

O PROCESSO INTERATIVO ENTRE A DINÂMICA MACROECONÔMICA E OS BANCOS: UMA PERSPECTIVA ACERCA DO RISCO DE CRÉDITO ALÉM DO SPREAD

Gustavo José de Guimarães e Souza*
Carmem Aparecida do Valle Costa Feijó**

Resumo

O crédito no Brasil é caracterizado pelo custo excessivo e pela oferta reprimida, sendo uma das causas o elevado risco de inadimplência embutido no *spread*. Assim, o presente artigo procura analisar como os fatores macroeconômicos afetam o risco incorrido pelas carteiras de crédito bancárias no Brasil. Constatam-se, a partir dos resultados, que o nível de atividade econômica e a taxa de juros básica da economia são fatores que exercem forte influência sobre a expectativa de inadimplência bancária. Paralelamente, o artigo dedica-se à investigação das reações da indústria bancária frente aos riscos de conjuntura, apresentando uma nova perspectiva acerca da constituição do risco de crédito. A hipótese assumida, de que o risco presente nos portfólios bancários se faz por um processo interativo entre os bancos e o ambiente econômico, é confirmada para o período de março de 2000 a junho de 2006. Os resultados gerais também corroboram para a existência de diferenças comportamentais entre os bancos públicos e privados.

Palavras-chave: risco de crédito, bancos, macroeconomia e, *spread*.

Abstract

The credit in Brazil is characterized by its excessive cost and limited supply. The main reason is the high default risk embedded in the spread. This paper analyzes how macroeconomic factors influence the credit portfolio risk in the Brazilian financial system. The paper concludes that the level of economic activity and the basic interest rates are factors with great influence on the default risk. Additionally, this paper also analyses the reaction of the financial sector to conjuncture risks, suggesting a new approach to the credit risk. The assumption that the risks of banks' portfolios are a result of an interactive process among the banks and the economic environment is confirmed for the period of March, 2000 to July, 2006. The results also point to differences in the behavior of private and public banks.

Key - Words: Credit Risk, banks, macroeconomics and *spread*.

Área ANPEC: 3 (Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças)

JEL classification: C32, G21, G32.

* Funcionário do Banco do Brasil S.A. e Mestre em Economia pela UFF. As opiniões expressas no artigo são exclusivamente do autor não refletindo, necessariamente, a visão do Banco do Brasil S.A. E-mail: gustavojgs@gmail.com.

** Professora do Curso de Pós-Graduação em Economia – UFF e Pesquisadora do CNPq. E-mail: cfeijo@terra.com.br.

Introdução

A relevância econômica do crédito é destacada na literatura por autores de distintas linhas de pesquisa e em diferentes épocas (SCHUMPETER, 1982 [1911]; KEYNES, 1937; MINSKY, 1986; STIGLITZ, 1989; BERNANKE e GERTLER, 1995 e; LEVINE 1997). Apesar da evolução do sistema financeiro, do crescimento dos mercados de capitais e de securitização e, de outras novas formas de aquisição de recursos, o setor bancário desempenha ainda papel central na concessão de crédito em todo o mundo. No caso de países onde estes mercados alternativos são incipientes, a dependência à indústria bancária é ainda maior, como no caso brasileiro. A intermediação financeira inerente aos bancos consiste, por um lado, em captar recursos junto aos agentes superavitários e remunerá-los e, por outro lado, em aplicar parte dos mesmos recursos junto aos agentes deficitários, cobrando-os por isto. A diferença entre as taxas de captação e de aplicação é chamada de *spread*. Além da remuneração do banco pela própria intermediação, esta distância entre as taxas pode ser explicada pelos custos envolvidos, como por exemplo: despesas administrativas, tributos e taxas, impostos e, riscos.

Historicamente, no Brasil, vem se observando ao longo dos anos um volume de crédito em relação à atividade econômica aquém da média mundial, sendo inferior até mesmo a média da América Latina (GELOS, 2006). Paralelamente, verifica-se no país que os *spreads* médios vigentes e, por sua vez, o nível médio das taxas de juros, são demasiadamente elevados (PAULA e LEAL, 2006). Essa situação é reconhecida pelo próprio Banco Central do Brasil, ou BCB (2003, p. 7): “o Banco Central está consciente de que tem um papel ativo a exercer na busca incessante de dois objetivos fundamentais: a redução dos *spreads* bancários e a expansão da oferta de crédito”. Também é reconhecido que uma das principais causas do *spread* elevado é o nível médio de risco de inadimplência existente nas carteiras de crédito bancárias. Logo, se faz necessária a redução deste risco para obtenção do mesmo efeito no *spread* (BCB, 2004 e 2005).

Além do risco sistemático, presente nas operações de crédito e ocasionados pelas oscilações macroeconômicas, existe ainda, um risco remanescente relacionado ao perfil da própria instituição bancária e de seus tomadores, o risco idiossincrático ou microeconômico. Apesar de o risco idiossincrático ser determinado pelas características intrínsecas ao tomador de recursos e à instituição credora, este tipo de risco ao nível de portfólio pode ser ajustado pelos bancos por diversos propósitos. Aqui está o cerne da questão. Cabe-se ressaltar, portanto, que a redução do risco depende, em última instância, da postura dos bancos. A relação existente entre os bancos e as oscilações macroeconômicas no que concerne ao risco de crédito, é interativa. Embora o ambiente macroeconômico afete a carteira dos bancos, estes reagem a fim de obterem as melhores oportunidades disponíveis ou mesmo se protegerem.

Para empreender essas investigações, o trabalho está estruturado em cinco seções, além desta introdução e das conclusões e recomendações que o findam. A seção 2 saliente a importância do cenário conjuntura para o nível de risco nas operações de crédito. A seção 3 apresenta a medida do risco, as demais variáveis e, a amostra utilizada. As seções 4 e 5 examinam como o cenário macro afeta o risco de crédito. A seção 6 dedica-se a investigação das reações da indústria bancária frente aos riscos de conjuntura

1. A Relevância da Dinâmica Macroeconômica para o Risco de Crédito

As causas do nível de risco de inadimplência bancária podem ser divididas em dois grupos: fatores macroeconômicos ou conjunturais e, fatores microeconômicos ou idiossincráticos. Enquanto o primeiro grupo está ligado ao estado geral da economia afetando os principais parâmetros econômicos empregados na análise de crédito, o segundo grupo se relaciona com o comportamento individual de cada banco e de seus tomadores de recursos em si (Chu, 2001). Todavia, os fatores conjunturais destacam-se na análise do risco de um portfólio de crédito. Conforme Pesaran *et al.* (2006, p.1248): “*financial institutions are ultimately exposed to macroeconomic fluctuations in the global economy. Their portfolios are typically sufficiently large that idiosyncratic risk is diversified away, leaving exposure to systematic risk*”.

Esta proeminência do cenário conjuntural intensifica-se quando se trata de mercados não desenvolvidos ou emergentes. Em mercados desenvolvidos, a redução da qualidade do crédito normalmente ocorre de forma gradual como parte do ciclo econômico, dando tempo aos bancos para aumentarem os níveis de provisões constituídas ao longo de um período determinado. Em mercados emergentes, a qualidade do crédito pode deteriorar-se subitamente conforme Cunningham (1999).

Indícios que justifiquem um estudo mais profundo do relacionamento ambiente macroeconômico-inadimplência também são encontrados para o caso brasileiro. Em seu trabalho sobre o gerenciamento do risco de crédito no Brasil, Marques (2002, p. 90) conclui que: “para os dados coletados observou-se uma distribuição da incidência do fenômeno inadimplência ao longo do tempo, sendo maior a sua ocorrência nos períodos de oscilações bruscas nos agregados macroeconômicos. Este fato por si só pode indicar a viabilidade de pesquisas de caráter econométrico buscando relacionar o comportamento dos agregados macroeconômicos e a qualidade das carteiras de crédito detidas pelas instituições financeiras”.

2. Mensuração do Risco de Crédito, Variáveis Utilizadas e Amostra

O risco de crédito tem sido um fator determinante do alto custo das operações, o que também explica a dificuldade na obtenção ou mesmo a não concessão de empréstimos pelos bancos. As instituições financeiras quando fazem operações de crédito querem ter a certeza de receber de volta os valores emprestados mais os juros pactuados, dado que, como intermediários financeiros têm obrigações para com os seus depositantes. Como essa certeza inexistente, mesmo para clientes de primeira linha, os bancos cobram um adicional a título de risco de crédito, ou seja, um valor associado à probabilidade de não receber o valor emprestado. Assim, é importante aprofundar o conhecimento das inter-relações entre o risco de crédito bancário e o ambiente macroeconômico.

Antes da modelagem das relações existentes entre o risco de crédito e os fatores macroeconômicos, deve-se explicitar a forma pela qual o risco é aqui medido. Dado o objetivo do trabalho, se faz indispensável uma medida que considere o risco de crédito agregado das instituições bancárias.

Assim, em consonância com os trabalhos do BCB (2005) e de Bignotto e Rodrigues (2006), opta-se pelo uso da Resolução 2.682/99 para fins de obtenção de uma medida de risco de crédito padrão para bancos no Brasil. Não obstante, aplica-se uma pequena modificação para controlar o efeito de novas contratações e de liquidações - a medida relativa ao tamanho da exposição. A medida de risco médio é obtida pela fórmula:

$$\text{Risco de Crédito}_i = \frac{\text{PLCD}_i}{\text{Carteira de Crédito}_i} \quad (1)$$

onde: PCLD (Provisão de Crédito para Liquidação Duvidosa) é o valor apropriado para cobrir a parte do risco de crédito incorrido pelos bancos relativo à perda esperada, ou seja, é o montante de provisão mínimo estabelecido pela Resolução 2.682/99 (de AA a G)¹ para o banco ou conglomerado *i*; Carteira de Crédito é o montante de crédito em risco do banco ou conglomerado *i*.

Portanto, é o percentual que se espera inadimplir do total de empréstimos adimplentes. Com base no portfólio de crédito do banco por nível de risco, aplicam-se os percentuais mínimos exigidos na resolução e, se estabelece, assim, o montante esperado a inadimplir. A razão deste pela carteira de crédito fornece a percentual do portfólio em risco de inadimplência da instituição. O risco é então captado pela migração do crédito entre as faixas².

Seguindo a sugestão de Cunningham (1999) para mercados emergentes, segmenta-se a amostra bancária por tipo de controle: público ou privado. Em suas palavras: “*one can say that the key distinction between different types of banks in emerging markets tends to be between state owned banks and private sector banks*” (CUNNINGHAM, 1999, p.6). No Brasil, entende-se por instituições financeiras públicas aquelas em que os governos federal, estadual ou municipal detêm participação superior a 50% no capital votante, de acordo com a Carta-Circular 2.345, de 25.1.1993 do BCB. As instituições que não se enquadram nesta definição são consideradas de controle privado.

Para cálculo do risco de crédito segundo metodologia adotada no trabalho faz-se necessário informações acerca da carteira de crédito por nível de risco. Estas informações são prestadas pelos bancos ao BCB

¹ A não consideração da faixa H (ou risco 2) se deve ao fato de que o percentual de provisão para esta é de 100%. Não se constitui mais incerteza quanto à inadimplência, pois os créditos aqui já estão em situação de *default* pelo modelo.

