

Taxa de inadimplência nas cooperativas de crédito que se transformaram para a modalidade de livre admissão

Romeu Eugênio de Lima Banco Central do Brasil e NUFI/CEPEAD/UFMG
Hudson Fernandes Amaral NUFI/CEPEAD/UFMG
Antonio Dias Pereira Filho NUFI/CEPEAD/UFMG

Résumé

Au cours des cinq dernières années, le coopératisme de crédit au Brésil a subi des changements importants en matière de règlement. Parmi les principaux, il convient de citer la directive du CMN n° 3106/03 qui permet la création de coopératives de crédit de libre admission, ainsi que la transformation de celles qui existaient déjà vers cette nouvelle modalité. Les coopératives de crédit sont peu étudiées au Brésil et, d'une façon générale, le coopératisme de crédit est presque inconnu tant par le grand public que par les chercheurs en finance. Dans ce cadre, cet article cherche à étudier l'importance et la performance des coopératives de crédit. Finalement, la statistique descriptive et le Modèle d'Équations d'Estimation Généralisées (GEE) sont utilisés afin de vérifier l'existence d'un changement significatif au niveau du taux de faute de paiement dans le portefeuille des coopératives qui ont été étudiées.

Mots clé : coopératisme, développement économique local, modèle d'équations d'estimation généralisée.

Abstract

In the last five years, it has taken place important rule changes in Brazil related with credit cooperativism. It can be detached the edition of Resolution CMN 3.106/03 that allowed the creation of new credit cooperatives without common bond type and the transformation of existing credit unions into this new type. That rules are justified by the small Brazilian credit cooperativism size. Furthermore, the credit cooperatives are among financial institutions less studied and it is great the misunderstanding in Brazil about them. In this context, this paper studied credit cooperatives performance and importance. Then, Generalized Estimation Equations Model (GEE) is used to determine whether any change occurred in default of studied credit cooperative portfolios.

Keywords: cooperativism, local economic development, Generalized estimation equations model.

Resumo

Nos últimos cinco anos, ocorreram importantes alterações normativas no Brasil relacionadas ao cooperativismo de crédito. Merece destaque a edição da Resolução CMN 3.106/03, que permitiu a criação de cooperativas de crédito de livre admissão, e a transformação das cooperativas de crédito existentes nesta nova modalidade. Tais medidas se justificam pelo tamanho ainda pequeno do sistema cooperativista de crédito brasileiro. Além disso, as cooperativas de crédito estão entre as instituições financeiras menos estudadas no Brasil e, de modo geral, é grande o desconhecimento sobre o tema. Nesse contexto, este artigo procurou estudar a importância e o desempenho de cooperativas de crédito. Finalmente, o Modelo de Equações de Estimação Generalizadas (GEE) é utilizado, a fim de verificar se houve mudança de desempenho da taxa de inadimplência na carteira das cooperativas de crédito estudadas.

Palavras-chave: Cooperativismo de crédito; desenvolvimento econômico local; taxa de inadimplência; Modelo de Equações de Estimação Generalizadas (GEE).

1) Introdução

Nos últimos cinco anos, ocorreram importantes alterações normativas no Brasil relacionadas ao cooperativismo de crédito. Merece destaque a edição da Resolução CMN 3.106, de 25 de junho de 2003, que permitiu a criação de cooperativas de crédito de livre admissão, e a transformação das cooperativas de crédito existentes nesta nova modalidade. Dessa forma, poderão se associar à cooperativa de crédito quaisquer pessoas físicas ou jurídicas que residam na área de atuação estabelecida em seu Estatuto Social.

Em 28 de fevereiro de 2007, a Resolução CMN 3.442 ampliou ainda mais a possibilidade de transformação de cooperativas de crédito para a modalidade de livre admissão para áreas de atuação contínuas com até dois milhões de habitantes. Além disso, previu a instituição de uma entidade de auditoria para o cooperativismo de crédito no Brasil, destinada à prestação de serviços de auditoria externa, a qual deverá ser constituída e integrada pelas cooperativas centrais de crédito e/ou por suas confederações, retirando tais atribuições das cooperativas centrais de crédito.

Outro aspecto importante refere-se ao fato de que, segundo Cuevas e Fischer (2006), as cooperativas de crédito estarem entre as instituições financeiras menos estudadas. Além disso, Pinheiro (2007) constata que é grande o desconhecimento sobre o cooperativismo de crédito no Brasil tanto pelo público em geral como por muitos estudiosos em finanças.

Nesse contexto, este trabalho procurou estudar a taxa de inadimplência das cooperativas de crédito que se transformaram para a modalidade de livre admissão. Inicialmente, procurou-se contextualizar o problema de pesquisa a partir de um referencial teórico que focasse a importância do cooperativismo de crédito. O desempenho de cooperativas de crédito é, então, discutido.

Em seguida, o Modelo de Equações de Estimação Generalizadas (GEE) é utilizado, a fim de verificar se houve alguma mudança na taxa de inadimplência das carteiras das cooperativas de crédito que pudesse ser atribuída à transformação das cooperativas de crédito para a modalidade de livre admissão, ao sistema cooperativista de crédito a que pertença ou ao seu tamanho.

2) Importância do cooperativismo de crédito

A primeira cooperativa no mundo foi a Sociedade dos Probos Pioneiros de Rochdale, fundada em 21 de dezembro de 1844, na cidade de Rochdale, Inglaterra. Seus primeiros associados foram 28 tecelões (PINHEIRO, 2007).

