



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Notas Técnicas do Banco Central do Brasil

Número 18

Abril de 2002

O *Spread* Bancário Segundo Fatores de Persistência e Conjuntura
Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane

Notas Técnicas do Banco Central do Brasil	Brasília	n. 18	abr	2002	P. 1 - 17
--	----------	-------	-----	------	-----------

Notas Técnicas do Banco Central do Brasil

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem a visão do Banco Central do Brasil, exceto no que se refere a notas metodológicas.

Coordenação:

Departamento Econômico (Depec)
(e-mail: depec@bcb.gov.br)

É permitida a reprodução das matérias, desde que mencionada a fonte: Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, nº 18, abril/2002.

Controle Geral de Assinaturas

Banco Central do Brasil
Demap/Disud/Subip
SBS - Quadra 3 - Bloco B - Edifício-Sede - 2º Subsolo
Caixa Postal 8670
70074-900 - Brasília (DF)
Telefone (61) 414-3165
Fax (61) 414-1359

Convenções Estatísticas

- ... dados desconhecidos.
- dados nulos ou indicação de que a rubrica assinalada é inexistente.
- 0 ou 0,0 menor que a metade do último algarismo, à direita, assinalado.
- * dados preliminares.

O hífen (-) entre anos (1970-75) indica o total de anos, inclusive o primeiro e o último.
A barra (/) utilizada entre anos (1970/75) indica a média anual dos anos assinalados, inclusive o primeiro e o último, ou ainda, se especificado no texto, ano-safra, ou ano-convênio.

Eventuais divergências entre dados e totais ou variações percentuais são provenientes de arredondamentos.

Não são citadas as fontes dos quadros e gráficos de autoria exclusiva do Banco Central do Brasil.

Central de Informações do Banco Central do Brasil

Endereço:	Secre/Surel/Dinfo Edifício-Sede, 2º subsolo SBS - Quadra 3, Zona Central 70074-900 - Brasília (DF)	Telefones:	(61) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406
		DDG	0800 992345
		FAX	(61) 321 9453
Internet:	http://www.bcb.gov.br		
E-mail:	cap.secre@bcb.gov.br		

Apresentação

A institucionalização da série Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, cuja gestão compete ao Departamento Econômico (Depec), promove a divulgação de trabalhos de elaboração econômica que tenham interesse não apenas teórico, mas também conjuntural e metodológico, refletindo desse modo o trabalho gerado por funcionários da instituição em todas as suas áreas de atuação. Igualmente, poderão fazer parte da série trabalhos que, embora realizados externamente, tenham recebido suporte institucional do Banco Central.

O *Spread* Bancário Segundo Fatores de Persistência e Conjuntura

SÉRGIO MIKIO KOYAMA

MÁRCIO I. NAKANE

Resumo: a lenta redução do *spread* bancário e a velocidade de sua reversão no transcorrer do ano de 2001 apontam para a necessidade de se avaliar o comportamento desta variável, procurando segmentá-la em dois fatores, quais sejam:

- um de ordem inercial, o qual denominou-se de persistência, que indica uma relação entre os valores presentes e passados do *spread*, dentre os quais destaca-se a longa dependência;
- outro, que se denominou de conjuntural, que, tendo sido retirado a componente de persistência, resulta da influência de fatores macroeconômicos.

Utilizando os modelos ARFIMA, verificou-se que em relação ao comportamento de curto prazo do *spread* bancário, a sua decomposição em fatores de persistência e de conjuntura revela que a tendência ascendente desta taxa em 2001 deve-se fundamentalmente a fatores conjunturais, confirmando o impacto da deterioração do panorama macroeconômico sobre o *spread*.

