

**EFICIÊNCIA E ECONOMIA DE ESCALA EM COOPERATIVAS DE CRÉDITO:
UMA ABORDAGEM DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA DE CUSTO COM DADOS
EM PAINEL**Valéria Gama Fuly Bressan* valeria.fully@gmail.comMarcelo José Braga* mjbraga@ufv.brAureliano Angel Bressan* bressan@face.ufmg.br

*Universidade Federal de Viçosa

Resumo: O presente estudo investigou a existência de eficiência de custo e economia de escala nas cooperativas de crédito mútuo de Minas Gerais, no período de 2001 a 2003, a partir de uma amostra de 42 cooperativas com ativo total superior a 5 milhões de reais. Utilizou-se a abordagem da fronteira estocástica de custos e a medida de economia de escala sugerida por Kasman (2005). Constatou-se que aumentos das variáveis *capital físico*, *produto* e *trabalho* provocaram aumento menos que proporcionais do custo total. Tais resultados indicam que estas cooperativas estão operando com economia de escala, sinalizando que ainda há possibilidades de aumentarem seus níveis de operação e auferir ganhos de escala. No entanto, o *score* médio de eficiência de custo verificado foi de apenas de 15%, indicando ineficiência de custo da amostra analisada.

Palavras-chave: Cooperativas de Crédito. Economia de Escala. Dados em Painel. Eficiência. Fronteira Estocástica.

1 INTRODUÇÃO

As cooperativas de crédito são instituições financeiras que têm obtido sucesso em várias partes do mundo. De acordo World Council of Credit Unions - WOCCU (2005), em dezembro de 2005, mais de 157 milhões de pessoas em 92 nações pertenciam a alguma cooperativa de crédito, e o total de ativos de todas essas cooperativas, são calculados em 894,5 bilhões de dólares. Como instituições que propiciam ajuda financeira a seus membros e possuem gestão democrática, estas cooperativas de crédito têm demonstrado eficácia para atingir os princípios cooperativistas e administrar as finanças de milhares de pessoas.

No Brasil, as cooperativas de crédito registraram expressiva expansão na última década. De 1993 a 2004, enquanto o número de instituições financeiras do país caiu quase à metade, ao diminuir de 1.065 para 646, as cooperativas de crédito aumentaram de 877 para 1.436. A participação das cooperativas de crédito na área bancária do Sistema Financeiro Nacional, contudo, ainda é pequena, mas o seu

crescimento é significativo tanto no que diz respeito às operações de crédito, quanto ao patrimônio líquido. Em 1995, as cooperativas de crédito detinham uma fatia de apenas 0,44% das operações de crédito, participação que avançou para 2,3%, em 2005 (Pinheiro, 2005). A evolução do patrimônio líquido também é expressiva em igual comparativo: de 1,44% para 2,56% (Pinheiro, 2005). O Estado de Minas Gerais destaca-se pela representatividade no cenário nacional, pois de 1.102 cooperativas de crédito no Brasil em 2006, 253 encontravam-se no Estado de Minas Gerais conforme dados da ORGANIZAÇÃO DAS COOPERATIVAS BRASILEIRAS - OCB (2006).

Em Minas Gerais, aproximadamente 337 municípios não contam com infraestrutura bancária, o que atinge a 1,6 milhões de habitantes (9% do total), há 670 mil empreendedores “por conta própria” e 70 mil empresas com até 5 empregados (43% do total). Destes municípios sem agência bancária, 120 municípios contam apenas com a cooperativa como agente financeiro, atingindo uma população de 611 mil habitantes. Neste sentido, as cooperativas de crédito são um importante instrumento de inclusão de pequenos empreendimentos ao sistema financeiro, uma vez que ao aproveitar as sinergias existentes entre a prática de microcrédito e do cooperativismo, estes podem capturar diversas oportunidades de negócios e promover o desenvolvimento regional. Em Minas Gerais, o microcrédito tem apresentado um avanço significativo nos últimos anos, pois a carteira ativa em dezembro/2001 era de 6,02 milhões de reais e passou para 23,1 milhões de reais em março/2006, o número de municípios atendidos passou de 79 para 346 e o número de clientes atendidos foi de 6,5 mil para 20,2 mil, no período de dezembro/2001 para março/2006 (Chaves, 2006).

A partir da reestruturação do sistema financeiro brasileiro com a redução do número de instituições bancárias, Silva e Jorge Neto (2002) buscaram avaliar como esta reestruturação afetou a performance das instituições bancárias em questões ligadas à eficiência de escala e constataram que existia economia de escala nos bancos brasileiros com ativos acima de 1 bilhão de reais.

