

**TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 579**

**OS IMPACTOS DAS POLÍTICAS  
MONETÁRIA E CAMBIAL NO  
BRASIL PÓS-PLANO REAL\***

Ajax Reynaldo Bello Moreira\*\*  
Antonio Fiorencio\*\*\*  
Elcyon Caiado Rocha Lima\*\*\*\*

Rio de Janeiro, agosto de 1998

---

\* Os autores agradecem a assistência de pesquisa de Ingreed Valdez.

\*\* Da Diretoria de Pesquisa do IPEA e do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC).

\*\*\* Do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC).

\*\*\*\* Da Diretoria de Pesquisa do IPEA e da Universidade Santa Úrsula (USU).

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.



*O IPEA é uma fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e prover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.*

**Presidente**

*Fernando Rezende*

**Diretoria**

*Claudio Monteiro Considera*

*Luís Fernando Tironi*

*Gustavo Maia Gomes*

*Mariano de Matos Macedo*

*Luiz Antonio de Souza Cordeiro*

*Murilo Lôbo*

**TEXTO PARA DISCUSSÃO** tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

**ISSN 1415-4765**

**SERVIÇO EDITORIAL**

**Rio de Janeiro – RJ**

Av. Presidente Antônio Carlos, 51 – 14º andar – CEP 20020-010

Telefax: (021) 220-5533

E-mail: [editrj@ipea.gov.br](mailto:editrj@ipea.gov.br)

**Brasília – DF**

SBS Q. 1 Bl. J, Ed. BNDES – 10º andar – CEP 70076-900

Telefax: (061) 315-5314

E-mail: [editbsb@ipea.gov.br](mailto:editbsb@ipea.gov.br)

© IPEA, 1998

*É permitida a reprodução deste texto, desde que obrigatoriamente citada a fonte.*

*Reproduções para fins comerciais são rigorosamente proibidas.*

---

---

# SUMÁRIO

---

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO .....	1
2 - DESCRIÇÃO DO MODELO .....	2
3 - ESTIMAÇÃO DO MODELO .....	3
4 - IDENTIFICAÇÃO DO MODELO .....	10
5 - ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	11
6 - CONCLUSÃO .....	17
ANEXO .....	19
BIBLIOGRAFIA .....	24

---

---

## RESUMO

---

Este texto utiliza modelos auto-regressivos vetoriais (VAR) estruturais, para analisar os impactos das políticas monetária e cambial sobre a taxa de desemprego e o nível de preços no período posterior ao Plano Real. Algumas versões da forma reduzida permitem acomodar a possível mudança de regime econômico provocada pelo Plano Real. Os resultados sugerem que houve uma mudança de regime econômico no Plano Real e que a avaliação dos efeitos da política monetária sobre os preços e o desemprego é sensível à maneira de lidar com essa mudança.

---

---

# ABSTRACT

---

The paper employs Structural Vector Autoregressive (VAR) models to analyze the impacts of monetary and exchange rate policies on unemployment and the price level after the Real Plan. The results suggest there has been a change of regime after the Real Plan and that the effects of economic policy shocks in the model are sensitive to the way we represent this change of regime.

---

## 1 - INTRODUÇÃO

O Plano Real tem apresentado um padrão que guarda semelhança com o de outros países que adotaram planos de estabilização baseados em âncoras cambiais. Inicialmente, uma euforia associada à queda brusca da inflação, com seus efeitos positivos sobre a distribuição de renda, a reabertura de canais de crédito e a expansão do nível de atividade. Posteriormente, ganham espaço no debate sobre política econômica os desequilíbrios introduzidos pelo plano e os problemas subjacentes da economia como a sustentabilidade do déficit público. No caso brasileiro, o plano de estabilização e as políticas de abertura comercial e de redução de tarifas externas geraram déficits crescentes da balança comercial e os seus efeitos colaterais, altas taxas de juros para financiar esta política e dúvidas quanto à sustentabilidade desta situação.

A avaliação da sustentabilidade desta política é complexa e envolve múltiplos aspectos relacionados com a capacidade de pagamento no longo prazo da dívida gerada. Entretanto, neste texto, deixamos de lado os aspectos externos da política cambial e monetária, e nos concentramos nos aspectos internos. Mais especificamente, tentamos responder à seguinte questão — Caso os desequilíbrios atuais se acentuem e venha a ser necessária uma desvalorização cambial ou aperto monetário quais seriam os efeitos desta alteração de política sobre o desemprego e o nível de preços?

Para isso, utilizamos um modelo que considera a taxa de juros ( $J$ ), a taxa de câmbio ( $C$ ), o nível de preços ( $P$ ) e o desemprego ( $U$ ) como variáveis endógenas. Em particular, apesar de estarmos interessados nos efeitos das políticas monetária e cambial, levamos em conta que os movimentos do câmbio e das taxas de juros não são causados exclusivamente pela ação das autoridades monetárias (cuja reação também pode ser endogenamente determinada).<sup>1</sup>

Esta abordagem admite: *a*) que as informações relevantes estão contidas nas séries temporais ( $J, C, P, U$ ); *b*) que a relação contemporânea e intertemporal entre estas variáveis é linear;<sup>2</sup> *c*) que as relações contemporâneas entre estas variáveis podem ser estabelecidas valendo-se de restrições oriundas da teoria econômica ou de hipóteses sobre o comportamento dos formuladores de política; e *d*) que as inovações do modelo econométrico — que são ortogonais e exógenas — possam ser interpretadas como alterações das políticas monetária e cambial.