Sumário

1. Introdução	9
2. Metodologia	10
3. Resultados	11
Referências bibliográficas	17

O Spread Bancário Segundo Fatores de Persistência e Conjuntura¹

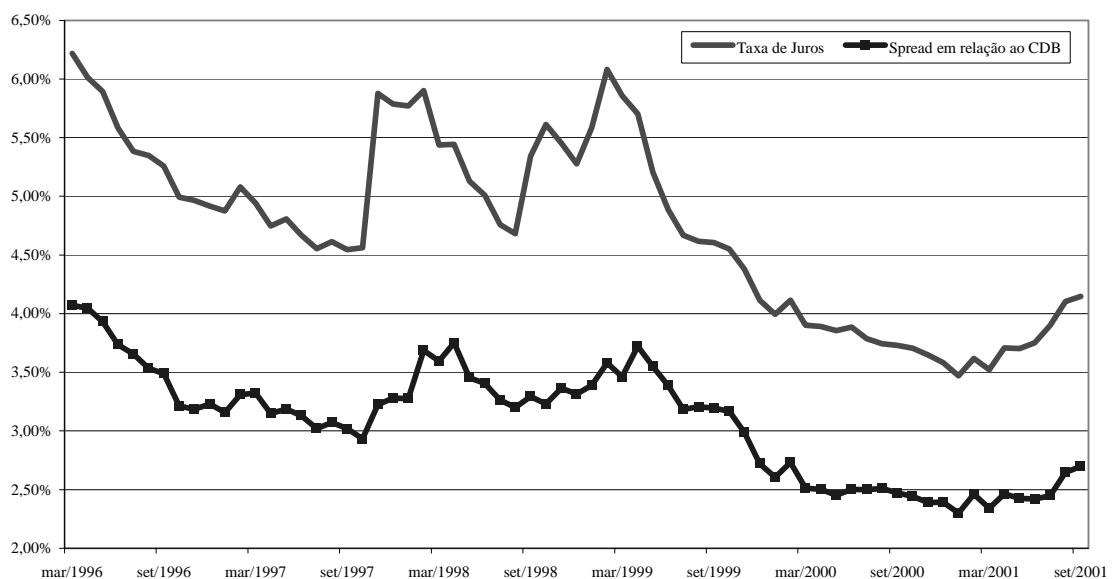
SÉRGIO MIKIO KOYAMA²

MÁRCIO I. NAKANE

1. Introdução

Em outubro de 1999, o Banco Central apresentou ao público um conjunto de medidas visando a redução do *spread* bancário. Tais medidas, aliadas a uma conjuntura favorável, propiciaram a trajetória descendente das taxas de juros e do *spread*, conforme pode ser visto no Gráfico 1. Entretanto, durante o ano de 2001, a conjunção de desaquecimento da economia mundial, possibilidade de racionamento de energia elétrica, agravamento da crise argentina e forte depreciação cambial criaram um cenário de incertezas com efeitos negativos sobre as taxas ativas dos bancos. Assim, observou-se uma reversão a partir de janeiro de 2001, provocando, em apenas 6 meses, a elevação do *spread* bancário para níveis semelhantes aos praticados em janeiro de 2000.

Gráfico 1. Evolução da taxa de juros e do *spread* bancário.



A lenta redução do *spread* e a velocidade de sua reversão nos levaram a avaliar o comportamento desta variável, procurando identificar os fatores conjunturais que a afetam, de um lado, e a existência de comportamentos inerciais, de outro.

1/ Este trabalho foi originalmente publicado no relatório Banco Central do Brasil (2001).

2/ Departamento de Estudos e Pesquisas – Depep/SP. Os autores agradecem os comentários e as sugestões de Eduardo Lundberg, José Pedro Fachada e Katherine Hennings. Eventuais erros são de exclusiva responsabilidade dos autores.

O propósito desta nota técnica é avaliar o comportamento do *spread* bancário, segmentando sua composição em dois fatores, quais sejam:

- um de ordem inercial, o qual denominou-se de persistência, que indica uma relação entre os valores presentes e passados do *spread*, dentre os quais destaca-se a longa dependência;
- outro, que se denominou de conjuntural, que, tendo sido retirado a componente de persistência, resulta da influência de fatores macroeconômicos.

