xi,e) + (m-1)a \right] - \frac{1}{n^*K} E \left[V_{n^*}(\xi,e) \right] \right\} \\ & + \frac{m}{NK} S\left(\frac{N}{m}\right) - \frac{1}{n^*K} S(n) \geq 0 \end{aligned} \quad (10)$$

式中 η 表示农信社每单位资金的净利润，且第一个中括号内的公式代表规模增加的收益，第二个大括号中 $(m-1)a$ 代表监督成本的上升，剩余部分为政府支持的相对变化。与已有研究模型中通过确定每个客户经理最优贷款 n 求得最优贷款数量 N^* 的方法不同，本文除了分析最优经营规模是否存在之外，还需要探索影响最优规模的内在因素，因此选择通过确定最优客户经理数量 m 来求得最优贷款数量 N^* 。基于此，(10) 式关于 m 求导可得：

$$\begin{aligned} \frac{\partial \eta}{\partial m} = & \frac{1}{NK} \left\{ V(1,e) \cdot F_{R^*,N}(D^B) + \frac{N}{m} \left[\frac{\partial E \left(V_{\frac{N}{m}}(\xi,e) \right)}{\partial \left(\frac{N}{m} \right)} - \frac{E \left(V_{\frac{N}{m}}(\xi,e) \right)}{\left(\frac{N}{m} \right)} \right] \right\} \\ & - \frac{(2m-1)a}{NK} + S\left(\frac{N}{m}\right) - \frac{N}{m} \frac{\partial S\left(\frac{N}{m}\right)}{\partial \left(\frac{N}{m} \right)} \end{aligned} \quad (11)$$

为了便于分析，不失一般性地，假定 $V(K,e) = Ke^2 + cK(K-1)e^2$ ，其中 $c > 0$ ；并且 $S(n) = \ln(n)$ ，代入 (11) 式可得：

$$\frac{\partial \eta}{\partial m} = \frac{1}{NK} \left[e^2 \cdot p + ce^2 \left(\frac{N}{m} \cdot p \right)^2 - (2m-1)a + \ln\left(\frac{N}{m}\right) - 1 \right] \quad (12)$$

此时， $p = F_{R^*,N}(D^B)$ ，对 (12) 式再次关于 m 求偏导可知， $\frac{\partial^2 \eta}{\partial m^2} < 0$ 。所以，必然存在 m^* 满足 $\frac{\partial \eta}{\partial m} = 0$ ，使 η 最大化。当 $m < m^*$ 时， $\frac{\partial \eta}{\partial m} > 0$ ，即农信社每单位资金的净利润随着 m 的增加而上升；当 $m > m^*$ 时， $\frac{\partial \eta}{\partial m} < 0$ ，即农信社每单位资金的净利润随着 m 的增加而下降。由以上推导可知，农信社存在经营的最优规模，能够通过调整规模实现收益最大化，由此提出假说 1。

假说 1：农信社经营规模与盈利水平之间存在“倒 U 型”关系，农信社通过调整规模能够实现盈利最大化。

需要注意的是， m^* 的选择是在经理人的最优贷款 n （即式中 N/m ）和监督成本 a 不变的条

件下进行的，也就是说， n 和 a 的变化都对 m^* 有直接影响，因此这两个变量的调整将决定农信社的最优规模边界。为了进一步确定银行规模 m^* 与经理人贷款 n 、监督成本 a 的关系，可将 m^* 分别设为关于 n 的函数 $m^*(n)$ 和关于 a 的函数 $m^*(a)$ ，然后根据隐函数的求导法则，对 (12) 式 $\frac{\partial \eta}{\partial m} = 0$ 分别关于 n 和 a 求导可得：

$$\frac{dm^*}{dn} = \frac{2ce^2 p^2 n + \frac{1}{n}}{2a} \quad (15)$$

$$\frac{dm^*}{da} = -\frac{2m^* - 1}{\frac{2ce^2 N^2 p^2}{(m^*)^3} + 2a + \frac{1}{m}} \quad (16)$$

由 (15) 式和 (16) 式以及前文参数设定可知， $\frac{dm^*}{dn} > 0$ 且 $\frac{dm^*}{da} < 0$ 。这表明在增加经理人的最优贷款 n 和降低监督成本 a 的情况下，最优规模 m^* 将提升，即最优规模边界扩大。在现实情况下，农信社的组织模式并不存在客户经理联合，而是表现为多层次的垂直管理模式。因此，单一经理人的贷款规模一般是由农信社的经营能力决定的；经理人之间的监督成本实际为管理成本，一般是由农信社的管理能力决定的，而现实经营中则主要依赖于农信社公司治理作用的发挥。由此可知，农信社经营能力和治理水平的提升，能更好地发挥规模优势，且能降低规模扩张带来的管理成本，从而提高农信社经营的最优规模边界。基于上述分析，本文提出假设 2。

假设 2：经营能力和治理水平能够调节经营规模与盈利水平之间的关系，从而改变农信社能够实现的最优规模边界。

三、研究设计

(一) 变量选择

根据理论模型中的变量设定和现有研究中的指标选择，本文实证部分的变量设定如下：

1. 因变量：盈利水平 (PRO)。现有文献中衡量企业盈利水平的指标主要有两种：一种是资产收益率 (ROA)，其衡量方式为净利润除以总资产 (黄惠春、杨军, 2011)；另一种是净资产收益率 (ROE)，其衡量方式为净利润除以净资产 (杨雁, 2013)。根据两种衡量方式的测度方法可知，资产收益率主要衡量每单位资产创造的净利润，而净资产收益率更加侧重自有资本的获利能力。两种方式都能较好地反映出企业的盈利水平，因此本文基准检验的被解释变量选择资产收益率，而稳健性检验选择净资产收益率。