---

<sup>1</sup> A relação entre essas variáveis é dinâmica e estocástica. Especificar e estimar modelos teóricos com estas características é um tema de pesquisa atual. Sims (1995) desenvolve modelos deste tipo utilizando ferramentas econométricas ainda em desenvolvimento. Alternativamente, uma das abordagens empíricas é a classe de modelos auto-regressivos vetoriais (ARV) estruturais. Essa abordagem foi adotada para a análise dos efeitos de política monetária em Bernanke (1986); Sims (1986); Blanchard e Watson (1993); Bernanke e Blinder (1992); Cristiano, Eichenbaum e Evans (1994); Sims e Zha (1995), ou para a análise de uma economia aberta, Eichenbaum e Evans (1993).

<sup>2</sup> Especificamente linear entre os logaritmos do índice de preços e da taxa de câmbio, e o nível das taxas de juros e da taxa de desemprego.

A economia brasileira passou por um processo hiperinflacionário e uma sucessão de tentativas fracassadas de estabilização, o que torna muito difícil estimar um modelo econométrico que relacione variáveis nominais. Este artigo utiliza procedimentos bayesianos e algumas hipóteses especiais para a estimação do modelo nestas condições, tornando necessária a descrição dos procedimentos para a estimação do modelo de forma mais extensiva e detalhada. O texto busca enfatizar a sensibilidade dos resultados a esses procedimentos.

O texto está organizado da seguinte forma. A Seção 2 apresenta a descrição dos modelos e a Seção 3 os procedimentos utilizados para estimar os modelos (ARV). A Seção 4 discute a identificação dos modelos estruturais e a Seção 5 comenta os resultados das funções de resposta a impulso e da decomposição de variância. A Seção 6 conclui.

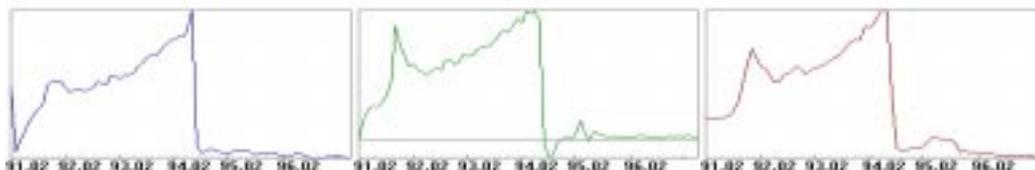
## 2 - DESCRIÇÃO DO MODELO

O sucesso do Plano Real na estabilização do valor da moeda possibilita que a análise econométrica seja feita como nos países centrais, ou seja, que as políticas sejam medidas por alterações dos valores nominais das taxas de juros e de câmbio, e que o efeito destas políticas se dê sobre o nível de preços. Essa característica exige que as variáveis do modelo sejam definidas em termos nominais.

A mudança da trajetória das variáveis nominais após o Plano Real sugere duas alternativas. Uma seria ignorar as informações anteriores ao Plano Real e a outra incorporar esta informação, mas admitindo a possibilidade de modificação dos parâmetros após o Plano Real. Como este artigo foi escrito há cerca de três anos após o Plano, o reduzido tamanho da amostra — em torno de 36 observações — recomendou a segunda alternativa apesar das dificuldades decorrentes de considerarmos o efeito do Plano Real sobre o modelo.

Uma das dificuldades para estimar<sup>3</sup> a relação entre estas variáveis nominais é o seu crescimento a taxas muito altas no período pré-plano. Uma outra fonte de dificuldade é a mudança de regime econômico ocorrida em decorrência do Plano Real que fica expressa também pela mudança abrupta no nível da taxa de variação das variáveis nominais como o Gráfico 1 mostra.

Gráfico 1  
Das Taxas de Inflação, de Variação do Câmbio Nominal e de Juros



<sup>3</sup> As correlações são dominadas pelo termo comum do crescimento exponencial do nível de preços impedindo ou dificultando a estimativa das relações relevantes entre as variáveis.

Essas dificuldades foram apreciadas valendo-se de um modelo ARV dinâmico bayesiano — em que os parâmetros são estocásticos — que considera explicitamente a possibilidade de o Plano Real ter afetado os parâmetros do modelo. Este modelo fica especificado pela lista de variáveis, pelo número de defasagens, e pelas restrições de identificação das relações contemporâneas, e pelas variâncias das inovações dos parâmetros. O modelo será observado em duas versões. A principal compreende além do nível de preços (P) e da taxa de desemprego aberto (U), a taxa de câmbio (R\$/US\$), a taxa de juros ativa medida pelo taxa de empréstimo sobre capital de giro<sup>4</sup> e o *spread* entre esta e a taxa de juros do CDB. A segunda versão, apresentada no Anexo, exclui o *spread*.

Admite-se que tais variáveis sintetizam as principais relações macroeconômicas. A lista contém duas variáveis-alvo da política econômica — o nível de preços e a taxa de desemprego — e duas (ou três, dependendo da especificação do modelo) variáveis que são utilizadas como instrumento de controle: a taxa de câmbio que afeta o preço relativo entre produtos *tradables* e *nontradables*; a taxa de juros que, entre outras coisas, afeta a escolha intertemporal entre consumo presente e futuro; e a relação entre o custo do tomador e do aplicador de recursos (*spread*).

Naturalmente, é uma simplificação admitir que a taxa de câmbio e duas taxas de juros representem as políticas cambial e monetária. De fato o custo de uma transação com o exterior é também afetado por uma multiplicidade de instrumentos — tarifas, subsídios ou depósitos compulsórios — que o alteram e afetam de forma específica cada bem ou serviço transacionado. Também as taxas de juros representam de forma parcial a política monetária. As regras de operação do mercado aberto, as restrições sobre número de prestações do crédito ao consumidor, taxas de juros preferenciais para alguns segmentos, regras de captação de recursos externos são alguns exemplos da multiplicidade de instrumentos monetários utilizados pelas autoridades. Ainda assim, admitimos que a taxa de juros ativa e o *spread* entre as taxas de juro passiva e ativa sintetizam o estado da política monetária. Especificamente, o *spread* foi incluído para avaliar o efeito da política de aumento da taxa dos compulsórios bancários que elevou o custo de captação do setor privado sem aumentar na mesma proporção o custo de captação do setor público.