As economias de escala ocorrem quando os custos unitários caem com o aumento do nível de atividade da firma. A obtenção de uma curva em forma de “U” sugeriria a existência de ponto de escala ótimo onde os custos de produção são minimizados. Neste sentido, torna-se relevante que se investigue se as cooperativas

de crédito do estado de Minas Gerais possuem eficiência de escala, de forma que o crescimento observado do setor gere melhorias em termos de desempenho sócio-econômico, geração de sobras, e crescimento do volume de crédito concedido ao cooperado. Tal análise torna possível equipará-las às demais cooperativas que alcançam à eficácia na questão dos recursos financeiros dos seus associados, conforme mencionado por McKillop, Glass e Ferguson (2002).

Diversos estudos já discutiram a questão da eficiência e/ou economia de escala em cooperativas de crédito em várias partes do mundo, tais como: Taylor (1972), Koot (1978), Wolken e Navratil (1980), Murray e White (1983), Chan e Mountain (1986), Kim (1986), Koher e Mullis (1988), McKillop, Ferguson e Nesbitt (1995), Worthington (2000), Frame e Coelli (2001), McKillop, Glass e Ferguson (2002) e Sibbald e McAlevev (2003).

Entretanto não foram constatadas pesquisas que discutissem a questão da eficiência e se existe ou não economia de escala nas cooperativas de crédito no Brasil. Neste sentido, o presente estudo objetiva investigar se existe eficiência de custo e economias de escala nas cooperativas de crédito mútuo de Minas Gerais no período de 2001 a 2003. Para isso, estimou-se a fronteira estocástica de custo, utilizando uma amostra de 42 cooperativas.

Este estudo está estruturado da seguinte forma: inicialmente, faz-se uma revisão sobre economia de escala e eficiência em cooperativas de crédito; em seguida, apresenta-se a metodologia, que se subdivide em: i) abordagem da fronteira estocástica, ii) economia de escala e, iii) amostra, fonte de dados e variáveis estudadas. Por fim, são apresentados os resultados e as conclusões.

2 ECONOMIA DE ESCALA E EFICIÊNCIA EM COOPERATIVAS DE CRÉDITO

Quando uma firma altera seu nível de atividade, economias de escala ocorrem se ela é capaz de diminuir os custos por unidade do produto, permanecendo os outros fatores constantes. Para obtenção de suas estimativas, geralmente realiza-se a estimação de uma função média de custo para a indústria, onde os custos das cooperativas relacionam-se a níveis de produto, preços de insumos e um termo de erro aleatório que explica variáveis não incluídas no modelo.

Esta técnica assume implicitamente que todas as firmas na amostra estão usando seus insumos eficientemente, não ocorrendo X-ineficiência¹.

Apesar de fácil compreensão conceitualmente do que seja economia de escala, a definição das variáveis e o método escolhido para esta análise podem gerar diferentes resultados quando aplicados a cooperativas de crédito. Como se pode notar, nos trabalhos de Flannery (1974) *apud* Wolken e Navratil (1980) que estudou cooperativas americanas e Koot (1978) que avaliou 380 cooperativas americanas com dados levantados pela Credit Union National Association (CUNA) em 1976, não foram encontradas evidências de economia de escala. Por outro lado, Wolken e Navratil (1980) avaliaram 372 cooperativas americanas, com base nos dados da National Credit Union Administration (NCUA) no período de 1975, Kohers e Mullis (1988) também fizeram uso do banco de dados da NCUA, referente ao ano de 1984, e estudaram 5679 cooperativas americanas a nível federal de 2379 a nível estadual, Murray e White (1983) avaliaram 61 cooperativas canadenses no período de 1976-1977 e McKillop, Ferguson e Nesbitt (1995) pesquisaram 490 cooperativas na Inglaterra no ano de 1992, e estes autores encontraram conclusões opostas, ou seja, constataram a existência de economia de escala em cooperativas de crédito.

Os trabalhos de Kohers e Mullis (1988) e McKillop, Ferguson e Nesbitt (1995) empregaram essencialmente o método do teste *t* para dados emparelhados para analisar a base de dados. De acordo com Sibbald e McAlevey (2003), existem problemas inerentes nesta abordagem, quais sejam, a robustez do teste *t*, a expectativa de os dados não seguirem uma distribuição normal, além de considerarem incoerente emparelhar dados com tamanhos de amostras diferentes, entre outras críticas.

McKillop, Ferguson e Nesbitt (1995) consideraram que a abordagem da função de custo seja a metodologia mais aceitável para avaliar economia de escalas. No entanto, Sibbald e McAlevey (2003) alertam que devido à natureza “voluntarista” das cooperativas de crédito, dado que estas podem obter recursos por meio de doações, a análise da função de custo pode não refletir adequadamente a existência ou não de economia de escala.

¹ Conforme Leibenstein (1966), ineficiência-X decorre de as firmas em mercados não-competitivos terem custos maiores do que o custo que ocorreria sob competição, já que haveria barreiras à entrada.