2. 自变量：经营规模 (SCA)。目前衡量银行经营规模的指标较多，主要包括银行员工数量和总资产 (傅勇等, 2011; 熊德平等, 2017)。由于本文理论分析中以客户经理的数量代表银行规模，因此为了与前文保持一致，实证分析中选择农信社员工数量的对数来衡量农信社经营规模。

3.调节变量：经营能力（*OP*）和治理水平（*CM*）。在经营能力方面，本文选择了贷款管理水平（*LOA*）和创新管理水平（*INV*）两个变量。贷款管理水平以贷款余额与存款余额的比值来测度。考虑到存贷比能够反映银行将存款转化为贷款的能力，这一数值越高表明银行的贷款管理能力越强，这与理论模型中经理人贷款管理水平的含义相同。对于农信社而言，在优质贷款项目多被大型银行控制的背景下，寻找安全稳定的贷款项目是对传统贷款业务能力的重要考验，因此这一指标成为衡量传统业务经营水平的重要依据^①。创新管理水平以非利息收入与营业收入的比值来表示，由于其反映了银行的业务创新能力，因此代表了农信社新业务的经营水平（张晓玫、毛亚琪，2014）。

在治理水平方面，参考现有文献（曹廷求、段玲玲，2005；穆争社、蓝虹，2007；鲁桐、党印，2014），本文从股权结构、董事会治理和经营者激励三个角度，设定了股权集中度（*CO*）、董事会规模（*BS*）、独立董事占比（*IB*）、外部监事占比（*ES*）、高管人员薪资（*SA*）和高管人员持股比例（*EI*）6个变量。股权集中度以第一大股东持股比例来衡量；董事会规模以董事会人数来衡量；独立董事占比以独立董事人数与董事会人数的比值来衡量；外部监事占比以外部监事人数与监事会人数的比值来衡量；高管人员薪资以高管薪资等级来衡量^②；高管人员持股比例以高管人员持股数与总股数的比值来衡量。

4.控制变量。为了保证实证结果的准确性，参考郭妍、韩庆潇（2019）、张正平等（2020）的研究，本文选择如下变量作为控制变量：员工素质（*SQ*），以本科及以上学历员工数量与员工总数的比值衡量，用以控制高素质人才在银行经营中的积极作用；改制效应（*RF*），考虑到样本区内农信社已经进行了银行化改革，因此对该因素设定虚拟变量加以控制，将农信社银行化改制以前年份设定为0，改制当年及以后设定为1；地区经济水平（*LNGDP*），以所在地地区生产总值的对数来衡量，一般来说经济发展水平越高对银行经营越有利；产业结构（*PI*），考虑到农信社主要服务“三农”领域客户群体，当地农业发展水平对农信社发展的影响很大，因此以所在地第一产业增加值与地区生产总值的比值来衡；行业集中度（*IC*），以所在地四大行贷款余额与地区贷款余额总量的比值来衡量，代表当地银行业的垄断程度，以控制行业竞争程度的影响。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	符号	定义	均值	方差
因变量 盈利水平	<i>PRO</i>	净利润/总资产（ <i>ROA</i> ）	0.0073	0.0045

^①根据问卷数据可知，即使在75%存贷比限制取消后，农信社的存贷比仍然变化不大，大部分明显低于75%，表明贷款的投放问题仍然困扰着农信社。

^②在难以获取高管人员薪资水平具体数据的情况下，为了增强区分度，本文将高管人员薪资划分为7个层次进行测度：均值小于10万元为1；10万~30万元为2；30万~50万元为3；50万~70万元为4；70万~90万元为5；90万~110万元为6；110万元以上为7。从反馈数据分布来看，均值和方差分别为2.58和1.13，最小值和最大值分别为1和7，表明以上划分方法能较好地反映出高管人员的薪资差异。

规模扩张能提升农信社盈利水平吗？

			净利润/净资产 (ROE)	0.1046	0.0516
自变量	经营规模	SCA	员工总数的对数 (原值单位: 个)	6.2574	0.3331
经营能力	贷款管理水平	LOA	贷款余额/存款余额	0.7070	0.0937
	创新管理水平	INV	非利息收入/营业收入	0.1075	0.1219
	股权集中度	CO	第一大股东持股比例	0.0630	0.0393
治理水平	董事会规模	BS	董事会人数 (单位: 个)	11.4681	1.5725
	独立董事占比	IB	独立董事人数/董事会人数	0.1349	0.0493
	外部监事占比	ES	外部监事人数/监事会人数	0.4768	0.2093
	高管人员薪资	SA	高管人员薪资等级	2.5833	1.1342
	高管持股比例	EI	高管人员持股数量/总股数	0.0099	0.0096
控制变量	员工素质	SQ	本科及以上学历数量/员工总数	0.3782	0.1314
	改制效应	RF	改制以前年份为 0, 改制当年及以后为 1	0.3517	0.4778
	地区经济水平	LNGDP	所在地地区生产总值的对数 (原值单位: 亿元)	5.7708	0.8302
	产业结构	PI	所在地第一产业增加值/地区生产总值	0.1567	0.1318
	行业集中度	IC	所在地四大行贷款余额/地区贷款余额总量	0.7440	0.1422