### 3 - ESTIMAÇÃO DO MODELO

O modelo ARV foi estimado com dados mensais para o período de janeiro de 1991 a maio de 1997 — para o vetor  $y = (p, c, j, u, s)$ , onde  $u$  é a taxa de desemprego;  $p$  é o nível de preços medido em logaritmo  $[\ln(P)]$ ;  $c$  é a taxa de câmbio também medida em logaritmo  $[\ln(C)]$ ;  $j$  é o logaritmo da taxa de juros sobre capital de giro (J)  $[\ln(1+J)]$ ; e  $s$  o *spread* entre as taxas de juros  $[\ln\{(1+J)/(1+JX)\}]$ , onde  $JX$  é a taxa de juros do CDB.

---

<sup>4</sup> Apurada pelo Instituto de Economia do Setor Público (Iesp).

O procedimento padrão para a escolha do número de defasagens de um modelo ARV são os testes de informação como os critérios de Hanna-Quinn ou de Shwartz, que não puderam ser utilizados devido à mudança estrutural ocorrida e ao reduzido tamanho da amostra no período pós-Real. Tal motivo forçou a escolha do número de defasagens com critérios não-estatísticos. Considerando que as equações de diferenças de terceira ordem podem gerar comportamento dinâmico que engloba tendências e flutuações cíclicas, e, esperando que as respostas das variáveis aos choques sejam rápidas, particularmente o nível de preços e as taxas de câmbio e de juros, acreditamos que 3 constitua um número suficiente de defasagens.

$$A y_t = \sum_s \phi_s k_{st} + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + A_3 y_{t-3} + e_t \quad e_t \approx N(0, I) \quad (1)$$

Esse modelo<sup>5</sup> pode ser estimado em dois passos:<sup>6</sup> no primeiro obtêm-se os parâmetros da forma reduzida (2) e no segundo as relações contemporâneas (A)<sup>7</sup> restritas pelo critérios de identificação do modelo. Estimadas as matrizes  $(\phi, B_1, B_2, B_3)$  e a matriz (A) podem-se obter as matrizes de (1).<sup>8</sup>

$$y_t = \sum_s \phi_s K_{st} + B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + B_3 y_{t-3} + u_t \quad u_t \approx N(0, \Sigma) \quad (2)$$

Os modelos macroeconômicos anteriormente mencionados, que estão em linha com os modelos teóricos, são especificados com os níveis destas variáveis. No caso brasileiro para o período anterior ao Plano Real, as altas taxas de inflação dificultam a estimativa do modelo. A alta taxa de inflação implica que a maior parte da variação de (p,c) é explicada pelo seu crescimento comum, assim como a flutuação de (p) responde pela maior parte da variação de (j). Esses fatos podem dificultar a estimativa de outras relações relevantes entre estas variáveis e entre elas e as demais (s,u) que não apresentam o efeito nominal.

No Brasil têm sido adotadas duas especificações alternativas para contornar essa dificuldade: *a*) a utilização no modelo da primeira diferença de (p,c), o que pode induzir erros de especificação se houver uma relação de longo prazo entre elas;<sup>9</sup> e *b*) a utilização da razão entre a taxa nominal de câmbio e o nível de preços, que impossibilita distinguir as alterações inesperadas dos preços da inovação inesperada da taxa de câmbio nominal.

O nosso problema é estimar as relações relevantes para o período pós-Real que são entre os níveis de (p,c) utilizando também dados do período anterior ao Real

<sup>5</sup>  $K_{st}$  correspondem às variáveis indicadores sazonais.

<sup>6</sup> Os regressores de todas as equações são iguais e exógenos ou predeterminados e definidos sem restrição sobre as defasagens. Cada equação, portanto, pode ser estimada em separado por mínimos quadrados ordinários, e os seus resíduos estimam as covariâncias entre as inovações  $\Sigma$ .

<sup>7</sup> Leeper, Sims e Zha (1996); Fackler (1988); Lima, Migon e Lopes (1993); Lima, Lopes, Moreira e Pereira (1995).

<sup>8</sup> Pois  $B_i = A^{-1} A_i$  para  $i = 1, 2, 3$  e  $A^{-1} A^{-1} = \Sigma$ .

<sup>9</sup> Verificar a existência de uma relação de longo prazo entre os níveis de (p,c) depende do posto da matriz de coeficientes do efeito do mecanismo de correção de erros do modelo VEC que não pode ser estimado com estas variáveis para os períodos anterior e posterior do Plano Real.

para o qual é difícil estimar o modelo com os níveis de (p,c). Propomos, por isso, uma outra representação de (2) que pode ser reparametrizado e colocado na forma da equação (3) sem que se imponha qualquer restrição adicional:

$$\Delta y_t = \sum_s \phi_s K_{st} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 \Delta y_{t-2} + \beta z_{t-1} + \delta p_{t-1} + u_t \quad (3)$$

onde:

$$\beta = (B_1 + \dots + B_3 - I);$$

$$\alpha_s = (-B_{1+s} \dots -B_3);$$

$$z_t = (z_{t1}, \dots, z_{t5})' = (0, c_t - p_t, j_t, u_t, s_t); e$$

$$\delta_i = \beta_{i1} + \beta_{i2} = i\text{-ésimo elemento do vetor coluna } \delta.$$

A equação (3) corresponde a uma reparametrização de (2). Incluindo a restrição  $\delta=0$  (3) corresponde a um modelo auto-regressivo vetorial com mecanismo de correção de erros (VEC) e com uma única restrição de longo prazo em que a taxa de câmbio e o nível geral de preços co-integram com coeficientes (1,-1). Neste modelo o subespaço das relações de co-integração é dado por  $(c_t - p_t, j_t, u_t, s_t)$ , e portanto não estão excluídas outras relações de longo prazo (podendo, por exemplo, haver co-integração entre taxa de juros e taxa de desemprego).