ASAA - Advances in Scientific and Applied Accounting, v.3, n.3, p.335-352, 2010.

Uma crítica apontada por McKillop, Ferguson e Nesbitt (1995) é utilização da função de custo tipo Cobb-Douglas, devido ao fato de esta presumir a presença de retornos monotônicos de escala (crescentes, decrescentes ou constantes) independentemente do tamanho da firma. Esse aspecto impossibilita a obtenção de uma curva de custo médio em forma de U e, assim, a definição de um nível ótimo para a firma. Além de limitar a maneira como os insumos podem ser substituídos, sua elasticidade de substituição é unitária.

Uma maneira mais consistente de especificação para função custo é a forma *translog*, permitindo a estimação sem impor restrições sobre o grau de substituição dos fatores e a monotonicidade dos retornos de escala. Esta abordagem foi empregada por Murray e White (1983) e Kim (1986).

Além dos métodos de análise de eficiência citados, destaca-se a aplicação da fronteira estocástica de custos que foi utilizada por Worthington (1998), Huang e Tan Fu (1999) e por Frame e Coelli (2001). Worthington (1998) constatou que apenas 7% das 150 cooperativas de crédito australianas pesquisadas, no ano de 1995, foram consideradas eficientes. Huang e Tan Fu (1999) estudaram as cooperativas de crédito agrícola de Taiwan, e os resultados indicaram que os serviços bancários destas cooperativas estão sujeitos a economias de escala, mas que existe alto grau de ineficiência de custo nas operações. Frame e Coelli (2001) analisaram as cooperativas de crédito nos EUA, no período de 1992 a 1997 e apuraram que 91% destas possuíam eficiência de custo.

Considerando as possibilidades de metodologias, optou-se por trabalhar com a fronteira estocástica de custos, por entender que a mesma é empregada em trabalhos mais recentes sobre o tema em questão na literatura internacional. Desta forma, a seguir apresentar-se-á a abordagem da fronteira estocástica de custos.

3 METODOLOGIA

3.1 Abordagem da Fronteira Estocástica para dados em painel

A abordagem de fronteira estocástica foi introduzida por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e por Meeusen e van den Broeck (1977) para calcular medidas de eficiência de custos. Esta abordagem utiliza uma técnica paramétrica para estimar

as características das melhores práticas bancárias da função de custo. A melhor prática bancária representa uma instituição que produz produtos e serviços financeiros com mais baixos custos usando eficientemente o mix de insumos produtivos. Os *scores* individuais de eficiência das cooperativas de crédito são computados usando os desvios de custos a partir da estimação da fronteira de custos com dados em painel da amostra de dados. Neste método, a especificação da forma funcional da fronteira de eficiência assume-se conter um termo de erro com dois componentes. Um componente - o termo de ineficiência (u) - assume uma distribuição estritamente não-negativa, e o outro componente - o erro aleatório (v) - assume uma distribuição simétrica.

O modelo de fronteira estocástica permite dois diferentes tipos de parametrização para o termo de ineficiência: o modelo invariante no tempo e o modelo de parametrização do efeito tempo de Battese-Coelli (1992). No presente estudo utilizar-se-á o modelo invariante no tempo, pois após implementar os dois tipos de parametrização, apenas o primeiro gerou resultados satisfatórios. Este fato justifica-se porque o período estudado (dez./2001 a junho/2003) é relativamente curto para captar as alterações ocorridas, sejam em termos de tecnologia, capacitação de pessoal, ou outros fatores, que pudessem gerar redução de custos. No modelo invariante no tempo, o termo de ineficiência assume uma distribuição normal-truncada, e o erro aleatório assume a distribuição normal.

Importante destacar que o modelo com dados em painel possui algumas vantagens que foram listadas por Hsiao (1985, 1986), Klevmarken (1989) e Sólon (1989), a saber:

- 1) Controle para heterogeneidade individual.
- 2) Utilização de dados com maior poder de informação, maior variabilidade, menor colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência estatística.
- 3) Melhores condições para se estudar as dinâmicas de ajustamento.
- 4) Permitem identificar e medir efeitos não detectáveis através de cortes transversais e séries temporais isoladamente.
- 5) Permite-nos construir e testar modelos com comportamento mais complexo se comparado com os modelos puros de série temporal e de corte transversal.

6) Os vieses resultantes da agregação de dados são eliminados.

Por outro lado, quando se trabalha com dados em painel tem-se as seguintes limitações (BALTAGI, 1995):

1. Problemas de coleta de dados.
2. Distorções resultantes de erros de medidas.
3. Problema de seletividade, resultantes de dados faltantes que geram problemas de painéis não balanceados.
4. Dimensão de série temporal curta.