Na Europa, em especial na Alemanha, Bélgica, Espanha, França, Holanda e Portugal, há muitos anos as cooperativas de crédito têm sido utilizadas como instrumento impulsionador de setores econômicos estratégicos (ALVES e SOARES, 2003). Além disso, destacam-se também as experiências americana, canadense e japonesa no cooperativismo de crédito.

Para exemplificar a importância do segmento nos países citados vale lembrar que, na França, o Crédit Agricole, fundado em 1894, engloba 39 bancos regionais e 2.573 bancos locais (cooperativas de crédito), possuindo cerca de 9 mil agências de atendimento, 26 milhões de clientes, mais de 77 mil empregados e 637 bilhões de euros em ativos, o que corresponde a 28% do mercado financeiro francês (CRÉDIT AGRÍCOLE, 2007).

Na Alemanha, esse setor também tem se destacado, possuindo, em 2006, cerca de 16 milhões de cooperados (um em cada cinco alemães), 900 bilhões de euros em ativos, 360 bilhões de euros em operações de crédito e 465 bilhões de euros em depósitos. O sistema cooperativo alemão responde, atualmente, por cerca de 20% de todo o movimento financeiro-bancário do país, somando cerca de 14 mil pontos de atendimento, principalmente nas pequenas localidades. Para se atingir esses resultados, ressalta-se o papel da DGRV (Deutscher Genossenschafts und Raiffeisenverband e V. - Confederação Alemã de Cooperativas), que tem expressiva atuação não só naquele país como em toda a Europa e na América Latina, representado mais de 5 mil cooperativas espalhadas por toda a Alemanha. Destas, 1.255 são bancos cooperativos locais, apoiados por centros cooperativos regionais e nacionais, e por um sistema de federações organizado em três níveis. O primeiro desses níveis é composto pelas cooperativas de crédito locais. O segundo nível compreende o banco regional WGZ-BANK, bem como as agências regionais do DZ-BANK, cujo objetivo principal é gerir os excedentes de liquidez. Estas agências regionais são os principais acionistas do DZ-BANK, que representa o terceiro nível do sistema bancário cooperativista alemão (DGRV, 2007).

Por outro lado, segundo Westley e Shaffer (1999), na maioria dos países da América Latina, os bancos comerciais têm mostrado uma grande relutância para servir os pequenos empresários e as populações mais pobres, o que se constitui no maior incentivo ao desenvolvimento do cooperativismo de crédito na região. Prover com melhores serviços financeiros esse grupo ofereceria a essas instituições financeiras a possibilidade de obter substanciais ganhos de escala e de eficiência.

Westley e Branch (2000) defendem que as cooperativas de crédito são importantes na América Latina, devido a três razões principais. Primeiramente, porque elas são de longe a maior fonte de crédito para os microempreendedores da região. Os bancos comerciais, as financeiras e as organizações não governamentais, por exemplo, proveram cerca de US\$ 800 milhões em empréstimos para os microempreendedores na América Latina, enquanto as cooperativas de crédito emprestaram US\$ 2,6 bilhões (WESTLEY, 2000 Apud WESTLEY e BRANCH, 2000).

A segunda razão é que as cooperativas de crédito possuem um grande potencial de expansão e crescimento. Os empréstimos e os depósitos das cooperativas de crédito na América Latina respondem por apenas algo em torno de 1% a 3% dos sistemas financeiros contra 10% a 20% em muitos países industrializados (WESTLEY e BRANCH, 2000).

Ainda em relação ao seu grande potencial de expansão e crescimento na América Latina e no Brasil, pode ser citado o levantamento realizado pelo Conselho Mundial de Cooperativas de Crédito (WOCCU Apud ALVES e SOARES, 2006), que procurou medir a penetração do cooperativismo de crédito em função da população economicamente ativa nas diversas regiões do mundo. Segundo Soares e Melo Sobrinho (2007), no Brasil, o número de cooperados em relação à população economicamente ativa (PEA) é de apenas 2%, superior apenas à da Ásia que é de 1,84%, e bastante inferior a da América do Norte igual a 41,33%, conforme mostra a tabela a seguir:

Cooperados em relação à população economicamente ativa (PEA)

Região	%
África	3,58
América do Norte	41,33
América Latina	3,57
Ásia	1,84
Caribe	39,10
Europa	2,86
Oriente Médio	3,26
Pacífico Sul	22,55
Brasil	2,0
Mundo	7,89

Fonte: elaborado a partir de Alves e Soares (2006) e de Soares e Melo Sobrinho (2007)

A terceira razão citada por Westley e Branch (2000) baseia-se na capacidade das cooperativas de crédito de atender grandes populações menos favorecidas. No entanto, os autores chamam a atenção para o fato de que elas deverão sempre ser gerenciadas como um negócio e não como uma instituição filantrópica.

A história do cooperativismo de crédito no Brasil inicia-se em 28 de dezembro de 1902, com a constituição, em Nova Petrópolis/RS, da primeira cooperativa de crédito brasileira – a “Caixa de Economia e Empréstimos Amstad”, que era do “do tipo Raiffensen” (MEINEN, 2002 e PINHEIRO, 2007), a qual continua em atividade até os dias de hoje, sob a denominação de “Cooperativa de Crédito de Livre Admissão de Associados Pioneira da Serra Gaúcha - SICREDI Pioneira RS”. Ressalta-se que esta cooperativa passou a ser da modalidade de livre admissão por decisão da Assembléia Geral Extraordinária realizada em 17 de abril de 2007.

Segundo Bittencourt (2001), as cooperativas de crédito, até a década de 1960, exerceram um papel financeiro importante em muitos municípios brasileiros. Apesar disso, muitas delas começaram a enfrentar sérios problemas administrativos, o que levou a uma situação de desconfiança e de desvirtuamento de seus propósitos iniciais.

