

set

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 890

**DETERMINANTES DO *SPREAD*
BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM
ESTRUTURAL**

**Katia Rocha
Ajax R. B. Moreira
Ricardo Magalhães**

Rio de Janeiro, junho de 2002

6.781.5(81)
R672d
F

1110/02

ipea

**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

Set

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 890

DETERMINANTES DO *SPREAD* BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM ESTRUTURAL

Katia Rocha*

Ajax R. B. Moreira**

Ricardo Magalhães***

Rio de Janeiro, junho de 2002

* Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA.
katia@ipea.gov.br

** Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA.
ajax@ipea.gov.br

*** Da Mellon Brascan.
magalhaes@mellonbrascan.com.br

Governo Federal

**Ministério do Planejamento,
Orçamento e Gestão**

Ministro – Guilherme Gomes Dias

Secretário Executivo – Simão Cirineu Dias

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo IPEA e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

Presidente

Roberto Borges Martins

Chefe de Gabinete

Luis Fernando de Lara Resende

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Eustáquio José Reis

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Gustavo Maia Gomes

Diretor de Administração e Finanças

Hubimaier Cantuária Santiago

Diretor de Estudos Setoriais

Luis Fernando Tironi

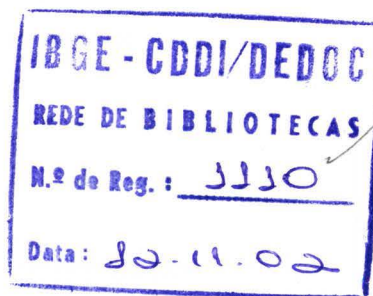
Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Murilo Lôbo

Diretor de Estudos Sociais

Ricardo Paes de Barros

GE-00018157-5



336.781.5(81)
R622 d
F
SET

rd. 1214

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1. INTRODUÇÃO 1

2. MODELO ESTRUTURAL DE ANÁLISE DE RISCO DE CRÉDITO 2

3. VALORANDO UM TÍTULO COM RISCO DE MORATÓRIA 4

4. DETERMINANTES DE RISCO 5

5. ESTIMAÇÃO DO MODELO DE ANÁLISE DE CRÉDITO 7

6. CONCLUSÃO 11

APÊNDICE 12

BIBLIOGRAFIA 14

SINOPSE

Não se questiona que, no Brasil, pagam-se elevadas taxas de juros, e também não se questiona que isto é um limitante ao crescimento econômico. Este tema está na pauta de discussão atual, onde articulistas e autoridades buscam os determinantes dessas taxas e propõem políticas públicas para a sua redução.

Neste texto, vamos analisar exclusivamente os determinantes do *spread* implícito no *C-Bond*, ou seja, o diferencial da taxa de juros brasileira em relação a um título sem risco. Este *spread* é o prêmio requerido pelo mercado devido à possibilidade de o país declarar moratória no futuro.

Utilizamos a abordagem de modelos estruturais de análise de risco de crédito, que supõe o comportamento racional dos credores, para relacionar o *spread* implícito no *C-Bond* com a probabilidade da ocorrência de moratória, probabilidade que é suposta contingente a uma medida da capacidade ou do interesse de o país servir a sua dívida, medida que chamaremos genericamente de grau de endividamento.

Os resultados obtidos estão sumariados abaixo:

a) o *spread* brasileiro pode ser explicado pelo grau de endividamento externo; portanto, a recomendação do modelo para redução do *spread* é a redução do endividamento externo;

b) outros indicadores usualmente utilizados como “dívida externa/exportação” ou “importação/reservas” apresentam resultados significativamente piores;

c) modelos estruturais de análise de risco de crédito baseados em fundamentos macroeconômicos explicam o risco soberano e, por conseguinte, o nível de *spread*;

d) a utilização de modelos econométricos é inadequada para explicar o *spread* com indicadores macroeconômicos devido à não-linearidade existente; e

e) dado o nível atual de endividamento medido pela razão “dívida externa líquida/PIB comercializável”, cada acréscimo percentual eleva o *spread* em 0,25% a.a.

ABSTRACT

The high interest rates offered in Brazil can be seen as a limit for the Brazilian economic growth. This is one of the current major Brazilian debates where political and monetary authorities aim to search the causes of these high yields to suggest public policies for its reduction.

This paper analyses the determinants for the Brazilian spread implicit on *C-Bond* prices, being the difference of the Brazilian yield and the yield of a risk free Bond. This spread is the risk premium required by the market due to the possibility of default in a future period of time.

We employ the structural approach for modeling credit risk, which related the spread to the default probability, that is contingent to the capacity and ability to pay the debt. Macroeconomic indicators are stochastic variables which drive the occurrence of the default event.

The results show that:

a) the Brazilian spread can be explained by the foreign debt measure, therefore the model suggests a reduction on the foreign debt to reduce the spread level;

b) commonly used indicators such as “Foreign Debt/Exportations” or “Importations/Reserves” show significant worse results;

c) structural models for the credit risk analysis based on macroeconomic indicators can explain Brazilian sovereign risk, and so the spread level;

d) the use of econometric methods is inadequate to explain the spread since it has a non linear relation with the macroeconomic indicators; and

e) for the current debt level given by the ratio “Net Foreign Debt/ GNP”, each point added increases the spread on 0.25%.

1 INTRODUÇÃO

Não se questiona que, no Brasil, pagam-se elevadas taxas de juros, e também não se questiona que isto é um limitante ao crescimento econômico. Este tema está na pauta de discussão atual, em que articulistas e autoridades buscam os determinantes dessas taxas e propõem políticas públicas para a sua redução.

A formação das taxas de juros é uma questão complexa. Existem muitos mercados interligados, captação de recursos externos ou domésticos, devedores públicos ou privados, operações de curto e longo prazos. Além da diversidade de mercados, o processo de formação dos juros envolve diversos aspectos, como o grau de austeridade da política monetária, condições legais para recuperação de créditos e o risco de moratória que, no caso da dívida externa, é conhecido como risco soberano.

Neste texto, vamos analisar exclusivamente os determinantes do *spread* implícito no *C-Bond*, ou seja, o diferencial da taxa de juros brasileira em relação a um título sem risco. Este *spread* é o prêmio requerido pelo mercado devido à possibilidade de o país declarar moratória no futuro. Apesar da abordagem restritiva, acreditamos que os resultados obtidos podem ser generalizados. A liquidez e a dimensão do mercado do *C-Bond* mostram que este título é representativo do *spread* dos demais títulos externos, e, em uma economia com livre movimentação de capitais entre os mercados externos e internos, a impossibilidade de ganhos de arbitragem faz com que a taxa de juros externa seja o limitante para as taxas domésticas.

Utilizamos a abordagem de modelos estruturais de análise de risco de crédito, que supõe o comportamento racional dos credores, para relacionar o *spread* implícito no *C-Bond* com a probabilidade da ocorrência de moratória, probabilidade que é suposta contingente a uma medida da capacidade ou do interesse de o país servir a sua dívida, medida que chamaremos genericamente de grau de endividamento.

Neste modelo, o *spread* depende de parâmetros que caracterizam a percepção do mercado sobre a possibilidade de moratória do Brasil e do grau de endividamento, que é uma variável macroeconômica controlável por políticas públicas. Dessa forma, o modelo, além de distinguir o efeito do grau do endividamento do efeito da percepção de risco mercado, permite avaliar as implicações de alterações de políticas sobre o nível do *spread* brasileiro.¹

Na literatura da teoria de finanças, modelos de análise de risco de crédito se diferenciam em como os riscos de moratória e de recuperação de capital são modelados. Compreendem, basicamente, duas categorias: modelo estrutural e modelo reduzido.

O modelo estrutural, detalhado na Seção 2, considera que o título é um derivativo sobre ativos contingentes ou fundamentos que informam a probabilidade de ocorrência da moratória (tempo de parada é definido). Modelos reduzidos como Duffie e Singleton (1999) especificam a probabilidade de moratória de forma

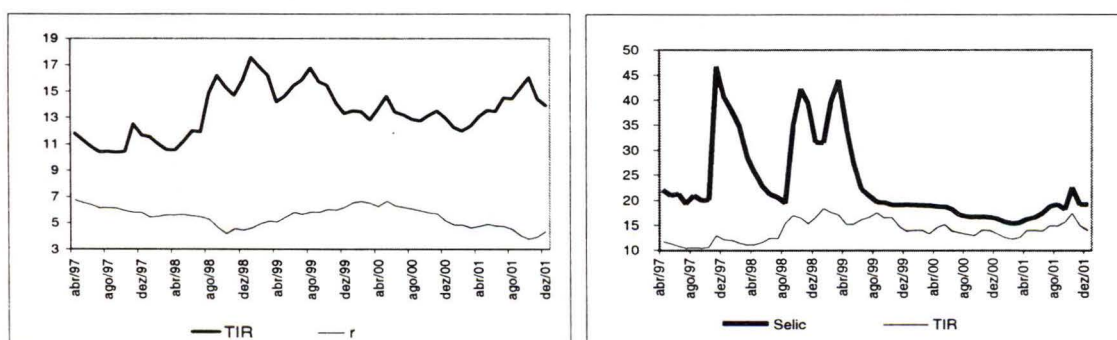
¹ Como esta abordagem focaliza apenas um dos aspectos da formação do *spread*, é possível que esse efeito seja sobreestimado, por um motivo semelhante ao efeito de omissão de variáveis nos modelos lineares.

exógena por um processo aleatório (tempo de parada inacessível) que não se relaciona com fundamentos ou ativos contingentes observados.

