

AVALIAÇÃO DO RISCO SISTÊMICO DO SETOR BANCÁRIO BRASILEIRO¹

Marcelo Yoshio Takami
Banco Central do Brasil

Benjamim Miranda Tabak
Banco Central do Brasil

1. Introdução

De acordo com Black e Scholes (1973) e Merton (1974), debêntures e ações podem ser consideradas títulos contingenciados aos ativos de uma companhia. A intuição desta abordagem é que o valor de mercado de uma companhia pode ser visto como a diferença entre a esperança do valor de mercado dos seus ativos e a esperança do valor presente contábil da sua dívida, ou seja, agregando a participação de todos os acionistas dessa companhia, é como se estes detivessem uma opção de compra da mesma cujo preço de exercício é o valor contábil da totalidade da dívida. Nessa ótica, no momento do exercício da opção, caso o valor de mercado dos ativos seja menor ou igual ao valor contábil da sua dívida, o valor de mercado da companhia será nulo e a “opção” não será exercida.

Dado que, na prática, apenas valores positivos fazem sentido, quanto menor a diferença acima, maior a probabilidade de desequilíbrio econômico de um banco; caso essa diferença seja nula ou negativa, considera-se que o banco entrou em *default*. O desequilíbrio econômico, neste caso, se caracteriza pela probabilidade de não cobertura do valor presente das dívidas com a venda dos ativos a valor de mercado. Além disso, a volatilidade instantânea do valor de mercado dos ativos desempenha um papel fundamental na avaliação de risco de *default*. No modelo de Merton (1974), para firmas com níveis semelhantes de dívida e valor de mercado, a probabilidade de *default* é maior quanto maior for a volatilidade dos ativos.

A principal motivação para estudar este tema é a necessidade de indicadores representativos da solvência do setor bancário brasileiro. Além disso, é providencial que esses indicadores também sejam suficientemente *forward-looking*, para que haja tempo hábil de os controladores do banco ou os órgãos supervisores do sistema financeiro tomarem medidas saneadoras. Do ponto de vista do Banco Central, o acompanhamento de indicadores dessa natureza é de suma importância pelo menos por três motivos: i) supervisão, ii) avaliação do impacto das decisões de política monetária e iii) manutenção da estabilidade do sistema financeiro. Ao mesmo tempo, é um tema que tem sido pouco explorado; a maioria dos trabalhos para o setor bancário brasileiro tem utilizado o conceito de VaR ou analisado os impactos das decisões do Comitê da Basiléia.²

Quanto à aplicação da metodologia baseada em Merton a bancos brasileiros, até o momento só se tem conhecimento do trabalho de Chan-Lau *et al* (2004). Estes autores mediram a vulnerabilidade de bancos de mercados emergentes usando a medida de distância ao *default* baseada em Merton. Usando dados de *ratings* de crédito, os autores estimaram parâmetros de modelos probit e logit com a distância ao *default* como variável independente, aplicaram-nos a dados fora-da-amostra e concluíram que esta medida pode ser útil do ponto de vista das agências reguladoras, pois os resultados mostraram que a medida de risco conseguiu prever uma deterioração de crédito de dois bancos argentinos com até 9 meses de antecedência.

¹ Agradeço aos comentários de Antonio Francisco da Silva Jr., Joe Akira Yoshino, Marcos Eugênio da Silva, Mário Rubem do Coutto Bastos e Paulo Cacella.

² *Value-at-Risk* corresponde à pior perda esperada dentro de um intervalo de confiança e é calculado estimando-se as volatilidades dos preços de cada um dos ativos e estabelecendo-se o nível de confiança e o período de manutenção de cada posição financeira. O banco J.P. Morgan criou essa metodologia (RiskMetricsTM) em 1994.

Este ensaio difere do de Chan-Lau *et al* (2004) nos seguintes aspectos: i) foco numa análise setorial e na natureza classificatória da medida, através da análise do risco individual de cada banco dentro do setor bancário brasileiro, ii) análise de risco de bancos que foram liquidados e de bancos que sobreviveram, antes e depois da instituição do PROER, iii) uso da taxa de CDB (certificado de depósito bancário) como indicador de risco, ao invés de algum *rating* de crédito, pelo fato de se ter conseguido uma série histórica de taxa para todos os bancos escolhidos e essa série apresentar variação mensal e iv) comparação da medida baseada em Merton com uma medida puramente baseada em mercado. Estruturou-se o trabalho da seguinte forma: a seção 2 apresenta uma revisão da literatura, na seção 3, tem-se uma breve descrição do programa brasileiro de reestruturação do sistema financeiro, denominado PROER, na seção 4 há uma descrição dos dados utilizados neste trabalho, a seção 5 descreve a metodologia, na seção 6 tem-se os resultados. As conclusões e comentários finais estão na seção 7.

2. Revisão da literatura

Quando o sistema financeiro pára de funcionar, o custo em termos de bem-estar social pode ser substancial, pois crises bancárias estão associadas à desaceleração da atividade econômica, à inflação alta, ao aumento da carga tributária e a crises cambiais. Um trabalho recente do FMI (Hogarth *et al* (2002)) mostrou que o custo médio durante um período de crise bancária ficou entre 15 e 20% do PIB anual. A proteção do sistema bancário é, portanto, uma das principais prioridades das autoridades governamentais.

O monitoramento de risco bancário tem levado à busca de indicadores de desequilíbrio econômico que complementem as atividades de supervisão direta. Em particular, os valores de mercado de títulos, ações e debêntures de bancos têm o potencial de revelar informações sobre o equilíbrio econômico-financeiro de um banco, sob a hipótese de que o mercado avalia o risco corretamente. Uma clara vantagem do uso de preços de mercado em relação à supervisão direta é que as informações de mercado estão disponíveis em frequência mais alta (Chan-Lau *et al* (2004)). A seguir, apresentam-se os resultados de outros artigos que aplicaram a metodologia baseada em Merton ou que analisaram risco bancário.

Dentro do contexto de atendimento às exigências das agências reguladoras, Ronn e Verma (1986) apresentaram uma metodologia baseada em Merton (1974) para calcular o prêmio de seguro de depósito a partir de dados do mercado.

Duan (1994) desenvolveu uma metodologia, que inclusive foi utilizada no artigo de Alfred Lehar (2005), para estimar os valores não-observados dos ativos utilizando os preços observados em um contrato de derivativos. Dentro do mesmo arcabouço de Merton (1974) e Black e Scholes (1973), o autor apresentou um importante contraponto ao trabalho de Ronn e Verma (1986), que é a estimação dos parâmetros de interesse por função de máxima verossimilhança, considerada mais adequada em virtude de a volatilidade da ação (e, conseqüentemente, a volatilidade instantânea) seguir um processo estocástico. Vassalou e Xing (2004) e Ronn e Verma (1986), ao contrário, trataram a volatilidade da ação como constante.

Abe (2002) aplicou o modelo KMV a algumas empresas do setor brasileiro de eletrodomésticos usando apenas a dívida de curto prazo, ao invés da dívida total.³ Outra adaptação do modelo foi a redução do horizonte de tempo de 1 ano para três meses, uma vez que as dívidas de curto prazo impactam a liquidez dessas empresas e podem inviabilizá-las de operar. O autor obteve uma série histórica trimestral de probabilidades de *default* do início de 1995 ao primeiro trimestre de 2002 para cada empresa e concluiu que

³ Em 1989, Stephen Kealhofer, John Andrew McQuown e Oldrich Alfons Vasicek fundaram a KMV Corporation, e esta corporação comercializa o modelo de mesmo nome desde então.

o modelo conseguiu captar a deterioração da qualidade de crédito na maioria das vezes. Em particular, esses episódios de deterioração estiveram relacionados com a crise da Ásia (julho a nov/1997), crise da Rússia (out/1998), desvalorização do Real (jan/1999) e crise da Argentina (março/2001), o que revelou que essa medida de *default* pode ser sensível a risco sistêmico, dado que o mercado acionário brasileiro é bastante suscetível a essas turbulências.