O modelo de fronteira estocástica de custo para dados em painel pode ser assim especificado:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{jit} + v_{it} - s u_{it} \quad (I)$$

Em que, $y_{it} = \ln(c_{it})$, sendo “c” a variável custo, e x_{jit} é formado pelas variáveis, produto [$\ln(q_{it})$] e insumo [$\ln(z_{it})$] utilizados pelas cooperativas de crédito, em que o subscrito “i” indica cada uma das 42 cooperativas analisadas, e o “t” indica os quatro semestres pesquisados. Para função de custo o “s” da equação (1) é igual a -1 e $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$. Os parâmetros são estimados pelo método de máxima verossimilhança. No modelo invariante no tempo, o efeito ineficiência é modelado como $u_{it} = u_i$, $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$ ², $v_{it} \sim N(\mu, \sigma_v^2)$, e u_i e v_{it} são independentemente distribuídos para cada variável do modelo (STATACORP, 2005).

A estimativa de menos o logaritmo natural da eficiência de custo é obtido da

seguinte forma: $E(u_{it} / \varepsilon_{it}) = \tilde{\mu}_i + \tilde{\sigma}_i \left\{ \frac{\phi\left(-\tilde{\mu}_i / \tilde{\sigma}_i\right)}{1 - \Phi\left(-\tilde{\mu}_i / \tilde{\sigma}_i\right)} \right\}$, em que: $\tilde{\mu}_i = \frac{\mu \sigma_v^2 - s \sum_{t=1}^{T_i} \varepsilon_{it} \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sum_{t=1}^{T_i} \sigma_u^2}$ e

$$\tilde{\sigma}_i^2 = \frac{\sigma_v^2 \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sum_{t=1}^{T_i} \sigma_u^2}.$$

² u_i são identicamente e independentemente distribuídos (iid) com distribuição normal $N(0, \sigma_v^2)$ truncada em zero.

A estimativa da eficiência de custo é obtida via $E\{\exp(-su_{it})/\varepsilon_{it}\}$, que assume a seguinte expressão: $E\{\exp(-su_{it})/\varepsilon_{it}\} = \left[\frac{1 - \Phi\{s\tilde{\sigma}_i - (\tilde{\mu}_i/\tilde{\sigma}_i)\}}{1 - \Phi(-\tilde{\mu}_i/\tilde{\sigma}_i)} \right] \exp\left(-s\tilde{\mu}_i + \frac{1}{2}\tilde{\sigma}_i^2\right)$, onde Φ é a função de distribuição cumulativa normal padronizada e $s = -1$ (StataCorp, 2005). De acordo com Frame e Coelli (2001), esta medida de eficiência de custo situa-se no intervalo $[1, \infty)$, e o *score* igual a 1 indica a máxima eficiência de custo. Estes mesmos autores mencionam que o inverso desta medida de eficiência gera *scores* entre 0 e 1.

3.2 Economia de Escala

A economia de escala provê informação sobre a relação entre a escala de operação das cooperativas e seu custo total. A economia de escala existe se um aumento proporcionalmente igual em todos os produtos levar a um aumento menos que proporcional nos custos (KASMAN, 2005). Esta pode ser medida da seguinte maneira, neste estudo:

$$\hat{\rho} = \text{escala} = \frac{\partial c}{\partial q} \quad (\text{II})$$

Sendo, “*c*” o custo total e “*q*” o produto.

Se $\hat{\rho}$ for menor do que 1 indica economia de escala, então as cooperativas estão operando abaixo do nível ótimo e podem reduzir custos aumentando o produto. Se $\hat{\rho}$ for maior do que 1 indica deseconomia de escala, ou seja, as cooperativas de crédito devem reduzir o nível de produto e atingir a combinação ótima de insumos (KASMAN, 2005).

3.3 Amostra, Fonte de Dados e Variáveis Estudadas

Dada à restrição da disponibilidade de dados de todas as cooperativas de crédito brasileiras no momento de execução do presente estudo, optou-se por avaliar as cooperativas de crédito mútuo do estado de Minas Gerais, em função da

disponibilidade de dados e da representatividade destas cooperativas no cenário nacional.

As variáveis selecionadas para o estudo foram:

a) Produto: Operações de crédito.

b) Custo Total: Despesas Totais

c) Insumos: Capital Físico: Ativo Permanente; Trabalho: Despesa de Pessoal (incluindo salários, encargos e benefícios).