Além destes, os modelos econométricos postulam uma relação linear entre o *spread* e diversos indicadores econômicos. Modelos desse tipo [Bacen (2001) ou Garcia (2001)], que são formas reduzidas do comportamento dos agentes, podem considerar, simultaneamente, o efeito de múltiplos indicadores, mas os seus parâmetros não admitem interpretação econômica. Portanto não podem caracterizar a percepção do mercado sobre a moratória.

O Gráfico 1 apresenta as taxas de juros anualizadas. À esquerda, a taxa interna de retorno implícita “TIR”, referente ao *C-Bond*, mais a taxa de juros “r” dos títulos do Tesouro americano com a mesma duração média do *C-Bond*. À direita, a “TIR” e a taxa “Selic”.

GRÁFICO 1
Taxas de Juros (% a.a.)



Este texto está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 apresenta o modelo estrutural de análise de risco de crédito. A Seção 3 formaliza o modelo e a Seção 4 discute sobre os indicadores macroeconômicos utilizados. A Seção 5 apresenta os resultados empíricos. Finalmente, a Seção 6 conclui, discutindo algumas questões de política econômica.

2 MODELO ESTRUTURAL DE ANÁLISE DE RISCO DE CRÉDITO

O risco de moratória (*default*) é o objeto na análise de risco de crédito, e, no caso de títulos emitidos por países, a possibilidade de não honrar o conjunto de suas obrigações externas é conhecida como risco soberano.

No caso de corporações, a análise do risco de crédito leva em consideração, após a moratória, a possibilidade de se instaurar um processo falimentar ou de liquidação. Nesse caso, a legislação de cada país regulamenta de que forma os credores serão ressarcidos. Como países não podem ser liquidados, os governantes têm a opção da moratória. Esse evento, até o momento, não foi regulamentado por leis ou tratados internacionais, e tem sido tratado pelos credores e organismos multilaterais de crédito de forma específica para cada país e momento.

A teoria de finanças mostra que, em equilíbrio, quanto maior o risco, maior o retorno ou prêmio de risco requerido pelos investidores. Em análise de crédito, ao avaliar títulos, a probabilidade de moratória explica o aumento das taxas requeridas, e

a inexistência de regulamentação específica aumenta a incerteza da operação, tendendo a elevar ainda mais essas taxas.

Os modelos estruturais de análise de crédito em teoria de finanças têm sido aplicados à precificação de títulos de corporações.

Nosso objetivo é utilizar esses modelos para analisar o risco soberano, e identificar indicadores macroeconômicos observáveis que sejam determinantes da flutuação desse risco.

Neste estudo, identificamos como prêmio do risco soberano brasileiro o *spread*, diferença entre os juros implícitos no preço de mercado do *C-Bond* e os juros dos títulos do Tesouro americano de mesma *duration*. O *C-Bond* foi escolhido devido a sua ampla aceitação e liquidez, e está associado apenas ao risco de crédito do país.

Modelos estruturais de análise de risco de crédito foram propostos inicialmente por Black e Scholes (1973) e Merton (1974) e estendidos por Black-Cox (1976), Longstaff e Schwartz (1995), Zhou (1996) e Saá-Requejo e Santa-Clara (1999). Esses artigos explicam o nível de *spread* através dos fundamentos financeiros/econômicos da firma. São modelos que empregam a análise de ativos contingentes para precificar um título com risco de moratória, além de determinar a estrutura a termo do *spread* requerido para vários níveis de *ratings*.

Nesses modelos, o título é considerado um derivativo cujo ativo subjacente ou contingente é o valor da firma emissora, o qual evolui segundo um processo estocástico. Caso esse valor ultrapasse um certo nível crítico (por exemplo, nível mínimo para honrar obrigações e compromissos) em algum momento antes da maturidade do título, ocorre a moratória. No processo de moratória, uma reestruturação se instala com perdas para os credores, e admite-se que estes recebem um novo título equivalente sem risco, porém com deságio. Variações dessa abordagem baseiam-se em possíveis escolhas para os ativos contingentes ou fundamentos determinantes da ocorrência de moratória.

As críticas a esses modelos recaem na dificuldade de se observar diretamente o valor da firma na frequência necessária, e na possibilidade de essas medidas serem manipuladas pelos controladores. Visto isso, são propostas medidas indiretas observáveis, como o preço da ação ou do título da dívida securitizada. Apesar dessas críticas, alguns dos artigos mencionados apresentam resultados empíricos encorajadores.

Ao aplicar essa abordagem para o risco soberano, existe a dificuldade de não se dispor de uma medida que represente integralmente o valor do país emissor do título. Dessa forma, o modelo estrutural será utilizado com diferentes indicadores macroeconômicos que representam o risco de moratória, visando selecionar aquele que melhor explique a flutuação do preço do *C-Bond* ou do *spread* brasileiro nos últimos anos.

O modelo estrutural descrito a seguir constrói, para cada período t , a função $B_t(y_t|\psi)$ que determina o preço do *C-Bond* em função da variável estocástica subjacente y_t (ativo contingente ou fundamento econômico), dados $\psi = (\alpha, \beta, \lambda)$ e a trajetória da estrutura a termo da taxa de juros sem risco. O parâmetro α é valor crítico da variável de fundamento y_t , a partir do qual ocorre moratória, β é o

coeficiente de deságio no caso dessa ocorrência e λ é o prêmio de risco requerido. Portanto, dado ψ e o valor corrente de y_t , podemos calcular, através do modelo teórico, o preço do *C-Bond* $B_t(y_t|\psi)$.

O modelo estrutural é baseado apenas nos indicadores macroeconômicos e ignora outras influências, como o grau de liquidez internacional ou a variação na percepção do risco do país. Assim, admite-se que o preço observado B_t do *C-Bond* difere do preço determinado pelo modelo $B_t(y_t|\psi)$ por um termo aleatório que leva em conta esses outros elementos.

$$B_t = B_t(y_t|\psi) + e_t \quad e_t \sim N(0,s) \quad (1)$$

O prêmio de risco λ reflete a percepção de risco do mercado, e possivelmente se modifica ao longo do tempo devido à alteração do ambiente macroeconômico do país ou mesmo do mercado internacional. Como esse parâmetro não é observado, será estimado a partir dos dados.

3 VALORANDO UM TÍTULO COM RISCO DE MORATÓRIA

O valor de um título sem risco $V(i)$ no período i é dado pela resolução da recorrência (2) onde T é o prazo final do título, c_i é o pagamento do cupom no período i , e r_{it} é a estrutura a termo da taxa de juros sem risco, ou seja, é a taxa no período i , dada a informação disponível até o momento ($t < i$).

$$V(i) = c_i + V(i+1)/(1+r_{it}) \quad i = T, T-1, \dots, t \quad (2)$$

De forma análoga, o valor de um título com risco $B_t(y_t|\psi)$ no período t , dado o ativo contingente y_t , é obtido pela resolução da recorrência (3), onde α é o valor crítico de y_t a partir do qual ocorre moratória e β é a fração que determina o valor residual do título.

$$B_t(y_t|\psi) = c_i + E_t(B_{i+1}(y_{i+1}|\psi) / (1+r_{it}), \quad \text{caso } y_t < \alpha \quad i = T, T-1, \dots, t \quad (3)$$

$$\beta V(i), \text{ caso contrário}$$

Adotamos a abordagem de medida equivalente de Martingal, usual em teoria de finanças,² que transforma a distribuição de probabilidade do processo estocástico real y_t em um processo risco neutro, evitando, assim, possibilidades de arbitragens. Essa abordagem implica ajustar o termo de tendência do processo real por uma tendência ajustada ao risco, de tal forma que o valor presente do preço do ativo descontado torna-se um Martingal, sendo possível precificar qualquer derivativo condicional a esse novo processo neutro ao risco e descontá-lo pela taxa de juros livre de risco.

² Para maiores detalhes sobre aplicações de medidas de Martingal em precificações de derivativos, indicamos Neftci (2000) e Steele (2001).

Seja o ativo contingente ou fundamento y_t representado pelo processo estocástico abaixo:

$$dy = y \mu dt + y \sigma dz \quad (4)$$

Reescrevendo o processo na medida equivalente de Martingal, temos:

$$dy = y (\mu - \lambda) dt + y \sigma dz^* \quad (5)$$

onde o parâmetro λ representa o prêmio de risco associado à variável subjacente y_t . Portanto, dados os parâmetros $\psi = (\alpha, \beta, \lambda)$ e a estrutura a termo da taxa de juros livre de risco r , é possível obter o valor do título com risco $B_t(y_t|\psi)$ em função de y_t .

Através do Lema de Itô, podemos derivar a equação diferencial parcial que define a dinâmica do preço do título $B_t(y_t|\psi)$, contingente ao valor de y_t , sujeito às condições de contorno específicas do título. O preço do título é resolvido numericamente, utilizando o método das diferenças finitas na sua forma explícita, como descrito em Ames (1977) e Smith (1971).