A política de sustentação do câmbio real perseguida no período pré-Real é um argumento a favor do crescimento equilibrado entre (p) e (c) e, portanto, da hipótese  $\delta=0$ . Essa hipótese foi testada para toda a amostra e também para o período pós-Real,<sup>10</sup> e não foi rejeitada no nível de 5%. Sob tal hipótese, o modelo na representação (3) não contém termos com crescimento exponencial, e pode ser estimado para os períodos de superinflação. Depois de estimado na representação (3), o modelo pode ser reparametrizado na forma (2) que relaciona os níveis das variáveis.<sup>11</sup>

Com o Plano Real houve, possivelmente, uma mudança de regime devido à alteração dos mecanismos de indexação, de formação de custos e de expectativas dos agentes. Essa mudança estrutural frequentemente implica a alteração dos parâmetros do modelo econométrico. Lidar com mudanças estruturais é um problema complexo para o qual não existem soluções universalmente aceitas. Não é aconselhável ignorar tais quebras já que, nesse caso, os parâmetros do modelo se tornam viesados. Restringir a amostra ao período posterior ao Plano Real, para considerar essa alteração, implica grande perda de graus de liberdade, dado o número de parâmetros do modelo ARV, que não é parcimonioso, e o tamanho da amostra pós-Plano. Incluir uma variável indicadora para o período pós-Real

<sup>10</sup> No modelo  $-\Delta n_t = a_1 \Delta n_{t-1} + a_2 \Delta n_{t-2} + \beta_2 (c-p)_{t-1} + \beta_3 j_{t-1} + \beta_4 s_{t-1} + \delta p_{t-1} + u_t$ ,  $n = (p, c, j, s)$ , foi realizado o teste ( $H_0: \delta = 0$ ) em toda a amostra que resultou num p-valor de .32, e repetido com a suposição de que só após o Real tal termo fosse significativo, quando se obteve o p-valor de .16. Esse último teste foi feito substituindo (p) por uma série de tempo nula até o Real e assumindo o valor de (p) após o Real.

<sup>11</sup> A representação (3) embora esteja na forma VEC, não depende de hipóteses sobre ordem de integração ou sobre a existência de relação de co-integração; é apenas uma forma adequada de incluir a hipótese de que as variáveis não dependem do nível de preços.

corresponde a permitir apenas a alteração do intercepto de cada equação, o que é demasiado restritivo. Neste artigo utilizamos um método de intervenção menos restritivo que será descrito a seguir.

A alteração dos parâmetros do modelo pelo uso da representação do conjunto de equações (3), pode ser estimada com o Modelo Linear Dinâmico (MLD) [ver West e Harrison (1997)]. Seja:

$$X_t = (\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, z_{t-1}); e$$

$\theta_i$  : vetor com os elementos da linha (i) das matrizes  $(\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \beta)$ .

Cada equação i, do sistema (3) pode ser então representada, em espaço de estados, pelo conjunto de equações (4) e (5), apresentadas, a seguir, que admite a possibilidade de alteração de parâmetros.

$$\text{Equação das observações: } \Delta y_{it} = X_t \theta_{it} + u_{it}, \quad u_{it} \sim N(0, \sigma_i) \quad (4)$$

$$\text{Equações de transição: } \theta_{it} = \theta_{it-1} + v_{it}, \quad v_{it} \sim N(0, W_{it} \sigma_i) \quad (5)$$

onde:

$W_{it}$  : matriz diagonal que assume valores diferentes de zero apenas no período de intervenção ( $t^*$ ), então,  $W_{it} = h_i$  se  $t = t^*$ ,  $W_{it} = 0$  se  $t \neq t^*$ .

Seja  $I_t = \{X_t, X_{t-1}, \dots, X_1\}$ . A informação *a posteriori* sobre  $\theta_i$ , em  $t-1$ , é, portanto, resumida por uma distribuição normal :

$$(\theta_{it-1} | I_{t-1}, \sigma_i) \sim N(\hat{\theta}_{it-1}, H_{it-1}) \quad (6)$$

A aplicação direta das equações de transição leva a uma distribuição *a priori* normal para  $\theta_i$ , no instante  $t$ , dada por:

$$(\theta_{it} | \theta_{it-1}, I_{t-1}, \sigma_i) \sim N[\theta_{it-1}, W_{it} \sigma_i] \quad (7)$$

A aplicação direta da equação da medida nos dá:

$$(\Delta y_{it} | I_{t-1}, \theta_{it}, \sigma_i) \sim N(X_t \theta_{it}, \sigma_i) \quad (8)$$

As equações (6) e (8) dão-nos a distribuição normal conjunta de  $\Delta y_{it}$ ,  $\theta_{it}$ ,  $\theta_{it-1}$  condicional nos dados até  $t-1$ . O filtro de Kalman é um conjunto de recursões que permite obter, utilizando-se a distribuição conjunta anterior, as distribuições  $(\theta_{it} | I_{t-1}, \sigma_i)$  (distribuição *a priori* de  $\theta_{it}$  com dados observados até  $t-1$ ) e  $(\Delta y_{it} | I_{t-1}, \sigma_i)$  e incorporar a observação da variável dependente em  $t$  para obter a distribuição  $(\theta_{it} | I_t, \sigma_i)$ , *a posteriori* de  $\theta_{it}$  condicional nos dados até  $t$ . A utilização repetida deste algoritmo permite-nos estimar os parâmetros do modelo ao longo da amostra

e considerar a possibilidade de que num certo momento ( $t^*$ ) tais parâmetros se alterem de forma brusca.