2. Metodologia

A construção de modelos visando a identificação do comportamento de uma série temporal com base nos seus valores passados e de seus resíduos é a base dos modelos ARMA de Box e Jenkins. Entretanto, em algumas séries verifica-se a existência de dependência não desprezível entre valores muito distantes entre si, caracterizando o que se denomina por longa dependência ou longa memória. Nestes modelos, conhecidos como modelos ARFIMA, verifica-se que adicionalmente aos modelos Autorregressivo Integrado a Média Móvel (ARIMA) o parâmetro do grau de diferenciação da série pode assumir valores não inteiros. Assim, o modelo pode ser descrito como:

$$\Phi(L)(1-L)^d \omega_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad (1)$$

onde $Lw_t = w_{t-1}$

$$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \phi_3 L^3 \dots - \phi_p L^p$$

$$\Theta(L) = 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \theta_3 L^3 \dots - \theta_q L^q$$

d é o parâmetro de diferenciação fracionária, o qual assume valores no intervalo $] -0,5; 0,5[$

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{d}{k} (-L)^k$$

$$\binom{d}{k} = \frac{d}{k} \frac{d-1}{k-1} \dots \frac{d-k+1}{1}$$

ε_t é um ruído branco o qual denotamos por $\omega_t \sim ARFIMA(p, d, q)$.

Analisando a função de autocorrelação deste processo, verifica-se que este pode apresentar dois comportamentos distintos, conforme os valores assumidos por d . Quando $d \in]0,0;0,5[$, a série apresenta a propriedade de longa memória, caracterizada pela dependência não desprezível de valores muito distantes; quando $d \in]-0,5;0,0[$ detecta-se a presença apenas de curta memória. Maiores detalhes, ver Reisen (1995), Crato (2001) e Brockwell & Davis (1991).

Visando a generalização deste modelo para o caso em que se deseja incluir variáveis explicativas para a média, Doornik & Ooms (2001) propõem o seguinte modelo:

$$Y_t = X\beta + \omega_t \quad t=1, \dots, T \quad (2)$$

onde $\omega_t \sim ARFIMA(p, d, q)$..

Para a estimação dos parâmetros d , ϕ_i , θ_j , β_k foram utilizados estimadores de máxima verossimilhança.

Para a decomposição da série Y_t em sua componente de persistência e conjuntural, pode-se reescrever a equação (2) como:

$$Y_t = (1 - \Phi(L))(1 - L)^d Y_t + \Phi(L)(1 - L)^d X\beta + \Theta(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

que, supondo $\Theta(L) = 1$, gera:

$$Y_t = Persistência_t + Conjuntural_t + \varepsilon_t$$

3. Resultados

Para a estimação do modelo, foram utilizados dados abrangendo o período de março de 1996 a setembro de 2001, totalizando 67 observações mensais. A não utilização das observações anteriores a março de 1996 decorreu da existência de valores cujo comportamento díspar e sem explicação impossibilitou o ajuste de um modelo adequado.

O modelo irrestrito ajustado para o *spread* foi:

$$\left\{ \begin{array}{l} spread_t = \beta_1 \Delta selic_t + \beta_2 \Delta \pi_t + \beta_3 \Delta \ln indsa_t + \beta_4 \Delta \ln adm_t + \beta_5 \Delta \ln comp_t + \\ \quad \beta_6 \Delta risk_t + \beta_7 \Delta imp_t + \omega_t \\ \Phi(L)(1 - L)^d \omega_t = \varepsilon_t \end{array} \right.$$

onde:

<i>spread</i>	<i>spread</i> bancário, em taxas mensais, medido a partir da diferença entre a taxa de juros das operações ativas prefixadas no segmento livre e a taxa de captação de CDB de 30 dias;
<i>Selic</i>	média geométrica mensal das taxas das operações Selic;
<i>p</i>	taxa de inflação medida pelo IGP-DI da FGV;
<i>indsa</i>	índice do produto industrial publicado pelo IBGE, dessazonalizado pelo método X11 multiplicativo;
<i>adm</i>	quociente entre o total de despesas administrativas e volume de créditos livres ³ ;
<i>comp</i>	taxa média do compulsório sobre depósito à vista, calculado com base nas reservas exigíveis pelo Banco Central;
<i>risk</i>	média diária capitalizada mensalmente do <i>spread</i> do yield do C-Bond sobre o yield do título do Tesouro Americano com mesma maturidade;
<i>imp</i>	corresponde ao montante dos tributos indiretos (PIS, Cofins, IOF e CPMF) incidentes no <i>spread</i> de uma operação de empréstimos de 30 dias com financiamentos de um CDB com igual maturidade ⁴ ;

$$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2$$

ε_t ruído branco;

$\beta_i = \beta_{i1}L - \dots - \beta_{i5}L^5$ são vetores dos coeficientes a serem estimados.