O valor de um título de zero cupom pode ser calculado utilizando a distribuição de probabilidade do tempo da primeira passagem — o prazo τ para que a variável subjacente y_t ultrapasse pela primeira vez a barreira α . No caso em que y_t segue um movimento browniano, é possível derivar uma expressão analítica para essa distribuição de probabilidade $\phi(\tau|\psi)$ [ver Karatzas e Shreve (1991)].

Nesse caso, é possível mostrar que existem infinitas combinações de pares α e λ com o mesmo nível de probabilidade, o que caracteriza indeterminação da solução e mostra que o modelo não é identificável. No caso do *C-Bond*, existem cupons, e o modelo é ajustado ao longo de vários períodos. Portanto, optamos por verificar empiricamente essa questão no momento da estimação.

4 DETERMINANTES DE RISCO

A probabilidade de um país decretar a moratória depende do grau de esforço necessário para continuar a servir a dívida e da magnitude do desequilíbrio de curto prazo. O primeiro está relacionado com o interesse no pagamento e o segundo, com a possibilidade do pagamento.

O grau de esforço foi medido pela razão entre a dívida e a fonte de recurso para o seu pagamento. Consideramos três tipos de dívida: a pública, a externa e o passivo externo.

Para a dívida pública, o esforço para o pagamento pode ser medido com relação ao governo ou à sociedade. No caso governo, o denominador é a receita líquida do governo, e no segundo o denominador é o PIB. Isso porque o governo pode aumentar a sua receita líquida, aumentando a carga tributária, o que reduz a disponibilidade de recursos para o setor privado.

Quanto à dívida externa do país, o esforço pode ser medido com relação à disponibilidade de recursos em dólares, ou referente à sociedade. No primeiro caso, o

denominador é o valor líquido da exportação líquida e, no segundo, é o PIB comercializável.³ Isso porque o aumento da taxa de câmbio pode desviar uma proporção maior dessa parte do PIB para o comércio exterior, aumentando as exportações líquidas e reduzindo a disponibilidade de recursos para despesa doméstica.

Finalmente, a acumulação dos investimentos diretos líquidos não constitui um compromisso de pagamento como a dívida externa, mas, em algumas situações, pode pressionar a capacidade de pagamentos do país. Assim, consideramos a razão entre passivo externo — que é o investimento acumulado acrescido da dívida externa — e PIB como um indicador de moratória.

O desequilíbrio de curto prazo é o volume de recursos que deve ser financiado para o fechamento das contas externas,⁴ e foi medido pela relação entre os pagamentos requeridos e o valor das reservas internacionais.

A moratória é um colapso nos pagamentos que afeta todo o sistema financeiro, e dificilmente pode ocorrer em apenas um dos mercados, ou ser sinalizada por apenas um dos indicadores. A proposição do conjunto desses indicadores pretende identificar qual deles reflete melhor a percepção de risco dos credores.

Sete indicadores foram propostos:

A. dívida total do setor público: dívida mobiliária acrescida da dívida externa pública líquida (medida em R\$ correntes)/PIB;

B. dívida externa líquida (medida em R\$ correntes)/PIB;

C. dívida externa líquida (medida em R\$ correntes)/PIB comercializável;

D. passivo externo líquido: dívida externa líquida acrescida do investimento direto acumulado (medida em R\$ correntes)/PIB;

E. dívida externa líquida/exportações;

F. dívida externa/reservas; e

G. importações/reservas.

Os indicadores medem o grau de esforço e a magnitude do desequilíbrio, e essas quantidades não devem ser afetadas por padrões sazonais e de curto prazo. Por exemplo, o grau de esforço não diminui nos meses em que o PIB ou as exportações são sistematicamente maiores devido a flutuações sazonais. Para evitar que as variáveis de fluxo — PIB, PIB comercializável, exportações e importações — induzam um padrão sazonal no indicador, essas variáveis foram filtradas para retirar o efeito do padrão sazonal e de curto prazo.⁵

O modelo de análise de crédito relaciona quantidades que são fundamentos macroeconômicos, cuja unidade de medida é o mês, com o preço do *C-Bond* que é

³ Definido como o produto dos setores agrícola e industrial, o que exclui do PIB o setor de serviços.

⁴ O desequilíbrio de curto prazo do setor público foi ignorado, pois as autoridades podem sempre emitir moeda, garantindo o equilíbrio de curto prazo das contas públicas.

⁵ Utilizando a média móvel dos últimos 12 meses.

cotado diariamente. Para tornar as unidades compatíveis, tomamos o valor médio mensal do preço do título.

Ao supor que o *C-Bond* é um derivativo cujo ativo contingente é a variável indicadora, estamos admitindo que esta variável não depende do preço do *C-Bond*, ou seja, admite-se um sentido específico de causalidade, da variável indicadora para o preço do derivativo, e não o contrário.

A taxa de câmbio, que é uma das componentes dos indicadores “A” ao “D”, é uma variável cujo preço é determinado pelo mercado diariamente, da mesma forma que o preço do *C-Bond*. A interligação entre essas variáveis tornou necessário introduzir a hipótese de identificação de que o *spread* do *C-Bond* não “causa” a taxa de câmbio. Testes de precedência — Causalidade de Granger —, realizados com dados diários para a taxa de câmbio e o *spread* do *C-Bond*, suportam tal hipótese.⁶

5 ESTIMAÇÃO DO MODELO DE ANÁLISE DE CRÉDITO

O modelo de análise de crédito, equação (3), depende de parâmetros que caracterizam a moratória ψ , e de parâmetros da lei de movimento da variável indicadora “ y_i ”, que é o ativo contingente do preço do título. Os parâmetros da lei de movimento podem ser estimados a partir da série temporal observada da variável indicadora, e o vetor ψ , que descreve a percepção da moratória pelo mercado, pode ser estimado a partir do preço de mercado do *C-Bond*.

Adotamos a hipótese simplificadora de que todas as variáveis indicadoras seguem o movimento geométrico browniano (MGB), cuja expressão está apresentada na equação (4). Os parâmetros da lei de movimento (μ , σ) foram estimados a partir das séries temporais dos indicadores macroeconômicos observados.⁷

Como um exercício preliminar, avaliamos a capacidade de cada um desses indicadores explicar as flutuações do *spread* do *C-Bond*. Para isso estimamos a função linear (6) entre o *spread* “ S_i ” e cada uma das variáveis indicadoras “ y_i ”.

$$S_i = a + by_i + e_i \quad (6)$$

A Tabela 1 apresenta os indicadores macroeconômicos contingentes y_i , adotados para explicar o preço do *C-Bond*, e os respectivos parâmetros da lei de movimento (μ , σ). Apresenta ainda as estatísticas de R^2 e do teste *t-student* relativo ao parâmetro “ b ”. Observa-se que todos os coeficientes são significativos e apresentam o sinal esperado.

⁶ Os testes foram realizados com dados diários utilizando um modelo VAR para diversas defasagens. Nos modelos com até cinco dias de defasagem a hipótese de “bicausalidade” não é rejeitada, mas para modelos com mais de cinco dias não é rejeitada a hipótese de que a taxa de câmbio “causa” o *spread*, e o *spread* não “causa” a taxa de câmbio. Esse resultado apóia a hipótese adotada de que, para valores mensais, o *spread* não “causa” a taxa de câmbio.

⁷ Nessa estimação entendemos que, sendo a moratória um evento de longo prazo, devemos medir a tendência da evolução de y_i , enfatizando a história de longo prazo da série. Devido à disponibilidade de dados estimamos os parâmetros da lei de movimento com séries temporais anuais, deflacionadas e medidas a partir de 1958.

TABELA 1
Estimação dos Parâmetros

Indicador	R^2	t -student	μ	σ
A	0,32	5,2	0,20	0,500
B	0,52	7,7	0,004	0,185
C	0,45	6,5	0,004	0,185
D	0,41	6,2	0,007	0,192
E	0,30	4,8	0,039	0,160
F	0,24	4,1	0,044	0,380
G	0,05	1,1	0,079	0,442

O modelo teórico descrito pela equação (1) depende das funções $B_t(y_t|\psi)$ que não têm expressão analítica, mas podem ser calculadas numericamente, resolvendo o problema descrito pelas equações (2 a 5) para cada valor dos seus argumentos.

A equação (1) corresponde a um modelo não-linear, que foi estimado pelo método *Monte Carlo Markov Chain* com critério de rejeição [Gamerman (1997)], que permite obter numericamente a distribuição de probabilidade do estimador de ψ .⁸ A estimação foi realizada com 56 observações mensais⁹ do preço do *C-Bond* e de cada uma das variáveis indicadoras. Utilizamos a estrutura a termo das taxas *spot* dos títulos do Tesouro americano¹⁰ como taxa de juros livre de risco.

Exercícios preliminares realizados com alguns dos indicadores confirmaram a suspeita de indeterminação mencionada no final da Seção 3. Verificou-se que existem múltiplas combinações de α, λ que levam à mesma verossimilhança. Nesse caso, é necessário introduzir uma restrição adicional escolhendo um valor arbitrário para a barreira α .¹¹ Como existe um problema de identificação, o grau de ajustamento do modelo não é afetado por essa arbitrariedade, no entanto, a interpretação dos demais parâmetros de ψ fica condicionada a essa escolha arbitrária.