A distribuição de  $\Delta y_{it}$ , condicional nos dados até  $t-1$ , que nos permite computar a previsão um passo à frente de  $\Delta y_{it}$  é dada por :

$$(\Delta y_{it} | I_{t-1}, \sigma_i) \sim N[ X_t \hat{\theta}_{it-1}, X_t (H_{it-1} + W_{it} \sigma_i) X_t' + \sigma_i ] \quad (9)$$

Em  $t = 0$ , antes do início da amostra, a nossa distribuição *a priori* para  $\theta_{i1}$  é dada por:

$$(\theta_{i1} | I_0, \sigma_i) \sim N(0, H_{i0} + W_{i0} \sigma_i) \quad (10)$$

e  $H_{i0}$  é diagonal, com parâmetros a estimar.<sup>12</sup>

A forma reduzida (3) especificada, para cada equação do modelo, como modelo dinâmico — equações (4) e (5) — permite considerar adequadamente a eventual mudança estrutural e também aumentar o grau de parcimônia do modelo introduzindo informação através da distribuição *a priori*  $N(0, H_{i0} + W_{i0} \sigma_i)$ . A estimação da forma reduzida inclui a estimação dos parâmetros das matrizes diagonais  $(H_{i0}, h_i)$  que são desconhecidos e serão denominados hiperparâmetros. Para simplificar a notação, abandonaremos os subscritos de  $H_{i0}$  e  $h_i$  a partir desse ponto.

O valor dos hiperparâmetros contidos em  $H$  (variância da *priori* inicial, dos parâmetros de interesse) controla o grau com que um regressor é incorporado a determinada equação do modelo. Quanto maior for o valor do hiperparâmetro, menos informativa será *a priori*, e quanto menor mais informativa. Se determinada componente de  $H$  apresenta um valor muito próximo de zero, espera-se que o coeficiente do modelo, associado a esse hiperparâmetro, tenha um valor próximo de zero e o regressor respectivo participe apenas marginalmente da equação. Essa característica do MLD permite partir de um modelo menor e acrescentar marginalmente novas variáveis.

Da mesma forma os hiperparâmetros de  $h$  controlam a evolução dos parâmetros no momento da intervenção. O seu aumento, aumenta a incerteza, *a priori*, dos elementos de  $\theta_{it}$  em ( $t^*$ ) conforme (7), o que possibilita que os parâmetros se ajustem mais rapidamente após a mudança de regime, reduzindo a importância das observações anteriores a ( $t^*$ ) na estimativa dos parâmetros. Os hiperparâmetros  $H$  e  $h$  podem ser interpretados como instrumentos que controlam o grau com que cada regressor é incorporado ao modelo e o impacto da mudança de regime, no instante  $t^*$ , sobre a participação do regressor no modelo a partir de  $t^*$ .

<sup>12</sup>Para facilitar a exposição o modelo foi apresentado admitindo  $\sigma_i$  conhecido, embora deva ser estimado. Nesse caso, descrito em West e Harrison (1997), o modelo probabilístico é diferente do apresentado, mas o efeito dos hiperparâmetros  $(H, h)$  é análogo.

Esses parâmetros (H,h) são supostos constantes ao longo da amostra e podem ser estimados maximizando-se a verossimilhança preditiva ou, o que foi adotado, minimizando o desvio quadrático médio dos erros de previsão,  $F(H,h,i)$ . De fato essa abordagem é mais flexível e pode incorporar informação *a priori* e considerar a mudança dos parâmetros do modelo, mas traz as dificuldades de lidar com (H,h). Como  $F(H,h,i)$  não tem uma expressão analítica simples, é necessária a utilização de métodos numéricos de otimização que não garantem que a solução é um ótimo global. Também não dispomos<sup>13</sup> de meios de incorporar os efeitos da incerteza da estimativa desses hiperparâmetros. Tais limitações sugerem a introdução de restrições sobre os elementos de (H,h) para reduzir a sua dimensão do espaço e, esperamos, os possíveis efeitos impróprios desses hiperparâmetros.

O período de estimação vai de janeiro de 1992 a maio de 1997, permitindo-nos supor que o Plano Real é a única mudança de regime. Admite-se que são espúrias as observações das variáveis nos meses de julho e agosto de 1994, com o objetivo de excluir o efeito impróprio dos termos auto-regressivos pós-plano. Como o modelo será especificado em duas versões — incluindo ou não *spread* (s) entre as taxas de juros de empréstimo e aplicação — passaremos sempre a nos referir ao modelo com mais variáveis e subentender-se sempre a especificação que exclui o *spread*. As variáveis do modelo podem ser separadas no grupo das que apresentam mudança de nível — e eventualmente do coeficiente auto-regressivo — no Plano Real (variáveis nominais) incluídas no vetor  $z$ ,  $z = (\Delta p, \Delta c, \Delta j, \Delta s)$ , os regressores em nível nominais  $w = [(c/p)_{-1}, j_{-1}, s_{-1}]$  e as demais variáveis no vetor  $z^*$ ,  $z^* = (u, \Delta u, \text{componentes sazonais})$ .<sup>14</sup>

Admitindo-se que o conteúdo informativo e o grau de alteração das variáveis de cada um destes grupos sejam semelhantes, definiram-se hiperparâmetros iguais para todas as variáveis de cada grupo. Admitiu-se também, como na *priori* de Litterman, que o conteúdo de informação do regressor decai com o número de defasagens definido, para isso, que a segunda defasagem de cada variável é igual à metade do valor relativo à sua primeira defasagem.