² O risco de inadimplência é o principal elemento na modelagem do risco de crédito e pode ser definido como sendo a probabilidade em relação à incapacidade do tomador de honrar seus compromissos de dívida nas bases contratuais previamente estabelecidas. Destarte, o risco de crédito calculado é o risco de inadimplência (também conhecido como risco de *default*) e não de perda. O devedor pode tornar-se inadimplente por atrasar o pagamento sem, contudo, haja perda total ou mesmo parcial pelo banco. A perda se configura mais tarde. No entanto, a inadimplência é um fator não desejado *a priori* pela instituição que espera receber o pagamento nas condições e prazos acordados. Este risco faz parte do cômputo na composição do *spread* bancário.

mensalmente, mas disponibilizadas ao público somente na periodicidade trimestral por intermédio do IFT (Informações Financeiras Trimestrais) presente sítio do BCB na Internet. Contudo, em consonância com a periodicidade mensal das demais variáveis macroeconômicas utilizadas e, visando ao maior grau de liberdade para estimativas, opta-se por dados de crédito mensais. Para tanto, foi obtida junto ao BCB uma base de dados específica contendo informações sobre as operações de crédito desagregadas por instituição financeira, por faixa de risco e, na periodicidade mensal.

A base de dados final é constituída pelas operações de crédito desagregadas por: faixa de risco, instituição financeira e, tipo de controle. A periodicidade é mensal e compreende o período de março de 2000 a junho de 2006³. Fez-se uso deste conjunto de informações para a obtenção das séries de risco de crédito e medição do volume de crédito bancário por tipo de controle. Todas as séries estão em logaritmo natural e dessazonalizadas (se identificado efeito sazonal estável ou móvel).

Duas são as séries de risco calculadas: o risco de crédito dos bancos públicos (LRISK1PUB_SA) e o risco de crédito dos bancos privados (LRISK1PRIV_SA). Além das séries de risco de crédito para os dois segmentos bancários no Brasil, as séries de interesse incluem indicadores macroeconômicos do mercado monetário e da economia real, são elas: LSELIC – corresponde à taxa Selic definida como a série 4.189 do BCB (taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada). LTCOMP – refere-se ao percentual dos recolhimentos compulsórios exigidos relativamente aos depósitos realizados. A taxa de recolhimento compulsório foi calculada através das séries do BCB 1.883 (bancos criadores de moeda – depósitos à vista), 1.884 (bancos criadores de moeda – depósito a prazo, poupança e outros), 7.542 (recolhimentos obrigatórios de instituições financeiras - remunerado) e, 7.543 (recolhimentos obrigatórios de instituições financeiras - não-remunerado), além do COSIF 4.3.0.00.00-5 (recursos de aceites cambiais, letras imobiliárias e hipotecárias, debêntures e similares)⁴. Mais especificamente:

$$\text{Taxa de Compulsório} = \frac{(7.542 + 7.543)}{(1.883 + 1.884 + 4.3.0.00.00 - 5)} \quad (2)$$

LSPREAD – é a diferença entre a taxa de captação e de aplicação em pontos percentuais obtida segundo a série 3.955 do BCB (*spread* médio das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros pré-fixada - total geral). LEMBI – é o prêmio de risco obtido pelo retorno dos títulos *C-Bond* em relação aos retornos dos títulos do Tesouro americano com mesmo prazo de maturidade. A série utilizada é a *EMBI+ Brazil* - retirada do Índice de Títulos da Dívida de Mercados Emergentes ou, *Emerging Markets Bond Index* (EMBI+) - fornecida pelo banco *JP Morgan*. A unidade de medida é ponto-base, no qual dez pontos equivalem a um décimo de 1%. Os pontos-base apontam a diferença entre a taxa de retorno dos títulos do país e a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro americano. Essa diferença é o *spread* soberano. LDESEMPA_SA – utiliza-se a taxa de desemprego aberto do SEADE-DIEESE para a região metropolitana de São Paulo obtida da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), com a observação de que é a única série de desemprego sem interrupções e mudanças metodológicas no período da amostra. LPROD_SA – índice de produção industrial do IBGE (presente na Tabela 2.295), utilizado como *proxy* para o nível de atividade econômica. LPERCONCAT_SA – refere-se às concessões das operações de crédito contempladas na Circular 2.957/1999 e contratadas com taxas de juros livremente pactuadas entre os mutuários e as instituições financeiras (série 4.000 do BCB) sobre o ativo bancário dado pela série 1.936 do BCB (Consolidado bancário - Total do ativo). LPERCONCPFT_SA – é o valor percentual referente às concessões a carteira de pessoa física em relação ao total de concessões. É a razão entre a séries 4.002 (Concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros - Total pessoa física) e 4.000 (Concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros - Total geral). LOPCREDPUBR_SA e LOPCREDPRIVR_SA – montante total das operações de crédito bancárias (por tipo de banco – público ou privado, respectivamente) deflacionado pelo IGP-DI. Os dados são oriundos da base cedida pelo BCB. LPERCPFIPUB_SA e LPERCPFIPRIV_SA – valor percentual da carteira de crédito destinada apenas à pessoa física. Calculado a partir da razão entre as séries do BCB 2.005 (operações de crédito totais do sistema financeiro público - a pessoas físicas) e 2.007 (operações de crédito totais do sistema financeiro público) para as instituições

³ Vale lembrar que a Resolução 2.682/99 tem sua validade a partir de março de 2000.

⁴ Os saldos da conta COSIF (Plano Contábil das Instituições do SFN) são provenientes do balancete 4.010 (SISBACEN).

publicas e, a partir da razão entre as séries 2.041 (operações de crédito totais do sistema financeiro privado - a pessoas físicas) e 2.043 (operações de crédito totais do sistema financeiro privado) para as instituições de controle privado.

Antes da modelagem econométrica e das análises propriamente, as séries de interesse são submetidas a testes para a verificação da existência de estacionariedade. Examina-se como o processo estocástico gerador das séries se comporta ao longo do tempo, isto é, investiga-se a ordem de integração das séries. Para tanto se aplicam os seguintes testes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF, teste t); Phillips-Perron (PP, Z teste) e; o teste de raiz unitária Dickey-Fuller modificado quanto à tendência (DF-GLS, teste ERS) proposto por Elliot, Rothenberg e Stock (1996). Utiliza-se, também, o teste de estacionariedade KPSS de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, e Shin (1994) para efetuar a análise confirmatória dos resultados encontrados pelos testes de raiz unitária⁵. Em situações inconclusivas opta-se ainda pela análise gráfica por meio dos correlogramas. A definição da inclusão ou não da constante e/ou tendência, além do número de defasagens para cada série, é definido de acordo com o critério de Schwarz (SC) e a significância estatística dos parâmetros estimados, partindo sempre de uma dinâmica geral para a particular.

As séries LTCOMP, LEMBI, LOPCREDPUBR_SA e, LOPCREDPRIVR_SA são classificadas como processo integrado de ordem um, ou I(1), pelos quatro testes aplicados (com 90% de confiança). Embora o teste de estacionariedade KPSS não confirme os resultados dos testes ADF, PP e DF-GLS, para as séries em nível LRISK1PUB_SA, LSPREAD e, LDESEMPA_SA, se dá preferência aos resultados dos testes de raiz unitária. As séries LPERCONCAT_SA e LPERCONCPFT_SA também são consideradas processos integrados de ordem um pela maioria dos testes. As demais séries não apresentam resultados conclusivos, portanto, faz-se útil a análise gráfica por correlogramas. Os correlogramas das séries LRISK1PRIV_SA, LSELIC, LPROD_SA, LPERCPFPUB_SA e LPERCPFPRIV_SA indicam que os valores atuais dependem fortemente dos valores passados sugerindo a existência de raiz unitária (queda lenta do coeficiente de autocorrelação amostral) para essas séries. Quanto às séries diferenciadas, os resultados sugerem estacionariedade. Destarte, decide-se pela não estacionariedade das séries em nível, ou seja, são consideradas processos I(1).

3. O Risco de Crédito Bancário no Longo e Curto Prazo

Nesta seção procura-se verificar como os fatores macroeconômicos afetam o risco de crédito das instituições bancárias por tipo de controle. Portanto, pode-se identificar como movimentos conjunturais afetam o risco de crédito bancário e, conseqüentemente, se os movimentos esperados pela teoria econômica se verificam para o país no intervalo temporal em estudo. Em consonância com a vasta literatura empírica que enuncia as séries econômicas como processos integrados de primeira ordem em sua maioria, detectou-se na seção anterior que a maior parte das séries são I(1). Portanto, o passo seguinte é testar a existência de cointegração entre as variáveis envolvidas em cada análise específica. No caso da presença de relações de cointegração, são utilizados a análise estática e os modelos auto-regressivos de defasagens distribuídas para derivação do modelo de correção de erros subjacente.

Para investigar os efeitos quantitativos de curto prazo sobre o risco de crédito bancário de alterações em variáveis-chave do mercado real e monetário, estima-se econometricamente uma equação estrutural para o risco, cuja forma básica é a seguinte:

$$DLRISK1_SA_t = C + \sum_{i=1}^n \alpha_i DLRISK1_SA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i DLDESEMPA_SA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \chi_i DLPROD_SA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_i DLSELIC_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varepsilon_i DLTCOMP_{t-i} + \phi ECM_{t-1} \quad (3)$$

onde: C – é uma constante; DLRISK1_SA – é a primeira diferença do logaritmo do risco de crédito dessazonalizado, sendo que quando se tratar dos bancos públicos a variável será expressa como DLRISK1PUB_SA, e quando referir-se aos bancos privados a variável será chamada de DLRISK1PRIV_SA; DLDESEMPA_SA – é a primeira diferença do logaritmo da taxa de desemprego aberto dessazonalizada; DLPROD_SA – é a primeira diferença do logaritmo do produto industrial dessazonalizado; DLSELIC – é a primeira diferença do logaritmo da taxa de juros Selic; DLTCOMP – é a

⁵ Seguindo as sugestões de Maddala (2003), adota-se o nível de significância de 10% e, em caso de contradição nos resultados dar-se-á preferência aos testes de raiz unitária.

primeira diferença do logaritmo da taxa de compulsório; ECM – variável que se refere ao mecanismo de correção de erros. Este termo procura capturar a distância existente entre o risco de crédito bancário no período corrente e seu valor de equilíbrio de longo prazo, dado pela combinação linear das variáveis explicativas do modelo. É expresso por:

$$ECM_t = LRISK1_SA_t - \gamma_1 LDESEMPA_SA_t - \gamma_2 LPROD_SA_t - \gamma_3 LSELIC_t - \gamma_4 LTCOMP_t + \gamma_5 T_t + C \quad (4)$$

onde: T – é uma variável de tendência determinística; C – é o termo constante.

A especificação em primeiras diferenças (D) deve-se à existência de processo integrado de ordem um que caracteriza as séries envolvidas⁶. Todavia, existe um termo em nível na equação (3), o mecanismo de correção de erros. Para que a equação esteja balanceada no sentido de todos os termos terem a mesma ordem de integração, o ECM deve ser necessariamente estacionário, seja pela obtenção via resíduo I(0) da equação em nível, ou equivalentemente, pela cointegração dos termos existentes no lado direito da equação (4). A equação (3) permite avaliar o relacionamento de curto prazo entre as variáveis sem desconsiderar a relação entre o período corrente e o equilíbrio de longo prazo.

Então, como explicado anteriormente, os modelos foram estimados para duas amostras separadamente: instituições bancárias públicas e instituições bancárias privadas.

4.1 Modelo de Correção de Erros – Bancos Públicos

A primeira exigência para que se possa estimar o modelo de correção de erros e, conseqüentemente, as equações de longo e curto prazo, é que as variáveis envolvidas tenham a mesma ordem de integração, e mais que isto, sejam cointegradas. Sabe-se *a priori* que as variáveis LRISK1PUB_SA, LDESEMPA_SA, LPROD_SA, LSELIC e, LTCOMP são I(1).