O número de observações disponíveis limita o número de parâmetros estimáveis. Isto dificulta, por exemplo, estimar a evolução temporal do prêmio de risco λ . Adotamos uma solução intermediária, supondo que o regime cambial é um elemento crítico de percepção de risco. O modelo foi estimado com dois prêmios de risco. O primeiro referente ao período até fevereiro de 1999 com regime de câmbio controlado (λ_1) e outro para os demais períodos que correspondem ao regime de câmbio flutuante (λ_2).

A Tabela 2 apresenta o valor do máximo logaritmo da verossimilhança “Lv” bem como a média e variância dos estimadores dos parâmetros $\psi = (\beta, \lambda_1, \lambda_2)$.¹²

⁸ Os resultados apresentados são condicionais ao valor esperado do estimador dos parâmetros da lei de movimento (μ, σ). É um resultado parcial que pode ser estendido no futuro, incorporando o efeito da incerteza destas estimativas.

⁹ De abril de 1997 a dezembro de 2001.

¹⁰ Esses dados foram obtidos pelo sistema da Bloomberg, através da série temporal calculada no índice *Fair Market Curve Indexes*. A Bloomberg faz o cálculo da taxa *spot* para os prazos de 3 e 6 meses, e 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 15, 20 e 30 anos utilizando os títulos emitidos sem opções que sejam considerados bem precificados.

¹¹ A literatura específica para títulos de corporações opta por escolher valores de α que indicam uma razão ativo/passivo igual à unidade para a ocorrência de moratória. Definimos o valor crítico como $\alpha = k \max(y_t)$, onde k foi definido informalmente no intervalo [2,3].

¹² Pode-se comparar as verossimilhanças para todos os indicadores, pois a variável explicada, *C-Bond*, é a mesma e o modelo de precificação do título foi especificado com o mesmo número de parâmetros.

condicional ao parâmetro α . A Tabela 3 apresenta, para alguns dos indicadores, o máximo da verossimilhança condicionada a outros valores críticos de α “ $L_v|\alpha$ ”.

TABELA 2
Resultados por Variável Indicador

Indicador	α	L_v	$E(\beta)$	$\sigma(\beta)$	$E(\lambda_{,})$	$\sigma(\lambda_{,})$	$E(\lambda_{,})$	$\sigma(\lambda_{,})$
A	1,0	- 130	0,53	0,02	0,09	0,09	0,26	0,08
B	1,0	- 116	0,19	0,04	0,26	0,03	0,20	0,01
C	2,0	- 110	0,27	0,06	0,31	0,03	0,17	0,02
D	1,4	- 122	0,30	0,05	0,35	0,05	0,20	0,02
E	8,0	- 129	0,48	0,04	- 0,07	0,09	0,29	0,08
F	16,0	- 132	0,46	0,07	0,17	0,11	0,42	0,14
G	0,3	- 135	0,44	0,07	- 0,34	0,13	0,28	0,11

TABELA 3
Efeito do Valor Crítico

Indicador	α	$L_v \alpha$	α	$L_v \alpha$
A	1,0	- 130	1,5	- 129
B	1,0	- 116	1,2	- 116
C	2,0	- 110	3,0	- 109

Os resultados mostram que:

a) o indicador (C), que relaciona a dívida externa líquida com o PIB dos bens comercializáveis a preços correntes, é o melhor modelo;

b) indicadores do endividamento, como “dívida externa/exportação” (E) ou “importação/reservas” (G), usualmente utilizados, são claramente insatisfatórios;

c) indicadores relativos à “dívida total do setor público” (A) apresentaram resultados insatisfatórios. Aparentemente, o pronunciado aumento do endividamento público — ver gráficos relativos a essas variáveis no Apêndice — não explica o *spread*; e

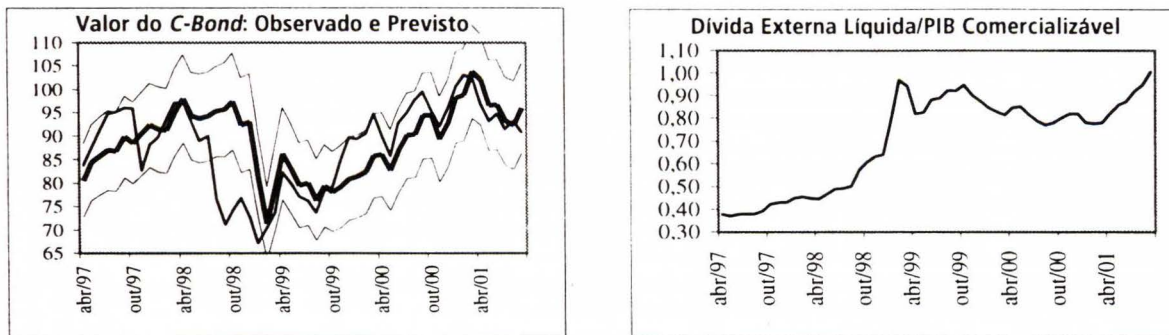
d) nos casos em que os indicadores relacionam dívidas externas com medidas do PIB, indicadores (A-D), a mudança do regime cambial promoveu uma redução do prêmio de risco λ , o que era esperado, mas em alguns casos, é uma redução significativa do ponto de vista estatístico.

O Gráfico 2 apresenta o melhor modelo para “dívida externa líquida/PIB comercializável” (C). À esquerda o valor observado¹³ e previsto do *C-Bond* com o respectivo intervalo de confiança e à direita o valor do respectivo ativo contingente no mesmo período.

¹³ O valor do *C-Bond* observado corresponde ao preço médio (MID) efetivamente pago em US\$ 10⁴ após o cálculo da taxa *pro rata* devido aos juros acumulados referentes ao último pagamento do cupom.

GRÁFICO 2

Indicador C: Dívida Externa Líquida/PIB Comercializável

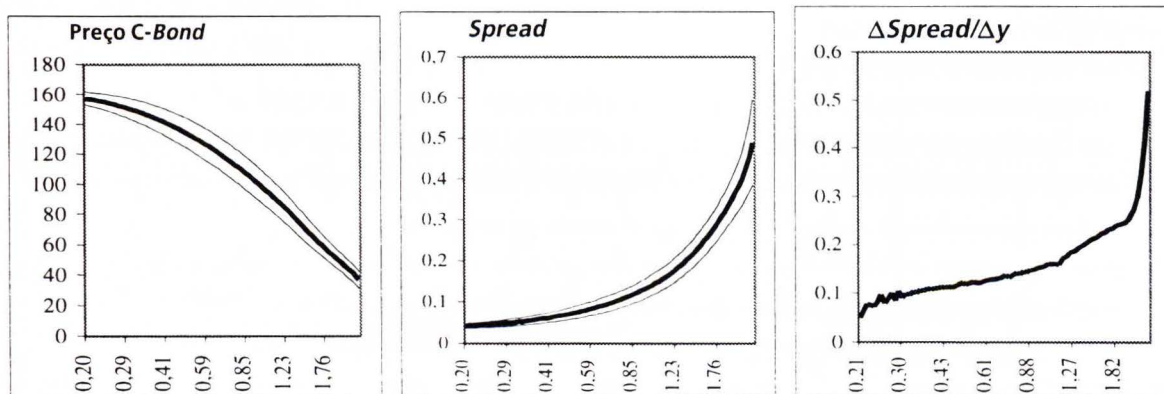


O gráfico anterior mostra que o modelo acompanha os principais movimentos da trajetória do preço observado, indicando o quanto o modelo é plausível.

O Apêndice apresenta a mesma comparação para os demais indicadores. A comparação entre os gráficos mostra o quanto os resultados do indicador (C) “dívida líquida/PIB comercializável” é melhor do que os demais indicadores testados.

O Gráfico 3 mostra, à esquerda, o preço do *C-Bond* como função da variável indicadora y “dívida externa líquida/PIB comercializável”, calculado para o último período da amostra (dezembro de 2001); ao centro, o *spread* correspondente; e à direita, a derivada do *spread* em relação à variável explicativa $\Delta\text{Spread}/\Delta y$, ou seja, o aumento no *spread* por unidade de aumento do grau de endividamento y .

GRÁFICO 3

Indicador C: Efeito do Grau de Endividamento sobre o *Spread* do *C-Bond*

Os gráficos anteriores mostram a não-linearidade do efeito do endividamento sobre o *spread*, em particular para valores maiores de endividamento. Este resultado aponta para a impropriedade da aproximação linear adotada nos modelos econométricos que buscam explicar o *spread*.

6 CONCLUSÃO

Os resultados obtidos neste trabalho mostram que:

a) o *spread* brasileiro pode ser explicado pelo grau de endividamento externo; portanto, a recomendação do modelo para redução do *spread* é a diminuição do endividamento externo;

b) outros indicadores usualmente utilizados como “dívida externa/exportação” ou “importação/reservas” apresentam resultados significativamente piores;

c) modelos estruturais de análise de risco de crédito baseados em fundamentos macroeconômicos explicam o risco soberano e, por conseguinte, o nível de *spread*;

d) a utilização de modelos econométricos é inadequada para explicar o *spread* com indicadores macroeconômicos devido à não-linearidade existente; e

e) dado o nível atual de endividamento medido pela razão “dívida externa líquida/PIB comercializável”, cada acréscimo percentual eleva o *spread* em 0,25% a.a.

Estes resultados suscitam questões relevantes para análise futura e que serão discutidas a seguir.

