

农信社绩效与多元化经营：涉农信贷的门限效应

——以安徽省农信社为例^{*1}

杨彦恺 王宇新 张王飞

本文基于收益和风险视角，采用安徽省 83 家农信社的数据，通过面板模型研究涉农信贷约束下多元化经营对农信社绩效的影响。实证结果表明：在线性框架下多元化经营与农信社收益和风险呈 U 型曲线关系；在此基础上使用面板门限模型进行回归，发现多元化经营对农信社绩效的影响表现出区间效应；且在保持适当涉农贷款率的前提下，农信社开展多元化战略可以实现增加收益、分散风险的双重目标。在此基础上为农信社找准涉农投放新的突破口提供有益的政策参考。

【关键词】：多元化经营；绩效；涉农信贷配置；面板门限模型

【中图分类号】：F830.341 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1006-169X(2017)07-0058-06

一、研究背景及文献综述

自从 2003 年以来，农村信用合作社（含农村合作银行、农村商业银行）系统改革，正在攻坚克难的深化改革中不断取得阶段性成果，而农信社现已成为我国县域支农职能发挥最充分的正规金融机构。近年来宏观经济金融运行中的各种矛盾和压力仍在持续向金融机构传导，利率市场化改革基本完成，互联网金融的蓬勃兴起，农村信用社长期以来所依赖的经济环境正发生着巨大变化。与此同时，2017 年中央一号文件再次锁定“三农”工作，并重点关注农村金融创新的实施路径。而在股份制浪潮席卷农信社的大背景下，仿照股份制商业银行开展混业经营，看似蓬勃发展的多元化经营对农信社绩效究竟起到何种作用，理论界尚未得出明确的答案。

目前学者们针对多元化经营与金融机构绩效关系这一问题上观点不一。持肯定态度的学者们认为，拓展多元化的收入组合有助于降低对单一收入的依赖性，进而在实现范围经济和规模效益的同时有效地分散非系统性风险，保持盈利性。在理论证据方面，Diamond 和 Verrecchia (1991)、Gallo 等 (1996) 的研究都指出金融机构可通过多元化经营渠道来扩展业务领域和改善经营绩效。在实证证据方面，Roise 等 (2003) 以欧盟国家商业银行为样本，研究发现虽然非利息收入的平稳性低于利息收入，但银行业通过分化业务收入有效分散了经营风险。国内学者从定量研究角度支持了该观点。如郝国胜和徐洁 (2010)、王曼舒和刘晓芳 (2013) 等对上市商业银行面板数据回归分析，也都得出增加非利息收入有利于机构经营绩效的提升。然而也有学者对此持否定观点，即与传统的存贷业务相比，单纯开展非利息业务会导致金融机构陷入高风险波动和低风险调整利润的困

¹ **基金项目**：教育部人文社会科学研究青年基金项目（编号：14YJCZH155）；全国统计科学研究一般项目（2016LY05）；安徽省哲学社会科学规划青年项目（编号：AHSKQ2015D22）。

作者简介：杨彦恺（1992-），安徽合肥人，合肥工业大学经济学院，硕士研究生，研究方向为农村金融；王宇新（1978-），安徽太湖人，合肥工业大学经济学院、合肥工业大学工业信息与经济研究中心，博士，副教授，研究方向为农村经济。（安徽合肥 230601）；张王飞（1990-），江西玉山人，硕士，中国人民银行上饶市中心支行，研究方向为商业银行监管。（江西上饶 334700）

*本文仅代表个人观点，与供职单位无关。

境 (Stiroh 和 Rumble, 2004)。Lepetit 等 (2008)、翟光宇和何玉洁 (2016)、曾智等 (2016) 通过实证研究均表明收入结构多元化会加剧银行的系统性风险, 且从事传统信贷业务银行的风险远低于收入渠道多元化的同业机构。