Portanto, para cada equação, exclusive a do desemprego, foram definidos:

$D_0, d_0$ : hiperparâmetros para o termo constante e regressores no nível  $\{(c/p)_{-1}, j_{-1}, s_{-1}\}$ ;  
 $D_i, d_i$ : hiperparâmetros para cada uma das quatro variáveis nominais endógenas defasadas em primeira diferença  $\{\Delta p_{-1}, \Delta c_{-1}, \Delta j_{-1}, \Delta s_{-1}\}$ ;  $i = 1, 2, \dots, 4$ ; e  
 $D_5, d_5$ : hiperparâmetros para as endógenas  $\Delta u_{-1}$  e  $u_{-1}$  e para as componentes sazonais.

A especificação de (H,h) para a equação do desemprego foi feita de forma diferente. Adotou-se uma *priori* inicial, não-informativa, em que cada elemento da diagonal de H é igual a 100. Na estimativa da matriz h, da equação do

<sup>13</sup> De fato, como esses hiperparâmetros não são as estatísticas de interesse, os resultados deveriam ser uma média dos resultados condicionais a (H,h) ponderados pela probabilidade de (H,h).

<sup>14</sup> Como as variáveis nominais não apresentam um padrão sazonal significativo, a introdução das componentes sazonais está ligada apenas à introdução da variável desemprego (u).

desemprego, os grupos de variáveis foram definidos com base na concepção *a priori* da importância do efeito do Plano Real sobre a variável. Assim temos os seguintes hiperparâmetros:

- $m_1$ : para o termo constante e componentes sazonais;
- $m_2$ : para regressores *pouco* afetados no nível  $\{(c/p)_{-1}, s_{-1}, u_{-1}\}$ ;
- $m_3$ : para regressor afetado no nível  $\{j_{-1}\}$ ;
- $m_4$ : para variáveis endógenas defasadas afetadas no nível  $\{\Delta p_{-1}, \Delta c_{-1}, \Delta j_{-1}\}$ ; e
- $m_5$ : para variável endógena defasada *pouco* afetada  $\{\Delta s_{-1}, \Delta u_{-1}\}$ .

Os hiperparâmetros ( $m$ ) da equação do desemprego e ( $d, D$ ) das demais foram obtidos<sup>15</sup> para minimizar  $F(\cdot)$ , calculada a partir de julho de 1995, estão apresentados na Tabela A1 do Anexo. Para avaliar, de alguma forma, o efeito desse procedimento complexo de estimação foram considerados quatro modelos diferentes, combinando a inclusão da hipótese de ruptura no Plano Real — indicados pela letra R — ou sem ruptura — letra C —, com modelo que inclui o regressor *Spread* — letra S — com os que excluem — sem letra específica.

O modelo RS é o modelo mais completo; o CS inclui o *Spread* mas exclui a mudança estrutural fazendo ( $d = 0$ ), não inclui informação *a priori* fazendo  $D$  muito grande, e define arbitrariamente<sup>16</sup> o valor de  $D_5$ . O modelo R exclui o *Spread*, e o C também a mudança estrutural. Como a inclusão de uma variável adicional — *Spread* — e da hipótese de mudança estrutural tem vantagens e desvantagens, esse conjunto de modelos é uma forma de avaliar o efeito de cada um desses elementos. Os modelos que não incluem a hipótese de ruptura são quase modelos clássicos incluindo apenas o hiperparâmetro ( $D_5$ ), e funcionam, portanto, como elemento de comparação para avaliar o efeito da inclusão dos hiperparâmetros ( $h, H$ ).

A Tabela 1 mostra os Theil-U do erro de previsão a um passo no período de julho de 1995 a maio de 1997 para os quatro modelos considerados, tanto para as variáveis medidas nos níveis quanto em taxas de variação. Os modelos com intervenção prevêm sistematicamente melhor do que os sem-intervenção. O modelo com cinco variáveis prevê melhor os preços e o desemprego e o modelo com quatro variáveis prevê melhor os juros e o câmbio. As diferenças entre esses dois modelos tendem a ser pequenas.

O fato de os modelos com intervenção apresentarem melhor capacidade preditiva é esperado pois um dos efeitos da intervenção é conferir mais peso às informações pós-Plano Real e estamos medindo o desempenho preditivo exatamente nesse

<sup>15</sup> Os hiperparâmetros ( $d, D$ ) de cada equação foram estimados na seguinte seqüência:

- os de  $d$  fazendo  $D_5=0$ ,  $d_5=0$  e  $D=0$ , o que equivale a estimar um modelo nominal para o pós-Real;
- os de  $D$ , dado os valores de  $d$  obtidos no passo anterior, admitindo  $d_5 = 0$ ,  $D_5 = 0$ ;
- conjuntamente todos os ( $d, D$ ) partindo-se dos valores estimados anteriormente.

<sup>16</sup> Fixado arbitrariamente em quatro que corresponde a uma variância equivalente a 6% da variância inicial dos demais parâmetros.

período. No entanto, as diferenças são num nível que sugere que não é totalmente imprópria a idéia de que a alteração sincrônica das variáveis nominais dispensa a intervenção.

