



**BANCO CENTRAL DO BRASIL**

# **Banco Central do Brasil Technical Notes**

**Number 18**

**April 2002**

**O *Spread* Bancário Segundo Fatores de Persistência e Conjuntura**

Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane

Banco Central do Brasil Technical Notes	Brasília	n. 18	abr	2002	P. 1 - 17
--	----------	-------	-----	------	-----------

# Banco Central do Brasil Technical Notes

The views expressed in this work are the author(s) opinions only and do not reflect the ones of the Banco Central do Brasil, except in what relates to methodological notes.

## Coordination:

### Economic Department (Depec)

E-mail: [depec@bcb.gov.br](mailto:depec@bcb.gov.br)

Reproduction permitted provided the source is mentioned. Banco Central do Brasil Technical Notes, no. 18, April/2002.

## General Control of Subscriptions

Banco Central do Brasil  
Demap/Disud/Subip  
SBS - Quadra 3 - Bloco B - Edifício-Sede - 2º Subsolo  
Caixa Postal 8670  
70074-900 - Brasília (DF)  
Telephone (5561) 414-3165  
Fax (5561) 414-1359

## Statistical conventions:

- ... Data unknown.
- Null data or an indication that the corresponding item does not exist.
- 0 ou 0,0 figure smaller than half the value of the last digit to the right.
- \* preliminary data.

An hyphen (-) between years (1970-1975) indicates the total of years, including the first and the last. A slash (/) between years indicates the yearly average of such years, including the first and the last, or harvest-year or agreement-year, according to the text.

Any discrepancy between data and totals or percentage variations are due to rounding.

The sources for tables and graphs prepared by the Banco Central itself are not mentioned.

## Banco Central do Brasil Information Center

Address:	Secre/Surel/Dinfo Edifício-Sede, 2º subsolo SBS - Quadra 3, Zona Central 70074-900 - Brasília (DF)	Telephones: (5561) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406 <u>Toll-free:</u> 0800 992345 (just in the country) Fax: (5561) 321 9453
Internet:	<a href="http://www.bcb.gov.br">http://www.bcb.gov.br</a>	
E-mail:	<a href="mailto:cap.secre@bcb.gov.br">cap.secre@bcb.gov.br</a>	

## Foreword

---

The institutionalization of the Banco Central do Brasil Technical Notes, conducted by the Department of Economics, promotes the dissemination of works featuring economic content, attracting both theoretical and methodological interest, giving a view of the short-term developments of the economy and reflecting the work of the Bank's employees in all areas of action. Besides, other works, though external to the Banco Central, may be included in this series provided the Bank has afforded institutional support to their preparation.

# 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 Conjuntura<sup>1</sup>

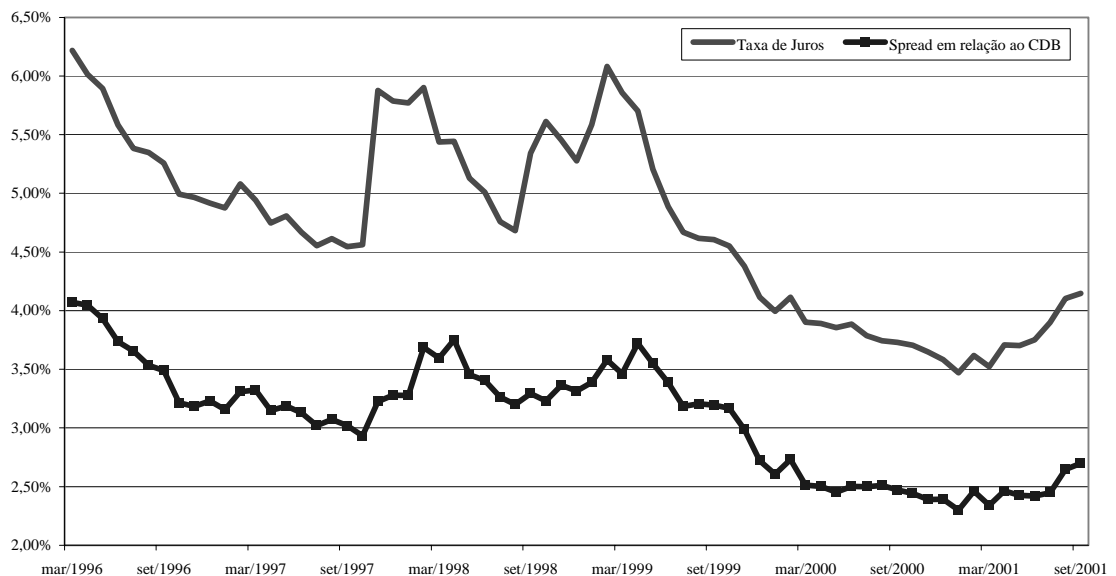
SÉRGIO MIKIO KOYAMA<sup>2</sup>

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  $] -0,5; 0,5[$

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

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

$\varepsilon_t$  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  $d$ ,  $\phi_i$ ,  $\theta_j$ ,  $\beta_k$  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 <sup>3</sup> ;
<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 <sup>4</sup> ;