Clare e Priestley (2002) calcularam a probabilidade de falência do setor bancário norueguês antes e depois da crise bancária neste país e encontraram evidência empírica de aumento de risco sistêmico a partir de 1984, logo após a desregulamentação deste setor, e de queda a partir de 1992.

Vassalou e Xing (2004) usaram o modelo de precificação de opções de Merton (1974) para calcular indicadores de probabilidade de falência para firmas individuais norte-americanas usando dados do mercado acionário. Esses autores investigaram de que forma o risco de falência afeta o retorno das ações e encontraram evidências de que o tamanho, a razão VPA/P (valor patrimonial por ação/ preço da ação) e as carteiras mimetizantes SMB e HML de Fama e French contêm informações relacionadas à falência de companhias e que o risco de falência constitui um risco sistemático.

Alfred Lehar (2005) também partiu dos modelos de precificação de opções de Black e Scholes (1973) e Merton (1974) e utilizou informações do mercado acionário para propor um novo método para medir e monitorar risco sistêmico no sistema financeiro. De acordo com o autor, esta metodologia permite comparar o risco ao longo do tempo e entre países. Basicamente, a inovação consistiu em incorporar a interdependência entre os bancos para o cálculo das medidas de risco. Assim, correlações entre carteiras de ativo de diversos bancos do sistema bancário local foram calculadas usando dados de bancos internacionais no período de 1988 a 2002. Com base nessa dinâmica conjunta da evolução dos investimentos dos bancos, uma medida de probabilidade de falência simultânea de vários bancos foi calculada e conjecturas a respeito de risco sistêmico foram formuladas para Estados Unidos, Europa e Japão. Quanto maior a correlação entre as carteiras dos bancos, maior é a probabilidade de múltiplas falências. O autor concluiu que bancos maiores e mais lucrativos apresentaram baixo risco sistêmico e um aporte de capital reduziu o risco sistêmico apenas para bancos que estavam limitados por requerimentos legais de capital.

Bystrom *et al* (2005) aplicaram o modelo de Merton (1974) às 50 companhias listadas em um índice da bolsa da Tailândia e verificaram um significativo aumento da probabilidade de *default* em torno da crise e uma volta lenta aos níveis de pré-crise, uma relação negativa entre tamanho da companhia e probabilidade de *default* apenas durante a crise, nenhuma relação entre essa probabilidade e a razão VPA/P e rejeitaram a hipótese de que o risco de *default* é sistemático (pois não estava associado a retornos mais altos).

Tannuri e Sales (2005) estimaram probabilidades condicionais de falência para todos os bancos brasileiros (exceto os estrangeiros) entre julho de 94 e dezembro de 98 usando modelos de duração para dados em painel. Nestes modelos, as variáveis macroeconômicas e de contágio mostraram-se significativas. O poder preditivo de ocorrência de falência foi acima de 70% para alguns modelos. Além disso, obteve-se uma indicação de que o PROER teve algum efeito na redução da probabilidade de falência de bancos sólidos. Finalmente, as autoras propuseram um índice de fragilidade financeira para o Brasil e este índice sugeriu que o setor bancário apresentou vulnerabilidade crescente após novembro de 1995.

3. PROER⁴

Antes do Plano Real, grande parcela do lucro do sistema financeiro brasileiro baseava-se em ganhos proporcionados por passivos não-remunerados, como depósitos à vista e recursos em trânsito. Diante do novo quadro de estabilidade de preços, verificou-se uma incapacidade de algumas instituições financeiras em promover espontaneamente os ajustes necessários para sua sobrevivência nesse novo ambiente econômico. Em 1995, o universo de bancos (comerciais, múltiplos, de desenvolvimento e de investimento) era de 265, com mais de 16 mil agências, 11 mil postos de atendimento adicionais (sem contar com as caixas econômicas, com 1800 agências). De março de 1974 a dezembro de 1995, 72 instituições financeiras sofreram liquidação ordinária e 84 decretaram falência, gerando enormes custos financeiros e sociais. Assim, após a crise do Econômico, o 22º. banco sob intervenção/liquidação desde o Plano Real, e com a finalidade de evitar uma possível crise sistêmica, foi instituído o PROER (Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional) em 3 de novembro de 1995, que veio para ordenar a fusão e incorporação de bancos a partir de regras ditadas pelo Banco Central. Este programa consistiu basicamente em conceder linhas de crédito e benefício fiscal para instituições interessadas em comprar bancos com problemas.

4. Descrição dos dados

A análise de 6 bancos brasileiros com ação na Bovespa cobre o período de junho de 1988 a fevereiro de 2005 (para os bancos que faliram, o período é apenas de junho de 1988 a julho de 1995). Optou-se por escolher um intervalo anterior ao Plano Real e à instituição do PROER para comparar a dinâmica das medidas de risco deste intervalo com a dinâmica após julho de 1995, considerado de maior estabilidade econômica e em que as demonstrações contábeis estão menos contaminadas pelo efeito inflacionário. Os dados diários de valor de mercado (soma dos valores correspondentes às ações preferenciais e ordinárias) foram obtidos da Economática, os valores mensais de dívida, do Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro (COSIF) do Banco Central, as taxas de juros diárias de DI-OVER foram coletadas da Bloomberg e a inflação do índice IPCA, do site www.ipeadata.gov.br.⁵ Ressalte-se que os valores de mercado e de dívida foram corrigidos pelo IPCA e que se considerou o exigível total (passivo circulante mais o passivo exigível a longo prazo) como o valor de dívida e também como ponto de *default* para o cálculo das medidas de risco de *default*.⁶ Além disso, assim como todos os trabalhos que aplicaram metodologias de mesma natureza (baseadas em Merton), adotou-se a hipótese arbitrária de que o vencimento da dívida ocorre num prazo fixo de 1 ano (com prazo de 6 meses, os resultados não apresentaram diferença qualitativa). Com a finalidade de comparar o poder preditivo das medidas de risco, coletaram-se as taxas de captação do CDB (certificado de depósito bancário) de cada banco, mês a mês, a partir de fevereiro de 1992.

5. Metodologia

Para avaliar se o maior esforço computacional de calcular uma medida de risco baseada em Merton valeu a pena, comparou-se o seu poder de classificação com uma medida puramente baseada em mercado. Esta comparação foi feita de duas formas: i) percentual de meses que os bancos liquidados foram classificados

⁴ Fonte: site do Banco Central do Brasil (www.bcb.gov.br)

⁵ Optou-se pela série de DI-OVER por esta apresentar dados a partir de outubro de 1986, enquanto a série de swap PRÉ-DI, por exemplo, apresenta dados somente a partir de janeiro de 1995.

⁶ Ponto de *default* é o valor de mercado para os ativos abaixo do qual o banco é considerado em *default*. Quanto menor o ponto de *default* e mantidas constantes as outras variáveis, menor é o risco de *default*. Neste sentido, a atribuição do exigível total, ao invés dos depósitos, por exemplo, como ponto de *default* é uma escolha mais conservadora (pois superestima o risco de *default*).

como mais arriscados que a média e ii) teste do poder explicativo de cada medida de risco, tomando-se a taxa de captação do CDB como referência.

Intuitivamente, considera-se que uma instituição financeira aumenta sua taxa de captação em momentos de dificuldade (escassez de liquidez) a fim de atrair depósitos. Então, dois testes foram aplicados: i) uma regressão GMM com o cdb como variável dependente e a primeira defasagem da variável explicativa (distância ao *default* ou $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$) como variável instrumental e ii) um teste de causalidade de Granger.