A Lei da Reforma Bancária (Lei 4.595/64) marcou o início de um novo arcabouço legal para o sistema cooperativista de crédito no Brasil, traduzindo-se, especialmente, pela criação do Banco Central do Brasil (BACEN), pela equiparação das cooperativas de crédito às demais instituições financeiras e pela atribuição ao BACEN de autorizar e fiscalizar estas cooperativas (PINHEIRO, 2007).

O sistema cooperativista de crédito no Brasil, segundo Pinheiro (2007), compunha-se, em março de 2007, de 2 bancos cooperativos, 4 confederações, 1 federação, 37 cooperativas centrais em funcionamento e 1.422 cooperativas de crédito singulares em funcionamento, somando cerca de 3 milhões de associados. As quatro confederações de crédito correspondem ao Sistema de Crédito Cooperativo (SICREDI), ao Sistema de Cooperativas de Crédito do Brasil (SICOOB BRASIL), a UNICRED DO BRASIL e a CONFEBRÁS.

Segundo Soares e Melo Sobrinho (2007), a participação das cooperativas de crédito nos principais agregados financeiros do segmento bancário representava, em dezembro de 2006, 2,4% do patrimônio líquido, 1,4% dos ativos, 1,5% dos depósitos e 2,0% das operações de crédito, tomando-se como base o total do Sistema Financeiro Nacional (SFN). Apesar dos

números ainda modestos, os autores destacam que o cooperativismo de crédito, em especial no sul do Brasil, tem contribuído para o fortalecimento da economia local em perfeita harmonia com seus objetivos.

3) Desempenho de cooperativas de crédito

Apesar de Cuevas e Fischer (2006) afirmarem que as cooperativas de crédito estão entre as instituições financeiras menos estudadas, já existem trabalhos que tiveram como foco principal o desenvolvimento do cooperativismo de crédito, bem como o desempenho destas instituições financeiras.

Ferguson e McKillop (1997), por exemplo, criaram uma tipologia com o objetivo de classificar os diferentes estágios de desenvolvimento do cooperativismo de crédito nos diversos países. Segundo esse critério, os estágios de desenvolvimento podem ser classificados como: indústria nascente; indústria em transição; e indústria madura.

No entanto, Sibbald, Ferguson e McKillop (2002) concluem que não há um caminho único a seguir para que o cooperativismo de crédito se desenvolva, o que demonstra a complexidade de se propor uma tipologia para classificar o desenvolvimento desta indústria

Ward e McKillop (2005) investigaram a ligação entre as características e localização de cooperativas de crédito com seu sucesso. Para isso, *tamanho, idade, filiação a um sistema, existência de vínculo de associação e localização* foram consideradas variáveis importantes para o sucesso de uma cooperativa de crédito. Os autores identificaram uma relação positiva estatisticamente significativa entre a variável *tamanho* da cooperativa e seu sucesso, indicando a existência de economias de escala na amostra estudada. Também foi encontrada uma relação positiva estatisticamente significativa entre a variável *idade* e o seu sucesso. Já a variável *filiação a um sistema* teve resultados contraditórios, visto que foi obtida uma relação positiva estatisticamente significativa para um sistema e uma relação negativa para outro sistema. Finalmente, há uma relação positiva estatisticamente significativa entre a variável *existência de vínculo de associação* e o sucesso da cooperativa, o que foi atribuído a menores custos operacionais, devido ao melhor conhecimento de seus associados.

Ao estudar o crescimento das cooperativas de crédito norte americanas na década de 1990, Goddard, McKillop e Wilson (2002) também encontraram uma relação positiva estatisticamente significativa entre a variável *tamanho* e o crescimento da cooperativa, sugerindo que as cooperativas de crédito maiores crescem, na média, mais rápido do que as menores. Por outro lado, em relação à variável *idade*, apurou-se que as cooperativas de crédito mais jovens tendem a crescer mais rápido do que as mais velhas.

Para mensurar o desempenho de cooperativas de crédito, Fried, Lovell e Eeckaut (1993) fizeram uso de um modelo comportamental por considerarem essas instituições financeiras diferentes dos bancos comerciais, visto que não possuem fins lucrativos. Por isso, consideraram que o objetivo dessas instituições seria maximizar os benefícios a seus associados, o que foi expresso pela maximização dos serviços disponibilizados em função dos recursos disponíveis e do ambiente operacional em que atuam.

Westley e Shaffer (1999) procuraram mensurar o desempenho de cooperativas de crédito na América Latina. Segundo os autores, os lucros (sobras, no caso de todos os tipos de cooperativas) são importantes para as cooperativas de crédito, assim como o são para as

demais instituições financeiras, porque auxiliam na construção de seu capital social, o que poderá ser utilizado em futuras expansões ou servirá como um colchão de liquidez em eventuais crises, promovendo, portanto, a sua sobrevivência no longo prazo.

Além disso, os autores ressaltam que a inadimplência tem sido a causa mais importante das perdas e da insolvência das cooperativas de crédito. Alertam que uma taxa de inadimplência acima de 5 a 10% já causaria um impacto significativo nas receitas e aumentaria os custos administrativos.