Utilizando as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial de ω_t , identificouse os coeficientes ϕ_i , a serem inclusos na parte *ARMA*(*p*, *q*) do modelo, sendo posteriormente confirmado sua necessidade a partir da significância dos mesmos.

A Selic tem por objetivo captar tanto os efeitos provenientes das ações de política monetária sobre o *spread* como o grau de *mark up* sobre as taxas passivas. Espera-se uma relação positiva com a variável endógena.

A taxa de inflação deve apresentar um coeficiente também positivo, uma vez que ela pode representar tanto uma medida de risco macroeconômico como a evolução média dos preços dos ativos que representam custos de oportunidade para a atividade creditícia.

Para o índice de atividade econômica, o sinal esperado para o coeficiente não é claro *a priori*. Por um lado, a atividade econômica mais aquecida pode acarretar um aumento na demanda por empréstimos, contribuindo para um aumento no *spread*. Por outro lado, a disponibilidade de maiores recursos para financiamento, associada a perspectivas econômicas otimistas que induzem a uma redução da inadimplência, devem provocar uma redução no *spread*.

3/ A metodologia para o cômputo desta variável pode ser encontrada no anexo I do relatório Banco Central do Brasil (2001).

4/ Maiores detalhes podem ser obtidos no anexo I do relatório Banco Central do Brasil (2001).

Um sinal positivo para os coeficientes referentes às variáveis custo administrativo e custo tributário também é esperado, visto serem componentes diretos do *spread* bancário.

A taxa de compulsório sobre os depósitos à vista pode captar o aumento do custo de capital provocado pela obrigatoriedade de manutenção de encaixes no Banco Central, uma vez que obriga as instituições financeiras a retirar seu *mark up* sobre uma base menor, proveniente principalmente de CDBs. Os impactos dos créditos obrigatórios (rural e habitacional), em virtude da dimensão da série temporal, não puderam ser analisados.

O *spread over Tresuary* tem a função de captar o efeito de riscos globais não se atendo somente aos inerentes à concessão de crédito.

Após a estimação da equação (4) e de sua redução através do procedimento *backward*, foi obtido o seguinte modelo restrito⁵:

$$\left\{ \begin{array}{l} spread_t = 0,1170 \Delta selic_{t-5} + 0,1021 \Delta \pi_{t-3} + 0,0392 \Delta \pi_{t-4} + 0,0784 \Delta \pi_{t-5} - 0,0121 \Delta \ln indsa_{t-3} \\ \quad (4,52) \quad (4,81) \quad (2,51) \quad (4,00) \quad (4,00) \\ - 0,0091 \Delta \ln indsa_{t-4} - 0,0015 \Delta \ln adm_{t-1} + 0,0008 \Delta \ln adm_{t-3} + 0,0010 \Delta \ln adm_{t-5} \\ \quad (3,14) \quad (2,94) \quad (1,48) \quad (1,94) \\ + 0,0065 \Delta \ln comp_{t-3} + 0,0298 \Delta risk_{t-1} + 0,4019 \Delta imp_{t-1} + 0,3918 \Delta imp_{t-2} + 0,3639 \Delta imp_{t-3} + \omega_t \\ \quad (2,47) \quad (2,75) \quad (3,85) \quad (3,14) \quad (3,19) \\ (1 - 0,4933 B - 0,4264 L^2)(1 - L)^{0,4546} \omega_t = \varepsilon_t \\ \quad (3,87) \quad (3,45) \quad (7,54) \end{array} \right.$$

$$\text{Teste de normalidade} = \frac{2,0118}{(0,3657)} \text{ (Qui-quadrado com 2 gl)}$$

$$\text{Teste de Homocedasticidade} = \frac{0,9675}{(0,3302)} \text{ (F(1,48))}$$

$$\text{Teste de Portmanteau} = \frac{23,126}{(0,8996)} \text{ (Qui-quadrado com 33 gl)}$$