Para a calibração da primeira medida de risco de *default*, dois trabalhos serviram de referência: Vassalou e Xing (2004) e Alfred Lehar (2005). Em ambos os artigos, os autores utilizaram o mesmo arcabouço teórico originalmente proposto por Merton (1974) para calcular medidas de risco de *default* de bancos. Assume-se que o valor de mercado dos ativos (V_A) segue um movimento Browniano geométrico do seguinte tipo:

$$dV_A = \mu V_A dt + \sigma V_A dW,$$

onde μ = drift, σ = volatilidade instantânea e W = processo de Wiener

O valor de mercado da companhia é dado por:⁷

$$E_t = V_{A,t}N(d_{1,t}) - X_t e^{-r\tau}N(d_{2,t}), \quad (1)$$

onde E_t = valor de mercado da companhia, X_t = valor nominal da dívida, $N(\cdot)$ = função de distribuição acumulada da distribuição normal padrão, τ = maturidade da dívida, $d_{1,t} = \frac{\ln(V_{A,t}/X_t) + (r + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\tau^{1/2}}$, $d_{2,t} = d_{1,t} - \sigma\tau^{1/2}$ e r = taxa de juros real livre de risco

A maturidade da dívida (τ) foi fixada em 1 ano.⁸

Fundamentalmente, os dois trabalhos diferem na metodologia para a calibração da volatilidade instantânea (σ). Para cada mês, Vassalou e Xing (2004) obtêm um estimador para a volatilidade do retorno contínuo da ação de cada banco (σ_E) usando dados diários com janela móvel de 12 meses e o usam como valor inicial para a calibração de σ , ou seja, substitui-se σ_E na equação 1 e obtêm-se valores diários para $V_{A,t}$ para esses 12 meses.⁹ Com base nesses valores de $V_{A,t}$, calcula-se o estimador para σ e o substitui na equação 1 para um novo cálculo dos $V_{A,t}$'s diários. Esta rotina se repete até que os valores de σ converjam com tolerância de $1e-6$. Por outro lado, Alfred Lehar (2005) estima (μ, σ) através da maximização da seguinte função de log-verossimilhança:

$$L(E, \mu, \sigma) = -\frac{m-1}{2} \ln(2\pi) - \frac{m-1}{2} \ln \sigma^2 - \sum_{t=2}^m \ln \hat{V}_{A,t}(\sigma) - \sum_{t=2}^m \ln N(\hat{d}_{1,t})$$

⁷ Alfred Lehar (2005) e Ronn e Verma (1986) não colocaram a taxa de juros livre de risco de forma explícita nas equações, pois nesses artigos o valor da dívida já está ajustado para valor presente.

⁸ Os resultados não apresentaram diferença qualitativa com maturidade de 6 meses.

⁹ $\sigma_E = \sqrt{\frac{\sum_{t=2}^m \left[\ln\left(\frac{E_t}{E_{t-1}}\right) - \mu_E \right]^2}{(m-1)(m-2)}}$, $\mu_E = \frac{\sum_{t=2}^m \ln\left(\frac{E_t}{E_{t-1}}\right)}{m-1}$ e m = número de observações diárias dentro da janela móvel de 12 meses

$$-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=2}^m \left[\ln \left(\frac{\hat{V}_{A,t}(\sigma)}{\hat{V}_{A,t-1}(\sigma)} \right) - \mu \right]^2 \quad (2)$$

Maximizou-se a equação 2, utilizando as rotinas implementadas em Gauss por Duan. Em particular, a rotina de maximização baseia-se no algoritmo *quadratic hill-climbing* de Goldfeld, Quandt e Trotter (1966).

Para ambas as metodologias de calibração, calculou-se a distância ao *default* (dd_t), conforme a formulação abaixo:¹⁰

$$dd_t = \frac{\ln(V_{A,t}/X_t) + (\mu - \sigma^2/2) \cdot \tau}{\sigma \cdot \tau^{1/2}} \quad (3)$$

A distância ao *default* consiste no número de desvios-padrão que $\ln(V_{A,t}/X_t)$ tem que desviar negativamente da sua média para caracterizar o *default*. Assim, quanto menor esse valor, mais próxima do *default* a companhia estará e, conseqüentemente, maior será o seu risco de *default*.

Quanto à segunda medida de risco de *default*, aplicou-se a metodologia descrita em Clare e Priestley (2002). Basicamente, é uma medida de risco de mercado que considera o papel da alavancagem no balanço patrimonial. No caso, assume-se que as atividades da firma são financiadas apenas por capital próprio. Através de uma versão condicional do CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), deriva-se uma medida de variabilidade na precificação efetiva de mercado em torno dos valores esperados. Essa variabilidade deve representar a variabilidade dos valores dos ativos e passivos subjacentes e é usada para derivar uma medida de risco de *default* do banco no período seguinte.

De acordo com o CAPM, para uma ação individual i e para um instante de tempo t , tem-se: $E(\tilde{R}_{it}) = \beta_{it} E(\tilde{R}_{mt})$, onde $E(\tilde{R}_{it})$ é o excesso de retorno esperado da ação i e $E(\tilde{R}_{mt})$ é o excesso de retorno esperado do mercado. Além disso, considera-se que o retorno esperado da carteira de mercado é função de sua variância esperada, ou seja: $E(\tilde{R}_{mt}) = \lambda_t E(\sigma_{mt}^2)$, onde λ_t é o preço de mercado do risco e σ_{mt}^2 é a variância condicional do excesso de retorno da carteira de mercado. Se os retornos esperados estiverem corretos na média, então, vem: $\tilde{R}_{mt} = \lambda_t E(\sigma_{mt}^2) + u_{mt}$ (4) e $\tilde{R}_{it} = \beta_{it} E(\tilde{R}_{mt}) + e_{it}$ (5), onde u_{mt} e e_{it} são termos residuais. De (4), vem: $E(\sigma_{mt}^2) = E(u_{mt}^2)$. Dado que $\beta = \text{cov}(\tilde{R}_{it}, \tilde{R}_{mt}) / \sigma_{mt}^2$ e notando que $E(\text{cov}(\tilde{R}_{it}, \tilde{R}_{mt})) = E(u_{mt}, e_{it})$, vem: $\tilde{R}_{it} = \lambda_t E(u_{mt}, e_{it}) + e_{it}$. Assim, o valor esperado da companhia é dado por:

$$E(S_{it}N) = S_{it-1}N(1 + R_{ft} + \lambda_t E(u_{mt}, e_{it})) \quad \text{e} \quad S_{it}N = S_{it-1}N(1 + R_{ft} + \lambda_t E(u_{mt}, e_{it}) + e_{it}), \quad \text{onde:} \quad S_{it} = \frac{\sum_{j=1}^N P_{jt} X_{jt}}{N},$$

S_{it} é o preço da ação i no instante t , P_{jt} é o preço de mercado do ativo ou da dívida j no instante t , X_{it} é o ativo ou a dívida e N é a quantidade de ações da companhia i .

Daí, o erro de previsão em expectativas racionais é: $S_{it} - E(S_{it}) = S_{it-1}N e_{it}$ e, portanto, a variância condicional do valor da companhia em $t-1$ é: $(S_{it-1}N)^2 \sigma_{e_{it}}^2$. Conseqüentemente, dividindo o valor de mercado da

¹⁰ Ver dedução em Vassalou e Xing (2004)

companhia pelo seu desvio padrão, resulta uma estatística ($\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$), que também representa um número de desvios-padrão que a companhia está distante de uma situação hipotética de solvência.¹¹ Assim, quanto menor esse valor, mais próxima do *default* a companhia estará e maior será o seu risco de *default*. Calculou-se $\sigma_{e_{it}}$ mensalmente com janela de dados diários de 1 ano, aplicando-se uma regressão simples MQO (mínimos quadrados ordinários) ao seguinte modelo unifatorial: $R_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{mt} + e_{it}$, onde R_{it} = retorno da ação do banco i e R_{mt} = retorno do setor bancário.^{12,13}

6. Resultados

Seis grandes bancos brasileiros (dos quais dois foram liquidados no segundo semestre de 1996) foram analisados e medidas individuais de risco de *default* (distância ao *default* – $dd - e \frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$) foram calculadas mensalmente de maio de 1989 a fevereiro de 2005 utilizando uma janela móvel de 12 meses. Optou-se por comparar as distâncias ao *default* e os desvios destas distâncias em relação à média ponderada, ao invés das probabilidades de *default*, devido à sua natureza ordinal similar à de um *rating*. De acordo com Altman *et al* (1999), esta medida não está necessariamente associada a um valor pré-definido de probabilidade de *default*; o valor de probabilidade depende da função de distribuição escolhida.