Tabela 1

Theil-U do Erro de Previsão no Período de Julho de 1995 a Maio de 1997

	Variação				Nível			
	RS	R	CS	C	RS	R	CS	C
Preço	.892	.973	1.081	1.084	.295	.321	.471	.358
Giro	.719	.689	.895	.908	.961	.920	1.26	1.21
Taxa de Câmbio	.754	.713	1.405	1.444	.353	.334	.75	.67
<i>Spread</i>	.620	-	.831	-	.946	-	1.267	-
Desemprego	.503	.573	.490	.568	.672	.766	.708	.786

#### 4 - IDENTIFICAÇÃO DO MODELO

O modelo ARV estrutural depende de hipóteses de identificação que impõem restrições sobre as relações contemporâneas — matriz (A) — para torná-la estimável. Conhecendo-se-a, é possível a ortogonalização dos choques estruturais. Alguns deles serão interpretados como alterações imprevistas da política econômica e os restantes como outros choques exógenos que afetam a economia. Essa matriz, como está implícito nas equações (1) e (2), relaciona as inovações da forma reduzida ( $u_t$ ) com os resíduos da forma estrutural ( $e_t$ ), valendo-se das seguintes relações lineares:  $A^{-1}e_t = u_t$ <sup>17</sup> ou, equivalentemente, já que A é inversível,

$$e_t = A u_t \quad (11)$$

ou seja, as inovações da forma reduzida são combinações lineares dos resíduos da forma estrutural (ou, vice-versa) que, por sua vez, são identificáveis.<sup>18</sup>

<sup>17</sup> Como  $E(e'e) = A' \Sigma A$  implica  $(n+1)/2$  restrições sobre A, é necessário impor pelo menos  $n(n-1)/2$  restrições adicionais para tornar A que tem  $n*n$  parâmetros estimável. No caso do modelo com quatro variáveis é necessário impor seis restrições, e no caso do modelo com cinco variáveis, 10 restrições adicionais.

<sup>18</sup> Em cada versão do modelo impôs-se exatamente o número de restrições requeridas para obter-se identificação, ou seja, foram impostas seis ou 10 restrições dependendo do modelo escolhido. Impondo-se-as, a matriz A é identificável e os seis coeficientes de A podem ser estimados maximizando-se a verossimilhança do modelo.

No modelo com cinco variáveis (p,j,c,u,s), há duas variáveis-alvo (p,u) que, espera-se, sejam parcialmente determinadas por alterações exógenas da política monetária e cambial, ou seja, pelo resíduo das equações estruturais das variáveis sobre as quais o governo tem algum grau de controle (c,j). Como os resultados dependem das restrições impostas às relações contemporâneas entre tais variáveis, devem-se buscar restrições que sejam aceitáveis.

Admitimos que: *a)* as inovações e os resíduos da forma estrutural da taxa de câmbio são iguais e são identificados como uma alteração exógena da política cambial. Essa identificação é consistente com a visão de que o Banco Central tem total controle sobre a taxa de câmbio no curto prazo; *b)* as inovações da taxa de juros dependem das inovações na política cambial, das inovações do nível geral de preços e de um componente exógeno que interpretaremos como choque exógeno da política monetária. Estamos implicitamente admitindo que o governo controla apenas parcialmente a taxa de juros de curto prazo; *c)* a inovação da taxa de desemprego depende apenas das inovações da taxa de câmbio real<sup>19</sup> e de um choque exógeno que chamaremos de choque de desemprego; *d)* a inovação do nível de preços depende de todas as demais inovações das variáveis do modelo e de um componente exógeno que chamaremos de choque de preços; e *e)* as inovações no *Spread* afetam os movimentos inesperados da taxa de desemprego e do nível de preços, e são afetadas pelas alterações imprevistas da taxa de juros e do câmbio real. Os coeficientes estimados, apresentados na Tabela 2, estão de acordo com a expectativa.

Tabela 2

Identificação dos Modelos com Cinco Variáveis

Modelos de Inovação	Sem-Intervenção (CS)					Com Intervenção (RS)				
	Uc	Uj	Uu	Us	Up	Uc	Uj	Uu	Us	Up
Política Cambial (Epc)	1					1				
Política Monetária (Epi)	-.103	1			.166*	-.026*	1			-2.137
Desemprego (Eu)	.021 <sup>+</sup>	.115	1		-.021 <sup>+</sup>	.1 <sup>+</sup>		1	-.111	-.1 <sup>+</sup>
<i>Spread</i> (Es)	.074 <sup>+</sup>	-.866		1	-.074 <sup>+</sup>	.012* <sup>+</sup>	-.850		1	-.012* <sup>+</sup>
Preço (Ep)	-.248	-.064*	.005*	.161	1	-.249	.493	.65	.439	1

A desvalorização inesperada do câmbio afeta positivamente os preços e a taxa de juros (no modelo com intervenção esse efeito não é significativo). O aumento imprevisto do câmbio real reduz o desemprego. O aumento inesperado dos preços afeta positivamente a taxa de juros. Uma inovação positiva da taxa de juros reduz o nível de preços e aumenta o *spread*. Um aumento inesperado do *spread* aumenta

<sup>19</sup> O efeito contemporâneo da taxa de juros sobre o desemprego foi não-significativo e eliminado do modelo.

o desemprego e reduz o nível de preços (no caso do modelo com intervenção). Finalmente, inovações positivas na taxa de desemprego reduzem os preços também no modelo com intervenção.

## 5 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os modelos serão analisados por funções de resposta a impulso (FRI) — que medem o efeito ao longo do tempo, de cada um dos choques estruturais identificados, sobre cada variável endógena — e da proporção da variância do erro de previsão (DVR) de cada uma das endógenas que é explicada por cada um dos choques exógenos identificados.<sup>20</sup> Deve ser lembrado que os efeitos das políticas e dos choques identificados foram medidos num certo período amostral — no caso pós-Plano Real — e, portanto, as afirmativas quanto à importância dos diversos choques mencionadas no texto, a seguir, referem-se ao comportamento típico desse período.

O modelo com intervenção e *spread* (RS) tem três choques estruturais associados às alterações de política econômica: um choque cambial (associado à política cambial), um choque de juros e outro do *spread*. Os dois últimos choques estão associados a dois aspectos distintos da política monetária do país: o controle da liquidez e dos depósitos compulsórios que afetam de forma diferenciada as taxas de juros ativas e passivas. O modelo tem ainda dois outros choques, denominados choques autônomos de preços e desemprego, que não são facilmente interpretáveis. Esses últimos choques são considerados choques exógenos aos quais está sujeito o sistema econômico.