De acordo com a metodologia de Engle e Granger, caso a série de resíduos obtida pela estimação da regressão estática do risco de crédito dos bancos públicos seja I(0), fica evidenciada a relação de cointegração entre as variáveis do modelo⁷. O termo residual pode então, ser a estimativa do mecanismo de correção de erros.

Como era de se esperar, os testes sobre a regressão estática estimada não são satisfatórios devido à falta de dinâmica que causa a correlação alta nos erros invalidando a inferência usual. Deste modo, a série de resíduos encontrada não pode ser considerada estacionária⁸. Para superar as limitações e os problemas causados pela falta de dinâmica, estima-se a equação de longo prazo via modelagem ADL. A parametrização do modelo é feita do geral para o específico por meio de uma redução seqüencial das variáveis e *lags* redundantes, observando as estatísticas de testes e os critérios de seleção. O modelo ADL resultante apresenta significância global ao nível de 1% (estatística F) e um R² ajustado de 89, 01%. De acordo com os testes efetuados (ao nível de confiança estatística de 99%), se rejeita o pressuposto de normalidade dos resíduos, mas não se rejeita a hipótese de autocorrelação nula nos resíduos (teste Breusch-Godfrey) e nem de resíduos homoscedásticos em favor de resíduos ARCH. O teste de White para heteroscedasticidade também sugere homoscedasticidade. O teste RESET de Ramsey não apresenta evidências suficientes para o erro de especificação, enquanto os testes de Chow não sugerem a presença quebra estrutural. A condição de estabilidade para a solução de longo prazo é admitida pelo teste de Wald. O teste de *confidence ellipse* não identifica a presença de correlação entre os coeficientes estimados⁹. Então, testa-se a série de resíduos quando a rejeição da presença de raiz unitária por meio da tabela de MacKinnon (1990), ajustada para valores estimados e para o tamanho da amostra.

Tabela 1 - Teste de Raiz Unitária Modificado para o ADL de Longo Prazo – Bancos Públicos

Hipótese Nula: Resíduo ADL de L. Prazo tem Raiz Unitária - Termos Exógenos: Constante - Número de Defasagens: 2		
Dickey-Fuller Aumentado	Estatística t	-7,1842
Valor Crítico*:	Nível de 1%	-5,6184

Notas: Especificação baseada no critério de Schwarz e na significância dos parâmetros. (*) MacKinnon (1990).

⁶ Além disso, observa-se pelos testes efetuados, que as séries de diferenças das variáveis são I(0).

⁷ Os testes convencionais de raiz unitária não podem ser utilizados uma vez que o resíduo é uma variável estimada. Assim, os valores críticos para testar a não existência de raiz unitária, no caso específico de obtenção da relação de cointegração, foram obtidos pela tabela disposta em MacKinnon (1990).

⁸ No entanto, pelo procedimento de Johansen, não é possível rejeitar a hipótese de cointegração dessas variáveis.

⁹ Quanto as estatística auxiliares, o número de coeficientes e equações empregadas gera uma quantidade demasiadamente grande de informações, desta forma, são reportados apenas os resultados.

A hipótese nula de que o resíduo da relação ADL de longo prazo tem raiz unitária é rejeitada para qualquer dos níveis de significância expostos (Tabela 1). Portanto, a série de resíduos gerada por esta relação é I(0). Assim, com base no modelo ADL estimado se obtém os coeficientes das variáveis de interesse na equação de longo prazo para LRISK1PUB_SA (Tabela 2)¹⁰.

Tabela 2 - **Estimação do Vetor de Longo Prazo – Risco de Crédito Bancos Públicos**

Variáveis	Coefficiente	Teste de Wald
LDESEMPA_SA	1,6758	9,5378 ***
LPROD_SA	-3,4925	14,0753 ***
LSELIC	0,3345	0,1017
LTCOMP	-0,7710	11,2348 ***

(*) Rejeita-se ao grau de 10% de significância estatística. (**) Rejeita-se ao grau de 5% de significância estatística. (***) Rejeita-se ao grau de 1% de significância estatística.

O segundo estágio do mecanismo de correção de erros consiste na estimação dinâmica de curto prazo, onde as variáveis aparecem em forma de diferenças, com as restrições em nível sendo incorporadas por meio do termo de correção do erro.

Os coeficientes estimados por OLS podem sofrer viés no caso de endogeneidade entre as variáveis em questão. Diante disto, para evitar que a exogeneidade das variáveis independentes seja apenas assumida na prática, testa-se a endogeneidade pela metodologia de Hausman (1978), que foi rejeitada ao nível de 1%¹¹.

Na Tabela 3 são reportados: o modelo de curto prazo estimado e as estatísticas de diagnóstico. A regressão apresenta significância global ao nível de 1% e um R² ajustado de 41, 01%. Os resultados referentes à equação de correção de erros parecem bastante razoáveis. Os testes de Breusch-Godfrey, de White e, de Ramsey apontam a inexistência de autocorrelação, heteroscedasticidade e, de erro na especificação. O teste ARCH não mostra indícios de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva. Os testes de Chow para verificação da estabilidade dos parâmetros são analisados conjuntamente com os testes de CUSUM e dos estimadores recursivos e, apontam, no geral, estabilidade. Pelo teste de *confidence ellipse* pode-se acreditar na independência entre as estimativas dos coeficientes. Assim, pode-se considerar que o modelo sobrevive a uma bateria de testes sendo fraco apenas no teste de Jarque-Bera que sugere não normalidade nos resíduos. No entanto, a refutação da hipótese de normalidade não inviabiliza o modelo, dado que os estimadores ainda são eficientes dentro da classe de estimadores lineares.

Tabela 3 - **Estimação do Modelo de Curto Prazo – Risco de Crédito Bancos Públicos**

Variável Dependente: DLRISK1PUB_SA - Método: MQO - Observações: 73			
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t
C	0,0058	0,0045	1,2766
DLRISK1PUB_SA(-1)	0,5624	0,1635	3,4391 ***
DLDESEMPA_SA	0,4904	0,2162	2,2685 **
DLPROD_SA(-1)	-0,4561	0,1825	-2,4997 **
DLPROD_SA(-2)	-0,3554	0,1829	-1,9428 *
DLSELIC	3,1276	1,0009	3,1247 ***
DLSELIC(-2)	-2,8170	1,0010	-2,8142 ***
DLTCOMP(-1)	0,2393	0,0914	2,6177 ***
DLTCOMP(-2)	-0,3516	0,1027	-3,4226 ***
ECM (-1)	-0,9241	0,1667	-5,5446 ***
R-quadrado	0,4839	Critério de Schwarz	-3,3447
R-quadrado Ajustado	0,4101	Estatística F	6,5624 ***
GL		Estatística de Teste	Valor
Teste de Wald:			
DLPROD_SA	(1, 63) / 1	Est. F/Qui-quadrado	6,6701 ***
DLSELIC	(1, 63) / 1	Est. F/Qui-quadrado	0,1332
DLTCOMP	(1, 63) / 1	Est. F/Qui-quadrado	21,0102
Jarque-Bera:		J-B statistic	40,2443 ***

¹⁰ As variáveis explicativas têm os mesmos sinais disponibilizados pela relação de cointegração estimada por máxima verossimilhança (teste de Johansen) e, também são coerentes também com os encontrados na regressão estática.

¹¹ Algumas variáveis apresentam ainda exogeneidade forte sugerida pelos testes de precedência temporal de Granger.

Teste Breusch-Godfrey de Correlação Serial: Estatística F 1,8406
Teste ARCH : Estatística F 1,6981
Teste White de Heteroscedasticidade: Estatística F 1,1282
Teste RESET de Ramsey: Estatística F 0,8547
Teste de Chow: 2003:05 Estatística F 1,3440
Teste de Previsão de Chow: 2001:06 to 2006:06 0,4561
(*) Rejeita-se ao grau de 10% de significância estatística. (**) Rejeita-se ao grau de 5% de significância estatística. (***) Rejeita-se ao grau de 1% de significância estatística.

Quanto à análise do modelo em si, alguns pontos devem ser destacados. O coeficiente do termo de correção de erros é negativo como era de se esperar e, significativo a 1%. Destarte, 92,41% do desvio, no período anterior, do equilíbrio de longo prazo é corrigido no presente período através da alteração no risco. Ademais, a significância estatística é uma evidência a mais em favor da cointegração das variáveis em estudo. A própria variável dependente defasada apresenta sinal esperado positivo e, também significativo a 1%. As variáveis reais, DLDESEMPA_SA (significativo a 5%) e DLPROD_SA (significativo conjuntamente a 1%), caminham em direção aos valores de longo prazo apresentando os sinais esperados: positivo e negativo, respectivamente. As variáveis monetárias, DLSELIC e DLTCOMP, mostram um comportamento cíclico no curto prazo e, embora os coeficientes totais tenham os mesmos sinais obtidos no longo prazo, positivo e negativo, respectivamente, o teste de Wald não rejeita a possibilidade de o efeito ser nulo.

4.2 Modelo de Correção de Erros – Bancos Privados

Seguindo a mesma metodologia empregada para os bancos públicos, analisa-se agora o risco de crédito dos bancos privados. Como no caso anterior, todas as variáveis envolvidas são I(1) (em nível e, I(0) diferenciadas) e, cointegradas segundo a abordagem de Johansen.

A regressão estática não apresenta bons resultados nos testes de diagnóstico e seu resíduo não é rejeitado quanto à possibilidade de ser raiz unitária. Deste modo, estima-se a equação em defasagens auto-regressivas distribuídas. A melhor especificação é estabelecida do geral para o específico, partindo de um modelo super-parametrizado. A cada redução se testa a significância de cada variável, de cada período de defasagem e, a significância global, paralelamente, à verificação do critério de informação de Schwarz e de Akaike¹². O modelo final tem significância global ao nível de 1% e, a não condição de estabilidade é rejeitada por Wald. Pelos testes de diagnóstico efetuados não existe evidência de má especificação, de correlação entre as estimativas de coeficientes, de heteroscedasticidade, de resíduos ARCH, de resíduos auto-correlacionados, ou de não normalidade nos resíduos. Quanto à presença de raiz unitária na série de resíduos resultante da relação de longo prazo, esta é rejeitada em favor da estacionariedade dos resíduos (Tabela 4) para os valores críticos obtidos da tabela modificada de MacKinnon (1990).

Tabela 4 - Teste de Raiz Unitária Modificado para o ADL de Longo Prazo – Bancos Privados

Hipótese Nula: Resíduo ADL de L. Prazo tem Raiz Unitária - Termos Exógenos: Constante Número de Defasagens: 0		
Dickey-Fuller Aumentado	Estatística t	-6,8027
Valor Crítico*:	Nível de 1%	-5,6078
Nota: Especificação baseada no critério de Schwarz e na significância dos parâmetros. (*) MacKinnon (1990).		

A partir do modelo ADL se obtém os coeficientes para a relação de longo prazo para LRISK1PRIV_SA (Tabela 5)¹³.

Tabela 5 - Estimação do Vetor de Longo Prazo – Risco de Crédito Bancos Privados

Variáveis	Coefficiente	Teste de Wald
LDESEMPA_SA	0,3694	2,1375 **
LPROD_SA	-1,2610	3,4974 **
LSELIC	1,3557	2,9442 *
LTCOMP	-0,1458	3,1057 **

(*) Rejeita-se ao grau de 10% de significância estatística. (**) Rejeita-se ao grau de 5% de significância estatística. (***) Rejeita-se ao grau de 1% de significância estatística.