纵观以上研究, 国内外针对多元化经营与绩效关联性的研究观点不一, 且大多研究局限在收入结构多元化, 对兼顾两者的路径依赖的研究较少。我国农信社主要通过资产、负债类业务的分化组合来实现经营目标, 利息业务仍是营业收入的主要来源。农信社作为中小型信用机构的代表, 以传统存贷业务为主的经营方式使其更重视信贷市场。而鉴于信贷市场信息不对称, 往往存在主客观的制约条件, 这无疑会加大信贷获取的交易成本 (Benito, 2006)。杨子强 (2005) 也指出, 支农业务与其自身商业化经营的风险收益比较决定了农信社服务“三农”的程度。王静等 (2011) 亦指出信贷市场产品供需出现非线性关系与动态信贷配给过程紧密联系。在笔者看来, 由于农业弱质性而引致的高风险, 加上政府干预、县域金融资源配置不合理, 以及正规金融部门对收益预期较高, 农信社将束紧其信贷决策, 提高每笔贷款额度和信用审核标准, 从而拔高涉农经济主体进入市场的门槛。这种信贷约束不仅无益于农信社深耕县域市场, 也阻碍了其通过收入多元化优化经营绩效的路径依赖。换言之, 农信社在短期内不会改变其支农扶小的本质职能, 而在保持涉农信贷约束、坚守“三农”市场定位的前提下拓展多元化业务模式, 从而实现利润增长已成为农信社商业化经营的新着力点。

如何在银行业收入多元化和农村金融创新的背景下进一步推动农信社商业化可持续发展已成为农村金融领域亟待解决的问题之一, 在复杂多变的县域市场环境背景下农信社自身面临发展路径选择。由此, 本文使用面板门限技术探讨安徽省各县域农信社多元化经营与绩效之间基于第三方条件的关联效应, 为确保转变发展方式、改善服务质量、明确“三农”市场定位等深化农信系统改革目标的实现提出有针对性、立足于长远规划的决策建议。

二、研究设计

(一) 变量选取

本文涉及如下几类变量: 农信社绩效的度量、多元化经营的度量、涉农服务的度量以及控制变量。

1. 农信社绩效的测度

我们基于资产组合理论, 从盈利性和风险性两个角度考察农信社的经营绩效。

盈利性指标用于测度农信社资金运用阶段取得收益的能力。常用指标有银行利润率、股本收益率、资产收益率和资本收益率等。本文采用魏成龙和刘建莉 (2007) 的做法, 以资产收益率 (ROA) 来衡量农信社的盈利能力; 而风险性指标用于测度农信社收入的波动性, 由于信用风险是农信社等金融机构面临的最主要风险, 故本文选取不良贷款率 (NPLR) 作为农信社风险性指标。

2. 多元化经营的测度

已有文献大都采用赫芬达尔指数量化多元化经营程度, 但该指数的运用会导致马太效应, 从而拉大营业收入间的差距。故本文选取更为精确的熵方法测度农信社多元化经营程度, 计算公式为:

$$DIV = - \sum_{i=1}^n p_i \ln p_i$$

其中， $i=1, 2$ 分别代表农信社利息收入占营业收入比重和非利息收入占营业收入比重。

3. 农信社信贷行为的度量

常用变量包括涉农贷款率、贷款增长率等，而涉农贷款率（TL）为众多学者研究农信社问题普遍采用的衡量指标，故本文沿用该指标度量农信社的支农服务。

4. 控制变量

本文鉴于农信社资本结构、经营管理水平等个体特征，采用如下控制变量，见表 1。

表 1 控制变量定义与说明

变量名称	变量含义	计算方法
NIM	净息差	净利息收入/贷款
COST	成本控制能力	营业费用/营业收入
EA	权益资产比	权益/资产
GDP	经济环境	第一产业增加值/GDP 比重
GQ	股权结构	投资股/(投资股+资格股)
LPR	贷款拨备率	贷款损失准备/总资产

（二）数据来源与研究样本

鉴于数据可得性，采用 2006~2014 年安徽省县域 83 家农信社的相关数据。数据的主要来源是中国人民银行合肥中心支行和《安徽金融年鉴》。此外，经济环境指标是通过《安徽统计年鉴》相关数据整理计算获得。表 2 给出了各变量的描述性统计。