Os dados utilizados neste estudo foram extraídos das demonstrações contábeis semestrais das cooperativas de crédito mútuo de Minas Gerais referentes aos períodos dez./2001, jun./2002, dez./2002 e jun./2003 e foram disponibilizados pela CECREMGE (Central das Cooperativas de Crédito Mútuo do Estado de Minas Gerais). Neste período o número total de filiadas era de 117 cooperativas. Optou por avaliar apenas as cooperativas que tivessem, no período de análise, o ativo total superior a 5 milhões de reais com intuito de reduzir a heterogeneidade da amostra. Foram excluídas ainda aquelas que tivessem muitos dados faltantes. Desta forma, a amostra ficou composta por 42 cooperativas e o número total de observações foi de 168.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise de eficiência e economia de escala

Inicialmente, são apresentadas na Tabela 1 as estatísticas descritivas das variáveis selecionadas.

Tabela 1 - Estatística descritiva das variáveis estudadas.

Estatísticas	Variáveis (R\$)			
	Operações de Crédito	Despesas Totais	Ativo Permanente	Despesa de Pessoal
Média	4.638.534,95	1.125.522,85	627.436,11	239.693,57
Desvio-padrão	5.730.644,34	1.582.774,88	963.027,17	754.962,79
Mediana	2.760.208,80	702.973,82	291.506,90	137.954,83
Mínimo	601.692,35	215.726,56	52.835,82	40.325,32
Máximo	37.931.780,36	11.517.780,29	5.617.667,30	9.580.130,51

Fonte: Resultados da Pesquisa.

De acordo com os resultados demonstrados na Tabela 2, todas as variáveis incluídas no modelo foram significativas a 1% de probabilidade, pode-se concluir da estimativa de γ que a maior parte do ruído do modelo, aproximadamente 74%, associa-se com a ineficiência. O teste da razão de máxima verossimilhança para a hipótese nula [$H_0: \gamma = 0$] de inexistência de ineficiência, foi rejeitado indicando a significância geral dos parâmetros estimados em nível de 1%.

Tabela 2 - Estimativas dos parâmetros da fronteira estocástica de custo para as cooperativas de crédito de Minas Gerais, no período de 2001 a 2003.

Ln_Custo Total	Coefficiente (Desvio-padrão)	Z	P> z	Intervalo de Confiança [95%]	
Ln_Capital Físico	0,1933705 (0,0607)	3,18	0,001	0,0743429	0,3123981
Ln_Produto	0,4524876 (0,0648)	6,98	0,000	0,3254825	0,5794926
Ln_Trabalho	0,206392 (0,0409)	5,04	0,000	0,1261776	0,2866063
μ	1,879255 (0,7092)	2,65	0,008	0,4892863	3,269224
$\ln \sigma_s^2$	-2,177057 (0,1921)	-11,33	0,000	-2,553653	-1,80046
Logit Inverso de γ	1,04072 (0,3106)	3,35	0,001	0,4320312	1,649409
$\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$	0,1133748 (0,0218)			0,077797	0,1652228
$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_s^2}$	0,738989 (0,0599)			0,6063586	0,8388112
σ_u^2	0,0837827 (0,0220)			0,040607	0,1269584
σ_v^2	0,0295921 (0,0039)			0,0220311	0,037153
Variável Grupo (i):	Cooperativas de crédito			Número de grupos:	42
Variável Tempo (t):	Semestres (12/2001 a 06/2003)			N. obs.:	168
Log Máxima Verossimilhança:	4,5749901			Estatística Wald (χ^2):	286,26
				Valor P (χ^2):	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Constata-se que as variáveis *capital físico*, *produto* e *trabalho* apresentaram sinais compatíveis com o esperado. Como todas as variáveis foram logaritmizadas, as estimativas podem ser interpretadas em termos de elasticidades, ou seja, o aumento de 1% no ativo permanente implicará em um aumento de 0,19% nos custos totais, este mesmo aumento nas variáveis operações de crédito e a despesa de pessoal provocará o aumento de 0,45% e 0,20% no custo total, respectivamente (Tabela 2).

A partir da abordagem de fronteira estocástica de custo para dados em painel gerou-se a medida de eficiência de custo para cada cooperativa de crédito mútuo do estado de Minas Gerais da amostra, e conforme procedimento adotado por Frame e Coelli (2001), descrito na Tabela 3, apresenta-se também o inverso do *score* de eficiência de custo.