(二) 模型设定

为了分析农信社经营规模与盈利水平之间的定量关系以及经营能力和治理水平的作用, 本文借鉴已有研究成果, 构建如下计量模型:

$$PRO_{it} = \beta_0 + \beta_1 SCA_{it} + \beta_2 SCA_{it}^2 + \beta_3 ME_{it} + \beta_4 Cont_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$PRO_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 SCA_{it} + \gamma_2 SCA_{it}^2 + \gamma_3 ME_{it} + \gamma_4 ME_{it} \times SCA_{it} + \gamma_5 ME_{it} \times SCA_{it}^2 + \gamma_6 Cont_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

(17) 式表示农信社经营规模与盈利水平的非线性关系, (18) 式则在 (17) 式的基础上检验经营能力和治理水平变量对最优经营规模的影响。如前所述, PRO_{it} 代表农信社盈利水平, SCA_{it} 代表农信社经营规模, ME_{it} 为调节变量, 包括农信社经营能力和治理水平, $Cont_{it}$ 为控制变量, 包括员工素质、改制效应、地区经济水平、产业结构和行业集中度。此外, i 为农信社个体, t 为时间, η_i 和 λ_t 代表个体与时间固定效应, ε_{it} 为残差项。

(三) 数据来源

2011 年以来, 全国范围内都加快了推进农信社银行化改革的步伐, 为各地农信社重新调整经营规模提供了良好机遇。但截至 2021 年, 仅有 7 个省份的农信社全部完成了银行化改制。在这些地区中, 独立法人农信社数量较多、银行化改革推进较快、农信社自主经营水平较高的山东省, 具备研究样本丰富、研究条件契合主题的优势, 是进行实证分析的理想选择。鉴于此, 课题组以农信社规模调整与

经营情况为主题，于 2018 年对山东省全部独立法人农信社展开了问卷调查。在样本筛选方面，为了保证数据的准确性，本文将问卷反馈结果与可获取的年度报告、公开网站以及 Wind 数据库中的数据进行了比对，在剔除了部分存在数据缺失以及进行过机构合并的样本后，共获得 102 家农信社的有效数据。在时间跨度上，考虑到 2009—2016 年是山东省农信社银行化改革的窗口期，17 个地市全部农信社（包含 112 家农信社和 22 家农合行）皆陆续改制为农商行（部分合并后共 110 家）。在此期间，农信社经营规模调整的自主性较强，且当地经济发展迅速、金融环境良好，为农信社选择最优规模提供了机遇，也为研究规模变化提供了典型的区间样本，因此本文以山东省 102 家农信社为研究对象，收集了它们在 2009—2016 年的面板数据，共获得 816 个观测值。文中农信社盈利水平、经营规模、经营能力、治理水平等关键变量，以及控制变量中的微观指标数据皆来自于课题组的问卷调查，而控制变量中的地区宏观经济和金融指标数据来自于各市历年的地方统计年鉴和《山东金融年鉴》。

四、实证结果与分析

（一）基准检验

根据前文的模型设定，这部分针对（17）式采用双重固定效应模型进行实证检验^①。为了保证实证结果的稳健性，本文依次将经营能力和治理水平的相关变量加入模型，结果如表 2 所示。

表 2 经营规模与盈利水平关系的回归结果

	盈利水平 (1)	盈利水平 (2)	盈利水平 (3)	盈利水平 (4)
经营规模	0.2026** (0.0792)	0.2264*** (0.0778)	0.1350** (0.0648)	0.1576** (0.0628)
经营规模二次项	-0.0168*** (0.0064)	-0.0187*** (0.0063)	-0.0114** (0.0052)	-0.0132** (0.0050)
贷款管理水平		0.0099** (0.0043)		0.0102** (0.0041)
创新管理水平		0.0002 (0.0023)		-0.0005 (0.0022)
股权集中度			0.0174*** (0.0056)	0.0174*** (0.0052)
董事会规模			-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)
独立董事占比			0.0190*** (0.0072)	0.0191*** (0.0066)
外部监事占比			-0.0016	-0.0016

^①本文首先通过 Hausman 检验比较了固定效应模型（FE）和随机效应模型（RE），结果显示 p 值远小于 5%，支持采用固定效应模型。在此基础上，本文进一步控制了时间固定效应，以双重固定效应模型进行实证检验。

规模扩张能提升农信社盈利水平吗？

			(0.0020)	(0.0019)
高管人员薪资			0.0004	0.0004
			(0.0003)	(0.0003)
高管持股比例			0.0348*	0.0360*
			(0.0194)	(0.0193)
员工素质	-0.0042	-0.0057*	-0.0024	-0.0039
	(0.0032)	(0.0032)	(0.0031)	(0.0031)
改制效应	0.0030***	0.0029***	0.0030***	0.0029***
	(0.0007)	(0.0006)	(0.0007)	(0.0007)
地区经济水平	-0.0014	-0.0024	0.0001	-0.0009
	(0.0026)	(0.0027)	(0.0023)	(0.0024)
产业结构	-0.0008	-0.0034	0.0068	0.0039
	(0.0099)	(0.0099)	(0.0094)	(0.0093)
市场集中度	0.0041	0.0050*	0.0038	0.0047*
	(0.0028)	(0.0029)	(0.0026)	(0.0027)
个体与时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
F 统计量	9.55***	10.27***	9.77***	10.65***
调整的 R ²	0.1948	0.2213	0.2465	0.2746
观测值数量	816	816	816	816