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

$\varepsilon_t$  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  $\omega_t$ , identificouse os coeficientes  $\phi_i$ , 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 restrito<sup>5</sup>:

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

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

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

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

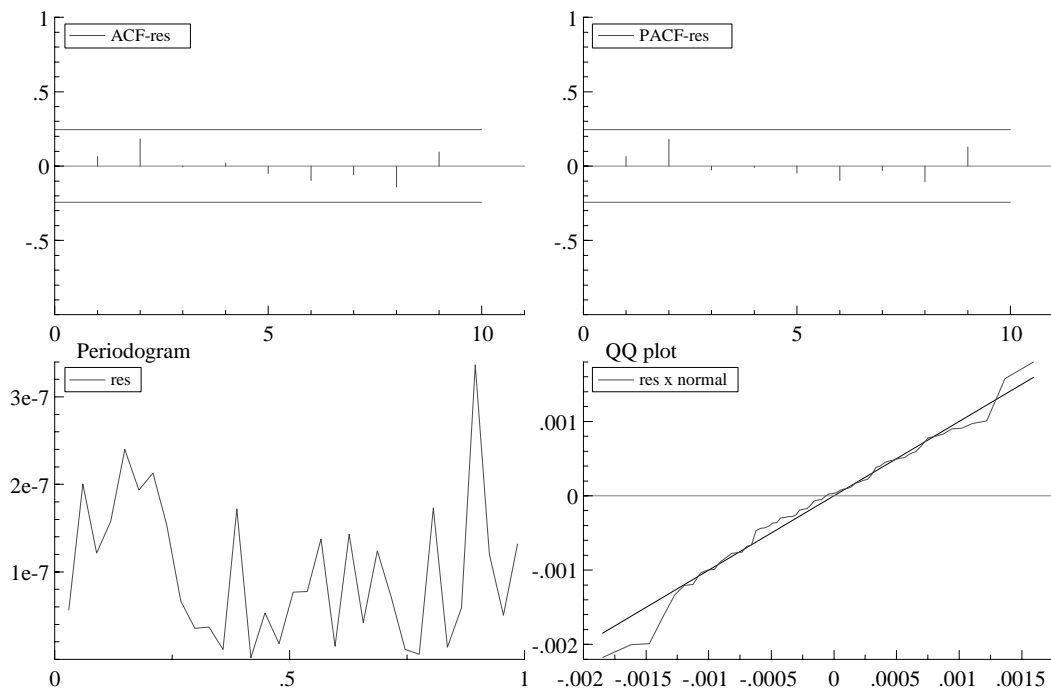
Desta forma, verifica-se que os sinais dos coeficientes coincidem praticamente com todos os sinais esperados, sendo apenas observado um sinal negativo não esperado para a variável custo administrativo defasado de um mês, cuja relação a longo prazo não se mostra significativa. A manutenção dos coeficientes 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.

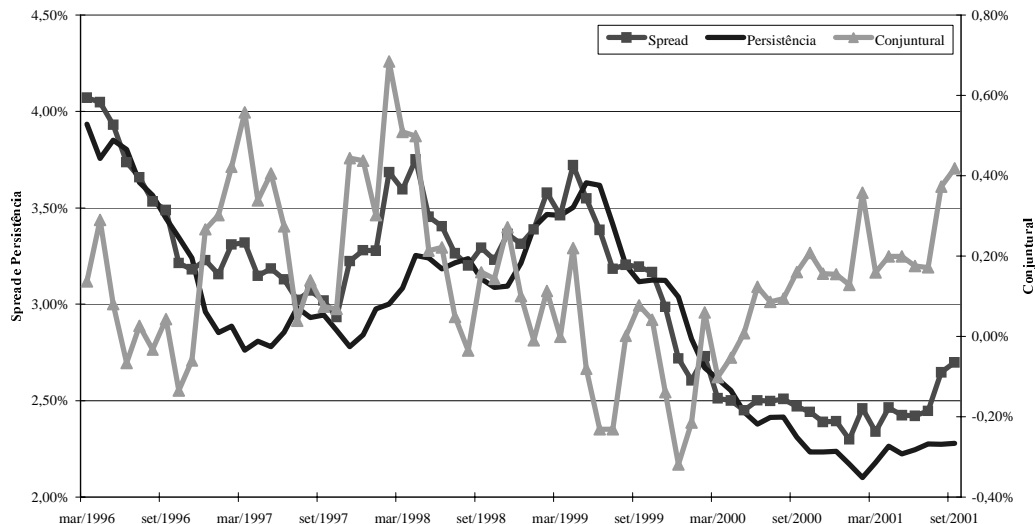
Corroborando com as estatísticas para verificação da adequabilidade das suposições do modelos, no Gráfico 2, são apresentados a função de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos, bem como o periodograma e o gráfico de quantis. Assim, pode-se verificar a inexistência de autocorrelações significativas 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 conjuntura<sup>1</sup>, 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.