Tabela 3 - Medida de eficiência de custo das cooperativas de crédito mútuo de Minas Gerais, no período de 2001 a 2003

Coop.	Média do Ativo Total	Eficiência de custo $E\{\exp(-su_{it})/\varepsilon_{it}\}$	Inverso do Score de Eficiência	Coop.	Média do Ativo Total	Eficiência de custo $E\{\exp(-su_{it})/\varepsilon_{it}\}$	Inverso do Score de Eficiência
1	257.750.000,00	11,82	0,08	22	15.825.000,00	6,55	0,15
2	117.175.000,00	7,49	0,13	23	15.706.958,25	9,02	0,11
3	82.300.000,00	6,44	0,16	24	15.700.000,00	7,71	0,13
4	58.325.000,00	6,17	0,16	25	15.350.000,00	3,60	0,28
5	57.225.000,00	6,30	0,16	26	15.250.000,00	7,06	0,14
6	42.500.000,00	8,28	0,12	27	15.125.000,00	9,66	0,10
7	41.500.000,00	3,25	0,31	28	14.375.000,00	7,47	0,13
8	39.875.000,00	6,40	0,16	29	12.200.000,00	4,61	0,22
9	39.275.000,00	6,12	0,16	30	12.025.000,00	6,33	0,16
10	31.800.000,00	6,63	0,15	31	11.946.327,75	6,73	0,15
11	29.325.000,00	5,84	0,17	32	11.197.245,75	4,79	0,21
12	27.275.000,00	11,12	0,09	33	10.272.289,00	6,18	0,16
13	26.575.000,00	6,61	0,15	34	9.546.096,00	6,46	0,15
14	26.425.000,00	8,06	0,12	35	8.877.016,00	6,77	0,15
15	25.375.000,00	6,33	0,16	36	8.218.420,25	7,81	0,13
16	22.400.000,00	6,25	0,16	37	7.917.127,50	3,86	0,26
17	21.125.000,00	5,42	0,18	38	7.852.951,50	10,77	0,09
18	20.600.000,00	10,42	0,10	39	7.683.606,25	7,59	0,13
19	17.775.000,00	5,22	0,19	40	7.478.166,00	4,97	0,20
20	17.475.000,00	4,68	0,21	41	7.331.510,50	6,58	0,15
21	17.425.000,00	6,16	0,16	42	7.254.370,50	7,11	0,14
Estatística Descritiva dos scores de eficiência				Estatística Descritiva do inverso dos scores de eficiência			
Média: 6,82		Mínimo: 3,25		Média: 0,15		Mínimo: 0,31	
Desvio-padrão: 1,91		Máximo: 11,82		Desvio-padrão: 0,52		Máximo: 0,08	
Coeficiente de correlação de Pearson entre o ativo total e a eficiência de custo: 0,33							Obs.: s = -1

Fonte: Resultados da Pesquisa

Considerando a análise da eficiência de custo, nota-se que as cooperativas de crédito mútuo de Minas Gerais apresentaram, em média, baixo grau de eficiência de custo. A média obtida foi de apenas 15% (Tabela 3), valor muito inferior ao obtido por Frame e Coelli (2001) para as cooperativas de crédito nos Estados Unidos que detectaram, em média, 91% de eficiência de custo.

Verificou-se fraca correlação entre o valor do ativo total e o *score* de eficiência de custo, pois o valor obtido via o teste de correlação foi de 0,33, ou seja, o porte da cooperativa não interfere diretamente em maior ou menor *score* de eficiência de custos (Tabela 3). De modo geral, estes resultados de ineficiência de custos sinalizam aos agentes, sejam eles públicos ou privados, envolvidos no processo de gestão e/ou de regulamentação do setor, a necessidade de políticas que visem estimular a melhoria da *performance* do sistema das cooperativas de crédito mineiras.

É importante destacar, conforme Smith (1984) e Smith, Cargil e Meyer (1981), que a maximização de lucros não é o objetivo principal deste tipo de empresa. No entanto, Fried, Lovell e Vander-Eeckart (1993) posicionam que o objetivo geral apropriado para as cooperativas de crédito é a maximização da prestação de serviços. Desta forma, a minimização dos custos torna-se um fator preponderante para o desempenho satisfatório destas cooperativas, o que não tem sido satisfatório nas cooperativas de crédito mútuo do estado de Minas Gerais no período de 2001 a 2003.

De acordo com a medida de economia de escala definida por Kasman (2005), o valor de $\hat{\rho} = 0,45$ obtido para as cooperativas de crédito mútuo de Minas Gerais indica que, no presente estudo, estas estão operando na faixa de economia de escala. Este resultado demonstra que as cooperativas de crédito ainda têm possibilidades de aumentarem seus níveis de operação e auferir ganhos de escala, ou seja, existem possibilidades de redução de custos unitários através da ampliação do nível de operação. Desta forma, pode-se inferir que é pertinente a avaliação da possibilidade de fusões entre as cooperativas com vista a ampliar os ganhos de escala, desde que seja mantida a viabilidade operacional das mesmas.

Este resultado é consistente com aqueles apontados por Kasman (2005), quando os resultados são comparados com sistema financeiro como um todo, pois o autor constatou que os grandes bancos operam com significativas deseconomias de escala. Corroboram estes resultados o trabalho de Benston, Hanwecl e Humphrey (1982) que averiguaram retornos crescentes de escala apenas para os bancos com menos de 50 milhões de dólares em depósito.