注：括号中为稳健性标准误，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，后文同。

如表 2 所示，所有回归的 F 统计量都在 1%的水平上显著，表明模型总体拟合效果较好。（1）列的回归中仅包含了自变量和控制变量，回归结果显示，农信社经营规模的一次项系数在 5%的水平上显著，符号为正，而二次项系数在 1%的水平上显著，符号为负，这表明农信社的经营规模与盈利水平之间呈“倒 U 型”关系，因此存在盈利水平最大化的最优规模，假说 1 得证。

（2）列在（1）列的基础上加入了代表经营能力的两个变量，回归结果显示，农信社经营规模的一次项与二次项系数与（1）列基本相同。此外，贷款管理水平的系数在 5%的水平上显著，符号为正，而创新管理水平的系数不显著，这反映出农信社仍以存贷款利差作为盈利的主要来源，相应地，贷款业务管理能力提升有助于提高经营利润。（3）列在（1）列的基础上加入了治理水平的相关变量，回归结果显示，经营规模的一次项和二次项系数依然显著。此外，股权集中度的系数在 1%的水平上显著，符号为正，表明在农信社普遍存在股权分散和“所有者”缺位的情况下，提高股权集中度能够强化股东大会的作用，能在改善治理结构的同时有效提高农信社盈利能力；独立董事占比的系数也在 1%的水平上显著，符号为正，表明独立董事能够弥补董事会专业能力不足的短板，从而提升农信社经营决策水平和获利能力；高管人员持股比例的系数在 10%的水平上显著，符号为正，说明高管持股能够改善委托代理问题，从而进一步激发高管的经营积极性，但是由于当前农信社高管提拔任命权力主要掌握在省联社手中，这在一定程度上削弱了高管持股的作用，导致这一变量显著性较弱。

（4）列展示了将所有变量都纳入模型的回归结果，各变量的回归结果与前三列基本一致，证实了

本文回归结果的可靠性。进一步地，根据（1）至（4）列中农信社经营规模的回归系数可以测算出农信社的最优经营规模，依次分别为 6.0298、6.0535、5.9211、5.9697。由此可知，以利润最大化为目标的农信社最优规模（员工数量的对数）应在 6 附近。但是，参照 102 家农信社 2016 年的数据，若以（1）列回归结果下的 6.0298 为标准，则有 80.4% 的农信社超过了这一水平，这反映出现实中农信社规模普遍超过了最优规模，而规模的过度扩张反而成为农信社利润下降的重要原因。此外，在控制变量中，改制效应的系数在每一列中都显著，表明改革为农商行后，农信社的盈利能力有所提高；行业集中度的系数在（2）列和（4）列中显著，这是因为在大部分县域中，农信社贷款量在当地贷款总量中占比最高，行业集中度提高往往代表其市场占有率上升，因此，市场垄断程度提升有助于盈利水平提高。

（二）调节效应检验

为了进一步探索影响农信社最优规模的内在因素，本文对（18）式采用双重固定效应模型进行实证检验。根据前文基准检验结果，仅有贷款管理水平、股权集中度、独立董事占比与高管持股比例四个变量对盈利水平的影响显著，因此本部分将这四个变量作为调节变量进行回归。由于实证结果显示高管持股比例变量的作用不显著，因此表 3 中仅汇报了前三个变量的回归结果。

表 3 经营能力与治理水平调节作用的回归结果

	盈利水平		盈利水平		盈利水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
经营规模	0.3030*** (0.1141)	0.2479*** (0.0937)	0.1643** (0.0719)	0.1468** (0.0669)	0.2343*** (0.0711)	0.2012*** (0.0627)
经营规模二次项	-0.0256*** (0.0091)	-0.0210*** (0.0074)	-0.0138** (0.0057)	-0.0124** (0.0054)	-0.0197*** (0.0057)	-0.0169*** (0.0050)
贷款管理水平	0.4075** (0.2020)	0.4262** (0.1835)				
贷款管理水平×经营规模	-0.1407** (0.0688)	-0.1453** (0.0622)				
贷款管理水平×经营规模二次项	0.0123** (0.0059)	0.0125** (0.0053)				
股权集中度			1.8783** (0.7168)	1.4373** (0.6807)		
股权集中度×经营规模			-0.6301*** (0.2265)	-0.4755** (0.2162)		
股权集中度×经营规模二次项			0.0531*** (0.0179)	0.0396** (0.0172)		
独立董事占比					3.4673** (1.3902)	2.5577** (1.1917)
独立董事占比×经营规模					-1.1487**	-0.8504**

规模扩张能提升农信社盈利水平吗？

营规模					(0.4451)	(0.3814)
独立董事占比×经营规模二次项					0.0953***	0.0709**
经营能力	Yes	Yes	Yes	Yes		
治理水平	Yes	Yes	Yes	Yes		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体与时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
F 检验	9.60***	10.80***	12.47***	10.50***	10.25***	11.61***
调整的 R ²	0.2350	0.2860	0.2378	0.2834	0.2426	0.2905
观测值数量	816	816	816	816	816	816