Tabela 6 - Estimação do Modelo de Curto Prazo – Risco de Crédito Bancos Privados

¹² Vale destacar que apesar de estar em desuso o valor do R² se moveu sempre na mesma direção dos critérios AIC e SC.

¹³ As variáveis têm os mesmo sinais disponibilizados pelo procedimento de Johansen:

Variável Dependente: DLRISK1PRIV_SA - Método: MQO - Observações: 69

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t
C	0,0005	0,0022	0,2359
DLRISK1PRIV_SA(-1)	0,6016	0,1698	3,5421 ***
DLRISK1PRIV_SA(-6)	0,2522	0,0767	3,2890 ***
DLDESEMPA_SA(-1)	0,2115	0,1110	1,9054 *
DLDESEMPA_SA(-2)	-0,6657	0,1298	-5,1293 ***
DLDESEMPA_SA(-3)	0,2175	0,1090	1,9950 **
DLPROD_SA(-1)	-0,1987	0,0879	-2,2606 **
DLPROD_SA(-2)	-0,1733	0,0873	-1,9837 **
DLPROD_SA(-5)	-0,2366	0,0850	-2,7837 ***
DLTCOMP(-1)	0,1191	0,0447	2,6618 ***
ECM (-1)	-0,4942	0,1926	-2,5667 **
R-quadrado	0,5388	Critério de Schwarz	-4,7994
R-quadrado Ajustado	0,4592	Estatística F	6,7748 ***

	GL	Estatística de Teste	Valor
Teste de Wald:			
DLRISK1PRIV_SA	(1, 58) / 1	Est. F/Qui-quadrado	22,5618 ***
DLDESEMPA_SA	(1, 58) / 1	Est. F/Qui-quadrado	2,0460
DLPROD_SA	(1, 58) / 1	Est. F/Qui-quadrado	12,6853 ***
Jarque-Bera:		J-B statistic	2,9799
Teste Breusch-Godfrey de Correlação Serial: Estatística F 1,2967			
Teste ARCH : Estatística F 1,8397			
Teste White de Heteroscedasticidade: Estatística F 0,6525			
Teste RESET de Ramsey: Estatística F 0,3388			
Teste de Chow: 2003:05 Estatística F 1,5491			
Teste de Previsão de Chow: 2001:06 to 2006:06 Estatística F 3,1070**			

(*) Rejeita-se ao grau de 10% de significância estatística. (**) Rejeita-se ao grau de 5% de significância estatística. (***) Rejeita-se ao grau de 1% de significância estatística.

O termo de correção de erros apresenta sinal negativo e significativo (5%). O coeficiente deste mecanismo de correção aponta para um ajustamento de 49,42% do desequilíbrio em relação à solução de longo prazo a cada mês. Isto significa que o desequilíbrio é corrigido com relativa rapidez, de modo que todo o ajuste ocorre dentro de um trimestre.

A variável dependente defasada apresenta sinal esperado positivo e também significativo a 1% e corrobora para a suspeita de cointegração. A elasticidade do desemprego no curto prazo evidencia um comportamento cíclico sendo seu efeito total negativo. Isto poderia ser ocasionado, por exemplo, por ganhos de produtividade advindos da redução de empregados que melhoram a situação das firmas e, conseqüentemente, reduzem o risco de crédito das mesmas. Todavia, no curto prazo pelo teste de Wald não se rejeita a possibilidade do efeito ser zero. Mesmo no longo prazo, o desemprego, apesar de significativo estatisticamente (5%), não parece afetar de forma substancial (coeficiente de 0,37) o risco de crédito do portfólio dos bancos privados se comparado ao produto e a Selic. Quanto à elasticidade-produto, esta é significativa (1%) e negativa no curto prazo, caminhando em direção ao efeito de longo prazo, ou seja, um incremento na atividade industrial proporciona reduções no risco de crédito também para os bancos privados. A Selic não se mostrou significativa até 10%, nem termos individuais, nem conjuntamente. O aperto monetário medido pelo compulsório indica um efeito positivo no risco para os bancos privados no curto prazo.

4. O Impacto e a Variância de Choques sobre Risco de Crédito Bancário

Para um exame mais minucioso acerca do risco de crédito bancário no Brasil, a partir de 2000, adota-se uma abordagem de equações simultâneas, ou especificamente, do modelo de auto-regressão vetorial (VAR). Esta abordagem alternativa permite verificar as inter-relações entre as variáveis fazendo uso de duas análises empíricas: as funções impulso-resposta e a decomposição da variância.

Conforme sugere Chu (2001), o *spread* pode ter um caráter antecipador sobre a inadimplência, por consistir em um previsor de risco. Logo, além do uso de equações múltiplas, esta seção também incorpora o

spread (LSPREAD) na análise, dada à possibilidade de existência de endogeneidade não inviabilizar o modelo. Isto ocorre, porque a metodologia VAR/VEC permite a análise da interação dinâmica entre as variáveis sem ter que assumir, a princípio, a endogeneidade de uma ou mais variáveis.

Quanto à ordem de integração das séries de interesse, todas são I(1), inclusive a LSPREAD. Dada à inclusão da variável *spread*, se fazem necessários novos testes para a identificação da existência ou não de vetores cointegrantes. Caso estes existam, a aplicação do VAR, sem a consideração dos mesmos vetores, irá acarretar estimações tendenciosas e problemas de espuriedade decorrentes da má especificação. A simples diferenciação das variáveis (cointegradas) para resolução do problema de não estacionariedade das séries ocasiona perda relevante de informação econômica de longo prazo. Portanto, no caso da rejeição da inexistência de vetor cointegrante, acrescenta esta informação a respeito da trajetória de longo prazo das séries ao VAR, gerando um VEC com maior robustez. Outro argumento a favor do uso do VEC, em casos assim, é que as interações dinâmicas entre as variáveis tendem a mudar a cada fluxo em que é inserida no sistema. Como na metodologia anterior a análise será dividida em: bancos públicos e privados.

5.1 Modelo de Correção de Erro Vetorial – Bancos Públicos

Dada a ordem de integração unitária para as variáveis envolvidas testa-se a existência de um ou mais vetores de cointegração pelo método sistêmico de Johansen. O primeiro passo implica na definição do número de defasagens. A escolha é feita com base nos critérios de: razão de máxima verossimilhança modificado (LR), erro de predição final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

De acordo com todos os testes o ideal seriam duas defasagens no VAR e, portanto, uma defasagem para o teste de Johansen. Os resíduos destes modelos não são auto-correlacionados. Conforme sugestão de Hall¹⁴ (*apud* Marques, 1992) considera-se aquele modelo que proporcione os menores valores para as estatísticas do traço e do máximo valor próprio. Neste caso os resultados convergiram.

A inclusão dos componentes determinísticos (constante e tendência) na relação cointegrante e a omissão da tendência no vetor auto-regressivo são escolhidas com base nos critérios de Schwarz e Akaike e pela análise gráfica das variáveis envolvidas. Esta especificação não diverge da empregada na cointegração presente na equação estrutural desenvolvida para os bancos públicos. Para determinar o número de vetores de cointegração utiliza-se a estatística do traço e do máximo autovalor que indicam, respectivamente, três e duas relações cointegrantes. Apesar de o número de relações ter variado conforme o teste, o fato importante é a impossibilidade de se rejeitar a existência de relações de cointegração, ou seja, é adequado usar um modelo VEC para o caso em questão. A sugestão de Enders (2003), de priorizar o resultado da estatística de máximo autovalor, é ratificada tanto pelo critério de Schwarz e pelos testes de diagnóstico (ambos sobre o VEC subjacente), quanto pelo princípio da parcimônia. Todos indicam o uso de dois vetores de cointegração.

A existência de vetores cointegrantes impõe a transformação do modelo VAR no modelo de correção de erro vetorial (VEC) para análise das inter-relações dinâmicas. A validade da especificação depende da não correlação serial, da normalidade e da homoscedasticidade nos resíduos. Para tanto foram realizados diversos testes. Pelo teste de Portmanteau e pelo teste do multiplicador de Lagrange - LM não se rejeita a autocorrelação nula. Quanto ao teste de White para a heteroscedasticidade, estima-se com e sem a inclusão de termos cruzados. Por ambas especificações, não existem razões suficientes para rejeitar a hipótese nula de resíduos homoscedásticos¹⁵. Para o diagnóstico da normalidade efetuam-se os testes de Lutkepohl e de Doornik-Hansen. Estes não evidenciam presença de não normalidade multivariada nos resíduos. É desejável ainda, a estacionariedade do sistema de equações múltiplas. Por meio dos autovalores da matriz de longo-prazo pode-se verificar a estacionariedade dos componentes de um VAR. Para um p -dimensional VAR com d lag(s), existem $p.d$ autovalores, onde p é o número de variáveis endógenas. Caso todos os autovalores estejam dentro do círculo unitário, pode-se considerar a estabilidade nos parâmetros. No caso do VEC, é imposto que $p-r$ autovalor(es) esteja(m) sobre o círculo unitário, onde r é o número de relações

¹⁴ HALL, S. G. (1991). The Effect of Varying Length VAR Models on the Maximum Likelihood Estimates of Cointegrating Vectors. *Scottish Journal of Political Economy*, v. 38, n.4, p. 317-23, Nov.

¹⁵ Os resultados são mencionados com um grau de confiança de 95% (e não se alteram à 99%).

cointegrantes¹⁶. Neste caso específico, têm-se seis variáveis endógenas e dois vetores de cointegração, portanto, quatro raízes unitárias. Os demais autovalores estão dentro do círculo unitário.

É sabido que, na metodologia VAR/VEC, a ordenação das variáveis influi nos resultados advindos das análises impulso-resposta e da decomposição da variância. Diante disto, para evitar a arbitrariedade na ordenação aplica-se previamente o teste de Granger/Wald (*Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*). Este procedimento calcula a significância conjunta de cada variável endógena defasada para cada equação do modelo. A partir da estatística qui-quadrado, ordenam-se as variáveis das mais exógenas para as mais endógenas (dos menores para os maiores valores da estatística)¹⁷. Os resultados estão presentes na Tabela 7.

Tabela 7 - **Critério de Ordenação das Variáveis – Bancos Públicos**

	Variável Dependente											
	Desemprego		Produto		SELIC		Compulsório		R. de Crédito (Púb.)		Spread	
	Qui-quad.	Prob.	Qui-quad.	Prob.	Qui-quad.	Prob.	Qui-quad.	Prob.	Qui-quad.	Prob.	Qui-quad.	Prob.
Desemprego	-	-	1,8734	0,1711	0,0000	0,9971	1,9530	0,1623	1,8535	0,1734	1,0687	0,3012
Produto	4,6848	0,0304	-	-	0,1281	0,7204	0,0945	0,7585	3,9598	0,0466	2,5386	0,1111
SELIC	0,1284	0,7201	0,0028	0,9579	-	-	0,0008	0,9773	7,9937	0,0047	15,4475	0,0001
Compulsório	0,7152	0,3977	1,7280	0,1887	3,5197	0,0606	-	-	14,6926	0,0001	14,8449	0,0001
R. de Crédito (Púb.)	0,3671	0,5446	3,1881	0,0742	0,4205	0,5167	0,2057	0,6502	-	-	4,7302	0,0296
Spread	0,1499	0,6986	2,0309	0,1541	2,8061	0,0939	4,7011	0,0301	9,7831	0,0018	-	-
Total	5,3532	0,3743	6,6441	0,2485	6,7715	0,2382	9,8685	0,0790	33,2531	0,0000	35,9492	0,0000

Nota: Os valores para o probabilidade foram calculados pelo Eviews 5.