Com relação à primeira medida de risco, baseada em Merton, as magnitudes das distâncias estimadas de acordo com Vassalou e Xing (2002) – *ddvxing* – e Lehar (2005) – *ddlehar* – são muito semelhantes ao longo do tempo para cada banco (a média de *ddlehar* para cada banco fica entre 80 e 98% da média de *ddvxing*) e as correlações são altas (próximas de 100% para os bancos A, B, C e D e de 92% para os bancos E e F). Assim, decidiu-se por calcular apenas a série histórica de *ddlehar* de cada banco. Além disso, conforme comentário da segunda seção, a estimação dos parâmetros de interesse por função de máxima verossimilhança é considerada mais adequada (Duan (1994)) em virtude de a volatilidade da ação seguir um processo estocástico. Com relação à segunda medida de risco, o seu cálculo também foi feito mensalmente de maio de 1989 a fevereiro de 2005 com dados diários dentro de uma janela móvel de 12 meses.¹⁴

¹¹ Clare e Priestley (2002) obtêm estimativas de e_{it} usando um modelo AGARCH-M (*Asymmetric Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean*), que considera assimetria de preço na expressão para a variância condicional.

¹² Também estimaram-se $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$ para cada banco aplicando-se o CAPM através de uma regressão MQO ao seguinte modelo:

$\tilde{R}_{it} = \beta \tilde{R}_{mt} + e_{it}$, onde \tilde{R}_{it} é o excesso de retorno da ação do banco i sobre a taxa di-over (%a.d.), \tilde{R}_{mt} é o excesso de retorno do setor bancário sobre a taxa di-over (%a.d.) e e_{it} é o resíduo. Os $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$'s estimados para cada banco são praticamente os mesmos.

¹³ Para os bancos A, C e D, tomamos as ações PN (preferenciais), enquanto que para os bancos B, E e F, tomamos as ações ON (ordinárias). Essa escolha do tipo de ação foi feita em função da disponibilidade de dados. De qualquer forma, os $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$'s estimados para cada banco não são significativamente diferentes. O retorno do setor bancário foi obtido com base na soma do valor

de mercado de cada banco, ou seja: $R_{mt} = \frac{\sum_{i=1}^n (E_{it} - E_{it-1})}{\sum_{i=1}^n E_{it-1}}$, onde $E_{it} = S_{it}^{ON} N_i^{ON} + S_{it}^{PN} N_i^{PN}$, $S_{it}^{ON} N_i^{ON}$ é o valor do banco em termos

de ação ordinária, $S_{it}^{PN} N_i^{PN}$ é o valor do banco em termos de ação preferencial e n é o número de bancos da amostra.

¹⁴ Aplicaram-se os testes de ADF e KPSS às séries de retornos de ação para cada banco. Apesar de não se ter verificado robustez nos resultados destes testes, consideraram-se as séries estacionárias para a aplicação da regressão simples.

Verifica-se uma semelhança na evolução entre os bancos A e C, C e D e entre os bancos E e F ao longo do tempo, tanto na metodologia baseada em Merton quanto na baseada em modelo unifatorial, como mostra a Tabela 1:¹⁵

Tabela 1 – Correlação de ddlehar e $\frac{1}{\sigma_{e_n}}$ entre bancos

	A-C		C-D		E-F	
	ddlehar	$\frac{1}{\sigma_{e_n}}$	ddlehar	$\frac{1}{\sigma_{e_n}}$	ddlehar	$\frac{1}{\sigma_{e_n}}$
período completo	94%	96%	93%	85%	100%	74%
até jul/95	96%	82%	92%	60%	100%	74%
após jul/95	83%	92%	89%	68%		

Ressalte-se que, principalmente após julho de 1995, os resultados são consistentes para cada banco (a menos do banco B), ou seja, uma medida de risco de *default* evoluiu de forma semelhante à outra neste sub-período. Nos principais eventos de turbulência, as medidas de risco de *default* movimentaram-se na direção esperada (menos pronunciado para o banco B), especialmente nos episódios da desvalorização do Real no início de 1999 e da eleição em meados do 2º. semestre de 2002, em que se observaram reduções pronunciadas dessas medidas de risco. As correlações constam da Tabela 2:

Tabela 2 – Correlação entre ddlehar e $\frac{1}{\sigma_{e_n}}$ ¹⁶

	Banco A	Banco B	Banco C	Banco D	Banco E	Banco F
período completo	70%	-1%	78%	75%	17%	21%
até jul/95	12%		4%	2%	17%	21%
após jul/95	28%	-2%	48%	56%		

Assim, estas medidas de risco podem ter sofrido a influência de algum movimento sistemático, pois: i) de acordo com a Tabela 1 e os testes de causalidade de Granger, os resultados entre bancos (A-C, C-D e E-F) dentro de uma mesma metodologia são semelhantes e ii) conforme a Tabela 2, as metodologias baseadas em Merton (Vassalou e Xing (2004) e Lehar (2005)) produziram resultados qualitativamente semelhantes à metodologia baseada em modelo unifatorial, principalmente após julho de 1995. As correlações entre a medida baseada em Merton e $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$ (Tabela 2) após julho de 1995 indicam que, durante o período de estudo, o aumento de risco individual de *default*, quando ocorreu, teve relação com alguma deterioração setorial ou mesmo da economia como um todo. Este período foi permeado por uma sequência de crises internas e externas e economias emergentes como a brasileira (e conseqüentemente as companhias com sede nesses países) ficaram bastante vulneráveis a essas turbulências e a conseqüente vulnerabilidade em nível de companhia pode estar sendo expressa por essas medidas de risco.¹⁷ Aproveitando os parâmetros estimados

¹⁵ As estatísticas F do teste de causalidade de Granger foram significativas entre os bancos A e C e entre C e D a 10% de significância e não foram significativas entre os bancos E e F. Os resultados para o banco B podem não ser comparáveis com os dos outros bancos por se tratar de banco público.

¹⁶ A séries para o banco B começam em agosto de 1995 e, para os bancos E e F, terminam em julho de 1995.

¹⁷ A fim de separar o risco idiossincrático do sistemático e verificar a robustez da metodologia baseada em Merton, foi feito um exercício apenas para ddxing corrigindo-se os estimadores de σ_A (volatilidade do retorno do valor de mercado dos ativos) via CAPM através da seguinte regressão com dados diários e janela de 1 ano: $R_{At} = \beta R_{mt} + v_t \Rightarrow \sigma_v^2 = \sigma_A^2 - \beta^2 \sigma_m^2$, onde R_{At} é o retorno do valor de mercado dos ativos, R_{mt} é o retorno do setor bancário e v_t é o resíduo. No entanto, ddxing não apresentou mudanças significativas em relação ao original, pois os β 's apresentaram valores menores que os obtidos no cálculo da medida

para o cálculo da medida baseada em modelo unifatorial, calcularam-se os percentuais de risco sistemático e risco idiossincrático em relação ao risco total para cada banco, conforme a Tabela 3:

Tabela 3 – Médias dos riscos sistemático e idiossincrático em relação ao risco total

	Banco A	Banco B	Banco C	Banco D	Banco E	Banco F
$\beta^2 \sigma_m^2 / \sigma_i^2$	69,77%	35,19%	57,63%	17,79%	0,07%	0,35%
$\sigma_{e_i}^2 / \sigma_i^2$	30,23%	64,81%	42,37%	82,21%	99,93%	99,65%
β médio	1,23	1,07	1,10	0,67	0,02	0,04

De acordo com a Tabela 3, observou-se a prevalência do componente sistemático ($\beta^2 \sigma_m^2$) sobre o idiossincrático ($\sigma_{e_i}^2$) apenas para os bancos A e C. Para os bancos E e F foram obtidos valores baixos de β , o que explica o percentual baixo de risco sistemático.