Um aspecto relevante é a possibilidade de redução da taxa de juros doméstica, que está na pauta da discussão econômica atual. Diversos autores, como Bresser Pereira (2001), argumentam que a taxa de juros praticada no Brasil é excessivamente elevada, e que há espaço para a obtenção de um outro equilíbrio macroeconômico com taxas de juros menores.

Em uma economia aberta, a possibilidade de arbitragem entre as taxas de juros domésticas e externas implica que a taxa de juros externa tende a ser o patamar inferior da taxa de juros interna.¹⁴ Portanto, os determinantes dos juros externos determinam também o patamar inferior dos juros domésticos, limitando o espaço para a sua redução.

O Gráfico 1 ilustra esse fato: à direita compara a taxa de juros doméstica, medida pela Selic, e a externa medida pela TIR (*spread* + *r*) do *C-Bond*; à esquerda mostra que: *a)* a taxa de juros externa TIR funciona como um limite inferior para a taxa de juros doméstica Selic; e *b)* após a mudança de regime cambial em fevereiro de 1999, a taxa doméstica se aproxima da taxa externa, indicando uma diminuição no espaço para a redução dos juros domésticos.

Portanto, uma redução nos juros domésticos somente seria possível mediante, primeiramente, uma redução do *spread*.

Outra análise relevante é o dilema entre os efeitos de curto e longo prazos da taxa de câmbio.

De fato, o endividamento é o produto da taxa de câmbio nominal com a razão dívida externa/PIB “X”. Reduzir o endividamento implica a valorização do câmbio

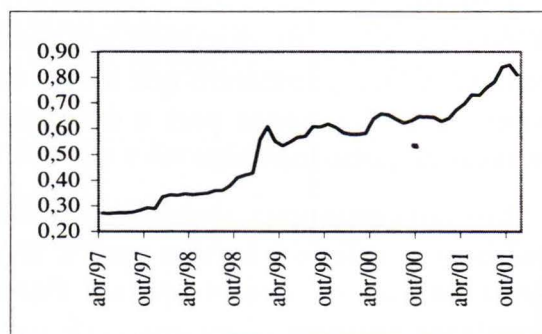
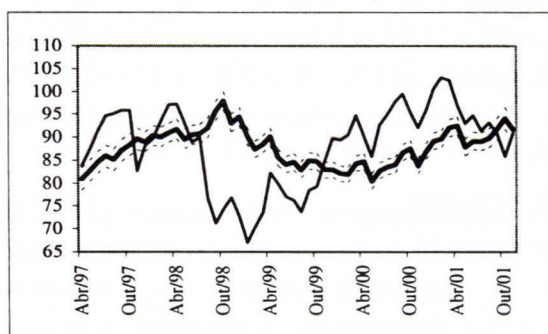
¹⁴A diferença entre as taxas de juros é igual à soma do *spread* soberano mais a desvalorização esperada da taxa de câmbio, quantidade que é, em equilíbrio, não-negativa em um ambiente não-deflacionário.

corrente ou redução de “X”. A primeira alternativa, se percebida como sustentável, garante a redução imediata do endividamento mas, tudo o mais constante, implica o aumento de “X” no longo prazo.¹⁵ A segunda alternativa, que não pode ser alcançada no curto prazo, implica a implementação de políticas que reduzam “X” pela necessidade de financiamento externo por unidade de produto, por exemplo, desvalorizando a taxa de câmbio.¹⁶ Isso mostra que a taxa de câmbio tem um papel crítico na determinação do *spread*. Sua valorização favorece no curto prazo mais desfavorece no longo prazo. Esses efeitos contrários constituem uma questão interessante para análise futura.

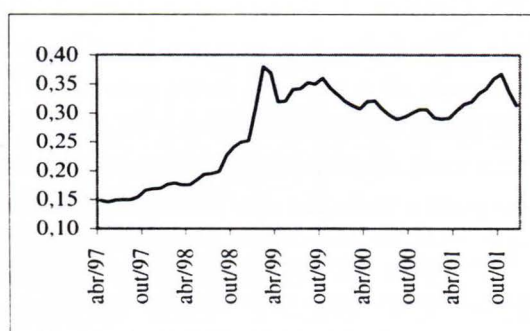
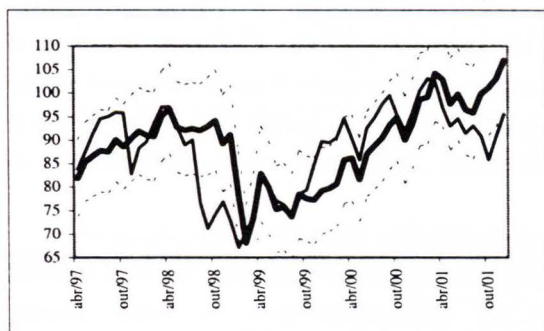
Finalmente, o prêmio de risco é o resultado de condicionantes institucionais da economia brasileira e da história das moratórias anteriormente praticadas. Esses elementos não são controláveis, mas cabe comparar o prêmio de risco requerido para empréstimos ao Brasil com o de outros países emergentes e similares, para se verificar a contribuição desses elementos para a formação do *spread*. Para isso, pretendemos replicar essa metodologia para Argentina e México e comparar os prêmios de risco obtidos, utilizando os mesmos indicadores e abordagem.

APÊNDICE

Indicador A: Dívida Líquida Pública Total em R\$/PIB



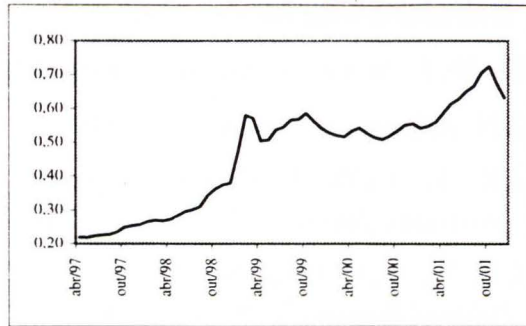
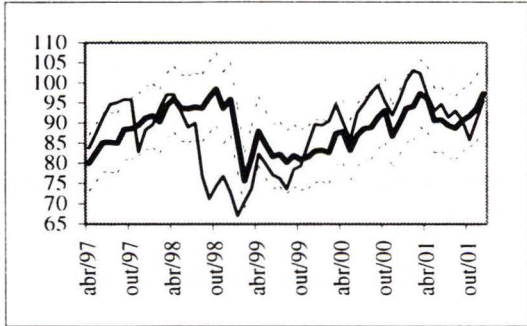
Indicador B: Dívida Externa Líquida em R\$/PIB



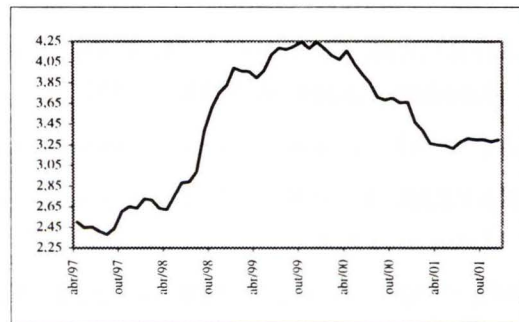
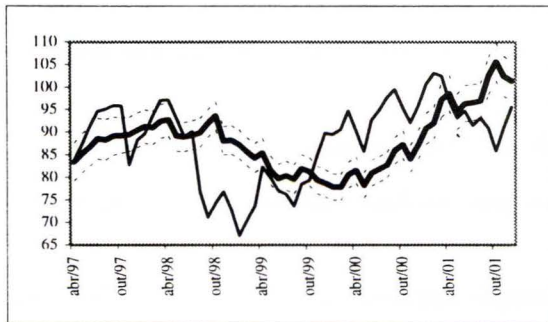
¹⁵A valorização cambial implica o aumento da absorção doméstica, a redução das exportações líquidas, e, tudo o mais constante, o aumento da dívida externa.

¹⁶Pelo mesmo motivo da nota anterior, mas com o câmbio desvalorizando.

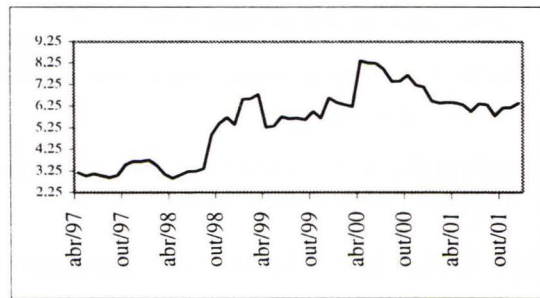
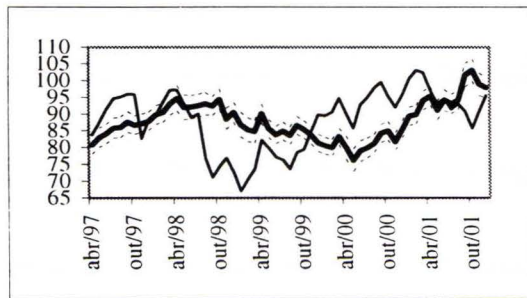
Indicador D: Passivo Externo Líquido em R\$/PIB