注：受篇幅所限，表中仅汇报了关键解释变量的回归结果，此处的“经营能力”和“治理水平”代表这两个变量类别下其他未汇报的变量。

如表 3 所示，在三个调节变量的实证检验中，（1）、（3）、（5）列的回归方程参照表 2 的（1）列，而（2）、（4）、（6）列则参照表 2 的（4）列，即在前者基础上进一步加入了所有经营能力和治理水平变量进行控制，结果显示对应自变量和调节变量的系数和显著性仍然高度一致，从而证明了实证结果的稳健性。从（1）列和（2）列的回归结果可知，不仅农信社经营规模的一次项和二次项系数在 1%的水平上显著，而且这两个变量与贷款管理水平交互项的系数也都在 5%的水平上显著，符号分别为负和正，表明贷款管理水平能够发挥调节作用。但是，考虑到以上两个交互项对最优经营规模的影响方向相反，难以直观看出贷款管理水平的作用方向。为此，按照前文所述的回归方程对应关系，由表 3 的（1）列经营规模系数可计算出的最优规模为 5.9180，小于表 2 的（1）列结果（6.0298），反映出提升贷款管理水平有利于最优经营规模扩大^①。从（3）列和（4）列的回归结果可知，股权集中度与农信社经营规模一次项和二次项交互项的系数至少在 5%的水平上显著，证明了股权集中度的调节作用，进一步测算得到（3）列回归系数所代表的最优经营规模为 5.9529，同样小于表 2 的（1）列测算出的最优规模，反映出提高股权集中度能扩大最优经营规模。从（5）列和（6）列的回归结果可知，独立董事占比与农信社经营规模一次项和二次项交互项的系数至少在 5%的水平上显著，进一步测算得到（5）列回归系数所代表的最优经营规模为 5.9467，同样小于表 2 的（1）列测算出的最优规模，表明强化独立董事作用能够有效促进最优经营规模扩大。为了更直观地反映以上变量对最优规模的影响，本文根据前文剔除关键调节变量作用前后最优经营规模的变化，并将其转化为实际员工数量后发现，贷款管理水平、股权集中度以及独立董事占比三个变量的作用能分别使最优规模（员工数量）增长 11.83%、7.99%和 8.66%，三者共计 28.48%，这反映出经营能力和治理水平在农信社经营规

^①由于表 3 的（1）、（3）、（5）列分别是在表 2 的（1）列中加入了三个调节变量和交互项，对应得出的最优规模数值具备较强的可比性，因此本文皆以表 2 的（1）列测度的最优规模为参照标准；同理，表 3 的（2）、（4）、（6）列对应表 2 的（4）列测度的最优规模，也可以得出同样结论。为简化分析过程，本文仅选择前者的结果进行分析，下文内生性与稳健性分析也采用同样方式。

模调整中的重要作用，不仅影响经营规模与盈利水平之间的关系，还在一定程度上影响农信社的最优规模边界，假说 2 得证。

（三）内生性问题探讨

针对上述模型中可能存在的内生性问题，参考已有文献（田国强、李双建，2020），本文采用静态面板模型下的两阶段最小二乘法（IV-2SLS）和动态面板模型下的差分广义矩估计（DIF-GMM）重新检验，回归结果如表 4 所示。

表 4 静态面板模型与动态面板模型的回归结果

	静态面板模型 (IV-2SLS)				动态面板模型 (DIF-GMM)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
经营规模	08086*** (0.2599)	0.7038** (0.3590)	0.6156** (0.2768)	0.6583*** (0.2570)	0.4158** (0.1631)	0.5115*** (0.1821)	0.3792** (0.1671)	0.5194*** (0.1287)
经营规模二次项	-0.0653*** (0.0207)	-0.0573** (0.0284)	-0.0499** (0.0222)	-0.0535*** (0.0205)	-0.0334*** (0.0128)	-0.0416*** (0.0143)	-0.0307** (0.0131)	-0.0429*** (0.0102)
关键调节变量		1.1334* (0.2104)	0.6833 (0.9721)	5.9302*** (1.7447)		0.3340 (0.2068)	1.2522* (0.7237)	5.6454*** (1.4427)
关键调节变量×经营规模		-0.3706* (0.0166)	-0.2626* (0.1483)	-1.9361*** (0.5585)		-0.1143* (0.0694)	-0.4180* (0.2373)	-1.9108*** (0.4711)
关键调节变量×经营规模二次项		0.0304* (0.0166)	0.0248* (0.0132)	0.1579*** (0.0445)		0.0098* (0.0058)	0.0350* (0.0195)	0.1608*** (0.0384)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
滞后变量					Yes	Yes	Yes	Yes
观测值数量	816	816	816	816	510	510	510	510

注：为简化表述，表中（2）至（4）列和（6）至（8）列的“关键调节变量”依次代表贷款管理水平、股权集中度和独立董事占比。

1.静态面板模型。表 4 的（1）至（4）列为静态面板模型下的回归结果。考虑到盈利水平更高的农信社有更强烈的意愿拓展经营规模，因此盈利水平与经营规模之间可能由于存在反向因果关系而产生内生性问题。鉴于此，考虑到农信社经营网点的设立具有很强的外生性，且网点数量与农信社规模高度相关^①，因此本文将网点数量作为工具变量进行了不可识别检验、弱工具变量检验，并对工具变量在第一阶段的回归系数进行了考察，验证了工具变量选择的合理性^②。（1）列的回归方程与表 2 的