Como resultado de um trabalho patrocinado pela *United States Agency for International Development* (USAID), entre 1987 e 1994, na Guatemala, foram propostos diversos indicadores de desempenho específicos para o cooperativismo de crédito (Richardson IN Westley e Branch, 2000) entre os quais destaca-se a *taxa de inadimplência*, medida com base na relação entre o total das operações inadimplentes há mais de 30 dias (Inadimplência > 30 dias) e o total de operações de crédito (Empréstimos), cujo valor aceitável é menor do que 10%.

$$\text{Taxa de Inadimplência} = \frac{\text{Inadimplência} > 30 \text{ dias}}{\text{Empréstimos}}$$

Neste artigo, eventuais mudanças do desempenho das cooperativas de crédito serão analisadas a partir da relação entre a *taxa de inadimplência* e as seguintes variáveis preditoras: *livre admissão*, variável *dummy* utilizada para determinar quando a cooperativa de crédito se transformou para a modalidade de livre admissão; *sistema cooperativista de crédito*; *tamanho da cooperativa*; e *tempo*.

4) Metodologia

A pesquisa tem como unidades de análise o universo de todas as 56 cooperativas de crédito que se transformaram para a modalidade de livre admissão antes de 31/12/2005 e que não incorporaram outra cooperativa de crédito. Essa data de corte se justifica para que se tenha pelo menos 18 meses de análise após a transformação de cada uma dessas cooperativas de crédito. Cabe ressaltar que as cooperativas de crédito estudadas pertencem a dois sistemas cooperativistas de crédito distintos, a saber: SICOOB e SICREDI.

Optou-se por aplicar o Modelo de Equações de Estimação Generalizadas (GEE) devido a necessidade de se analisar as relações entre uma variável dependente e muitas variáveis preditoras. Além disso, o GEE é o modelo adequado para a análise de dados longitudinais em populações (FITZMAURICE, LAIRD e WARE, 2004). Isso significa que por meio dele é possível avaliar os impactos das variáveis considerando o conjunto das cooperativas de crédito estudadas, e não apenas as cooperativas individualmente. Essa propriedade é importante, pois as conclusões obtidas nesse trabalho poderão ser generalizadas para as cooperativas de crédito que se transformaram para a modalidade de livre admissão. Logo, o GEE não seria adequado se o interesse fosse avaliar o efeito das variáveis respondidas em cada empresa, individualmente.

O GEE não requer nenhuma premissa sobre a distribuição para as observações. Dessa forma, o GEE provê um método unificado para analisar diferentes tipos de dados longitudinais sem

fazer suposições sobre a distribuição do vetor de respostas, sendo necessárias apenas suposições acerca da modelagem de suas médias (FITZMAURICE, LAIRD e WARE, 2004). O GEE é um método iterativo que utiliza quase-verosimilhança (WEDDERBURN, 1974) para estimar os coeficientes da regressão. Detalhes sobre quase-verosimilhança podem ser encontrados em extensa literatura (McCULLAGH, 1983; NELDER e PREGIBON, 1987; ZEGER e QAQISH, 1988; NELDER e LEE, 1992; DIGGLE, LIANG e ZEGER, 1994).

O ajuste de Modelo do tipo GEE envolve a escolha de uma matriz de correlação que represente a associação entre as empresas e entre as observações de cada empresa. Segundo Twisk (2003), a melhor escolha para esta matriz deve levar em conta sua qualidade para representar os dados e sua parcimônia. Como o banco de dados disponível possui um grande número de observações para cada cooperativa de crédito, para a utilização de uma matriz não-estruturada seria necessário estimar um número muito grande de parâmetros. Assim, com o objetivo de aumentar o poder do teste e, ao mesmo tempo, garantir que os dados sejam bem representados, optou-se pela utilização de uma matriz de correlação uniforme.

Desenvolvido por Liang e Zeger (1986), o Modelo de Equações de Estimação Generalizadas (GEE) é uma alternativa para o ajuste de modelos de regressão quando os dados disponíveis são longitudinais. A partir desse método, é possível encontrar parâmetros consistentes e assintoticamente normais mesmo que a matriz de correlação dos dados seja incorretamente especificada.

Assim sendo, deve-se supor que uma cooperativa de crédito $i, i = 1, \dots, n$, será observada t_i vezes ao longo do tempo. Nesse caso, y_{ij} e x_{ij} serão, respectivamente, o valor observado da variável resposta e da variável explicativa para a cooperativa de crédito i , observação j com $j = 1, \dots, t_i$. Pode-se observar que, $x_{ij} = (x_{ij1}, x_{ij2}, \dots, x_{ijp})^T$ será um vetor quando o modelo de interesse apresentar mais de uma variável explicativa.

Além disso, considera-se $E(y_{ij}) = \mu_{ij}$ e $Var(y_{ij}) = \phi^{-1} v(\mu_{ij}) = \phi^{-1} v_{ij}, i = 1, 2, \dots, n$. A modelagem da média leva em conta a função de ligação $g(\mu_{ij})$ na seguinte forma:

$$g(\mu_{ij}) = \sum_{k=1}^p x_{ijk} \beta_k$$

Em que $g: R \rightarrow R$ é uma função inversível e duplamente diferenciável e $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)^T$ é um vetor paramétrico real.

Admita-se que a matriz de correlação de trabalho $\Gamma(u_i)$, com $u_i = y_i - \mu_i$ seja desconhecida. Nesse caso será necessário utilizar uma função de estimação que considere um estimador de $\Gamma(u_i)$, definido pelo vetor paramétrico α . Essa função é obtida por meio da introdução de α em uma adaptação daquela utilizada para estimar os parâmetros dos chamados Modelos Lineares Generalizados (GLM). O GLM, assim como o GEE, considera uma função de ligação na modelagem da média, embora seja específico para dados independentes (NELDER e WEDDERBURN, 1972). Assim, os parâmetros serão obtidos a partir de:

$$\Psi_n(\beta) = \sum_{i=1}^n D_i^T W_i^{-1}(\hat{\alpha}_n) u_i \quad (1)$$

Em que $D_i^T = X_i^T H_i$, $H_i = \partial \mu_i / \partial \eta_i$, $W_i = Cov(u_i) = \phi^{-1} A_i^{1/2} \Gamma(u_i) A_i^{1/2}$ e $A_i = diag\{v_i, \dots, v_n\}$.