A ordenação proposta é: Desemprego, Produto Industrial, Selic, Compulsório, Risco de Crédito (Público) e, *Spread*. Conseqüentemente, como se conjecturava no modelo anterior, a variável de interesse no estudo – risco de crédito – é afetada contemporaneamente por quase todas as variáveis testadas, exceto pelo *spread*. Assim, além de consistente estatisticamente, esta ordenação tem sentido teórico.

Uma vez estimado o modelo VEC, realizado os testes de robustez e, ordenado as variáveis, parte-se para análise das funções impulso-resposta e da decomposição da variância. Devido à frequência mensal dos dados apresentam-se as análises para o período de doze meses após a ocorrência do choque. A estabilidade dos efeitos depois de um ano sanciona esta janela de análise.

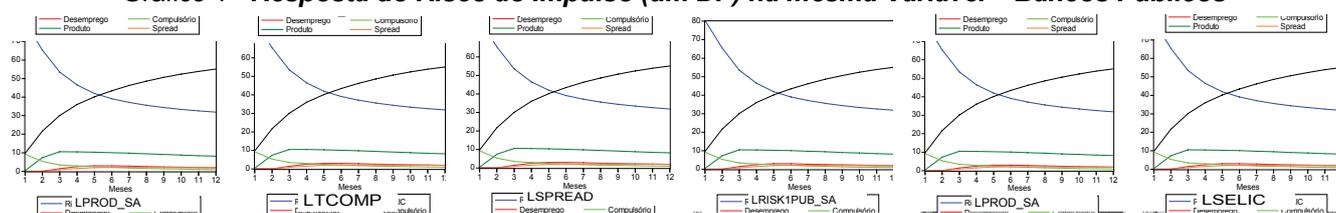
Conforme Enders (2003), as funções de resposta ao impulso mostram os efeitos de longo prazo das séries temporais quando há um determinado choque exógeno em alguma das variáveis do modelo. Portanto, as funções impulso-resposta apontam a reação do risco de crédito bancário quando há alguma inovação exógena nas variáveis incorporadas no modelo.

As funções são obtidas pela tradicional decomposição de Cholesky. Para fins de comparação da ordenação previamente definida calculam-se também as funções de impulso-resposta pela metodologia proposta em Pesaran e Shin (1998). Estes autores constroem um grupo de inovações ortogonais que não dependem da ordenação. Estas funções especiais são conhecidas como impulsos generalizados (GIR). Este método não impõe *a priori* restrições quanto à importância relativa de cada variável sobre o processo de transmissão. O comparativo entre as duas metodologias possibilita a ratificação ou refutação da ordenação prévia.

Desta forma, o relacionamento entre o risco de crédito bancário a cada um dos fatores macroeconômicos é examinado pelo cômputo das funções de impulso-resposta (via decomposição de Cholesky e GIR) derivadas da estimação de seis equações do modelo VEC. Uma inovação em qualquer das variáveis deve ser interpretada como um inesperado choque econômico (medido pelo impulso de um desvio padrão na volatilidade).

As funções traçam o efeito de um choque contemporâneo de uma inovação nas variáveis endógenas correntes e futuras. Pelo Gráfico 1 a seguir é possível comparar a magnitude das respostas do risco de inadimplência às alterações em si próprio e nas demais variáveis.

Gráfico 1 - **Resposta do Risco ao Impulso (um DP) na mesma Variável – Bancos Públicos**



¹⁶ Ver Lüttkepohl (2005).

¹⁷ Para maiores detalhes ver Enders (2003).

De modo geral, não foram verificadas grandes diferenças nos resultados obtidos pelas duas metodologias¹⁸. Apesar da resposta no risco de crédito ser mais sensível pelo método generalizado, o formato das funções impulso-resposta é semelhante para cada variável, demonstrando boa aderência da ordenação escolhida na metodologia de Cholesky. Nota-se também, que em todos os casos, os impulsos causaram efeitos duradouros, sendo estes estáveis apenas após um ano.

O choque na volatilidade do risco gera reação positiva e crescente risco de crédito a partir do segundo mês após o choque. O mesmo ocorre pelo impulso no desemprego, sendo o efeito positivo, no entanto, decrescente após o quinto mês. Um choque no produto causa uma significativa redução no risco - como já era esperado pela teoria. Por sua vez, inovações nas variáveis monetárias - Selic ou compulsório - elevam o risco de crédito sendo o efeito maior no caso da taxa de juros básica da economia. O choque no compulsório no primeiro mês reduz o risco, mas passa a elevá-lo nos meses seguintes a taxas crescentes e decrescentes sucessivas. Este comportamento cíclico se assemelha ao obtido pela equação estrutural do modelo de correção de erros. O impulso nos demais fatores macroeconômicos gera sinais de respostas que também vão ao encontro dos resultados oriundos do ECM. No geral, a Selic e o produto industrial se destacam quanto à intensidade de seus respectivos choques sobre o risco.

Uma observação importante é a redução no risco de crédito dos bancos públicos quando de um choque no *spread* bancário. O efeito antecipador do *spread* sobre a expectativa de inadimplência não é verificado para os bancos públicos. Isto sugere que possa existir um descolamento nas expectativas de inadimplência presentes na constituição do *spread* e o risco medido nos bancos públicos. Outra explicação seria que a maior volatilidade no *spread* gera atitudes defensivas por parte dos bancos públicos no que tange a concessão de empréstimos e, conseqüentemente, reprime o nível de risco.

Enquanto a função impulso-resposta traça o efeito de um choque em uma variável endógena sobre as outras variáveis, a decomposição da variância separa a variação em uma variável entre os componentes do choque. Providencia assim, informação sobre a importância relativa de cada inovação que afeta as variáveis do modelo. Em síntese, o objetivo da técnica é explicitar a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas (Enders, 2003).

Tabela 8 - **Decomposição de Variância (%) para o Risco de Crédito dos Bancos Públicos**

Período	Desemprego	Produto	Selic	Compulsório	R.Créd. (Púb.)	Spread
1	0,1411	0,4426	9,7189	9,3293	80,3681	0,0000
2	0,1026	7,3781	21,6912	5,3444	65,4020	0,0816
3	1,4858	10,5464	30,1135	3,4801	53,5084	0,8658
12	1,9631	8,1972	55,1129	0,9443	31,8821	1,9005

Nota: Ordenação das variáveis: desemprego, produto, Selic, compulsório, risco de crédito bancos públicos, e *spread*.

De acordo com a Tabela 8, que expressa a decomposição da variância para doze meses após o choque, a maior parte do comportamento do risco de crédito dos bancos públicos deve-se à Selic (55,11%), ao próprio risco (31,88%) e, ao produto industrial (8,20%). As demais variáveis apresentam efeitos semelhantes: desemprego (1,96%), *spread* (1,90%) e, compulsório (0,94%).

Então, os resultados encontrados na função impulso-resposta e na decomposição da variância mostram como principais determinantes macroeconômicos do risco de crédito dos bancos públicos no Brasil: a taxa Selic e o produto. Enquanto um choque positivo na primeira impulsiona o risco de crédito, na segunda o reprime.

5.2 Modelo de Correção de Erro Vetorial – Bancos Privados

Todas as variáveis envolvidas são I(1), conforme seção **Erro! A origem da referência não foi encontrada.** Destarte, por meio do teste de Johansen, procura-se identificar a existência de vetores cointegrantes e, em caso de confirmação, o número sugerido. Antes porém, é necessário a escolha do número de defasagens a ser utilizada. A escolha é determinada pelo conjunto de critérios LR, FPE, AIC, SC e HQ.

Apesar de não haver unanimidade entre os critérios de seleção do *lag*, o escolhido é o menor (duas defasagens no modelo de auto-regressão vetorial e uma para o teste de cointegração), dado que este foi

¹⁸ Um impulso na própria variável que se obtém a resposta (Risco) gera funções idênticas.

indicado: pela maioria dos critérios na determinação das defasagens (AIC, SC e HQ); pela metodologia de Hall (1991); pelos critérios SC e AIC do modelo subjacente e; pelo princípio da parcimônia conjunto à análise dos resíduos.

A opção pelo uso da constante e da tendência na relação cointegrante e, a constante no VAR, é fundamentada nos critérios de Schwarz e Akaike e pela análise gráfica das variáveis envolvidas. A especificação dos componentes determinísticos empregada na cointegração converge com a utilizada no modelo de correção de erros para bancos privados. Esta definição sugere, com 5% de significância estatística, a existência de um vetor de cointegração conforme os testes do traço e do máximo autovalor. Diante disso, decide-se por analisar as interações dinâmicas entre essas variáveis no contexto de um modelo VEC.

A robustez do modelo é examinada por meio de um conjunto de testes. Quanto à autocorrelação, os testes de Portmanteau e do multiplicador de Lagrange não apresentam indícios significativos (grau de 99% confiança) de existência. A análise visual dos resíduos corrobora com esta evidência. Pelos testes de White, com e sem adição dos termos cruzados, não existem motivos para se rejeitar a hipótese de resíduos homoscedásticos. Com 1% de significância a normalidade nos resíduos é rejeitada pelo teste de Lutkepohl, porém não rejeitada pelo teste de Doornik-Hansen. As seis variáveis endógenas e o vetor cointegrante impõem cinco autovalores sobre o círculo unitário. Todavia, os demais autovalores possuem valores em módulo menores que um. Portanto, os resultados validam a especificação do modelo especificado, podendo assim seguir para as análises específicas das funções impulso-resposta e da decomposição da variância.

Para definir um ordenamento estatisticamente consistente, empregou-se o teste de endogeneidade das variáveis (*Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*), útil no sentido de ordenar as variáveis por grau de exogeneidade. Os resultados estão na Tabela 9 abaixo:

Tabela 9 - Critério de Ordenação das Variáveis – Bancos Privados

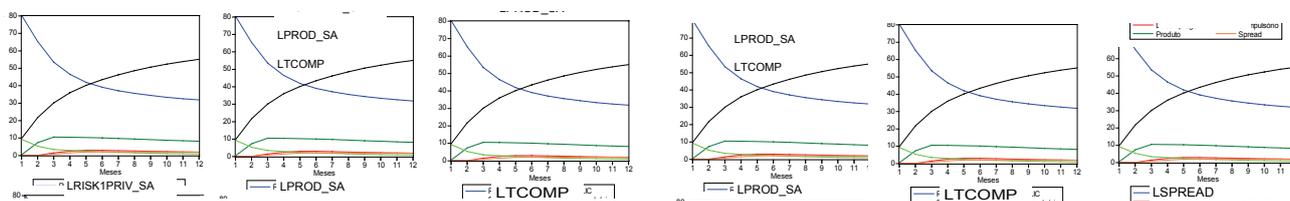
	Variável Dependente											
	Compulsório		Desemprego		SELIC		Produto		Spread		R. de Crédito (Priv.)	
	Qui-quad.	Prob.	Qui-quad.	Prob.	Qui-quad.	Prob.	Qui-quad.	Prob.	Qui-quad.	Prob.	Qui-quad.	Prob.
Compulsório	-	-	3,4955	0,0615	5,2401	0,0221	1,0002	0,3173	7,4437	0,0064	0,0420	0,8376
Desemprego	1,9225	0,1656	-	-	0,2376	0,6259	2,2004	0,1380	2,6173	0,1057	16,0402	0,0001
SELIC	0,0666	0,7963	0,2271	0,6337	-	-	2,7865	0,0951	13,5901	0,0002	9,3754	0,0022
Produto	0,9934	0,3189	3,9513	0,0468	1,0608	0,3030	-	-	0,1086	0,7417	10,2117	0,0014
Spread	7,1908	0,0073	0,1322	0,7161	1,6961	0,1928	5,1735	0,0229	-	-	6,5796	0,0103
R. de Crédito (Priv.)	0,3428	0,5582	4,6128	0,0317	5,8147	0,0159	0,0001	0,9927	0,1340	0,7144	-	-
Total	12,3956	0,0298	12,9643	0,0237	13,8988	0,0163	15,7301	0,0077	23,1560	0,0003	29,5919	0,0000

Nota: Os valores para o probabilidade foram calculados pelo Eviews 5.