Portanto, considerando a natureza ordinal da medida e numa tentativa de identificar variações de risco genuinamente idiossincráticas, calculou-se o desvio da distância ao *default* em relação a um valor de referência (média das distâncias ao *default* dos 6 bancos ponderada pela dívida) para cada banco e para cada mês, conforme o Gráfico 1:¹⁸

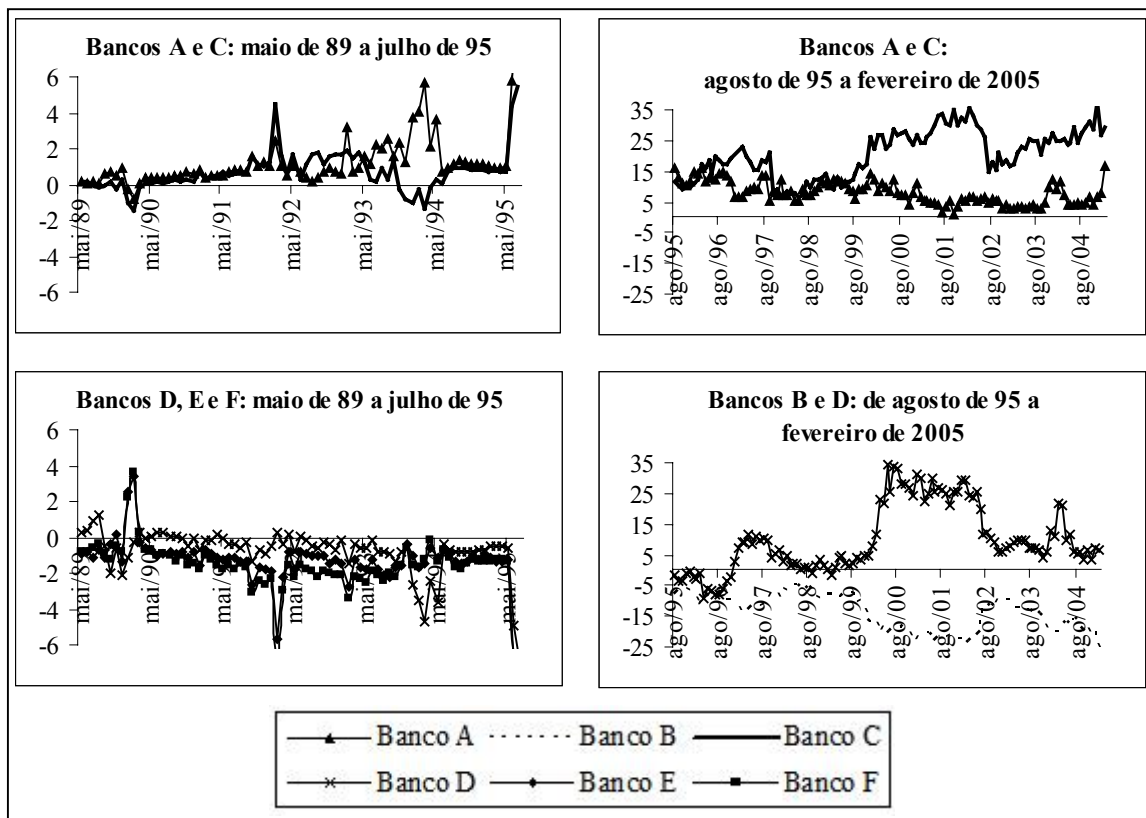


Gráfico 1 – Desvios de ddlehar

baseada em modelo unifatorial e, conseqüentemente, $\sigma_v^2 \approx \sigma_A^2$. Alternativamente, tentou-se isolar o risco sistemático através do cálculo do desvio da medida de risco em relação à média ponderada do setor.

¹⁸ desvlehar = ddlehar – ddleharponderado

Desta forma, tem-se uma medida de natureza classificatória (ou ordinal) e desvios positivos significam risco menor que a média e desvios negativos, o contrário. A análise visual dos gráficos sugere que os níveis de risco dos bancos A e C estiveram abaixo da média durante a maior parte da série temporal. Além disso, os bancos E e F, que entraram em regime especial no segundo semestre de 1995 e foram liquidados um ano depois, apresentaram os maiores níveis de risco dentre os 5 bancos (menos o banco B, cuja série histórica inicia-se em agosto de 1995) em 84% dos meses de maio de 1989 a julho de 1995.¹⁹ Quanto ao banco D, seus níveis de risco ficaram acima da média no período anterior a julho de 1995, mas a partir desta data, as distâncias ao *default* aumentaram, ficando inclusive acima dos valores do banco A em vários meses. Os resultados para o banco B podem não ser comparáveis com os dos outros bancos por se tratar de banco público.

Calculando os desvios de $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$ em relação à média ponderada, obtêm-se resultados que corroboram a análise do parágrafo anterior apenas em parte.²⁰ Os bancos A, C, B e E, por exemplo, apresentaram a mesma classificação obtida com o desvio da distância ao *default*: risco abaixo da média para os dois primeiros e acima da média para os dois últimos. No entanto, os desvios de $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$ para o banco D estão negativos em 97% dos meses após julho de 2005 (e apenas 17% para o caso dos desvios de ddlehar) e não se teve conhecimento de nenhum problema de liquidez deste banco durante este período. Além disso, outro resultado não esperado foram os desvios positivos de $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$ para o banco F em 20% dos meses de julho de 1993 a julho de 1995 (ao contrário, esperavam-se menos desvios positivos neste período).^{21,22}

Note que uma classificação deste tipo é mais conveniente do que, por exemplo, ter que definir arbitrariamente um valor crítico de distância ao *default* constante ao longo do tempo abaixo do qual um banco seria considerado com alto risco de *default*. Esse teria sido o caso, se a análise tivesse sido desenvolvida usando os valores absolutos de ddlehar ou $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$.

A seguir, compararam-se as medidas de risco com a taxa de captação do CDB. A taxa média do CDB é a taxa média de juros de mercado (rentabilidade média diária (%) dos depósitos a prazo (CDB/RDB-prefixados)).²³ Os resultados do teste de causalidade de Granger com 12 defasagens estão apresentados na Tabela 4.²⁴

¹⁹ O regime especial pode ser RAET (regime de administração especial temporária), intervenção ou liquidação extrajudicial.

²⁰ $\text{desv}1/\sigma = \frac{1}{\sigma_{e_{it}}} - \frac{1}{\sigma_{e_{it}}} \text{ponderado}$

²¹ Além de terem sido obtidos desvios positivos, contrariamente do que se esperava, esta medida classifica os bancos D e E (e não E e F, como se esperaria) como sendo os de maior risco de *default* dentre os 5 bancos em 96% dos meses de junho de 1991 a julho de 1995.

²² Neste mesmo período, não houve nenhum desvio positivo para ddlehar. Ver Tabela 9.

²³ Foram feitas as mesmas análises com a média ponderada da taxa do CDB para os 6 bancos e os resultados são equivalentes.

²⁴ Como se esperava, também foram obtidas correlações mais negativas entre a média ponderada (pela dívida) de ddlehar e o cdb médio antes e após julho de 1995 (-63% e -75% contra -20% e -52% para o caso de $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$ ponderado, respectivamente para cada período).