O parâmetro de dispersão ϕ^{-1} apresentado no modelo corresponde a um parâmetro de perturbação. Assumindo, sem perda de generalidade, $t_i = t$, se o quarto momento de y_{ij} é finito, demonstra-se que

$$\hat{\phi}^{-1} = \left\{ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^t \hat{r}_{ij}^2 / (nt - p) \right\}^{-1}$$

é um estimador \sqrt{n} -consistente de ϕ^{-1} quando \hat{r}_{ij} é um estimador do resíduo de Pearson para a observação y_{ij} definido como

$$\hat{r}_{ij} = \frac{y_{ij} - \hat{\mu}_{ij}}{\{v_{ij}\}^{1/2}}.$$

Como neste trabalho a matriz de correlação de trabalho utilizada foi a matriz uniforme, assumiu-se que a correlação entre quaisquer duas observações de um mesmo indivíduo é a mesma. Assim, a matriz de correlação de trabalho será:

$$\Gamma(\alpha) = [\alpha_{ij}]_{i, j = 1, \dots, t},$$

com $\alpha_{ii} = 1$ e $\alpha_{ij} = \alpha$. Um estimador consistente para esse parâmetro, dado ϕ será (LAIRD e WARE, 1982)

$$\hat{\alpha} = \phi \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j>k} \hat{r}_{ij} \hat{r}_{ik}}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{2} t(t-1) - p}.$$

Finalmente, para estimação dos parâmetros do modelo (1) deve-se utilizar um método iterativo, mais explicitamente, o método modificado de Newton (JORGENSEN *et al.*, 1996). Seja $(l+1)$ o passo em que se encontra o processo, o valor do parâmetro nesse ponto será:

$$\beta^{(l+1)} = \beta^{(l)} - S^{-1}(\beta^{(l)}) \Psi_n(\beta^{(l)}),$$

Em que $S = \sum_{i=1}^n S_i(\beta^{(l)})$ com $S_i = D_i^T W_i^{-1} D_i$.

Para cada modelo ajustado, foi necessário excluir as informações das cooperativas de crédito que possuíam dados inexistentes para pelo menos uma das variáveis envolvidas no modelo. Nesse caso, optou-se por não utilizar um método de estimação desses dados inexistentes, uma vez que tal procedimento poderia resultar em uma perda de qualidade do modelo.

Dessa forma, foi ajustado um modelo em que a variável resposta é a taxa de inadimplência e as variáveis predictoras serão *livre admissão, sistema, tamanho e tempo*.

Ressalta-se que o objetivo principal é avaliar se houve uma mudança de desempenho de cada indicador ao longo do tempo e depois de a cooperativa de crédito se tornar de livre admissão,

levando-se em consideração os sistemas cooperativistas de crédito. Dessa forma, as variáveis *livre admissão*, *sistema* e *tempo* serão sempre forçadas a entrar no modelo.

Logo, será necessário apenas ponderar sobre a qualidade de dois modelos distintos: com a variável *tamanho* ou sem ela. Para isso, utilizou-se um nível de significância de 5% para o Teste de Wald. O teste de Wald possui como hipóteses:

$$\begin{cases} H_o : \beta_{tamanho} = 0 \\ H_a : \beta_{tamanho} \neq 0 \end{cases}$$

Todas as análises foram feitas utilizando-se o pacote estatístico R, versão 2.5.1.

A definição do tamanho da cooperativa foi feita levando-se em conta o patrimônio líquido (PL) de cada cooperativa na data base de 12/2005, com base nos seguintes pontos de corte:

- pequena cooperativa de crédito de livre admissão: $PL < R\$ 5$ milhões
- média cooperativa de crédito de livre admissão: $R\$ 5 \text{ milhões} \leq PL < R\$ 10$ milhões
- grande cooperativa de crédito de livre admissão: $PL \geq R\$ 10$ milhões

Por essa classificação, foi obtida a seguinte distribuição para as 56 cooperativas de crédito estudadas:

- 27 pequenas cooperativas de crédito de livre admissão;
- 15 médias cooperativas de crédito de livre admissão; e
- 14 grandes cooperativas de crédito de livre admissão.

A equação seguinte representa, de maneira genérica, os modelos que serão ajustados:

$$\text{Taxa de Inadimplência} = \beta_0 + \beta_1 \text{liv.adm.} + \beta_2 \text{sistema} + \beta_3 \text{coop.média} + \beta_4 \text{coop.grande} + \beta_5 t + \varepsilon_t$$

em que:

Taxa de Inadimplência : é o indicador a ser avaliado

β_0 : é o intercepto

β_i : são os coeficientes das variáveis utilizadas

liv.adm. : é uma variável *dummy*, tal que:

liv.adm. = 1, após a cooperativa de crédito se transformar para a modalidade de livre admissão

liv.adm. = 0, antes da cooperativa de crédito se transformar para a modalidade de livre admissão

sistema : é uma variável *dummy*, tal que:

sistema = 1, caso a cooperativa de crédito seja filiada ao Sistema SICCOB

sistema = 0, caso a cooperativa de crédito seja filiada ao Sistema SICREDI

coop.média : é uma variável *dummy*, tal que:

coop.média = 1, se $R\$ 5 \text{ milhões} \leq PL < R\$ 10 \text{ milhões}$ em 12/2005

coop.média = 0, caso contrário

coop.grande : é uma variável *dummy*, tal que:

coop.grande = 1, se $PL \geq R\$ 10 \text{ milhões}$ em 12/2005

coop.grande = 0, caso contrário

t : é o tempo (em meses)