A ordenação é a seguinte: Compulsório, Desemprego, Selic, Produto Industrial, *Spread* e, Risco de Crédito Bancos Privados. A variável de interesse, o risco, é, por conseguinte, a mais endógena. Em consonância com o modelo de uma equação presente na seção 0, o risco de crédito dos bancos privados é influenciado por todas as demais séries (inclusive o *spread*) respondendo aos choques no mesmo período. Além disto, a ordem sugerida, embora não tenha sido determinada *a priori* pelo conhecimento teórico, apresenta coerência com o mesmo. O nível de compulsório é a variável mais exógena, dado seu controle parcial pelo BCB; o *spread* bancário é afetado pelos fatores macroeconômicos selecionados - como é sugerido por diversos estudos realizados no Brasil; o produto sofre efeito do lado monetário e do desemprego e, o patamar de risco de crédito dos bancos privados é influenciado pela conjuntura econômica.

Pelos mesmos motivos apresentados para as análises de impulso e de variância sobre os bancos públicos, utiliza-se doze meses para as instituições privadas. Logo, são apresentadas, abaixo, as simulações de choques das variáveis envolvidas no modelo sobre o risco de crédito dos bancos privados. O objetivo é identificar o comportamento do risco de crédito médio diante dos impulsos e, simultaneamente, a persistência dos efeitos. As respostas do risco de crédito bancário aos choques de cada variável que consta no modelo são apresentadas a seguir (Gráfico 2).

Gráfico 2 - Resposta do Risco ao Impulso (um DP) na mesma Variável – Bancos Privados



A ordenação utilizada para Cholesky gera funções similares a da GIR¹⁹, o que por sua vez, minimiza os possíveis efeitos de composição presentes nos choques ortogonais. Em âmbito geral, as respostas se estabilizam sete meses após a inovação simulada.

O risco de crédito reage positivamente após o choque em sua volatilidade, entretanto, este efeito reduz-se com o passar do tempo retornando a um estágio estacionário. O impulso simulado no desemprego ocasiona elevação do risco nos três primeiros meses, mas inverte seu efeito nos meses seguintes. No entanto, este efeito é muito próximo de zero. Estes resultados se assemelham aos efetuados pelo modelo de correção de erros para os bancos privados, onde o comportamento foi cíclico e com indícios de ser nulo pelo teste de Wald. A resposta no risco advinda do choque no produto também é coerente com o ECM, ou seja, reduz-se o risco significativamente tanto no curto quanto no longo prazo. Os choques produzidos por qualquer das variáveis monetárias causam elevações permanentes no risco de crédito dos bancos privados, todavia, em termos de magnitude, os efeitos gerados pela Selic e pelo compulsório quando comparado ao do *spread* se sobressaem. A mesma intensidade somente é observada, no sentido contrário, pelo efeito do choque no produto. No caso dos bancos privados, os resultados corroboram com os propostos pela teoria.

A segunda etapa da análise dos bancos privados por equações múltiplas concentra-se na análise de decomposição da variância dos erros de previsão, que é útil por mostrar a evolução do comportamento dinâmico das variáveis em consideração n períodos à frente.

A análise de decomposição da variância (Tabela 10) indica que as variáveis mais importantes para a explicação da variância do risco de crédito bancário doze meses após o choque são, além dela mesma (36,97%), o compulsório (26,65%), o produto (18,26%) e, a Selic (13,05%). O percentual referente ao *spread* se mantém em cerca de quatro ao longo do período de um ano. A parte da variância explicada pelo desemprego, a partir do segundo mês, reduz-se atingindo 0,68% doze meses após o choque.

Tabela 10 - Decomposição de Variância (%) para o Risco de Crédito dos Bancos Privados

Período	Compulsório	Desemprego	Selic	Produto	Spread	R.Créd. (Priv.)
1	0,0831	0,7486	2,0357	0,0229	1,2492	95,8604
2	0,9770	3,7237	1,0666	3,0644	1,3220	89,8463
3	6,2696	2,7697	0,6548	13,7877	2,2969	74,2213
12	26,6489	0,6770	13,0539	18,2606	4,3879	36,9716

Nota: Ordenação das variáveis: compulsório, desemprego, Selic, produto, *spread*, e risco de crédito bancos privados.

Pelo exame conjunto das respostas aos impulsos e da decomposição da variância conclui-se que as variáveis macroeconômicas mais importantes como determinantes do risco de crédito nos bancos privados no Brasil são: a taxa de compulsório, a taxa Selic e, o produto.

Destarte, pelos resultados das análises de função impulso-resposta e de decomposição da variância, sugere-se que a taxa de juros básica e o nível de atividade econômica são os principais determinantes macroeconômicos do risco de crédito bancário no Brasil.

Em termos globais, ao se comparar os resultados obtidos pelo ECM e pelo VEC, também se verifica a importância do crescimento do produto e da redução da taxa de juros para a melhoria da qualidade da carteira de crédito dos bancos e, por sua vez, do risco de crédito. Se pelo lado real, os efeitos causados sobre o risco de crédito bancário por alterações no produto destacam-se em relação ao desemprego, pelo lado monetário, a Selic sobressai frente às outras variáveis devido ao forte vínculo da taxa básica da economia com os demais fatores macroeconômicos.

Percebe-se ainda, que os bancos públicos são mais sensíveis às oscilações macroeconômicas em comparação aos bancos privados. O impacto de mudanças dos fatores no cenário conjuntural são maiores para as instituições bancárias do setor público. A próxima seção estuda o processo de interação entre os bancos e a dinâmica macroeconômica. Esta interatividade pode ser responsável por causar o efeito distinto sobre o risco de crédito na carteira dos bancos públicos.

5. O Risco Macro e Micro – Uma Análise por meio da Cointegração

Os fatores conjunturais afetam o risco que os bancos incorrem ao operar uma carteira de crédito. No entanto, este risco não apenas é imposto pelo cenário econômico, mas também pelas características

¹⁹ No caso do choque no próprio risco o impulso se sobrepõem.

intrínsecas dos tomadores de recursos envolvidos e da própria instituição bancária. Esta combinação dos fatores microeconômicos é o risco idiossincrático.

As instituições financeiras, diante do grau de incerteza do cenário econômico, alteram a postura quanto à seleção e oferta das operações de crédito para prevenirem-se de eventuais mudanças no nível de inadimplência. Aqui está o cerne da questão. Bancos são inerentemente pró-cíclicos, isto é, são mais seletivos nas operações de crédito em períodos de maiores incertezas econômicas e, vice-versa. O controle parcial sobre o perfil da carteira de crédito possibilita às instituições bancárias manterem o nível de risco dentro de um intervalo preestabelecido por elas. Este controle ocorre pelo risco idiossincrático de sua carteira - pela capacidade de escolha dos tomadores e pelo perfil de risco destes - e permite-se, assim, aos bancos contrabalancear os efeitos provindos do ambiente macroeconômico. Momentos de recessão ou depressão econômica estimulam a postura defensiva dos bancos na oferta de crédito e, eleva o nível de qualidade exigido para tomada de empréstimos. Por outro lado, em momentos de crescimento econômico e redução das incertezas macroeconômicas, os bancos aumentam suas concessões de crédito e reduzem as exigências e os obstáculos à tomada de empréstimos²⁰.

Destarte, o risco de crédito, além de seu componente conjuntural ditado pelo ambiente macroeconômico, está associado aos aspectos idiossincráticos dos tomadores de recursos em si. A instituição bancária, apesar de ser capaz de influenciar, não tem controle sobre as variáveis macroeconômicas. Todavia, são capazes de modificar o perfil de sua carteira de crédito visando incorrer em maior ou menor grau de risco. Por conseguinte, os bancos - a despeito de serem afetados pelo risco macroeconômico - conseguem interferir no risco microeconômico da sua carteira. Este controle parcial sobre o risco idiossincrático, ao nível do portfólio, pode ser utilizado para compensar alterações do risco conjuntural. Aumentos no risco macroeconômico induziriam contrapartidas via risco microeconômico buscando a manutenção do risco total em um patamar desejado e, preestabelecido pela administração do banco. A instituição bancária age, assim, de forma a gerir eficientemente o risco/retorno das operações de crédito.

Portanto, pretende-se investigar esta suspeita para o Brasil no período em estudo. O risco de crédito medido ao longo do trabalho, segundo a metodologia adotada, refere-se ao risco de crédito total, isto é, inclui o risco macro e o microeconômico. É o risco de inadimplência da carteira levando em consideração as características dos tomadores e do ambiente econômico em que estes se inserem. A despeito da consciência teórica sobre a separação do risco em macro e micro, sua ruptura analítica é complicada. Conseguir uma medida padronizada para o risco idiossincrático da carteira de crédito bancária apartada do risco macroeconômico não é simples, não obstante os avanços estatísticos e matemáticos acerca do risco. Portanto, empregam-se medidas que demonstrem os movimentos na carteira de crédito induzidas pelos bancos com o intuito de modificarem o risco idiossincrático total.

Opta-se em analisar primeiramente a relação de cointegração entre o risco micro e macro para toda amostra de bancos, e, depois, com outro conjunto de *proxies*, analisar por tipo de banco. Se a captura do risco idiossincrático não é possível, diversos indicadores que mensurem a postura do banco, no que concerne às mudanças do risco idiossincrático, são empregados como *proxies*.

As oscilações do risco microeconômico por parte das instituições bancárias no Brasil são medidas pelas séries de concessão de crédito: LPERCONCAT_SA e LPERCONCPFT_SA. Também, duas são as *proxies* - tomadas separadamente - empregadas para capturar os movimentos na carteira de crédito dos bancos públicos e privados com o intuito de alterar o risco microeconômico: o montante das operações de crédito real (LOPCREDPUBR_SA e LOPCREDPRIVR_SA) e o percentual da carteira referente à pessoa física (LPERCPF PUB_SA e LPERCPFPRIV_SA).

À luz de trabalhos empíricos presentes na literatura (por exemplo, KOYAMA; NAKANE, 2002a e 2002b e; AFANASIEFF; LHACER; NAKANE, 2002), utiliza-se o risco país (LEMBI) como *proxy* do risco macroeconômico. Logo, esta série de risco é contrastada ao par com cada uma das *proxies* de alterações do risco idiossincrático. Sabe-se que alterações no portfólio de crédito de uma instituição bancária é demorada dada as próprias características intrínsecas dos empréstimos. No processo de liquidação de operações já existentes e, de contratação de novas, provenientes de políticas definidas pela administração, existe defasagem temporal. Por conseguinte, mudanças na constituição da carteira de crédito

²⁰ O ciclo de crédito segue de perto o ciclo econômico. Para ver esta associação, inclusive para a América Latina, remeter a Ocampo (2002).

são, a princípio, de médio e longo prazo. Assim, para verificar a relação das duas variáveis no longo prazo emprega-se a análise de cointegração.