表2 各变量的描述性统计

	均值	最小值	最大值	标准差
ROA	0.981	-0.936	2.524	0.463
NPLR	0.134	0.000	0.809	0.153
DIV	0.277	0.004	0.693	0.206
TL	0.682	0.126	0.906	0.113
NIM	0.033	-0.142	0.279	0.018
GDP	0.298	0.047	0.612	0.102
COST	0.282	0.015	0.875	0.073
EA	0.056	-0.010	0.157	0.026
GQ	0.807	0.000	1.000	0.257
LPR	0.050	0.000	0.140	0.021

(三) 研究模型

本文首先检验了多元化和农信社绩效间的非线性关系，引入DIV的平方项，运用普通面板模型，对如下公式进行回归：

$$ROA_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 DIV_{it} + \beta_2 DIV_{it}^2 + \beta_3 TL_{it} + \beta_4 NIM_{it} + \beta_5 COST_{it} + \beta_6 EA_{it} + \beta_7 GDP_{it} + \beta_8 GQ_{it} + \beta_9 LPR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$NPLR_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 DIV_{it} + \beta_2 DIV_{it}^2 + \beta_3 TL_{it} + \beta_4 NIM_{it} + \beta_5 COST_{it} + \beta_6 EA_{it} + \beta_7 GDP_{it} + \beta_8 GQ_{it} + \beta_9 LPR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为进一步探求支农信贷配置对农信社多元化经营效果的影响，我们采用Hansen（1999）发展的面板门限回归模型，并以涉农贷款率为门限变量进行检验。其具体形式如下：

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} \cdot I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} \cdot I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，i、t分别表示个体和时间， y_{it} 为被解释变量， x_{it} 为解释变量， q_{it} 为门限变量， γ 为带估计的门限值， μ_i 反映个体不可观测特征， $\varepsilon_{it} \sim iid.N(0, \delta^2)$ 是扰动项。 $I(\cdot)$ 为指示函数，即如果括号中的表达式为真，则取值为1；反之取值为0。

估计时去除个体效应 μ_i ，即 $y_{it}^* = y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$ ，其他变量相同处理，并且共同替换(3)中的对应变量，得到：

$$y_{it}^* = \beta_1 x_{it}^* I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it}^* I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it}^* \quad (4)$$

对所有的观测值累叠，采用矩阵形式将(2)式化为：

$$y_{it}^* = X^*(\gamma) \beta + \varepsilon^* \quad (5)$$

对于给定的门限值，采用 OLS 估计(5)式进而得到 β 的估计值：

$$\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)' y_{it}^* \quad (6)$$

从而得到回归的相应的残差平方和为 $S_1(\gamma)$ ，可通过最小化 $S_1(\gamma)$ ，得出模型的备选门限值 γ ，观察模型残差的变化，使得

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma)$$

得到参数的估计值后，需进行两方面检验：一是门限效果是否显著，二是门限估计值是否等于其真实值。

检验一的原假设为 $H_0: \beta_1 = \beta_2$ ，对应的备择假设为 $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$ ，对应的检验统计量为：