^①农信社网点设立需要保证农村地区的覆盖率，因此选址上往往受到很强的外部干预，这有效避免了盈利水平的反向作用。此外，农信社网点数量越多，需招纳的员工也越多，因此农信社网点数量与经营规模高度相关。

^②表 4 的（1）至（4）列的工具变量检验结果中，Kleibergen-Paap rk LM 检验的 p 值皆接近 0，因此拒绝不可识别的原假设；Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量明显大于 Stock-Yogo 检验 15%水平上的临界值，因此拒绝弱工具变量的原假设；此外，工具变量在第一阶段的回归系数分别为 0.0109、0.0074、0.0098、0.0103，且皆在 1%的水平上显著。

(1)列相同,回归结果显示,农信社经营规模一次项和二次项的系数仍然显著,从而再次验证了经营规模与盈利水平之间的“倒U型”关系。(2)至(4)列的回归方程与表3的(1)、(3)、(5)列相同^①,回归结果显示,贷款管理水平、股权集中度和独立董事占比与经营规模一次项和二次项的交互项系数同样显著,从而反映出以上三个变量的调节作用。进一步测算以上模型中的最优经营规模,同样能够证明农信社更适合小规模经营,且三个调节变量在一定程度上决定了最优规模边界。综上所述可知,考虑内生性后的实证检验结果仍然支持前文的结论。此外,上方方程的DWH检验结果同样表明原模型并不存在严重的内生性问题。

2.动态面板模型。表4的(5)至(8)列为动态面板模型下的回归结果。考虑到当期盈利可能受到前期盈利的影响而表现出惯性,而忽略这一变量的动态性同样会产生内生性问题。因此,本文将盈利水平的滞后项^②纳入模型,采用差分广义矩估计方法进行实证检验。由表4的(5)列回归结果可知,农信社经营规模一次项和二次项系数都显著,符号分别为正和负,表明经营规模与盈利水平之间呈现“倒U型”关系;由表4的(6)至(8)列回归结果可知,贷款管理水平、股权集中度和独立董事占比与经营规模一次项和二次项的交互项系数皆显著,且符号与前文表2和表3中结果一致,可见这三个关键调节变量的作用皆显著。以上结果同样能够证明假说1和假说2,这说明前文的实证结果并不依赖于特定计量模型对内生性的处理方法,可见本文的实证结论是准确的。

(四) 稳健性检验

为保证实证结果的稳健性,本文进一步采用如下两种方式进行稳健性检验:

1.调整指标。在因变量方面,将盈利水平的替代变量调整为净资产收益率后重新进行实证检验。表5的(1)列为基准检验结果,结果显示,农信社经营规模的一次项和二次项系数均显著,证明了农信社经营规模与盈利水平之间的“倒U型”关系,且经测算可知最优规模为5.9414,说明农信社更适合小规模经营。(2)至(4)列为调节效应的检验结果,表明贷款管理水平、股权集中度、独立董事占比的调节作用显著,再次证明了假说1和假说2。

在自变量方面,考虑到政府对农信社的特殊支持,本文在控制变量中加入了宏观变量“定向降准”与微观变量“政府支持”^③,并重新回归,结果如表5的(5)至(8)列所示。结果显示,四个回归结果中“定向降准”的系数均显著,符号为正,表明定向降准有效提升了农信社盈利水平。同时,农

^①根据前文的实证过程,在内生性与稳健性检验中,经营规模与盈利水平之间关系的检验参照表2的(1)列,关键调节变量的检验则参照表3的(1)、(3)、(5)列,后文不再重复说明。

^②由于盈利水平滞后一期和滞后二期的系数皆显著,且符号为正,因此本文将以上两个变量皆纳入回归中。此外,实证检验中Wald结果显著表明总体拟合效果较好,Hansen检验p值大于0.1表明工具变量选择合理,AR(2)检验p值大于0.1表明不存在二阶自相关,以上结果表明了实证模型选择的合理性。

^③“定向降准”变量以每年内人民银行公布的针对农信社定向降准幅度之和来测度。“政府支持”由于方式多样且大部分无法量化,因此设定相应的虚拟变量,若某农信社当年获得了资金支持、资本补充、不良处置等影响较大的支持则该变量取值为1,否则为0。

信社的一次项和二次项系数，以及与关键调节变量交互项的系数均显著，且符号与前文表 2 和表 3 中的实证结果高度一致，说明加入上述两个变量并未改变经营规模与盈利水平的关系，以上结果仍能够证明假说 1 与假说 2 的内容。