Deste modo, verifica-se a cointegração entre as séries pelo modelo de proposto em Johansen (1988 e 1991), que faz uso de um VAR. Sabe-se, *a priori*, que as séries envolvidas são processos integrados de primeira ordem e, portanto, existe a possibilidade de cointegração. Caso as séries cointegrem, pode-se dizer que existe uma relação de longo prazo entre elas e os coeficientes do vetor de cointegração são elasticidades de longo prazo da reação dos bancos a mudanças no risco macroeconômico.

6.1 A Relação Risco Macro e Micro – Conglomerado Bancário

Quanto à análise conjunta das instituições bancárias presentes no país, verifica-se a cointegração entre o risco macroeconômico e as concessões de crédito relativas ao ativo bancário e; entre o risco macro e o percentual de concessões às pessoas físicas.

6.1.1 A Relação entre o Risco País e a Concessão de Crédito por Ativo Bancário

A série de concessões das operações de crédito são contratadas com taxas de juros livremente pactuadas entre os mutuários e as instituições financeiras²¹. Não inclui as operações de crédito rural, de repasses do BNDES ou quaisquer outras lastreadas em recursos compulsórios ou governamentais. Esta série ponderada pela série referente aos valores de ativo bancário é, portanto, o percentual de concessões de crédito relativa ao ativo. O aumento da concessão apenas em função da elevação do ativo e, vice-versa, são controlados. Deste modo, contra oscilações no cenário macroeconômico os bancos podem conceder um valor maior ou menor de crédito. Deste modo, parte dos recursos bancários pode ser aplicada em outros ativos com perfil de risco diferenciado, em detrimento da concessão de crédito.

Portanto, as *proxies* empregadas nesta subseção para o risco micro e macroeconômico são, respectivamente: LPERCONCAT_SA e LEMBI. Pelo teste de precedência temporal de Granger têm-se suspeitas de que o risco macroeconômico precede ao risco micro.

Para a estimação dos vetores de cointegração pela abordagem de Johansen, faz-se uso de um VAR. No que tange ao número de defasagens do VAR adota-se a opção escolhida pela maioria dos critérios LR, FPE, AIC, SC e HQ, que por sua vez, vai ao encontro do princípio da parcimônia.

A possível inclusão de termos determinísticos no VAR e na equação de cointegração é determinada pelos critérios de Schwarz e Akaike e pela análise gráfica das variáveis. No caso específico, opta-se pela não assunção de tendência linear nos dados e a inclusão da constante apenas na relação de cointegração. Esta configuração indica (a 5% de significância estatística) existência de relação de cointegração tanto pela estatística do traço como pelo do máximo autovalor (Tabela 11).

Tabela 11 - **Estatística do Traço e do Máximo Autovalor - Concessão de Crédito por Ativo Bancário**

Hipótese Nula: Nº. de Vetores Cointegrantes	Autovalor	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%
Traço			
Nenhum*	0,2357	20,8746	20,2618
No Máximo 1	0,0249	1,7877	9,1645
Máximo Autovalor			
Nenhum*	0,2357	19,0869	15,8921
No Máximo 1	0,0249	1,7877	9,1645

Notas: Amostra ajustada de 08/2000-06/2006. (*) Denota rejeição da hipótese ao nível 5%.

Após a escolha da especificação mais adequada para o VAR pelos critérios adotados e, sua posterior aprovação pelos testes de robustez, aplica-se o modelo de Johansen para estimação do vetor cointegrante

A relação de longo prazo entre pode ser descrita conforme abaixo:

$$LPERCONCAT_SA = 2,98 - 0,04LEMBI \quad (5)$$

O sinal da estimativa para o risco macroeconômico é negativo, logo se apresenta o primeiro indício da hipótese assumida.

²¹ As séries de concessão de crédito e de volume por tipo de pessoa referem-se às operações do SFN. Todavia, a representatividade do sistema bancário (99,07% do ativo total, sendo que somente os cinquenta maiores bancos respondem por 83,90%) garante a qualidade da *proxy*. Dados de junho de 2006 (disponíveis no site do BCB).

6.1.2 A Relação entre o Risco País e a Concessão de Crédito à PF

Para Carvalho (1999, p.135) “[...] *a bank’s decision problem is how to distribute the resources they create or collect among these different items that offer specific combinations of expected monetary returns and liquidity premia, instead of just choosing between reserves and loans or of passively supplying whatever amount of credit is demanded*”. A idéia de administração do ativo segundo risco de iliquidez presente em Keynes (1982 [1936]) pode ser extrapolada ao risco de crédito. Dado que o valor total ofertado é definido principalmente pelo montante de reservas, a constituição da carteira de crédito, segundo os diferentes tipos de tomadores e seus respectivos riscos idiossincráticos, torna-se essencial no gerenciamento de risco do ativo bancário, ou seja, a decisão primordial esta não em quanto emprestar, mas para quem.

Destarte, alterações do risco microeconômico podem ser realizadas pelo banco por variação no perfil dos empréstimos. *Ceteris paribus*, mudanças na composição da carteira de crédito podem promover reduções ou elevações do risco microeconômico e, conseqüentemente, alterações no risco total. A série de concessões das operações de crédito destinadas à PF - contratadas com taxas de juros livremente pactuadas entre os mutuários e as instituições financeiras - compreende cheque especial, crédito pessoal, aquisição de bens-veículos e outros bens, financiamento imobiliário, cartão de crédito, entre outros. A série em questão refere-se ao percentual de concessões à PF em relação as concessões totais.

Sabe-se, *a priori*, que o risco de inadimplência incorrido na carteira PF é substancialmente maior ao da carteira de crédito PJ (séries 7.914, 7.916, 7.915, 7.936, 7.938 e, 7.937, do BCB). Portanto, mudanças na composição percentual da carteira, por tipo de tomador, alteram o perfil de risco idiossincrático do portfólio. Espera-se que elevações no risco macroeconômico induzam a redução do risco microeconômico, ou seja, diminuição do percentual de empréstimos à PF, sendo a recíproca verdadeira²².

As duas *proxies* utilizadas são: LPERCONCPFT_SA, para o risco micro e, LEMBI, para o risco macro. Pelo teste de Granger as mudanças no risco macroeconômico precedem às alterações no risco micro medidas por LPERCONCPFT_SA. A verificação da existência de cointegração e, a eventual estimação do(s) vetor(es), se faz por meio de um VAR. A análise conjunta dos critérios LR, FPE, AIC, SC e HQ indica o uso de duas defasagens. Pela análise visual das séries que sugere não haver tendência determinística nos dados e, paralelamente, pelo critério de Schwarz, decide-se pela inclusão da constante na relação de cointegração. Quanto ao número de vetores de cointegração, ambas estatísticas, do traço e do máximo autovalor, indicam (a 5% de significância) um vetor cointegrante (Tabela 12).

Tabela 12 - **Estatística do Traço e do Máximo Autovalor - Concessão de Crédito à PF**

Hip. Nula: Nº. de V. Coint.	Autovalor	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%
		Traço	
Nenhum*	0,2321	20,4483	20,2618
No Máximo 1	0,0236	1,6951	9,1645
		Máximo Autovalor	
Nenhum*	0,2321	18,7532	15,8921
No Máximo 1	0,0236	1,6951	9,1645

Notas: Amostra ajustada de 08/2000-06/2006. (*) Denota rejeição da hipótese ao nível 5%.

A equação de cointegração para a relação de longo prazo entre pode ser descrita conforme abaixo:

$$LPERCONCPFT_SA = 0,80 - 0,05LEMBI \quad (6)$$

A reação contrária via alterações na composição da carteira de crédito é confirmada pela significância do coeficiente estimado. O valor do coeficiente é semelhante ao encontrado na estimação via *proxy* LPERCONCAT_SA.

6.2 A Relação Risco Macro e Micro – Por Tipo de Banco

Como puderam ser observados, os fatores conjunturais influenciam o perfil de risco das carteiras de créditos dos bancos. Esta influência apresenta, ainda, algumas especificidades quanto ao tipo de controle dos bancos em questão. Os bancos privados são afetados de forma distinta se comparados aos bancos com

²² A alteração no risco micro ocorre também pela própria mudança na concentração por tipo de tomador.

controle estatal. Empregam-se, para tanto, as séries de operações de crédito e, operações de crédito à pessoa física. Ambas por tipo de banco²³.

6.2.1 A Relação entre o Risco País e as Operações de Crédito por Tipo de Banco

Apesar de não se estar trabalhando com as concessões de crédito, o montante de crédito de uma instituição bancária é definido, em grande medida, por essas. O valor total em operações creditícias é gerenciado pelo banco de forma a garantir o retorno esperado dado ao risco e, por outro lado, proteger-se de eventuais alterações de cenário. As séries empregadas (LOPCREDPUBR_SA e LOPCREDPRIVR_SA) refletem o saldo de crédito total que os bancos (público e privado, respectivamente) optam em manter sob sua tutela. Portanto, o cenário econômico determina o limite de crédito global da instituição bancária, ou da mesma maneira, a exposição ao risco máxima.

As próprias concessões dependem, em última instância, do volume de crédito já disponibilizado. A série de crédito diferenciada reflete o fluxo das operações de crédito. Pode-se, portanto, considerar a série como concessão líquida, ou seja, as concessões no período descontadas das liquidações efetuadas. Então, alterações no volume (real) de crédito em exposição é outra forma dos bancos reagirem aos efeitos advindos do cenário macroeconômico.

6.2.1.1 A Relação das Operações de Crédito para os Bancos Públicos

As séries utilizadas são: LOPCREDPUBR_SA, para o risco micro e, LEMBI, para o risco macro. Não há fortes evidências acerca da precedência temporal segundo Granger. Define-se a ordem do VAR conforme os critérios de seleção. A escolha da inclusão do intercepto apenas na relação de cointegração é devido ao critério de Schwarz e ao comportamento das séries em questão. A estatística do traço e do máximo autovalor não evidenciam a presença de cointegração (Tabela 13). Por conseguinte, pelo procedimento de Johansen não se pode verificar a relação de longo prazo para o setor bancário público.

Tabela 13 - *Estatística do Traço e do Máximo Autovalor - Operações de Crédito Bancos Públicos*

Hip. Nula: Nº. de V.Coint.	Autovalor	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%
Traço			
Nenhum	0,0913	9,3798	20,2618
No Máximo 1	0,0306	2,2966	9,1645
Máximo Autovalor			
Nenhum	0,0913	7,0832	15,8921
No Máximo 1	0,0306	2,2966	9,1645

Notas: Amostra ajustada de 08/2000-06/2006. (*) Denota rejeição da hipótese ao nível 5%.

6.2.1.2 A Relação das Operações de Crédito para os Bancos Privados

A diferença em relação ao subitem anterior é a série logaritimizada das operações de crédito real dos bancos privados dessazonalizada, ou LOPCREDPRIVR_SA. A relação granger causal demonstra um efeito bilateral, que depende do número de defasagens utilizadas. Os critérios de seleção permitem determinar o número de lags a incorporar no VAR. Opta-se pela sugestão do SC e do HQ e, se perde assim, menos graus de liberdade. Os resultados dos testes sugerem que o melhor modelo deve incluir constante na relação cointegrante e no VAR e, tendência apenas no vetor de cointegração. Com esta especificação realizam-se os testes do traço e do máximo autovalor (Tabela 14), sendo que ambos acusam a presença de cointegração.

Tabela 14 - *Estatística do Traço e do Máximo Autovalor - Operações de Crédito Bancos Privados*

Hip. Nula: Nº. de V. Coint.	Autovalor	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%
Traço			
Nenhum*	0,2866	27,8847	25,8721
No Máximo 1	0,0384	2,8990	12,5180
Máximo Autovalor			
Nenhum*	0,2866	24,9857	19,3870
No Máximo 1	0,0384	2,8990	12,5180

²³ A despeito da série de crédito à PF ser disponibilizada apenas para todo o SFN, a representatividade do sistema bancário nas operações de crédito validam a proxy.