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (7)$$

由于 F_1 的分布是非标准的，Hansen 采用“Bootstrap”以得到其渐进分布，进而构造其 P 值。当 P 值足够小时拒绝原假设。

说明存在明显的门限效应。检验二的原假设为 $H_0: \hat{\gamma} = \gamma_0$ ，相应的似然比检验统计量为：

$$LR_1(\gamma) = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (8)$$

以上只是假设仅存在单一门限，但实际可能存在多重门限。需要重复以上步骤进行多重门限值检验直到不能拒绝原假设为止，最终确定相应的门限值个数。

本文基于收益和风险视角，建立如下模型来研究涉农信贷差异下农信社多元化经营与绩效间的关系。

$$ROA_{it}=\alpha_{it}+\beta_1DIV_{it}\cdot I(TL_{it}\leq\gamma)+\beta_2DIV_{it}\cdot I(TL>\gamma)+\beta_3NIM_{it}+\beta_4COST_{it}+\beta_5EA_{it}+\beta_6GDP_{it}+\beta_7GQ_{it}+\beta_8LPR_{it}+\varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$NPLR_{it}=\alpha_{it}+\beta_1DIV_{it}\cdot I(TL_{it}\leq\gamma)+\beta_2DIV_{it}\cdot I(TL>\gamma)+\beta_3NIM_{it}+\beta_4COST_{it}+\beta_5EA_{it}+\beta_6GDP_{it}+\beta_7GQ_{it}+\beta_8LPR_{it}+\varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中， $i=1, 2, \dots, 50$ 为截面个数，代表 83 家农信社； $t=1, 2, \dots, 9$ 表示 2006~2014 年的时间序列。ROA、NPLR 分别为度量农信社盈利性和风险性的变量，DIV 为熵指标，TL 为涉农贷款率，NIM 为净息差，COST 为成本控制率，EA 为权益资产比，GDP 为经济环境指标，GQ 为投资股占比，LPR 为贷款拨备率， γ 为待估门限值， ε_{it} 为随机扰动项。

三、实证分析

(一) 固定效应回归

本文基于方程(2)和(3)，分别以资产收益率和不良贷款率为被解释变量进行回归。首先采用 IPS 检验、Fisher-ADF 检验两种单位根检验方法。两种检验方法均拒绝原假设，即变量并不存在单位根，体现出平稳性。且对面板模型的随机效应进行 Hausman 检验，结果拒绝随机效应，故采用固定效应模型，估计结果如表 3 所示。在对 ROA 变量的回归中，虽然 DIV 一次方项系数的 t 统计值不显著，但 DIV 的平方项在 5%水平下显著为正，即多元化经营程度与农信社盈利能力呈现 U 型曲线关系。对 NPLR 变量回归中，DIV 的一次方项和平方项也都显著，多元化经营与农信社风险水平呈 U 型曲线关系。由此可以认为，农信社综合经营达到一定水平后，进一步拓展多元化业务反而会加重不良贷款包袱，恶化经营绩效。

表3 固定效应模型下资产收益率和不良贷款率的
回归结果

变量	ROA	NPLR
DIV	-0.5607 (-1.26)	-0.0405** (-2.09)
DIV ²	0.7879** (2.19)	0.1273* (1.88)
TL	0.7930** (2.27)	-0.5204** (2.21)
NIM	0.6338 (0.55)	-0.2536 (-1.07)
COST	-0.4189 (-0.81)	-0.0521 (-0.49)
EA	3.6931*** (4.14)	-0.4535*** (-2.45)
GDP	-0.9746* (-1.95)	0.9219*** (6.01)
GQ	0.2069* (1.67)	-0.1681 (-5.45)

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%水平下显著,下同;括号内为t统计量的值,下同。

(二) 面板门限回归

由上面板固定效应回归,笔者发现多元化经营与农信社绩效间存在U型关系。之后,根据方程(9)和(10),以涉农贷款率为门限,探究多元化经营对银行收益和风险间的影响。在使用面板门限模型回归之前,须先确定好门限的个数。依次对单一门限、双重门限和三重门限进行估计,等到F统计值和经Bootstrap反复抽样500次得到相应的P值,结果见表4所示。

表4 模型(9)(10)门限回归效果检验

	F值	P值	自举临界值(500次)		
			1%	5%	10%
模型(9)					
单一门限	6.903***	0.006	11.431	7.343	4.777
双重门限	4.239	0.197	8.495	5.337	3.701
三重门限	3.174	0.261	8.938	4.786	3.549
模型(10)					
单一门限	19.624***	0.007	18.105	9.318	7.483
双重门限	6.657	0.103	11.437	7.573	6.179
三重门限	2.541	0.211	9.963	6.118	4.512

在表4中，针对模型(9)门限回归检验中，单一、双重、三重门限的F统计量分别为6.908、4.239和3.174，只有单一门限在1%水平下显著，因此基于该结果本文对模型(9)采用单一门限回归。同理，对模型(10)也应用单一门限回归。图1和图2分别为模型(9)和模型(10)门限估计的似然比LR函数图。图中可以看出，当涉农贷款率达到67.9%时，对ROA回归的LR统计量发生结构性突变；当涉农贷款率达到70.6%时，对NPLR回归的LR统计量发生结构性突变。模型(9)和模型(10)所对应的门限值分别为0.679和0.706。