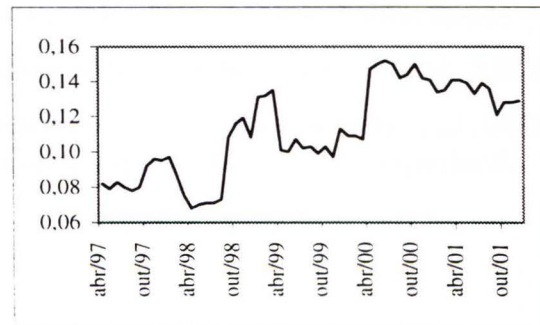
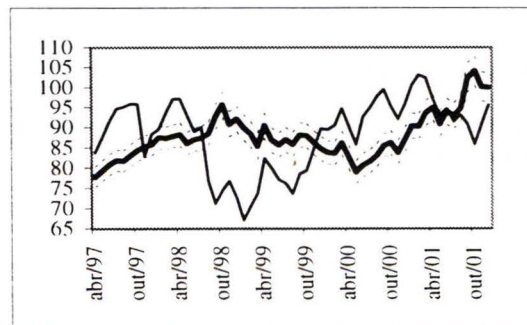
Indicador E : Dívida Externa/Exportação



Indicador F: Dívida Externa/Reservas



Indicador G: Importação/Reserva



BIBLIOGRAFIA

- AMES, W. F. *Numerical methods for partial differential equations*. Academic Press, 1977.
- BACEN. *Relatório de Inflação*. Dez. 2001.
- BLACK, F., COX, J. Valuing corporate securities: some effects of bond indentures provisions. *Journal of Finance*, n. 31, p. 351-367, 1976.
- BLACK, F., SCHOLES, M. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, n. 81, p. 637-654, 1973.
- BRESSER PEREIRA, L. C., NAKANO, Y. *Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade*. 2001, mimeo.
- GAMERMAN, D. *Markov Chain Monte Carlo: stochastic simulation for Bayesian inference*. London: Chapman & Hall, 1997.
- GARCIA, M. *Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil*. 2001, mimeo.
- KARATZAS, I., SHREVE, S. *Brownian motion and stochastic calculus*. Springer, Second Edition, 1991.
- LONGSTAFF, F. A., SCHWARTZ, E. S. A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt. *Journal of Finance*, v. 50, p. 789-819, 1995.
- MERTON, R. C. On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rate. *Journal of Finance*, n. 29, p. 449-470, 1974.
- NEFTCI, S. N. *An introduction to the mathematics of financial derivatives*. Academic Press, Second Edition, 2000.
- SAÁ-REQUEJO, J., SANTA-CLARA, P. *Bond pricing with default risk*. 1999 (Working Paper).
- SCHWARTZ, E. S. The stochastic Behavior of commodity prices: implications for valuation and hedging. *Journal of Finance*, n. 52, p. 923-973, 1997.
- SMITH, G. D. *Numerical solution of partial differential equations*. Oxford Mathematical Handbooks, Oxford University Press, 1971.
- STEELE, M. J. *Stochastic calculus and financial applications*. Springer, 2001.
- ZHOU, C. *A jump-diffusion approach to modeling credit risk and valuing defaultable securities*. Washington, D.C. : Federal Reserve Board, 1996 (Working Paper).

EDITORIAL

Coordenação

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Supervisão

Helena Rodarte Costa Valente

Revisão

Alessandra Senna Volkert (estagiária)

André Pinheiro

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Luiz Carlos Palhares

Miriam Nunes da Fonseca

Editoração

Carlos Henrique Santos Vianna

Rafael Luzente de Lima

Roberto das Chagas Campos

Ruy Azeredo de Menezes (estagiário)

Divulgação

Libanete de Souza Rodrigues

Raul José Cordeiro Lemos

Reprodução Gráfica

Edson Soares

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
10^o andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 315-5336

Fax: (61) 315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

Rio de Janeiro

Av. Presidente Antônio Carlos, 51, 14^o andar
20020-010 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3804-8118

Fax: (21) 2220-5533

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares

PUBLICAÇÕES DO IPEA (TEXTOS) (2001/2002)

TEXTO PARA DISCUSSÃO - TD

Nº 776 - **Subsídios para organizar avaliações da ação governamental**, Ronaldo Coutinho Garcia, Brasília, janeiro de 2001, 66 p.

Nº 777 - **Estimando o valor ambiental do Parque Nacional do Iguaçu: uma aplicação do método de custo de viagem**, Ramon Arigoni Ortiz, Ronaldo Seroa da Motta e Claudio Ferraz, Rio de Janeiro, janeiro de 2001, 26 p.

Nº 778 - **Gasto federal com crianças e adolescentes: 1994 a 1997**, Ana Maria de Resende Chagas, Frederico Augusto Barbosa da Silva e Paulo Roberto Corbucci, Rio de Janeiro, janeiro de 2001, 32 p.

Nº 779 - **Salário mínimo e pobreza no Brasil: estimativas que consideram efeitos de equilíbrio geral**, Ricardo Paes de Barros, Carlos Henrique Corseuil e Samir Cury, Rio de Janeiro, fevereiro de 2001, 20 p.

Nº 780 - **Simulando — o mundo maravilhoso das distribuições contrafatuais**, Sergio Suarez Dillon Soares, Brasília, fevereiro de 2001, 18 p.

Nº 781 - **Os gastos públicos no Brasil são produtivos?**, José Oswaldo Cândido Júnior, Brasília, fevereiro de 2001, 28 p.

Nº 782 - **Gastos públicos na agricultura**, José Garcia Gasques, Brasília, março de 2001, 33 p.

Nº 783 - **Matriz do fluxo de comércio interestadual de bens e serviços no Brasil? 1998**, José Romeu de Vasconcelos, Brasília, março de 2001, 77 p.

Nº 784 - **Os incentivos adversos e a focalização dos programas de proteção ao trabalhador no Brasil**, Ricardo Paes de Barros, Carlos Henrique Corseuil e Miguel Nathan Foguel, Rio de Janeiro, abril de 2001, 26 p.

Nº 785 - **Brazilian agriculture in the 1990s: impact of the policy reforms**, Steven M. Helfand e Gervásio Castro de Rezende, Rio de Janeiro, abril de 2001, 39 p.

Nº 786 - **Evolução das cadeias produtivas brasileiras na década de 90**, Lia Haguenaer, Luiz Dias Bahia, Paulo Furtado de Castro e Márcio Bruno Ribeiro, Brasília, abril de 2001, 61 p.

Nº 787 - **Programas sociais: efetividade, eficiência e eficácia como dimensões operacionais da avaliação**, Alexandre Marinho e Luís Otávio Façanha, Rio de Janeiro, abril de 2001, 22 p.

Nº 788 - **Arranjos domiciliares e arranjos nucleares no Brasil: classificação e evolução de 1977 a 1998**, Marcelo Medeiros e Rafael Osorio, Brasília, abril de 2001, 43 p.

Nº 789 - **Identificação das barreiras ao comércio no Mercosul: a percepção das empresas exportadoras brasileiras**, Honorio Kume, Patrícia Anderson, Márcio de Oliveira Jr., Rio de Janeiro, abril de 2001, 43 p.

Nº 790 - **Tributação sobre gastos com saúde das famílias e do sistema único de saúde: avaliação da carga tributária sobre medicamentos, material médico-hospitalar e próteses/órteses**, Equipe Técnica: Luís Carlos G. de Magalhães (Coord.), Frederico Andrade Tomich, Fernando Gaiger Silveira, Salvador Werneck Vianna, Leandro Safatle, Alexandre Batista de Oliveira, Rodrigo Dourado, Brasília, maio de 2001, 54 p.

Nº 791 - **Barreiras não-tarifárias às exportações brasileiras no Mercosul: o caso de calçados**, Patrícia Anderson, Rio de Janeiro, maio de 2001, 21 p.

Nº 792 - **Restrições comerciais às exportações de produtos siderúrgicos no Mercosul**, Márcio de Oliveira Júnior, Rio de Janeiro, maio de 2001, 38 p.

Nº 793 - **Estimation of the Brazilian consumer demand system**, Seki Asano e Eduardo P. S. Fiuza, Rio de Janeiro, maio de 2001, 28 p.

Nº 794 - **Estudo de eficiência em alguns hospitais públicos e privados com a geração de rankings**, Alexandre Marinho, Rio de Janeiro, maio de 2001, 12 p.

Nº 795 - **Tendência de longo prazo das finanças públicas no Brasil**, José Carlos Jacob de Carvalho, Brasília, maio de 2001, 68 p.

Nº 796 - **Inserção no mercado de trabalho: diferenças por sexo e conseqüências sobre o bem-estar**, Ricardo Paes de Barros, Carlos Henrique Corseuil, Daniel Domingues dos Santos e Sérgio Pinheiro Firpo, Rio de Janeiro, junho de 2001, 27 p.

Nº 797 - **Decisões críticas em idades críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina**, Carlos Henrique Corseuil, Daniel Domingues Santos, Miguel Nathan Foguel, Rio de Janeiro, junho de 2001, 46 p.

Nº 798 - **Robustness and stabilization properties of monetary policy rules in Brazil**, Ajax R. B. Moreira, Marco Antonio F. H. Cavalcanti, Rio de Janeiro, junho de 2001, 22 p.

TD-799 - **Estrutura e operação dos sistemas financeiros no MERCOSUL: perspectivas a partir das reformas institucionais dos anos 1990**, Rogério Studart, Jennifer Hermann, Brasília, junho de 2001, 144 p.

Nº 800 - **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**, Ricardo Paes de Barros, Ricardo Henriques, Rosane Mendonça, Rio de Janeiro, junho de 2001, 24 p.