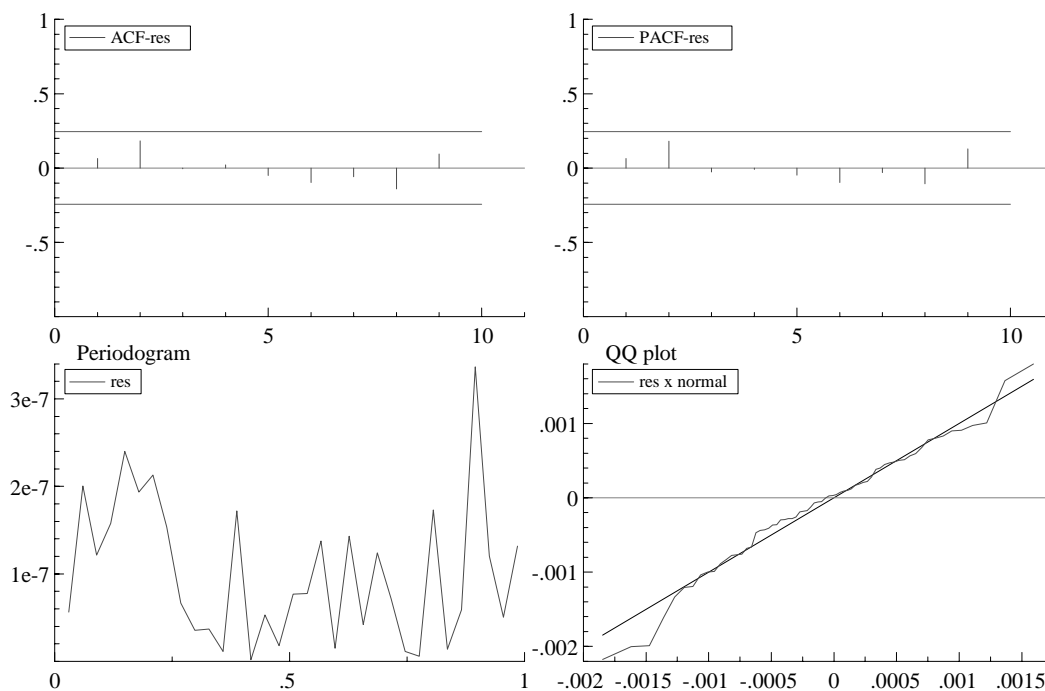
Desta forma, verifica-se que os sinais dos coeficientes coincidem praticamente com todos os sinais esperados, sendo apenas observado um sinal negativo não esperado para a variável custo administrativo defasado de um mês, cuja relação a longo prazo não se mostra significativa. A manutenção dos coeficientes de $\Delta \ln adm_{t-3}$ e $\Delta \ln adm_{t-5}$ deve-se ao fato de que a sua ausência provocaria quebra na suposição de normalidade dos resíduos.

O coeficiente de integração fracionária é estimado em 0,45, sendo altamente significativo. Este resultado caracteriza a série de *spread* bancário como uma série de longa memória, justificando a relevância da metodologia empregada.

5/ Os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes estimados são as estimativas da estatística *t* correspondentes. Os valores entre parênteses abaixo das estatísticas dos testes de diagnóstico são os níveis descritivos correspondentes.