ε_t : é o erro da regressão

Para representar as três categorias de tamanhos de cooperativas de crédito foram utilizadas duas variáveis *dummy*, *coop. média* e *coop. grande*. A categoria *pequena cooperativa de crédito* é considerada como de referência. Dessa forma, os tamanhos de uma cooperativa de crédito são representados como:

Representação do tamanho das cooperativas de crédito no modelo

	<i>coop. média</i>	<i>coop. grande</i>
Pequena cooperativa de crédito de livre admissão	0	0
Média cooperativa de crédito de livre admissão	1	0
Grande cooperativa de crédito de livre admissão	0	1

Fonte: elaborado pelos autores

Assim, o coeficiente encontrado para a variável *coop. média* refere-se à variação encontrada na variável resposta quando a cooperativa de crédito de livre admissão é classificada como de médio porte em relação às de pequeno porte (categoria de referência). Já o coeficiente para o *coop. grande* é referente à variação observada na variável resposta quando a cooperativa de crédito de livre admissão é classificada como de grande porte em relação às de pequeno porte.

As fontes de dados utilizadas são os balancetes enviados mensalmente pelas cooperativas de crédito ao Banco Central do Brasil. A pesquisa é feita, portanto, a partir de dados secundários.

Cabe ressaltar que os registros contábeis das instituições financeiras brasileiras são feitos de acordo com o Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (Cosif), o que garante a existência de um padrão único e conhecido (BACEN: 1987).

Todas as análises foram feitas utilizando-se o pacote estatístico R, versão 2.5.1.

5) Resultados

Inicialmente, foram calculadas as medidas de tendência central e de dispersão das taxas de inadimplência, tais como a média, a mediana, o desvio-padrão e a variância, o que viabilizou a comparação dos resultados encontrados com os valores considerados ideais. Com isso, é possível traçar um perfil global das cooperativas de crédito de livre admissão, levando-se em consideração os seus respectivos sistemas cooperativos de crédito.

Medidas de tendência central

Indicador	Sistema	Média	Mediana	Desvio-Padrão
Taxa de Inadimplência (%)	SICREDI	2,42	1,71	2,41
	SICOOB	3,56	2,8	3,85

Fonte: elaborado pelos autores

Cabe ressaltar que para o cálculo desse indicador foram consideradas inadimplentes todas as operações de crédito em atraso há mais de 30 dias.

Uma metodologia diferente para a taxa de inadimplência foi utilizada pelo Banco Central no Relatório de Estabilidade Financeira de novembro de 2007 que considerou inadimplente uma operação de crédito que tenha parcelas em atraso há mais de 90 dias. Por esta metodologia, a taxa de inadimplência no sistema financeiro nacional era de 3,8% em junho de 2007 (BACEN, 2007).

A partir dos resultados encontrados, pode-se observar que as cooperativas de crédito pertencentes ao Sistema SICREDI possuem, em média, menores taxas de inadimplência e menores desvios-padrão do que as pertencentes ao sistema SICOOB.

Além disso, em julho de 2007, existiam nos Estados Unidos mais de 8.490 cooperativas de crédito, cujas carteiras de crédito possuíam uma taxa de inadimplência média (0,71%), valor bem menor do que as encontradas neste artigo (CUNA, 2007).

No entanto, as taxas de inadimplência médias encontradas estão em um nível bastante inferior a 5% de suas carteiras de crédito, valor a partir do qual, segundo Westley e Shaffer (1999), causaria um impacto significativo nas receitas e aumentaria os custos administrativos dessas instituições financeiras.

A seguir, é avaliado o ajuste do modelo de Equações de Estimação Generalizadas (GEE) para a taxa de inadimplência.

Modelo GEE para a taxa de inadimplência

Variável	β_i	Desvio Padrão (β_i)	Wald	P-valor
<i>intercepto</i> (β_0)	0,025	0,005	29,558	0,000
<i>sistema</i>	0,012	0,006	4,495	0,034
<i>livre admissão</i>	0,007	0,003	5,911	0,015
<i>tempo</i>	0,000	0,000	0,827	0,363

Fonte: elaborado pelos autores

De acordo com o Teste de Wald realizado (p-valor igual a 0,40092), as variáveis referentes ao tamanho da cooperativa de crédito não foram consideradas significativas, e por isso não foram incluídas no modelo acima.

Dessa forma, a melhor regressão obtida para a taxa de inadimplência foi:

$$\text{Taxa de Inadimplência} = \beta_0 + \beta_1 \text{liv.adm.} + \beta_2 \text{sistema} + \beta_3 t + \varepsilon_t$$

O modelo GEE ajustado indica que o indicador i_6 não recebe influência da variável *tempo* a 5% de significância. Por outro lado, esse indicador é significativamente afetado pelas variáveis *livre admissão* (p-valor igual a 0,034) e *sistema* (p-valor igual a 0,015).

A partir do coeficiente da variável *livre admissão*, é possível concluir que a transformação das cooperativas de crédito para a modalidade de livre admissão ocasiona um aumento esperado de 0,007 unidade (ou seja, 0,7%) no indicador i_6 . Pode-se concluir que foi observado um aumento da taxa de inadimplência, medido pela relação entre o total das operações inadimplentes há mais de 30 dias e o total de operações de crédito para estas cooperativas de crédito. Tal constatação pode ser considerada uma piora no desempenho nesse indicador.