Nº 801 - **Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário**, Jorge Saba Arbach, Carlos Henrique Corseuil, Rio de Janeiro, junho de 2001, 16 p.

Nº 802 - **Financiamento das políticas sociais nos anos 1990: O caso do Ministério da Saúde**, Carlos Octávio Ocké Reis, José Aparecido Carlos Ribeiro e Sérgio Francisco Piola, Brasília, junho de 2001, 27 p.

Nº 803 - **Desigualdade de rendimentos no Brasil nas décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes**, *Lauro Ramos* e Maria Lucia Vieira, Rio de Janeiro, junho de 2001, 16 p.

Nº 804 - **Tributação, distribuição de renda e pobreza: uma análise dos impactos da carga tributária sobre alimentação nas grandes regiões urbanas brasileiras**, Luís Carlos Garcia de Magalhães, Fernando Gaiger Silveira, Frederico Andrade Tomich e Salvador Werneck Vianna, Brasília, junho de 2001, 26 p.

Nº 805 - **Hospitais universitários: avaliação comparativa de eficiência técnica**, Alexandre Marinho e Luís Otávio Façanha, Rio de Janeiro, junho de 2001, 29 p.

- Nº 806 - **Optimal rules for monetary policy in Brazil**, Joaquim Pinto de Andrade e José Angelo C. A. Divino, Rio de Janeiro, julho de 2001, 22 p.
- Nº 807 - **Desigualdade racial no Brasil: Evolução das condições de vida na década de 90**, Ricardo Henriques, Rio de Janeiro, julho de 2001, 49 p.
- Nº 808 - **Evolução do crédito de 1994 a 1999: uma explicação**, Ricardo Pereira Soares, Brasília, julho de 2001, 46 p.
- Nº 809 - **Space-varying regression models: specifications and simulation**, Dani Gamerman, Ajax R. B. Moreira e Håvard Rue, Rio de Janeiro, julho de 2001, 28 p.
- Nº 810 - **Políticas de competitividade industrial no Brasil — 1995/2000**, Regis Bonelli, Rio de Janeiro, julho de 2001, 44 p.
- Nº 811 - **Imposto ótimo sobre o consumo: resenha da teoria e uma aplicação ao caso brasileiro**, Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa e Rozane Bezerra de Siqueira, Rio de Janeiro, julho de 2001, 51 p.
- Nº 812 - **A construção de uma linha de riqueza a partir da linha de pobreza**, Marcelo Medeiros, Brasília, julho de 2001, 15 p.
- Nº 813 - **Instituições de ensino superior governamentais e particulares: avaliação comparativa de eficiência**, Luís Otávio Façanha e Alexandre Marinho, Rio de Janeiro, agosto de 2001, 28 p.
- Nº 814 - **Crise e desregulação do trabalho no Brasil**, José Celso Cardos Jr., Brasília, agosto de 2001, 60 p.
- Nº 815 - **Experiências internacionais em política regional: o caso da França**, Luciana Jaccoud, Brasília, agosto de 2001, 22 p.
- Nº 816 - **Impactos fiscais da crise de energia elétrica: 2001 e 2002**, Bolívar Pêgo Filho, José Aroudo Mota, José Carlos Jacob de Carvalho e Maurício Mota Saboya Pinheiro, Rio de Janeiro, agosto de 2001, 29 p.
- Nº-817 - **Matriz do fluxo de comércio interestadual de bens e serviços no Brasil — 1999**, José Romeu de Vasconcelos, Brasília, agosto de 2001, 83 p.
- Nº 818 - **Measuring the tax effort of developed and developing countries. Cross country panel data analysis — 1985/95**, Marcelo Piancastelli, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 18 p.
- Nº 819 - **Uma resenha sobre a competição tributária entre jurisdições**, Napoleão Luiz Costa da Silva, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 48 p.
- Nº 820 - **Rotatividade de trabalhadores e criação e destruição de postos de trabalho: aspectos conceituais**, Eduardo Pontual Ribeiro, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 24 p.
- Nº 821 - **Crescimento econômico, balança comercial e a relação câmbio-investimento**, Marco Antonio F. H. Cavalcanti e Cláudio Roberto Frischtak, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 39 p.
- Nº 822 - **Regulamentação e investimento em termogeração no Brasil**, Ajax R. B. Moreira, Katia Rocha e Pedro A. M-S. David, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 16 p.
- Nº 823 - **Participação da termogeração na expansão do sistema elétrico brasileiro**, Ajax R. B. Moreira, Katia Rocha, Pedro A. M-S. David, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 23 p.
- Nº 824 - **Core inflation: robust common trend model forecasting**, Ajax R. B. Moreira e Helio S. Migon, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 27 p.

- Nº 825 - **Bayesian analysis of econometric time series models using hybrid integration rules**, Ajax R. B. Moreira e Dani Gamerman, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 27 p.
- Nº 826 - **Empregabilidade no Brasil: inflexões de gênero e diferenciais femininos**, Lena Lavinas, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 24 p.
- Nº 827 - **Renda per capita, desigualdades de renda e educacional, e participação política no Brasil**, João Barbosa de Oliveira, Rio de Janeiro, outubro de 2001, 62 p.
- Nº 828 - **Explaining agriculture expansion and deforestation: evidence from the Brazilian Amazon — 1980/98**, Claudio Ferraz, Rio de Janeiro, outubro 2001, 37 p.
- Nº 829 - **Abertura comercial, reestruturação industrial e exportações brasileiras na década de 1990**, José Carlos Miranda, Brasília, outubro 2001, 124 p.
- Nº 830 - **O idoso brasileiro no mercado de trabalho**, Ana Amélia Camarano, Rio de Janeiro, outubro 2001, 22 p.
- Nº 831 - **Previdência social e bem-estar no Brasil**, Roberto de Goes Ellery Junior e Mirta N. S. Bugarin, Rio de Janeiro, outubro 2001, 21 p.
- Nº 832 - **Substituindo o PIS e a Cofins — e por que não a CPMF? — Por uma contribuição não-cumulativa**, Ricardo Varsano, Thiago R. Pereira, Erika Amorim Araujo, Napoleão Luiz Costa da Silva, Marcelo Ikeda, Rio de Janeiro, outubro 2001, 53 p.
- Nº 833 - **Hospitais universitários: indicadores de utilização e análise de eficiência**, Alexandre Marinho, Rio de Janeiro, outubro 2001, 29 p.
- Nº 834 - **Determinantes do desempenho educacional no Brasil**, Ricardo Paes de Barros, Rosane Mendonça, Daniel Domingues dos Santos e Giovani Quintaes, Rio de Janeiro, outubro 2001, 33 p.
- Nº 835 - **Efficient and equitable commodity taxation: micro-simulations based on an estimated Brazilian consumer demand system**, Seki Asano, Ana Luiza N. H. Barbosa, Eduardo P. S. Fiuza, Rio de Janeiro, outubro 2001, 23 p.
- Nº 836 - **Políticas públicas de exportação o caso do Proex**, Sérvulo Vicente Moreira, Adelaide Figueiredo dos Santos, Brasília, outubro 2001, 43 p.
- Nº 837 - **Perfil dos funcionários públicos ativos nas áreas federal, estadual e municipal — comparação de bases disponíveis: Rais, PNAD e Siape**, Sonoe Sugahara Pinheiro e Tomie Sugahara, Rio de Janeiro, outubro 2001, 40 p.
- Nº 838 - **Impactos econômicos e sociais de longo prazo da expansão agropecuária no Brasil: revolução invisível e inclusão social**, Regis Bonelli, Rio de Janeiro, outubro 2001, 37 p.
- Nº 839 - **The impacts of the minimum wage on the labor market, poverty and fiscal budget in Brazil**, Miguel N. Foguel, Lauro Ramos e Francisco Carneiro, Rio de Janeiro, outubro de 2001, 42 p.
- Nº 840 - **Mercado formal de trabalho: comparação entre os microdados da Rais e da PNAD**, João Alberto de Negri, Paulo Furtado de Castro, Natalia Ribeiro de Souza, Jorge Saba Arbache, Brasília, novembro de 2001, 25 p.
- Nº 841 - **Mercosul: dilema entre união aduaneira e área de livre-comércio**, Honorio Kume e Guida Piani, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 17 p.