表 5 调整因变量与增加自变量的稳健性检验结果

	调整因变量				增加自变量			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
经营规模	2.3302** (1.0680)	3.7518** (1.8349)	2.0279* (1.0911)	2.7358** (1.1688)	0.2041** (0.0797)	0.3057*** (0.1137)	0.1651** (0.0717)	0.2357*** (0.0711)
经营规模二次项	-0.1961** (0.0850)	-0.3200** (0.1459)	-0.1722** (0.0865)	-0.2326** (0.0924)	-0.0170*** (0.0064)	-0.0259*** (0.0091)	-0.0139** (0.0057)	-0.0199*** (0.0057)
关键调节变量		6.3624 (3.9881)	14.9573* (8.8908)	37.5176** (18.0987)		0.4177** (0.1999)	1.8611** (0.7654)	3.4542** (1.4048)
关键调节变量 ×经营规模		-2.2146* (1.3122)	-5.0445* (2.8023)	-12.5274** (5.8166)		-0.1446** (0.0685)	-0.6242** (0.2419)	-1.1460** (0.4492)
关键调节变量× 经营规模二次项		0.1922* (0.1084)	0.4275* (0.2211)	1.0453** (0.4668)		0.0126** (0.0059)	0.0526*** (0.0191)	0.0952*** (0.0359)
定向降准					0.0005*** (0.0002)	0.0004** (0.0002)	0.0005*** (0.0002)	0.0006*** (0.0002)
政府支持					-0.0006 (0.0005)	-0.0006 (0.0005)	-0.0009** (0.0004)	-0.0006 (0.0004)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体与时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的 R ²	0.1202	0.1463	0.1401	0.1528	0.182	0.220	0.225	0.228
观测值数量	816	816	816	816	816	816	816	816

注：为简化表述，表中（2）至（4）列、（6）至（8）列的关键调节变量依次代表贷款管理水平、股权集中度和独立董事占比三个调节变量。

2.改变样本。与前文通过交互项检验经营能力和治理水平的作用不同，这部分分别以贷款管理水平、股权集中度、独立董事占比三个变量的中位数为临界值，根据每个农信社以上调节变量的历年均值，将样本划分为较低和较高两个子样本依次进行实证检验，结果如表 6 所示。表 6 中实证方法皆与表 2 的（1）列相同，回归结果显示，不同子样本中农信社经营规模一次项与二次项系数始终显著，证明了假说 1 的内容在不同样本中的稳健性。在此基础上，进一步测度不同子样本下的最优经营规模可知，（1）、（2）列中低贷款管理水平与高贷款管理水平下分别为 5.9896 和 6.1149，（3）、（4）列中低股权集中度与高股权集中度下分别为 6.0186 和 6.1299，（5）、（6）列中低独立董事占比与高独立董事占比下分别为 6.0520 和 6.1605，可见，高贷款管理水平、高股权集中度、高独立董事占比下农信社的最优规模更大。转换为实际员工数量后可知，贷款管理水平、股权集中度、独立董事占比比较高子样本的最优员工数量分别高于较低子样本 13.35%、11.77%和 11.46%，三者共计高达 36.58%，从

而更直观地反映出这三个变量在农信社经营规模调整中的重要作用，再次验证了假说2的内容。

表6 分样本检验的回归结果

变量	贷款管理水平		股权集中度		独立董事占比	
	低 (1)	高 (2)	低 (3)	高 (4)	低 (5)	高 (6)
经营规模	0.1725* (0.0896)	0.2715** (0.1254)	0.1938* (0.0994)	0.2832** (0.1261)	0.1513** (0.0741)	0.3684** (0.1753)
经营规模二次项	-0.0144* (0.0073)	-0.0222** (0.0100)	-0.0161* (0.0081)	-0.0231** (0.0100)	-0.0125** (0.0600)	-0.0299** (0.0140)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体与时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
最优规模	5.9896	6.1149	6.0186	6.1299	6.0520	6.1605
调整的R ²	0.2449	0.2385	0.1376	0.2921	0.1840	0.2872
观测值数量	448	368	376	440	432	384

五、结论与政策建议

为了应对激烈的市场竞争环境、满足多元化的金融服务需求，全国各地农信社改革步伐不断加快，然而在改革过程中该如何调整经营规模以更好地实现可持续发展则成为了新的难题。本文首先结合农信社的特殊性，将传统的银行最优规模选择模型拓展为适合农信社的规模调整模型，在分析农信社最优经营规模的同时，探讨了经营能力和治理水平对经营规模选择的影响机理。然后，利用102家农信社的问卷调查数据进行了实证检验。研究表明，农信社经营规模与盈利水平之间存在“倒U型”关系，通过调整规模能够实现农信社盈利最大化，进一步测算最优规模数值可知，当前农信社更适合小规模经营，盲目扩张反而会造成盈利水平下降。在经营能力和治理水平方面，贷款管理水平、股权集中度、独立董事占比三个因素能够调节经营规模与盈利水平之间的关系，从而在一定程度上决定了农信社的最优规模边界。

基于上述研究结论，本文得出如下政策启示：第一，保持偏小的经营规模有利于农信社的可持续发展。银行化改革的全面推进为农信社跨区域合并和规模扩展创造了条件，但在各地农信社普遍经营能力弱、治理水平不高的背景下，盲目扩张反而会造成经营目标偏离、竞争能力削弱等问题，因此，在稳定县域法人地位的基础上，积极下沉金融服务、深耕“三农”业务，才更有利于在新的市场环境下实现可持续发展。第二，努力提高经营能力和治理水平是规模调整的内在基础。并非所有农信社皆不适合规模扩张，部分农商行改制的成功经验也印证了前文结论，即拥有良好的经营能力和治理水平就能够支撑起农信社的规模扩张和可持续发展。在经营能力方面，应进一步发挥地理和信息优势，推动传统银行业务与新业务协同发展，更好地满足农村客户的多元化需求；在治理水平方面，应继续完善公司治理结构，增强股东代表、董事会和监事会成员的管理能力，为农商行经营发展奠定基础。第三，减少地方政府和省联社的干预是农信社规模调整的外部条件。在当前的管理体制下，农信社经营