Tabela 4 – Estatísticas F do teste de causalidade de Granger entre ddlehar ponderado x cdb médio e $\frac{1}{\sigma_{e_t}}$ ponderado x cdb médio²⁵

	H ₁	H ₂	H ₃	H ₄
Antes de julho/95	4,52*	4,21*	0,511	1,17
Após julho/95	4,74***	0,53	5,97***	0,599

OBS.: H₁: ddlehar ponderado não causa cdb médio, H₂: cdb médio não causa ddlehar ponderado, H₃: $\frac{1}{\sigma_{e_t}}$ ponderado não causa cdb médio,

H₄: cdb médio não causa $\frac{1}{\sigma_{e_t}}$ ponderado

*** 1%-significante

** 5%-significante

* 10%-significante

Além disso, comparou-se o poder explicativo de ambas as medidas de risco, aplicando-se a seguinte regressão GMM (método dos momentos generalizados): $cdmédio_t = \alpha_0 + \alpha_1 * mr_t + \varepsilon_t$, onde $mr_t = \{ddponderado, \frac{1}{\sigma_{e_t}} \text{ ponderado}\}$ e $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2_\varepsilon)$, usando mr_{t-1} como variável instrumental. Os resultados estão apresentados na Tabela 5:

Tabela 5 – Regressões GMM das variáveis em nível agregado

Variável explicativa	Antes de julho/95		Após julho/95	
	α_0	α_1	α_0	α_1
ddponderado	0,333** (2,181)	-0,306*** (-4,367)	0,101*** (13,798)	-0,002*** (-4,528)
$\frac{1}{\sigma_{e_t}}$ ponderado	1,234 (0,027)	-0,008 (-0,006)	0,124*** (5,744)	-0,0009** (-2,345)

OBS.: estatísticas t entre parênteses

*** 1%-significante

** 5%-significante

* 10%-significante

Verifica-se pela Tabela 5, que os coeficientes α_1 's são fortemente significativos e com o sinal esperado (um aumento na taxa de captação deve estar relacionada com uma redução das medidas de risco e vice-versa) nos dois períodos apenas para ddponderado.²⁶

Aplicando-se a mesma regressão GMM para os bancos A, C, E e F com desvcdb como variável dependente e a primeira defasagem da variável explicativa como variável instrumental, espera-se que os coeficientes α_1 's sejam significativos e com sinal positivo, considerando a forma como os desvios foram construídos.^{27,28} No

²⁵ Como a rejeição à não-estacionariedade das variáveis não foi muito forte, também aplicou-se o teste de causalidade de Granger para a primeira diferença das variáveis. Os resultados não mudam qualitativamente.

²⁶ Como a rejeição à não-estacionariedade das variáveis não foi muito forte, aplicou-se a abordagem descrita em Flemming (1998). No entanto, de acordo com esta abordagem, o coeficiente de interesse (β_1) é fortemente significativo para ambas as medidas para o período antes de julho de 1995 e não significativo para o período após julho de 1995.

²⁷ A rejeição à não-estacionariedade das variáveis também não foi muito forte para as variáveis de cada banco. Então, também aplicou-se a abordagem de Flemming (1998) para todos os bancos e foram obtidos coeficientes α_1 's significativos e com o sinal esperado (um aumento do desvio da taxa de captação deve estar relacionada com um aumento dos desvios das medidas de risco e vice-versa) apenas para ddlehar dos bancos A e C após julho de 1995. Também aplicou-se o teste de causalidade de Granger em

entanto, de acordo com os resultados destas regressões, não é possível afirmar que uma medida de risco supera a outra, como mostram as Tabelas de 6 a 8:

Tabela 6 – Regressões GMM para o banco A

Variável explicativa	Antes de julho/95		Após julho/95	
	α_0	α_1	α_0	α_1
ddleharA	-0,022 (-0,640)	0,025 (0,845)	-0,003 (-2,139)	0,0006*** (4,068)
$\frac{1}{\sigma_{e_i}}$ bancoA	0,076 (1,393)	-0,004 (-1,388)	0,004 (1,486)	-7,14e-05 (-0,601)

OBS.: estatísticas t entre parênteses

*** 1%-significante

** 5%-significante

* 10%-significante

Tabela 7 – Regressões GMM para o banco C

Variável explicativa	Antes de julho/95		Após julho/95	
	α_0	α_1	α_0	α_1
ddleharC	0,008 (0,573)	-0,001 (-0,145)	0,0117** (2,165)	-0,0002 (-0,744)
$\frac{1}{\sigma_{e_i}}$ banco C	0,017 (1,128)	-0,002 (-1,139)	0,007*** (2,890)	-2,81e-05 (0,207)

OBS.: estatísticas t entre parênteses

*** 1%-significante

** 5%-significante

* 10%-significante

Tabela 8 – Regressões GMM para os bancos E e F de fevereiro/92 a julho/95

Variável explicativa	Banco E		Banco F	
	α_0	α_1	α_0	α_1
ddlehar	-0,007 (-0,709)	0,003 (0,508)	0,028 (1,002)	0,009 (1,024)
$\frac{1}{\sigma_{e_i}}$	0,008 (0,703)	0,001** (2,035)	0,047 (1,305)	0,006 (1,507)

OBS.: estatísticas t entre parênteses

*** 1%-significante

** 5%-significante

* 10%-significante

Os desvios das medidas de risco são fracamente correlacionados com os desvios da taxa de captação do CDB (desvcdb) e os parâmetros α_1 's, apesar de significativos para dois casos (ddleharA e $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$ banco F), apresentaram valores baixos.²⁹ Neste caso, são duas as hipóteses: i) as medidas de risco podem não estar

nível e na primeira diferença para cada banco, e observou-se apenas uma rejeição à não-Granger-causalidade de cdb para ddlehar em nível e na primeira diferença para o banco C após julho de 1995 a 5% de nível de significância.

²⁸ desvcdb = cdb médio – cdb do banco.

²⁹ As correlações entre as medidas de risco e o desvio de CDB para cada banco foi baixa. Apenas o banco A apresentou correlação relativamente alta (54%) entre o desvio de ddlehar e o desvio de CDB para o período após julho de 1995. Os gráficos de cada banco não foram apresentados por motivo de sigilo.

capturando corretamente a variação de vulnerabilidade de cada banco ou ii) a taxa do CDB pode não ser uma *proxy* adequada para a variação de vulnerabilidade de cada banco, conforme a Tabela 9 indica:

Tabela 9 – % desvios positivos em relação ao total de desvios de julho de 1993 a julho de 1995

	A	B	C	D	E	F
desvcdb	80%	100%	60%	92%	24%	28%
desvgauss	100%	0%	76%	0%	0%	0%
desv1/sigma	100%	0%	84%	0%	0%	20%

Com relação aos sinais do desvio da taxa de captação do CDB para cada banco de julho de 1993 a julho de 1995 (período em que os bancos E e F deveriam estar passando por dificuldades), esperava-se um percentual menor de desvios positivos para os bancos E e F.³⁰

Quanto ao processo de calibração, verificou-se que: i) no caso do método iterativo de Vassalou e Xing (implementado em Matlab), a convergência do algoritmo de cálculo de zero de função depende do chute inicial de valor de mercado de ativo, e ii) na metodologia de Lehar (implementado em Gauss), os parâmetros resultantes da calibração (σ e $V_{A,t}$) são bastante sensíveis à escala das variáveis de entrada (E_t e X_t), principalmente no período anterior ao Plano Real.