- Nº 842 - **Avaliação da eficiência técnica nos serviços de saúde dos municípios do Estado do Rio de Janeiro**, Alexandre Marinho, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 11 p.
- Nº 843 - **O que (não) sabemos sobre a relação entre abertura comercial e mercado de trabalho no Brasil**, Sergei Soares, Luciana M. Santos Servo e Jorge Saba Arbache, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 23 p.
- Nº 844 - **Competitividade, vulnerabilidade externa e crescimento na economia brasileira: 1978/2000**, Marco Flávio da Cunha Resende e Joanílio Rodolpho Teixeira, Brasília, novembro de 2001, 28 p.
- Nº 845 - **O setor público brasileiro — 1890/1945**, Lia Alt Pereira (Coordenadora) e Lia Valls Pereira, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 81 p.
- Nº 846 - **Bens credenciais e poder de mercado: um estudo econométrico da indústria farmacêutica brasileira**, Eduardo P. S. Fiuza e Marcos de B. Lisboa, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 73 p.
- Nº 847 - **Privatização, dívida e déficit públicos no Brasil**, Marco Antonio de Sousa Carvalho, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 128 p.
- Nº 848 - **Avaliação descritiva da rede hospitalar do sistema único de saúde (SUS)**, Alexandre Marinho, Arlinda Barbosa Moreno e Luciana Tricai Cavalini, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 35 p.
- Nº 849 - **Os impactos do salário mínimo sobre emprego e salários no Brasil: evidências a partir de dados longitudinais e séries temporais**, Carlos Henrique Corseuil e Francisco Galvão Carneiro, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 28 p.
- Nº 850 - **Reducing schooling inequality in Brazil: demographic opportunities and inter-cohort differentials**, Carlos Eduardo Velez, Sergei Soares e Marcelo Medeiros, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 17 p.
- Nº 851 - **O acesso das exportações do Mercosul ao mercado europeu**, Marta Reis Castilho, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 49 p.
- Nº 852 - **A trajetória do Welfare State no Brasil: papel redistributivo das políticas sociais dos anos 1930 aos anos 1990**, Marcelo Medeiros, Brasília, dezembro de 2001, 24p.
- Nº 853 - **Trade liberalization and labor markets in developing countries: theory and evidence**, Jorge Saba Arbache, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 25 p.
- Nº 854 - **Fiscal decentralization and subnational fiscal autonomy in Brazil: some facts of the nineties**, Mônica Mora e Ricardo Varsano, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 27 p.
- Nº 855 - **Criação, destruição e realocação do emprego no Brasil**, Carlos Henrique Corseuil, Eduardo Pontual Ribeiro, Daniel D. Santos e Rodrigo Dias, Rio de Janeiro, janeiro de 2002, 45 p.
- Nº 856 - **Padrão de consumo, distribuição de renda e o meio ambiente no Brasil**, Ronaldo Seroa da Motta, Rio de Janeiro, janeiro de 2002, 51 p.
- Nº 857 - **Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil**, Ricardo Paes de Barros, Ricardo Henriques e Rosane Mendonça, Rio de Janeiro, janeiro de 2002, 17 p.

- Nº 858 - **Envelhecimento da população brasileira: uma contribuição demográfica**, Ana Amélia Camarano, Rio de Janeiro, janeiro de 2002, 26p.
- Nº 859 - **Avaliação de programas sociais (Pnae, Planfor, Proger): eficiência relativa e esquemas de incentivo**, Larry C. Cardoso, Luís Otávio Façanha e Alexandre Marinho, Rio de Janeiro, janeiro de 2002, 44 p.
- Nº 860 - **O levantamento de informações sobre as famílias nas PNADs de 1992 a 1999**, Marcelo Medeiros, Rafael Guerreiro Osorio e Santiago Varela, Rio de Janeiro, fevereiro de 2002, 27 p.
- Nº 861 - **Cooperação e conflito: estudo de caso do complexo coureiro-calçadista no Brasil**. Eduardo Garutti Noronha e Lenita Maria Turchi, Brasília, março de 2002, 44 p.
- Nº 862 - **Population and social security in Brazil: an analysis with emphasis on constitutional changes**, Kaizô Iwakami Beltrão, Sonoe Sugahara Pinheiro e Francisco Eduardo Barreto de Oliveira, Rio de Janeiro, março de 2002, 36 p.
- Nº 863 - **Regulação, mercado ou pressão social? os determinantes do investimento ambiental na indústria**, Cláudio Ferraz e Ronaldo Seroa da Motta, Rio de Janeiro, março de 2002, 17 p.
- Nº 864 - **Atividades informais: evolução e condicionantes atuais - o caso dos trabalhadores autônomos do Recife**, Mário Theodoro, Tarcísio Quinamo, Maria do Socorro de Araújo e Maria Lucila Bezerra, Rio de Janeiro, março de 2002, 52 p.
- Nº 865 - **Estimação de equações de ofertas de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**, Geraldo Santana de Camargo Barros, Miriam Piedade Bacchi e Heloisa Lee Burnquist, Brasília, março de 2002, 51 p.
- Nº 866 - **Federalismo e dívida estadual no Brasil**, Mônica Mora, Rio de Janeiro, março 2002, 90 p.
- Nº 867 - **Mulher e previdência social: o Brasil e o mundo**, Kaizô Iwakami Beltrão, Maria Salet Novellino, Francisco Eduardo Barreto de Oliveira e André Cezar Medici, Rio de Janeiro, março 2002, 24 p.
- Nº 868 - **Estimativa de mortalidade para a população coberta pelos seguros privados**, Kaizô Iwakami Beltrão e Sonoe Sugahara Pinheiro, Rio de Janeiro, março 2002, 56 p.
- Nº 869 - **Avanços, limites e desafios das políticas do MEC para a educação superior na década de 1990: ensino de graduação**, Paulo Roberto Corbucci, Brasília, março 2002, 34 p.
- Nº 870 - **A política de preços mínimos e o desenvolvimento agrícola da região Centro-Oeste**, Gervásio Castro de Rezende, Rio de Janeiro, abril 2002, 32 p.
- Nº 871 - **Uma avaliação dos dados da PNAD com respeito à “previdência social” — população ativa e inativa**, Kaizô Iwakami Beltrão e Sonoe Sugahara Pinheiro, Rio de Janeiro, abril 2002, 41 p.
- Nº 872 - **Panorama da educação nos estados que compõem a Amazônia Legal**, Jorge Abrahão de Castro e Bruno de Carvalho Duarte, Rio de Janeiro, abril 2002, 61 p.
- Nº 873 - **O impacto distributivo do salário mínimo: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho**, Sergei Suarez Dillon Soares, Rio de Janeiro, abril 2002, 51 p.
- Nº 874 - **O uso das PNADS para as áreas rurais**, Mauro Eduardo Del Grossi e José Graziano da Silva, Rio de Janeiro, abril 2002, p. 33.

- Nº 875 - **O uso das PNADs na análise do fenômeno migratório: possibilidades, lacunas e desafios metodológicos**, José Marcos Pinto da Cunha, Rio de Janeiro, abril de 2002, 39 p.
- Nº 876 - **Os gastos culturais dos três níveis de governo e a descentralização**, Frederico A. Barbosa da Silva, Brasília, abril de 2002, 24 p.
- Nº 877 - **Estimativa de estoque de capital humano para o Brasil: 1981 a 1999**, Luciane Carpena e João Barbosa de Oliveira, Rio de Janeiro, maio de 2002, 21 p.
- Nº 878 - **Brazilian population ageing: differences in well-being by rural and urban areas**, Ana Amélia Camarano, Rio de Janeiro, maio de 2002, 27 p.
- Nº 879 - **Acesso à educação: diferenciais entre os sexos**, Kaizô Iwakami Beltrão, Rio de Janeiro, maio de 2002, 17 p.
- Nº 880 - **Salário mínimo e bem-estar social no Brasil: uma resenha da literatura**, Carlos Henrique Corseuil e Luciana M. S. Servo, Rio de Janeiro, maio de 2002, 24 p.
- Nº 881 - **Um teste de existência de bolhas na taxa de câmbio no Brasil**, Wilfredo L. Maldonado, Octávio Augusto Fontes Tourinho e Marcos Valli, Rio de Janeiro, maio de 2002, 15 p.
- Nº 882 - **Desnacionalização do setor bancário e financiamento das empresas: a experiência brasileira recente**, Carlos Eduardo Carvalho, Rogério Studart e Antônio José Alves Jr., Brasília, maio de 2002, 77 p.
- Nº 883 - **Envelhecimento, condições de vida e política previdenciária. Como ficam as mulheres?** Ana Amélia Camarano e Maria Tereza Pasinato, Rio de Janeiro, junho de 2002, 25 p.
- Nº 884 - **Insuficiência alimentar nas grandes regiões urbanas brasileiras**, Fernando Gaiger Silvera, Luiz Carlos Garcia de Magalhães, Frederico Andrade Tomich, Salvador Teixeira Werneck Vianna, Leandro Safatle e João Carlos Leal, Brasília, junho de 2002, 27 p.
- Nº 885 - **Determinantes da renda do trabalho no setor formal da economia brasileira**, Carlos Henrique Corseuil e Daniel D. Santos, Rio de Janeiro, junho de 2002, 19 p.
- Nº 886 - **Mudanças nas famílias brasileiras: a composição dos arranjos domiciliares no Brasil, entre 1978 e 1988**, Marcelo Medeiros e Rafael Guerreiro Osório, Brasília, junho de 2002, 21 p.
- Nº 887 - **Fiscal competition: a Bird's eye view**, Ricardo Varsano, Sergio Guimarães Ferreira e José Roberto Afonso, Rio de Janeiro, junho de 2002, 18 p.
- Nº 888 - **Human resource management and public sector reforms: trends and origins of a new approach**, Roberto Passos Nogueira, José Roberto Paranaguá de Santana, Brasília, junho de 2002, 20 p.
- Nº 889 - **Nupcialidade nas PNADs-90: um tema em extinção?** Aída C. G. Verdugo Lazo, Rio de Janeiro, junho de 2002, 40 p.
- Nº 890 - **Determinantes do spread brasileiro: uma abordagem estrutural**, Katia Rocha, Ajax R. B. Moreira e Ricardo Magalhães, Rio de Janeiro, junho de 2002, 14 p.

Governo Federal

Ministério do Planejamento
Orçamento e Gestão

ipea

SET