5 CONCLUSÃO

O presente estudo investigou se existia eficiência de custo e economia de escala nas cooperativas de crédito mútuo de Minas Gerais, no período de 2001 a 2003, a partir de uma amostra de 42 cooperativas com ativo total superior a 5 milhões de reais. Para tal, fez-se uso da abordagem da fronteira estocástica de custos para dados em painel e da medida de economia de escala sugerida por Kasman (2005).

Depreendeu-se, através da fronteira estocástica de custo estimada, que aumentos das variáveis *capital físico*, *produto* e *trabalho* provocariam aumento do custo total e que o *score* médio de eficiência de custo das cooperativas de crédito mútuo de Minas Gerais foi de apenas de 15%, ou seja, indicou ineficiência de custo. Apurou-se fraca correlação entre o porte da cooperativa e o *score* de eficiência de custo, de modo que o tamanho das cooperativas de crédito não interferiu na medida de eficiência.

Constatou-se que as cooperativas estão operando na faixa de economia de escala, o que demonstra que as cooperativas de crédito ainda têm possibilidades de aumentar seus níveis de operação e auferir ganhos de escala. Desta forma, pode-se inferir que é pertinente a avaliação da possibilidade de fusões entre as cooperativas de crédito com vista a ampliar os ganhos de escala.

De modo geral, os resultados encontrados para as cooperativas de crédito mútuo de Minas Gerais, foram compatíveis com os resultados obtidos por Huang e Tan Fu (1999) para as cooperativas de crédito agrícola de Taiwan que constataram economia de escala e existência de alto grau de ineficiência de custo nas operações. Por outro lado, as constatações deste estudo são inconsistentes com a realidade norte-americana, cujo grau de eficiência de custo detectado por Frame e Coelli (2001) foi de 91%.

A principal contribuição deste estudo foi iniciar a discussão sobre eficiência e economia de escala nas cooperativas de crédito mineiras, dada a escassez deste tipo de informação no Brasil. Entretanto, as limitações consistiram em: i) pouca disponibilidade de dados que permitissem análises utilizando outras variáveis, ii) a variável *preço* que foi contemplada nos demais estudos de fronteira estocástica, não foi possível ser incluída na função de custo, inicialmente pela não disponibilidade do dado e ainda porque a *proxy* utilizada não foi estatisticamente significativa, e por isso foi removida do modelo estimado, iii) as variáveis contáveis disponibilizadas não foram estatisticamente significativas para explicar o *score* de eficiência de custo, apesar de terem sido estimados vários modelos que buscaram captar esta relação.

Desta forma, sugere-se para trabalhos futuros avaliar os condicionantes de economias de escala e economias de escopo, com o objetivo de analisar a eficiência das cooperativas de crédito brasileiras, buscando detectar os principais indicadores de eficiência destas cooperativas, além de verificar o impacto de fusões sobre a *performance* das cooperativas de crédito no Brasil.

REFERÊNCIAS

AIGNER, D.J.; LOVELL, C.A.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v.6, n. 1, p. 23–37, 1977.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. New York: John Wiley & Sons. 1995.

BATTESE, G. E.; COELLI, T.J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with applications to paddy farmers in India. **Journal of Productivity Analysis**, v. 3, p. 153-169, 1992.

BENSTON, G. J.; HANWECL, G. A.; HUMPHREY, D. B. Scale economies in banking: a restructuring and reassessment. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 14, n. 4, p. 435-456, nov. 1982.

CHAN, M.W.L.; MOUNTAIN, P.C. Measuring returns to scale and technological change in co-operative banks: a provincial analysis of Canadian credit unions and Caisses Populaires. **Empec**, v. 11, p. 207-222, 1986.

CHAVES, Alessandro. **Expansão das microfinanças e desenvolvimento local: oportunidades para o cooperativismo de crédito e instituições de microcrédito**. Recife, 09 jun. 2006. Disponível em:

ASAA - Advances in Scientific and Applied Accounting, v.3, n.3, p.335-352, 2010.

<http://www.bcb.gov.br/pre/SeMicro5/Palestras/12_1_Alessandro.pdf>. Acesso em: 08 maio 2007.

FLANNERY, M. J. An economic evaluation of credit unions in the united states. **Research Report**, n. 54, Federal Reserve Bank of Boston, 1974.

FRAME, W. S.; COELLI, T. J. U.S. Financial services consolidation: the case of corporate credit Unions. **Review of Industrial Organization**, v. 18, n. 2, p. 229-241, march, 2001.

FRIED, H.; LOVELL, K.; VANDER-EECKART, P. Evaluating the performance of U.S. credit unions. **Journal of Banking and Finance**, v.17, p. 251-265, 1993.