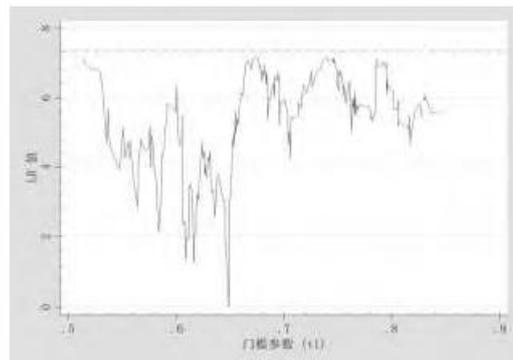


图1 ROA回归模型中门限值似然比函数图

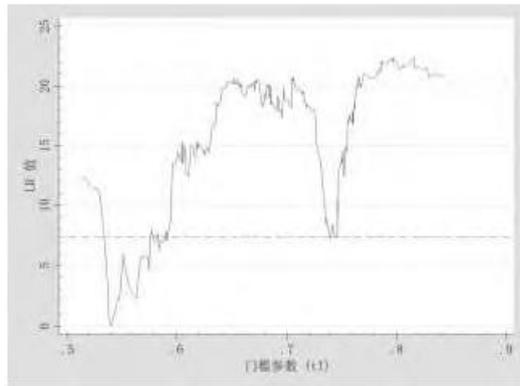


图2 NPLR回归模型中门限值似然比函数图

对资产收益率和不良贷款率的回归结果见表5。模型(9)回归说明,农信社涉农贷款的投放规模不会改变多元化经营对其盈利水平的促进效应,但随着涉农信贷比重的增加,不同区制内多元化水平对盈利性的影响呈现出较为明显的差异,即当农信社涉农贷款率不超过67.9%时,多元化程度的提高对资产收益率的正向效应较大(影响系数为0.546);当涉农贷款率大于67.9%时,多元化程度的增加对资产收益率正向效应较小(影响系数为0.469)。对于模型(10)NPLR变量的回归说明,多元化经营对农信社信用风险的分散效应会随涉农信贷配置而发生突变。具体来看,当涉农贷款率低于70.6%时,多元化水平的提升会降低农信社的风险(影响系数为-0.126);而当涉农贷款率超过70.6%时,多元化水平的增加将不利于农信社经营风险的分散(影响系数为0.053)。由此可以看出,当涉农贷款率介于67.9%和70.6%之间时,农信社可以经由多元化经营兼顾盈利水平的提高和经营风险的分散。从时间纵向视角看,涉农贷款处于67.9%~70.6%的农信社数目在2006年共10家,至2010年21家,再至2014年的29家,说明从传统存贷业务为主营到业务逐渐多元化发展的安徽省农信社在商业化经营的过程中也存在涉农信贷配置的路径依赖,在配置涉农信贷以优化多元经营与绩效关系方面,仍有三成以上的农信社存在改进空间。

表5 面板门限模型下资产收益率与不良贷款率
回归结果

变量	ROA	NPLR
DIV_1	0.546*** (4.05)	-0.126*** (-3.01)
DIV_2	0.469*** (3.31)	0.053** (2.24)
NIM	1.404* (1.69)	-0.338 (-1.61)
COST	-0.487* (-1.86)	-0.052 (-0.80)
EA	3.360 (4.87)	0.361** (2.08)
GDP	-1.069*** (-2.85)	0.876*** (9.48)
GQ	0.192** (2.43)	-0.161*** (-8.28)
LPR	-1.947** (-1.97)	-2.516*** (-9.13)
CONS.	1.164*** (6.37)	0.165*** (3.59)
门限值	0.679	0.706
R ²	0.186	0.3453

上述结果可以看出，多元化经营与农信社绩效存在非线性关系；多元化经营有益于提升农信社的盈利水平，但未必可以分散经营风险；而农信社经营绩效与多元化经营间存在涉农信贷配给的路径依赖，即一种当农信社投放适量涉农贷款时，其业务多元化会促进经营绩效提升的良性发展模式。