Observa-se, ainda, que a distância ao *default* é significativamente sensível à taxa de juros. Para uma mesma metodologia de calibração, quanto maior a taxa de juros, menor será o valor presente da dívida. De acordo com a equação 1, o valor de mercado dos ativos deverá ser menor para um valor dado de E_t . Assim, a chance de o valor de mercado dos ativos cobrir o valor da dívida será menor e, portanto, a distância ao *default* (dd_t) será menor e o risco de *default* será maior. Analiticamente, espera-se que $\frac{\partial dd}{\partial r} < 0$. Assim, derivando a equações 1 e 3 em relação a r , tem-se:

$$0 = \frac{\partial V_A}{\partial r} N(d_1) + V_A N'(d_1) \frac{\partial d_1}{\partial r} - X e^{-r\tau} N'(d_2) \frac{\partial d_2}{\partial r} + X e^{-r\tau} N(d_2) \tau \quad (6)$$

$$\frac{\partial dd}{\partial r} = \frac{\partial V_A / \partial r}{V_A \sigma \sqrt{\tau}} \quad (7)$$

Sabe-se que: $d_2 = d_1 - \sigma \sqrt{\tau} \quad (8) \quad \Rightarrow \quad d_2^2 = d_1^2 - 2d_1 \sigma \sqrt{\tau} + \sigma^2 \tau =$

$$= d_1^2 - 2 \left[\ln \left(\frac{V_A}{X} \right) + (r + \sigma^2 / 2) \tau \right] + \sigma^2 \tau = d_1^2 - 2 \ln \left(\frac{V_A e^{r\tau}}{X} \right) \quad (9)$$

Também sabe-se que: $N(d) = \int_{-\infty}^d \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt \Rightarrow N'(d_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-d_2^2/2}$. Substituindo (9), vem:

$$N'(d_2) = \frac{V_A e^{r\tau}}{X} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-d_1^2/2} \Rightarrow X e^{-r\tau} N'(d_2) = V_A N'(d_1) \quad (10)$$

³⁰ Para o período de fevereiro de 1992 a julho de 2005, a conclusão é substancialmente a mesma. Além disso, a variação da taxa de captação do banco B pode não estar relacionada com sua necessidade de liquidez por se tratar de banco público. Pelo mesmo motivo, a variação de risco deste banco pode não ter sido capturada adequadamente pelas metodologias.

Sabendo que de (8), temos $\frac{\partial d_2}{\partial r} = \frac{\partial d_1}{\partial r}$ e substituindo isso e (10) em (6), obtém-se: $\frac{\partial V_A}{\partial r} = -\frac{Xe^{-r\tau}N(d_2)\tau}{N(d_1)} < 0$.

Substituindo em (7), chega-se finalmente a:

$$\frac{\partial dd}{\partial r} = -\frac{Xe^{-r\tau}N(d_2)\sqrt{\tau}}{V_A N(d_1)\sigma} < 0 \quad (11)$$

Alternativamente, aferiu-se a sensibilidade de dd_t à taxa de juros, calculando-se primeiramente os valores de mercado dos ativos ($V_{A,t}$) correspondentes a taxas reais de juros entre 0 e 100%, conforme a equação 1 e mantendo-se as outras variáveis (E_t/X_t e σ) num valor fixo (adotou-se a média delas para cada banco como referência). Então, substituiu-se cada $V_{A,t}$ na equação 3, obtendo-se diferentes valores de distância ao *default*. O Gráfico 2 mostra que as distâncias ao *default* dos bancos B, E e F, que apresentam menor razão E_t/X_t , são um pouco mais sensíveis à taxa de juros:

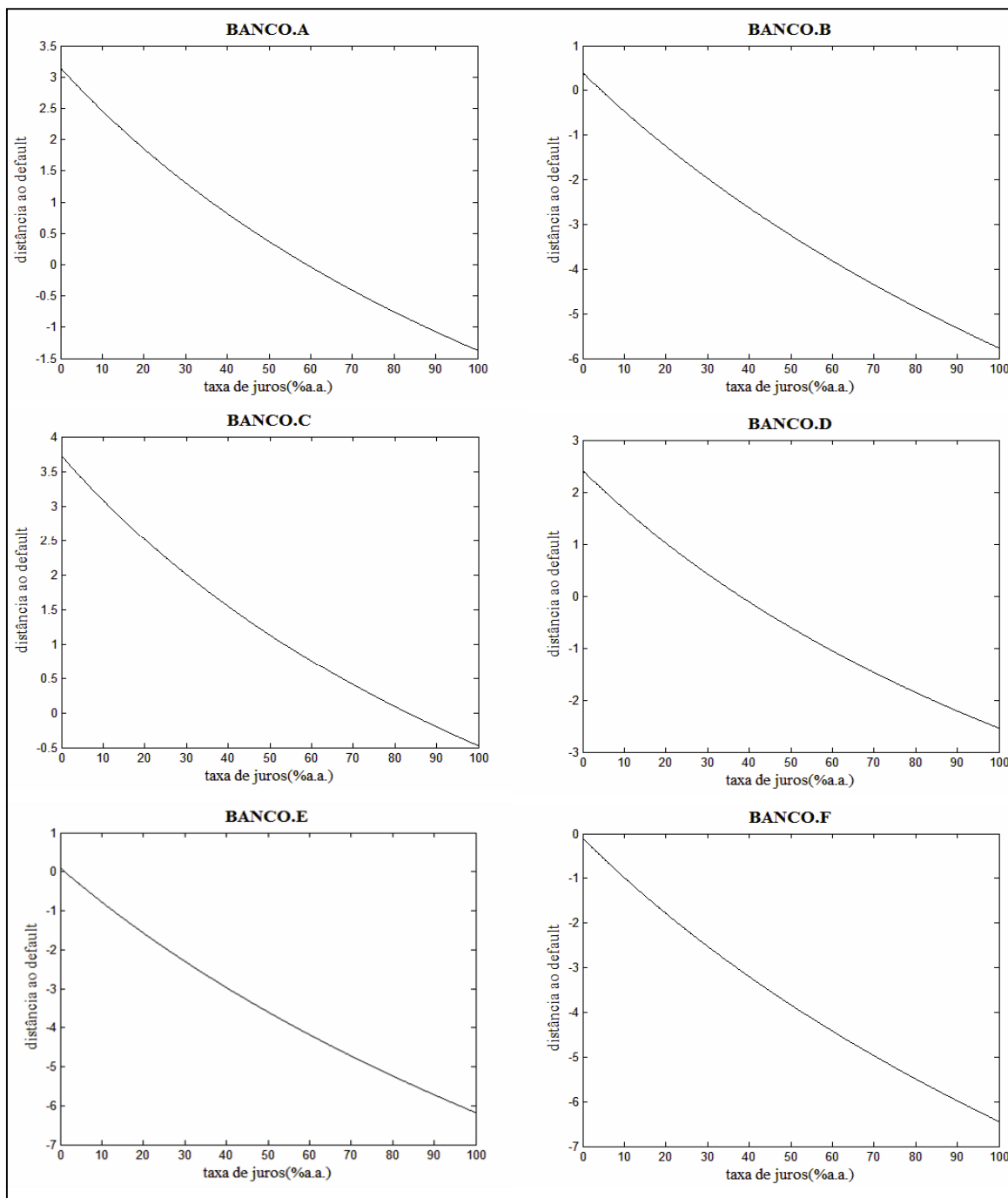


Gráfico 2 – Distância ao *default* x taxa de juros

7. Conclusão

No geral, a medida baseada em Merton apresentou uma classificação de risco dos 6 bancos mais próxima do que se esperava do que a medida baseada em modelo unifatorial. Isolando o risco sistemático através do cálculo do desvio da medida de risco em relação à média ponderada do setor e tomando-se o período de março de 1994 a julho de 1995, os resultados para o banco F são claramente contraditórios, pois não foram obtidos desvios positivos para a primeira medida, enquanto isso ocorreu para a outra medida em 5 oportunidades. Não se esperaria encontrar desvios positivos para este banco para nenhuma das medidas no período citado, pois já no segundo semestre de 1995 a entrada desses bancos em situação de regime especial

foi oficialmente comunicada e sua liquidação ocorreu um ano mais tarde. Além disso, de acordo com os desvios da primeira medida, este banco foi classificado como um dos dois de pior risco em 88% dos meses de junho de 1991 a julho de 1995, enquanto que para os desvios de $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$, isso ocorreu em apenas 4% destes meses. Com relação ao banco D, não se esperava encontrar desvios negativos de $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$ em 97% dos meses após julho de 1995 (para o desvio de ddlehar, este percentual foi de apenas 17%). Assim, o fato de os bancos E e F terem sido liquidados e o fato de o banco D não ter sofrido intervenção e nem ter entrado em RAET contam a favor das medidas baseadas em Merton. Após julho de 1995, observou-se uma reação na direção esperada de ambas as medidas de risco de *default* aos principais eventos de turbulência, especialmente à desvalorização do Real no início de 1999 e à eleição em meados do 2º semestre de 2002, em que se observaram reduções pronunciadas dessas medidas de risco.