HUANG, C. J.; TAN FU, T. An Average derivative estimation of stochastic frontiers. **Journal of Productivity Analysis**, v.12, p. 45-53, 1999.

HSIO, C. Benefits and limitations of panel data. **Econometric Reviews**, n.4, p 121- 174, 1985.

HSIO, C. **Analysis of panel data**. Cambrigde University Press, Cambrigde, 1986.

KASMAN, A. Efficiency and scale economies in transition economies: evidence from Poland and the Czech Republic. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 41, n.2, p. 60-81, March./April, 2005.

KIM, Y. Economies of scale and economies of scope in multiproduct financial institutions: Further evidence from credit unions. **Journal of Money, Credit and Banking**, v 18, n. 2, p. 220-226, may, 1986.

McKILLOP, D.; FERGUSON, C; NESBITT. Paired difference analysis of size economies in UK credit unions. **Applied Economics**, n. 27, p. 529-537, 1995.

McKILLOP, D. G; GLASS, J. C; FERGUSON, C. Investigating the cost performance of UK credit unions using radial and non-radial efficiency measures. **Journal of Banking & Finance**, n. 26, p.1563-1591, 2002.

KLEVMARKEN, N. A. Panel studies: what can we learn from them? Introduction, **European Economic Review**, n. 33, p. 523-529, 1989.

KORHERS, T.; MULLIS, D. An update on economies of scale in credit unions. **Applied Economics**, n.20, p.1653-1659, 1988.

KOOT, R. S. On economies of scale in credit unions. **Journal of Finance**, v. 33, n. 4, p. 1087-1094, September 1978.

LEIBENSTEIN, H. Allocative efficiency vs. "x-efficiency". **American Economic Review**, v. 56, n. 3, p. 392-415, jun. 1966.

MEEUSEN, W.; VAN DEN BROEK, J. Efficiency estimation from cobb–Douglas production functions with composed error. **International Economic Review** , v.18, n. 2, p.435–444, 1977.

MURRAY, J. D.; WHITE, R. W. Economies of scale and economies of scope in multiproduct financial institutions: A study of British Columbia credit unions. **Journal of Finance**, v. 38, n. 3, p. 887-902, jun. 1983.

ORGANIZAÇÃO DAS COOPERATIVAS BRASILEIRAS - OCB. **Ramos do cooperativismo**. Disponível em: <www.ocb.org.br>. Acesso em: 07 nov. 2006.

PINHEIRO, M. A. H.. **Cooperativas de crédito**: história da evolução normativa no Brasil. Brasília: Banco Central do Brasil, 2005. Disponível em: <http://bcb.gov.br/htms/public/microcredito/cartilha_cooperativas_credito.pdf>. Acesso em: 30 mar. 2006.

SIBBALD, A.; McALEVEY, L. Examination of economies of scale in credit unions: a New Zealand study. **Applied Economics**, n. 35, p. 1255-1264, 2003.

SILVA, T. L.; JORGE-NETO, P. M. Economias de escala e eficiência nos bancos brasileiros após o plano-real. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 24. 2002, Nova Friburgo. **Anais**. Nova Friburgo, 2002.

SMITH, D. J.; CARGIL, T.F.; MEYER, R.A. Credit unions: an economic theory of a credit union. **Journal of Finance**, v. 36, n.2, p. 519-528, may 1981.

SMITH, D. J. A Theoretic Framework for the Analysis of Credit Union Decision Making. **Journal of Finance**, v.39, n.4, p. 1155-1168, September, 1984.

SOLOMON, G. S. The value of panel data in economic research. In: KASPRZYK, G. J.; DUNCAN, KALTON, G.; SINGH, M.P. (eds.). **Panel Surveys**. New York: John Wiley, 1989. p. 486-496.

STATA CORP. **Stata statistical software**: release 9. College Station, TX: StataCorp LP, 2005.

TAYLOR, R. A. Economies of scale in large credit unions. **Applied Economics**, v.4, n. 1, p. 33- 40, mar. 1972.

WOLKEN, J. D.; NAVRATIL, F. J. Economies of scale in credit unions: further evidence. **Journal of Finance**, v.35, n. 3, p. 769-777, jun. 1980.

WORTHINGTON, A. C. The determinants of non-bank financial institution efficiency: a stochastic cost frontier approach. **Applied Financial Economics**, v.8, n.3, p. 279-287, jun. 1998.

WOCCU – World Council of Credit Unions. **Informe estadístico 2005**: cooperativas de ahorro y crédito mundiales. Disponível em:

<http://www.woccu.org/assets/documents/publications/2005StatisticalReport_Spanish.pdf>. Acesso em: 08 maio 2007.

WORTHINGTON, A. C. Cost efficiency in Australian non-bank financial institutions: A non-parametric approach. **Accounting and Finance**, n. 40, p. 75-97, 2000.