四、结论与建议

本文采用安徽省农信社的面板数据，以涉农信贷为门限变量，考察了多元化经营对绩效的影响。实证结果表明，多元化经营与农信社收益和风险之间存在U型关系；多元化经营战略对农信社盈利水平有显著的正向效应，但对经营风险存在差异化影响；而遵从适量涉农信贷的投放路径，农信社实行多元化经营战略可以进一步提升运营绩效。安徽省农信社在以“花钱买机制”为代表的农信社改制政策红利推动下，正逐步实现商业化经营发展。而当改革不断深入，县域市场环境日趋完善，净息差收窄的压力将迫使农信社面临更大的价格成本冲击。对此，农信社须立足县域市场，按照合适的涉农信贷路径发展以利息收入为主、开拓非利息收入的新模式，以多元化经营转型战略应对同业竞争的挑战和偏高的风险水平，实现商业化可持续发展。

根据以上实证结论，本文提出两点政策建议：

第一，坚守“三农”市场定位，服务县域经济。农信社应该顺应国家“三农”政策，坚持深耕县域市场，服务和服从于县域实体经济，进一步完善涉农信贷配置，形成自身特色的服务优势和品牌效应，稳固并扩大县域客户基础。

第二，加快实施业务转型，改变传统盈利模式。在满足审慎监管条件的前提下，安徽省农信社改制成农商行是大方向，且

非利息收入还存在很大拓展空间。农信社不能一味追求规模增长，而应在顺延涉农信贷路径找准与县域市场需求的结合点，将创新点聚焦于“三农”等与自身定位密切关联的业务上，并保持资产整体收益处于合理水平。

参考文献:

- [1] Diamond D W, Verrecchia R E. Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital[J]. The Journal of Finance, 1991, 46(4):1325~1359.
- [2] Gallo J, Apilado V, and Kolari J. Commercial Bank Mutual Fund Activities: Implication for Bank Risk and Profitability [J]. Journal of Banking and Finance, 1996, 20(10):1775~1792.
- [3] Rosie S, Staikouras C, Wood G. Non-interest Income and Total Income Stability [J]. SSRN Electronic Journal, 2003, (3):512~517.
- [4] 郝国胜, 徐洁. 我国上市商业银行非利息收入业务分析与对策[J]. 财经问题研究, 2010, 12(7):86~92.
- [5] 王曼舒, 刘晓芳. 商业银行收入结构对盈利能力的影响研究——基于中国 14 家上市银行面板数据的分析[J]. 南开管理评论, 2013, 16(2):143~149.
- [6] Stiroh K J, Rumble A. The dark side of diversification: The case of US financial holding companies [J]. Journal of Banking & Finance, 2006, 30(8):2131~2161.
- [7] Lepetit L, Nys E, Rous P, Tarazi A. Bank income structure and risk: An empirical analysis of European banks [J]. Journal of Banking and Finance, 2008, 32(8):1452~1467.
- [8] 翟光宇, 何玉洁. 商业银行应加速收入结构多元化吗[J]. 财经科学, 2016, (9):1~13.
- [9] 曾智, 何雅婷. 我国商业银行流动性结构对资本缓存的影响[J]. 国际金融研究, 2016, 353(9):63~74.
- [10] Benito A. The down-payment constraint and UK housing market: Does the theory fit the facts? [J]. Journal of Housing Economics, 2006, 15(1):1~20.
- [11] 杨子强. 股东选择与权利实现: 农村信用社改革的基础性问题[J]. 金融研究, 2005, (2):145~151.
- [12] 王静, 吕罡, 周宗放. 信贷配给突变分析——破解信贷配给难题的理论模型[J]. 金融研究, 2011, (8):178~191.
- [13] Hansen B E. Threshold effects in nondynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345~368.
- [14] 魏成龙, 刘建莉. 我国商业银行的多元化经营分析[J]. 中国工业经济, 2007, (12):85~93.