Notas: Amostra ajustada de 08/2000-06/2006. (*) Denota rejeição da hipótese ao nível 5%.

Portanto, a equação pode ser expressa da seguinte maneira:

$$LOPCREDPRIVR_SA = -3,06LEMBI - 0,04TREND \quad (7)$$

Logo, a análise dos bancos privados corrobora para a relação de longo prazo existente entre o risco micro e o risco macro.

6.2.2 A Relação entre o Risco País e o Percentual de Crédito à PF por Tipo de Banco

De acordo com a suspeita, os bancos deveriam realizar movimentos contrários na exposição de crédito à carteira de PF para fazer frente as mudanças no risco conjuntural.

6.2.2.1 A Relação do Percentual de Crédito à PF para os Bancos Públicos

O método de Granger para mensurar a relação causal entre variáveis não apresenta evidências quanto à direção da causalidade no caso específico sendo bastante sensível ao número de defasagens. Os critérios sugerem dois períodos de defasagem. Ambos critérios de informação utilizados (AIC e SC) indicam apenas a inclusão da constante na relação de cointegração. A análise visual das séries valida a escolha. Ambas estatísticas de teste (traço e máximo autovalor) presentes na Tabela 15 reafirmam a inexistência de relação cointegrante para os bancos públicos.

Tabela 15 - **Estatística do Traço e do Máximo Autovalor - Percentual de Crédito à PF dos Bancos Públicos**

Hip. Nula: Nº. de V. Coint.	Autovalor	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%
		Traço	
Nenhum	0,1857	17,1790	20,2618
No Máximo 1	0,0264	1,9776	9,1645
		Máximo Autovalor	
Nenhum	0,1857	15,2014	15,8921
No Máximo 1	0,0264	1,9776	9,1645

Notas: Amostra ajustada de 08/2000-06/2006. (*) Denota rejeição da hipótese ao nível 5%.

6.2.2.2 A Relação do Percentual de Crédito à PF para os Bancos Privados

A correlação negativa entre o risco macroeconômico e o percentual da carteira de crédito à PF é alta (-0,74). Têm-se, também, evidências de que oscilações no risco conjuntural causam no sentido de Granger (ou precedem temporalmente) alterações na composição da carteira por tipo de tomador.

A análise conjunta dos critérios LR, FPE, AIC, SC e HQ, estabelece o número de *lags* do modelo de forma unânime (2), ao passo que, na escolha dos termos determinísticos, AIC e SC apresentam resultados conflituosos. O SC indica apenas a inclusão da constante na relação de cointegração, enquanto o AIC propõe intercepto também no VAR. No entanto, a análise visual das séries sugere presença de tendência linear e, por conseguinte, opta-se pela decisão do critério de Akaike.

Tabela 16 - **Estatística do Traço e do Máximo Autovalor - Percentual de Crédito à PF dos Bancos Privados**

Hip. Nula: Nº. de V. Coint.	Autovalor	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%
		Traço	
Nenhum*	0,2906	25,9069	15,4947
No Máximo 1	0,0068	0,5019	3,8415
		Máximo Autovalor	
Nenhum*	0,2906	25,4050	14,2646
No Máximo 1	0,0068	0,5019	3,8415

Notas: Amostra ajustada de 08/2000-06/2006. (*) Denota rejeição da hipótese ao nível 5%.

Os testes do traço e do máximo autovalor evidenciam a presença de cointegração entre os dois níveis de risco (Tabela 16). Assim, pode-se pela abordagem de Johansen estimar os coeficientes da relação de longo prazo que pode ser descrita conforme abaixo:

$$LPERCPFPRIV_SA = -0,32LEMBI \quad (8)$$

Novamente, a relação é significativa e negativa para os bancos privados ao contrário do que ocorre nas instituições bancárias públicas. Adicionalmente, os resultados da relação negativa no longo prazo são mais expressivos – em termos de valor do coeficiente estimado – para a subamostra de bancos privados do que

para a amostra completa dos bancos. Logo, evidencia-se que a relação observada no conglomerado bancário é, em grande parte, influenciada pelo comportamento dos bancos privados.

Esta reação distinta por parte dos bancos de controle estatal é coerente com a característica de cada tipo de banco e com os resultados encontrados nos modelos ECM e VEC. A estrutura mais rígida quanto à definição do volume de crédito por parte dos bancos públicos tornam estes mais suscetíveis ao cenário conjuntural. Como fora observado nas seções anteriores, o impacto sobre o risco de crédito advindo de fatores macroeconômicos é mais sensível na carteira dos bancos públicos. A menor flexibilidade nos bancos públicos para: a definição do volume de crédito e para a determinação do perfil da carteira, restringe a interação destes com o ambiente macroeconômico.

Em termos globais, tanto pela ótica da concessão de crédito - utilizada para o conglomerado bancário -, quanto pela exposição ao risco de crédito - empregada por tipo de banco -, verificou-se que existe interação entre a conjuntura econômica e os bancos na constituição do risco de crédito ao nível de portfólio. E, é este último, que compõe o *spread* médio e determina a taxa de juros média embutidas nas operações de crédito.

Considerações Finais

Geralmente, os diagnósticos presentes na literatura econômica acusam o risco de inadimplência como uma das principais causas do elevado *spread* de crédito no Brasil. Neste sentido, um maior entendimento acerca do risco de crédito bancário se faz útil para o gerenciamento da política econômica.

Para tanto, o trabalho investigou o processo interativo entre o ambiente macroeconômico e os bancos no que concerne ao risco de crédito. Não só como os fatores conjunturais afetam o risco incorrido nas operações de crédito, como a reação dos bancos frente a estes efeitos.

Também se evidenciaram diferenças no processo interativo segundo o tipo de controle da instituição bancária. Os bancos pertencentes ao setor privado respondem ativamente aos impactos advindos da conjuntura, mitigando efeitos e, gerenciando o portfólio de crédito de forma mais eficiente.

Então, a interação ambiente macroeconômico-bancos deve ser considerada no momento das tomadas de decisões de política econômica. Fatores econômicos afetam significativamente o risco de crédito, contudo deve-se estar atento as reações por parte dos bancos no ajuste de seus portfólios de crédito.

Referências

- BANCO CENTRAL DO BRASIL (2003). *Relatório de Economia Bancária e Crédito: avaliação de 4 ano do projeto juros e spread bancário*. Brasília: BCB, Dez. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/ftp/rel_economia_bancaria_credito.pdf>. Acesso em: 10 de Mar. de 2006.
- _____ (2004). *Relatório de Economia Bancária e Crédito: avaliação de 5 ano do projeto juros e spread bancário*. Brasília: BCB, Dez. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/ftp/rel_economia_bancaria_credito.pdf>. Acesso em: 10 de Mar. de 2006.
- _____ (2005). *Relatório de Economia Bancária e Crédito*. Brasília: BCB, Dez. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pec/spread/port/rel_econ_ban_cred_pdf>. Acesso em: 10 de Mar. de 2006.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. (1995). Inside the Black Box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, v.9, n.4, p. 27-48, Autumn.
- BIGNOTTO, F. G.; RODRIGUES, E. A. S. (2006). Fatores de Risco e Spread Bancário no Brasil. *Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil*, n. 110. Brasília: BCB, Jul.
- CARVALHO, F. J. C. (1999). On Banks' Liquidity Preference. In: Paul Davidson, Jan Kregel. (Org.). *Full Employment and Price Stability in a Global Economy*. 1st ed. Cheltenham: Edward Elgar Publishing p. 123-138.
- CHU, V. Y. T. (2001). Principais Fatores Macroeconômicos da Inadimplência Bancária no Brasil. In: *Relatório de Economia Bancária e Crédito: avaliação de 2 anos do projeto juros e spread bancário*. Brasília: BCB, p. 41-5, Nov.
- CUNNINGHAM, A. (1999). *Rating Methodology: Bank Credit Risk In Emerging Markets -an analytical framework*. New York: Moody's Investors Service, Inc, Jul.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-26, Jul.

- ENDERS, W. (2003). *Applied Econometric Time series*. 2nd. ed. New York: Wiley. (Series in Probability and Statistics).
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (1987). Co-integration and Error Correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-76, Mar.
- EWING, B. T. (2003). The Response of the Default Risk Premium to Macroeconomic Shocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. v. 43, p. 261–72, Mar.
- GELOS, R. (2006). Banking Spreads in Latin America. *IMF Working Paper*, n. 06/44, Washington: International Monetary Fund, Feb.
- HARRIS, R. I. D. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. 1st. ed. London: Prentice Hall .
- HAUSMAN, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1251–71, Nov.
- HENDRY, D.F. (1980). Econometrics: Alchemy or Science? *Economica*. New Series, v. 47, n. 188, p. 387-406, Nov.
- _____; K. JUSELIUS (2001). Explaining Cointegration Analysis: part II. *Energy Journal*, v. 22, n.1, p. 75–120.
- JARROW, R. A.; TURNBULL, S. M. (2000). The Intersection of Market and Credit Risk. *Journal of Banking and Finance*, v. 24, p. 271–99, Jan.
- JOHANSEN, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2-3, p. 231-54, Jun-Sep.
- _____. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, v. 59, n.6, p. 1551-80, Nov.
- _____; JUSELIUS, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169-210, May.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. (1997). *Econometric Methods*. 4^a ed. New York: McGraw-Hill.
- KEYNES, J.M. (1937). The “Ex-Ante” Theory of the Rate of Interest. *The Economic Journal*, v. 47, n.188, p. 663-9, Sep.
- LEVINE, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, v. 35, p. 688-726, Jun.
- LÜTKEPOHL, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New York: Springer.
- MACKINNON, J. (1990). Critical Values for Cointegration Tests. *Economics Working Paper Series* 90-4. San Diego: University of California.
- MARQUES, L. F. B. (2002). *Gerenciamento do Risco de Crédito: cálculo do risco de crédito para a carteira de um banco de varejo*. Dissertação (Mestrado em Administração), FEA/URGS, Porto Alegre.
- MINSKY, H. P. (1986). *Stabilizing an Unstable Economy*. New Haven: Yale University Press, May.
- _____; LEAL, R. M. (2006). Custo do Crédito no Brasil: uma avaliação recente. *Indicadores Econômicos*. Porto Alegre: FEE, v. 34, n. 2, p. 91-102, Set.
- _____. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, v. 58, n. 1, p. 17-29, Jan.
- PESARAN, M. H.; SCHUERMANN, T.; TREUTLER, B. J.; WEINER, S. M. (2006). Macroeconomic Dynamics and Credit Risk: A Global Perspective. *Journal of Money, Credit and Banking*. Blackwell Publishing, v. 38, n. 5, p. 1211-61, Aug.
- SCHUMPETER, J. A. (1911). *A Teoria do Desenvolvimento Econômico: uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico*. São Paulo: Abril Cultural, 1982. (Coleção Os Economistas).
- STIGLITZ, J. E. (1989). Money, Credit, and Business Fluctuations. *NBER Working Papers*, n. 2823, National Bureau of Economic Research, Inc. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w2823.v5.pdf>>. Acesso em: 08 de Jun. de 2006.
- U. S. CENSUS BUREAU (2007). X-12-ARIMA: reference manual version 0.3. Washington: U.S. Census Bureau Statistical Research Division, Jan. Disponível em: <<http://www.census.gov/srd/www/x12a>>. Acesso em: 18 de Feb. de 2007.