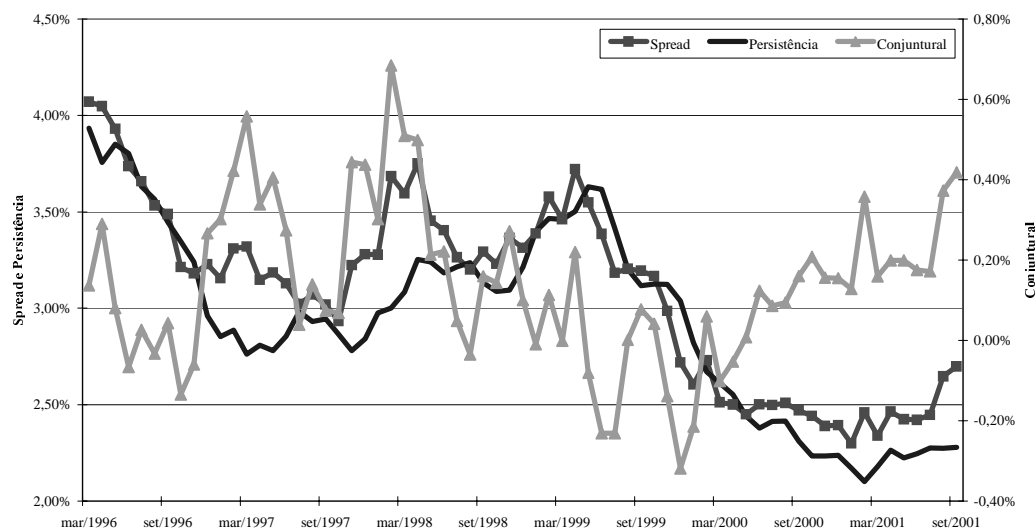
Corroborando com as estatísticas para verificação da adequabilidade das suposições do modelos, no Gráfico 2, são apresentados a função de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos, bem como o periodograma e o gráfico de quantis. Assim, pode-se verificar a inexistência de autocorrelações significativas na série de resíduos e a plausibilidade da suposição de normalidade dos mesmos.

Gráfico 2. Análise de resíduos para o modelo do *spread* bancário.



Para a decomposição do *spread* em relação aos componentes de persistência e conjuntura¹, utilizou-se a decomposição proposta na equação (3) que se encontra representada no Gráfico 3.

Gráfico 3. Decomposição do *spread* bancário.



Analisando o comportamento do fator de persistência, verifica-se que após maio de 2000, esta encontrava-se constantemente inferior à série do *spread*, motivado pelo período anterior marcado por constantes quedas. Em contraposição, a componente conjuntural, cujo comportamento entre fevereiro de 1998 e dezembro de 1999 mostrava uma tendência de queda, apresentou uma reversão em seu comportamento ao longo de 2000 e, no início de 2001, pressionou fortemente a elevação do *spread* bancário. Observando o período final da série, após agosto de 2001, nota-se um aumento no *spread* ocasionado exclusivamente pela componente conjuntural.

Em suma, quanto ao comportamento de curto prazo do *spread* bancário, a sua decomposição em fatores de persistência e de conjuntura revela que a tendência ascendente desta taxa em 2001 deve-se fundamentalmente a fatores conjunturais, confirmando o impacto da deterioração do panorama macroeconômico sobre o *spread*. Desde maio de 2000 há um descolamento entre o *spread* bancário e seu componente de persistência, com o primeiro sistematicamente sobrepujando o segundo. A implicação de tais simulações é que é possível imaginar uma reversão do *spread* ao seu componente de persistência, tão logo o ambiente macroeconômico torne-se mais desanuviado.

Referências bibliográficas

BROCKWELL, P.J. & DAVIS, R.A. (1991). “Time Series: Theory and Methods”, Springer-Verlag, NY, 2nd Edition.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (2001). Relatório do Projeto de Juros e *Spread* Bancário no Brasil – Avaliação de 2 anos do Projeto, São Paulo, SP.

CRATO, N. (2001). “Aplicações de Modelos de Longa Memória”, 9ª. Escola de Séries Temporais e Econometria”, Belo Horizonte, MG.

DOORNICK, J.A. & OOMS, M. (2001). “A Package for Estimating, Forecasting and Simulating ARFIMA Models: ARFIMA Package 1.01 for OX”, Oxford, UK.

REISEN, V.A. (1995). “ARFIMA – O modelo ARIMA para o d Fracionário”, 6ª. Escola de Séries Temporais e Econometria, Vitória, ES.