Além disso, adotar o fato de uma cooperativa de crédito de livre admissão pertencer ao SICOOB aumenta o valor esperado para a sua taxa de inadimplência (i_6) em 0,012 unidades, ou seja, 1,2%. Essa conclusão vai ao encontro do fato das cooperativas de crédito pertencentes ao Sistema SICREDI possuírem, em média, menores taxas de inadimplência e menores desvios-padrão do que as pertencentes ao sistema SICOOB.

Pode-se observar também que, no modelo GEE ajustado, a variável *sistema* se apresentou estatisticamente mais importante do que a variável *livre admissão* para explicar as variações na taxa de inadimplência.

6) Conclusões

O objetivo principal deste artigo foi avaliar possíveis mudanças na taxa de inadimplência das cooperativas de crédito que se transformaram para a modalidade de livre admissão, criada pela Resolução CMN 3.106/03, levando-se em consideração os sistemas cooperativistas de crédito e o tamanho das cooperativas de crédito. Para isso, foi ajustado um Modelo de Equações de Estimção Generalizadas (GEE) que considerassem a estrutura longitudinal dos dados e utilizassem como variáveis explicativas: a transformação para livre admissão (*livre admissão*), o sistema cooperativista de crédito ao qual cada cooperativa é filiada (*sistema*), o seu respectivo tamanho (*coop. média e coop. grande*) e o tempo (*tempo*).

Os modelos GEE ajustados identificaram mudança de desempenho depois da transformação para a modalidade de livre admissão para a taxa de inadimplência. Com relação a esse indicador, observou-se um desempenho pior depois da transformação das cooperativas de crédito para aquela modalidade. Esta constatação vai ao encontro dos resultados obtidos por Ward e McKillop (2005) que identificaram uma relação positiva estatisticamente significativa entre a existência do vínculo de associação e o sucesso da cooperativa, o que foi atribuído pelos autores a menores custos operacionais, devido ao melhor conhecimento de seus associados.

Particularmente, a constatação de que há uma relação negativa estatisticamente significativa entre a taxa de inadimplência e a transformação das cooperativas de crédito para a modalidade de livre admissão deveria ser objeto de preocupação por parte daquelas instituições financeiras, visto que Westley e Shaffer (1999) afirmam que a inadimplência tem sido a causa mais importante das perdas e da insolvência das cooperativas de crédito. Por outro lado, deve ser ressaltado que as taxas de inadimplência observadas nas cooperativas de crédito estudadas se encontram em patamares bem inferiores a 5%. Esse é o limite a partir do qual, segundo os autores, já seria observado um impacto significativo nas receitas e um aumento de seus custos administrativos.

Cabe ressaltar também que, no modelo GEE ajustado, a variável *sistema* se apresentou estatisticamente mais importante do que a variável *livre admissão* para explicar as variações na taxa de inadimplência, o que pode ser considerado um indício da importância do papel representado pelos sistemas cooperativistas de crédito.

Levando-se em consideração a importância do tema e tendo em vista os resultados obtidos neste trabalho, sugere-se que estas cooperativas sejam estudadas aplicando-se outros modelos, por exemplo: o modelo comportamental utilizado por Fried, Lovell e Eeckaut (1993), bem como outros indicadores financeiros.

7) Referências

ALVES, Sérgio Darcy da Silva, SOARES, Marden Marques. **Nota Técnica: As cooperativas de crédito e o Banco Central do Brasil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003.

ALVES, Sérgio Darcy da Silva, SOARES, Marden Marques. **Microfinanças: Democratização do crédito no Brasil – Atuação do Banco Central**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2006.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BACEN). Plano contábil das instituições do sistema financeira nacional - COSIF. Instituído pela Circular 1.273, de 29 de dezembro de 1987, para adoção obrigatória pelas instituições financeiras brasileiras a partir do Balanço de 30 de junho de 1988. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/mPag.asp?perfil=1&cod=754&codP=106&idioma=P>>.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Resolução 2.682, de 31 de dezembro de 1999. **Dispõe sobre critérios de classificação das operações de crédito e regras para constituição de provisão para créditos de liquidação duvidosa**. Diário Oficial da União, Brasília: 31.12.1999.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BACEN). **Relatório de estabilidade financeira**. Brasília: Banco Central do Brasil, Novembro 2007.

BITTENCOURT, Gilson Alceu. **Cooperativas de crédito solidário: constituição e funcionamento**. 2. ed. Brasília: Estudos NEAD 4 (Núcleo de Estudos Agrários e Desenvolvimento Rural do Ministério do Desenvolvimento Agrário), 2001.

BRASIL. **Lei nº 4.595, de 31 de dezembro de 1964**. Dispõe sobre a Política e as Instituições Monetárias, Bancárias e Creditícias, Cria o Conselho Monetário Nacional e dá outras providências. Brasília: Diário Oficial da União, 31.12.1964.

BRASIL. **Lei nº 5.764, de 16 de dezembro de 1971**. Define a Política Nacional de Cooperativismo, institui o regime jurídico das sociedades cooperativas, e dá outras providências. Brasília: Diário Oficial da União, 16.12.1971.

CONSELHO MONETÁRIO NACIONAL (CMN). **Resolução 2.682, de 31 de dezembro de 1999**. Dispõe sobre critérios de classificação das operações de crédito e regras para constituição de provisão para créditos de liquidação duvidosa. Brasília: Diário Oficial da União, 31.12.1999b.

CONSELHO MONETÁRIO NACIONAL (CMN). **Resolução 3.106, de 25 de junho de 2003**. Aprova Regulamento que disciplina a constituição e o funcionamento de cooperativas de crédito. Brasília: Diário Oficial da União, 25.06.2003.