规模调整仍受省联社和地方政府的外部干预，难以完全根据自身情况和市场需求灵活调整经营规模，因此加快省联社去行政化改革，淡化地方政府的行政干预已经成为优化农信社外部环境的必然选择。

参考文献

- 1.曹廷求、段玲玲，2005：《治理机制、高管特征与农村信用社经营绩效——以山东省为例的实证分析》，《南开管理评论》第4期。
- 2.傅勇、邱兆祥、王修华，2011：《我国中小银行经营绩效及其影响因素研究》，《国际金融研究》第12期。
- 3.郭妍、韩庆潇，2019：《盈利水平、支农服务与风险控制——农商行规模调整的理论分析与实证检验》，《金融研究》第4期。
- 4.黄惠春、杨军，2011：《县域农村金融市场结构与农村信用社绩效关系检验——基于GMM动态面板模型》，《中国农村经济》第8期。
- 5.鲁桐、党印，2014：《公司治理与技术创新：分行业比较》，《经济研究》第6期。
- 6.穆争社、蓝虹，2007：《论农村信用社法人治理结构的特征》，《金融研究》第1期。
- 7.田国强、李双建，2020：《经济政策不确定性与银行流动性创造：来自中国的经验证据》，《经济研究》第11期。
- 8.王均坦、耿欣、彭江波，2013：《市场风险约束下城市商业银行的最优规模研究》，《金融研究》第12期。
- 9.熊德平、陆智强、李红玉，2017：《农村金融供给、主发起行跨区经营与村镇银行网点数量——基于中国865家村镇银行数据的实证分析》，《中国农村经济》第4期。
- 10.杨雁，2013：《上市商业银行高管薪酬与经营绩效关系研究——基于9家上市商业银行2008-2012年的面板数据》，《当代经济科学》第6期。
- 11.张晓玫、毛亚琪，2014：《我国上市商业银行系统性风险与非利息收入研究——基于LRMES方法的创新探讨》，《国际金融研究》第11期。
- 12.张一林、林毅夫、龚强，2019：《企业规模、银行规模与最优银行业结构——基于新结构经济学的视角》，《管理世界》第3期。
- 13.张正平、夏海、毛学峰，2020：《省联社干预对农信机构信贷行为和盈利能力的影响——基于省联社官网信息的文本分析与实证检验》，《中国农村经济》第9期。
- 14.周爱民、刘欣蕊，2021：《经济政策不确定性、银行集中度与银行风险》，《经济理论与经济管理》第3期。
- 15.周月书、彭媛媛，2017：《双重目标如何影响了农村商业银行的风险？》，《中国农村观察》第4期。
- 16.Ciro, J. C. G., and G. D. H. Velez, 2018, "Effect of Banking Concentration on the Lending Channel: Evidence from Colombia", *Economics Bulletin*, 38(4): 2254-2265.
- 17.Freixas, X., and J. C. Rochet, 1997, *Microeconomics of Banking*, Cambridge: MIT Press.
- 18.Ghossoub, E. A., and R. R. Reed, 2015, "The Size Distribution of the Banking Sector and the Effects of Monetary Policy", *European Economic Review*, 75: 156-176.
- 19.Krasa, S., and A. P. Villamil, 1992, "Monitoring the Monitor: An Incentive Structure for a Financial Intermediary", *Journal of Economic Theory*, 57(1): 197-221.

20.Lin, J. Y., and X. Sun, 2007, “Delegated Monitoring and Bank Size Distribution”, CCER Working Paper, <https://www.nsd.pku.edu.cn/attachments/67b93342939542b7a341e206f88cda4d.pdf>.

21.Naseri, M., O. I. Bacha, M. Masih, 2020, “Too Small to Succeed Versus Too Big to Fail: How Much Does Size Matter in Banking?”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(1): 164-187.

(作者单位：中国人民银行济南分行)

(责任编辑：胡 祎)

Can Scale Expansion Improve the Profitability of Rural Credit Cooperatives?

HAN Qingxiao

Abstract: In the context of increasing market competition and the overall advancement of banking reforms, the adjustment of the scale of rural credit cooperatives has begun to become an important issue affecting their sustainable development. Based on this, combining the particularity of rural credit cooperatives, this article first expands the traditional bank optimal scale selection model into a scale adjustment model suitable for rural credit cooperatives, and while analyzing the optimal operating scale of rural credit cooperatives, it discusses the influence mechanism of management capabilities and governance levels on the choice of operating scale. On this basis, this study makes an empirical test by using the questionnaire survey data of 102 rural credit cooperatives. The research results show that there is an inverted U-shaped relationship between the operation scale of rural credit cooperatives and their profit level, that is, the profit can be maximized through scale adjustment. Further calculation of the optimal scale value shows that rural credit cooperatives are more suitable for small-scale operations, and blind expansion will result in a decline in profitability. In terms of operating capabilities and governance levels, three factors, namely, loan management, equity structure, and independent directors can adjust the relationship between operating scale and profitability, thereby determining the optimal scale boundary of rural credit cooperatives to a certain extent. Therefore, this study believes that management capabilities and governance levels are the basis for the scale expansion of rural credit cooperatives. Blind expansion that ignores the above basic conditions will result in a decline in profitability and unsustainable operations.

Keywords: Rural Credit Cooperative; Optimal Scale; Profitability; Management Capability; Governance Level