Apesar de os dados de demonstrações contábeis apresentarem alguma sensibilidade no que diz respeito ao problema de incentivo de revelação por parte dos bancos, ambas as abordagens (uma baseada em Merton e outra baseada em modelo unifatorial) têm o mérito de não utilizar dados sigilosos fornecidos pelos próprios bancos ou por agências reguladoras (preço de ação e exigível total são dados públicos). Além disso, as metodologias são relativamente fáceis de implementar e as medidas de risco apresentam movimentos condizentes com os principais eventos de turbulência do período. As medidas ddlehar e ddxing podem ser consideradas equivalentes e decidiu-se pela apresentação da estimativa descrita em Lehar (2005) (e proposta por Duan (1994)) por levar em conta o comportamento estocástico da volatilidade.

Um possível problema com ambas as metodologias é que as medidas de risco são muito sensíveis ao preço da ação, ou seja, a oscilação do preço da ação, por si só, provoca aumento ou redução da razão $V_{A,t}/X_t$ e, assim, a distância ao *default* aumenta ou se reduz drasticamente em função dessa oscilação. $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$, da mesma forma, muda de valor com a variação do preço da ação. Em particular, os episódios de maior redução de ambas as medidas estão basicamente relacionados com a crise da Ásia (julho a nov/1997), crise da Rússia (out/1998), desvalorização do Real (jan/1999) e crise da Argentina (março/2001), o que confirma que essas medidas de *default* são sensíveis a risco sistêmico (Abe (2005) também apresenta a mesma constatação). Nestes episódios, o risco de *default* subiu essencialmente em virtude da queda do valor de mercado da companhia (V_E), que por sua vez está diretamente relacionado com o valor de mercado do ativo (V_A). Um dos pilares de ambas as abordagens é que o mercado avalia as companhias corretamente e essa hipótese é passível de discussão, principalmente em mercados emergentes, como é o caso do Brasil. Em segundo lugar, o cálculo da distância ao *default* parte da hipótese de que o valor de mercado dos ativos segue um processo Browniano geométrico. Esta hipótese é muito forte, dado que a função de densidade do retorno de ações, por exemplo, costuma apresentar caudas grossas. Um terceiro problema diz respeito à fixação arbitrária da maturidade em 1 ano. Como colocado no artigo de Ronn e Verma (1986), e principalmente para o caso de dívidas não cobertas por seguro, estas deveriam ter o seu valor futuro individual calculado à taxa de juros efetiva de cada empréstimo e de acordo com os vencimentos contratuais e, aí sim, o valor agregado futuro da dívida deveria ser ajustado a valor presente pela taxa de juros real livre de risco (no nosso caso, a taxa de *diver* descontada do IPCA). Apesar de os resultados mostrarem-se consistentes com maturidade de 6 meses, esta hipótese pode comprometer os resultados, já que a distância ao *default* também é bastante sensível a essa variável.

Outro aspecto relevante diz respeito ao tempo de processamento das rotinas para cada banco: uma hora para ddlehar, meia hora para ddxing e 1 minuto para $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$.³¹ De qualquer forma, o maior apelo intuitivo e o respaldo factual da indicação de risco acima da média para os bancos E e F favorecem a metodologia baseada em Merton em detrimento da outra abordagem. Os resultados deste ensaio indicam que medidas de risco que consideram a avaliação de mercado e os valores de demonstrativos contábeis conjuntamente podem ter um desempenho melhor que medidas puramente baseadas em mercado. Como sugestão de trabalho futuro, esta hipótese poderia ser testada através de uma análise comparativa do poder preditivo de ambas as medidas num painel de países desenvolvidos e emergentes.

REFERÊNCIAS

- ABE, Edson Roberto. **Modelos de risco de crédito: estudo de caso do modelo KMV adequado ao mercado brasileiro**. São Paulo, 2005. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.
- ALTMAN, Edward I. *et al.* **Gestão do risco de crédito: o próximo grande desafio financeiro**. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2002.
- BLACK, Fischer; SCHOLES, Myron. *The pricing of options and corporate liabilities*. **The Journal of Political Economy**. Chicago: [s.n.], v. 81, n. 3, p. 637-654, 06/1973.
- BYSTROM Hans *et al.* *Default risk, systematic risk and Thai firms before, during and after the Asian crisis*. **Research in International Business and Finance**. [S.l.: s.n.], v. 19, n. 1, p. 95-110, 03/2005.
- CHAN-LAU, Jorge A. *et al.* *An option-based approach to bank vulnerabilities in emerging markets*. [S.l.]: IMF Working Paper, n. 4/33, 02/2004. Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2004/wp0433.pdf>. Acesso em: 20/01/2006.
- CLARE Andrew; PRIESTLEY, Richard. *Calculating the probability of failure of the Norwegian banking sector*. **Journal of Multinational Financial Management**. [S.l.: s.n.], v. 12, n. 1, p. 21-40, 2002.
- DUAN, Jin-Chuan. *Maximum likelihood estimation using the price data of the derivative contract*. **Mathematical Finance**. [S.l.: s.n.], v. 4, p. 155-167, 1994.
- DUAN, Jin-Chuan. *Correction: maximum likelihood estimation using the price data of the derivative contract*. **Mathematical Finance**. [S.l.: s.n.], v. 10, p. 461-462, 2000.
- GIESECKE, Kay. *Credit Risk Modeling and Valuation: an introduction*. In: SHIMKO, David (Org.). **Credit Risk: Models and Management**. 2nd ed. Londres: Riskbooks, 2004.
- GOLDFELD, Stephen M. *et al.* *Maximization by quadratic hill-climbing*. **Econometrica**. [S.l.: s.n.], v. 34, n. 3, p. 541-551, 07/1966.
- GRANGER, C.W.J. *Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods*. **Econometrica**. [S.l.: s.n.], v. 37, n. 3, p. 424-438, 07/1969.
- HOGARTH, Glenn. *et al.* *Costs of banking system instability: some empirical evidence*. **Journal of Banking & Finance**. [S.l.: s.n.], v. 26, n. 5, p. 825-855, 05/2002.
- LEHAR, Alfred. *Measuring systemic risk: a risk management approach*. **Journal of Banking & Finance**. [S.l.: s.n.], v. 29, n. 10, p. 2577-2603, 10/2005.

³¹ Utilizamos o Matlab 7.0 para obter ddxing e $\frac{1}{\sigma_{e_{it}}}$ e Gauss 6.0 para obter ddlehar. As rotinas rodaram em um equipamento com Pentium de 2 GHz de velocidade e 1 GB de memória RAM.

- MERTON, Robert C. *On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates*. **The Journal of Finance**. [S.l.: s.n.], v. 29, n. 2, p. 449-470, 05/1974.
- RONN, Ehud I.; VERMA, Avinash K. *Pricing risk-adjusted deposit insurance: an option-based model*. **The Journal of Finance**. [S.l.: s.n.], v. 41, n. 4, p. 871-895, 09/1986.
- TANNURI-PIANTO, Maria E.; SALES, Adriana Soares. *The use of duration models to explain bank failure in Brazil, 1994-1998*. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 27., 2005, Natal-RN. **Anais do Encontro Brasileiro de Econometria**. Natal: SBE, 2005.
- VASSALOU, Maria; XING, Yuhang. *Default risk in equity returns*. **The Journal of Finance**. [S.l.: s.n.], v. 59, n. 2, p. 831-868, 03/2004.
- XU, Xinzhong; TAYLOR, Stephen J. *Conditional volatility and the informational efficiency of the PHLX currency options market*. **Journal of Banking & Finance**. [S.l.: s.n.], v. 19, n. 5, p. 803-821, 08/1995.