CONSELHO MONETÁRIO NACIONAL (CMN). **Resolução 3.442, de 28 de fevereiro de 2007**. Aprova Regulamento que disciplina a constituição e o funcionamento de cooperativas de crédito. Brasília: Diário Oficial da União, 1.3.2007.

CRÉDIT AGRÍCOLE. Disponível em <<http://www.credit-agricole.fr>>. Acesso em 3.9.2007.

CUEVAS, Carlos E., FISCHER, Klaus P. **Cooperative financial institutions: issues in governance, regulation, and supervision**. Washington: The World Bank, 2006.

CUNA. Disponível em <<http://www.cuna.org>>. Acesso em 11.9.2007.

DGRV. Disponível em <<http://www.dgrv.org>>. Acesso em 11.9.2007.

DIGGLE, P.J., LIANG, K.Y., ZEGER, S.L. **Analysis of Longitudinal Data**. Repr. 1994, 1995 (with corrections). Oxford: Clarendon Press; New York: Oxford University Press.

FERGUSON, Charles, McKILLOP, Donal G. **An industry approach to classifying credit union development**. Working Paper. Coleraine: University of Ulster, 1997.

FISCHER, Klaus P. **Financial Cooperatives: a “market solution” to SME and rural financing**. Working Paper. Quebec: Centre de Recherche en Économie et Finance Appliquées (CRÉFA), 1998.

FITZMAURICE, Garrett M., LAIRD, Nan M., WARE, James H. **Applied Longitudinal Analysis**. Hoboken: John Wiley and Sons, 2004.

FRIED, Harold O., LOVELL, C. A. K., EECKAUT, Philippe V. **Evaluating the performance of US credit unions**. Journal of Banking and Finance 17 (1993) 251-265, 15p.

JORGENSEN, B., LUNDBYE-CRISTENSEN, S., SONG, X. K., SUN, L. **State space models for multivariate longitudinal data of mixed types**. Canadian Journal of Statistics, 1996, 24, 385-402.

GODDARD, John A., McKILLOP Donal G., WILSON John O. S. **Scale and life cycle effects on credit union growth: an empirical investigation**. Working Paper. Swansea: University of WDiggles Swansea, 2002.

LAIRD, N. M.; WARE, J. H. **Random effects models for longitudinal data**. Biometrics, 1982, vol.38, n.4, 963-974, 22p.

LIANG, K. Y., ZEGER, L. S. **Longitudinal data analysis using generalized linear models**. Biometrika, 1986, vol. 73, 13-22, 10p.

McCULLAGH, P. **Quasi-likelihood functions**. Annals of Statistics, 1983, Vol. 11, 59-67, 9p.

McKILLOP, Donal G. **Financial cooperatives: structure, conduct and performance**. Annals of Public & Cooperative Economics, Sep. 2005, Vol. 76 Issue 3, 301-305, 5p.

MEINEN, Ênio, DOMINGUES, Jefferson N., DOMINGUES, Jane A. S. **Cooperativas de crédito no direito brasileiro**. Porto Alegre: Editora Sagra Luzzatto, 2002.

NELDER, J. A., WEDDERBURN, R. W.. M. **Generalized Linear Models**. Journal of the Royal Statistical Society Series A, 1972, Vol. 135, 370-384, 15p.

NELDER, J. A., PREGIBON, D. **An extended quasi-likelihood function**. Biometrika, 1987, Vol. 74, 221-232, 12p.

NELDER, J. A., LEE, Y. **An extended quasi-likelihood and pseudo-likelihood: some comparasions**. Journal of the Royal Statistical Society Series B, 1992, Vol. 54, 273-284, 12p.

PINHEIRO, Marcos Antonio Henriques. **Cooperativas de crédito: História da evolução normativa no Brasil**. 5. ed. Brasília: Banco Central do Brasil, 2007.

SAUNDERS, Anthony M. **Administração de instituições financeiras**. São Paulo: Atlas, 2000.

SIBBALD, Alexander; FERGUSON, Charles; McKILLOP, Donal G. **An examination of key factors of influence in the development process of credit union industries.** Annals of Public & Cooperative Economics, Sep. 2002, Vol. 73 Issue 3, 399-428, 30p.

SOARES, Marden Marques, MELO SOBRINHO, Abelardo Duarte. **Microfinanças: O papel do Banco Central do Brasil e a importância do cooperativismo de crédito.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2007.

TWISK, J. W. R.. **Applied longitudinal data analysis for epidemiology: a practical guide.** Cambridge, UK; New York: Cambridge University Press, 2003.

WARD, Ann-Marie, McKILLOP, Donal G. **An investigation into the link between UK credit union characteristics, location and their success.** Annals of Public & Cooperative Economics, Sep. 2005, Vol. 76 Issue 3, 461-489, 29p.

WEDDERBURN, R. W. M. **Quasi-likelihood function, generalized linear models, and Gauss-Newton method.** Biometrika, 1974, vol. 61, 439-447, 9p.

WESTLEY, Glenn D., SHAFFER, Sherrill. **Credit union policies and performance in Latin America.** Journal of Banking & Finance 23 (1999) 1303-1329, 27p.

WESTLEY, Glenn D., BRANCH, Brian (org.). **Safe money: building effective credit unions in Latin America.** Washington: Inter-American Development Bank and World Council of Credit Unions, 2000.

ZEGER, S. L., QAQISH, B. **Markov regression models for time series: a quasi-likelihood approach.** Biometrics, 1988, Vol. 44, 1019-1031, 13p.