A política cambial é o choque mais importante nesse modelo como pode ser visto na FRI (Tabela 2) e na decomposição da variância do erro de previsão na Tabela 3 das diversas variáveis (a apresentação completa dos resultados pode ser encontrada no Anexo). Esse choque eleva, inicialmente, o câmbio real e tem um efeito positivo progressivo sobre o nível de preços, fazendo com que ao final de 10 períodos, o câmbio real esteja praticamente de volta ao seu nível inicial. Os juros ativos (e o *spread*) são afetados positivamente; refletindo, talvez, o aumento na inflação, e permanecem nesse novo patamar. Esse choque inicialmente, reduz a taxa de desemprego que, em seguida, cresce continuamente e termina acima do seu nível inicial.

O efeito da política monetária — seja através de um aumento inesperado nos juros ativos ou no *spread* — é pequeno. O único efeito mais apreciável é uma queda no nível de preços, que acaba se refletindo em uma desvalorização do câmbio real. A política monetária restritiva reduz o nível de preços, como seria de esperar. O aumento nos juros reais provoca uma queda inicial no desemprego, seguida de um

---

<sup>20</sup> Nos modelos ARV em que as hipóteses de estimação são iguais para todas as equações a incerteza associada à FRI e à DVR pode ser calculada valendo-se de procedimento de simulação estocástica. No nosso caso, esse cálculo é mais complexo e não foi realizado.

aumento pequeno, mas persistente. O aumento no *spread* aumenta inicialmente o desemprego, mas termina o período apresentando redução não-significativa.

Tabela 3

Decomposição da Variância da Previsão (RS)

Efeitos sobre Horizonte	Nível de preços			Desemprego		
	0	3	10	0	3	10
Política Cambial	.158	.386	.781	.099	.075	.123
Política de Juros	.503	.187	.108	.000	.017	.013
Política <i>Spread</i>	.008	.108	.046	.004	.012	.011
Choque de Desemprego	.040	.039	.018	.874	.841	.669
Choque de Preço	.291	.281	.128	.023	.054	.184

O choque de preços apresenta permanência. Os juros nominais se elevam inicialmente, refletindo o aumento na inflação. Em seguida, porém, os preços se estabilizam, a inflação cai e, com ela, os juros. O câmbio nominal registra uma elevação pequena e não-significativa; em consequência, o câmbio real se aprecia de forma permanente.<sup>21</sup>

Note-se que o choque de câmbio tem um efeito maior do que o choque de preços sobre o desemprego corrente (10% e 2%, respectivamente), mas, num horizonte de 10 períodos à frente, os papéis se invertem (12% e 18%). Isso ajuda a entender por que uma apreciação cambial, que tende a reduzir os preços, reduz o desemprego a médio prazo.

Se um aumento no desemprego tem efeitos importantes sobre as demais variáveis, o modelo não consegue capturá-los. O modelo capta o impacto das variáveis nominais sobre o desemprego, mas não indica qualquer efeito deste sobre aquelas.<sup>22</sup> Em todos os modelos que estimamos, a parcela da variância do erro da previsão do desemprego, que pode ser atribuída às políticas monetária e cambial, fica abaixo de 20% num horizonte de 10 períodos. Essa *baixa* capacidade de explicar os movimentos da taxa de desemprego pode estar relacionada com as limitações do procedimento — que separou as variáveis num bloco nominal e outro real — mas está de acordo com modelos teóricos que sugerem que as flutuações do lado nominal da economia não interferem, ou interferem pouco, no lado real.

<sup>21</sup> Este choque apresenta alto poder explicativo sobre as variáveis nominais, à exceção do câmbio. Explica 29% (13%) do nível de preços corrente (10 períodos à frente); 40% (12%) da taxa de juros; 0% (2%) da taxa de câmbio; 32% (16%) do *spread*; e 2% (18%) do desemprego.

<sup>22</sup> Parcialmente em consequência das limitações do procedimento de estimação da forma reduzida.

Vejam as diferenças entre os modelos estimados com e sem a hipótese da mudança estrutural. O modelo estimado com tal hipótese utiliza, basicamente, as informações amostrais do período pós-Real; o estimado sem essa hipótese utiliza informação dos períodos pré- e pós-Real (neste caso o modelo foi estimado com uma amostra em que os dois períodos participam aproximadamente com o mesmo número de observações). Portanto, os modelos estimados sem a hipótese de mudança estrutural não tendem a reproduzir as relações entre as variáveis observadas no período pós-Plano.<sup>23</sup>

É interessante contrastar o efeito do choque de preços sobre os preços nos modelos com e sem-intervenção. Nos dois modelos o efeito do choque é aproximadamente o mesmo no período corrente, respectivamente, 29% e 36% para os modelos com e sem-intervenção. Para 10 períodos à frente, no entanto, esse efeito é, respectivamente, de 13% e 40%. A diferença pode estar na presença dos mecanismos de indexação que gerava grande inércia inflacionária antes do Plano Real. No caso do efeito sobre a taxa de câmbio, a situação se repete. A 10 períodos, o choque de preços explica 2% do erro de previsão no modelo com intervenção e 20% no modelo sem-intervenção. Antes do Plano Real, o câmbio nominal era muito mais afetado pela inflação que depois do plano.

Simetricamente, o modelo com intervenção atribui uma parcela muito maior da decomposição de variância dos preços ao choque de câmbio do que o modelo sem-intervenção: 78% e 56%, respectivamente, a 10 períodos. O resultado dos efeitos acima é que, no modelo com intervenção, um choque de câmbio nominal tem um efeito temporário sobre o câmbio real, enquanto no modelo sem intervenção o efeito é permanente (Tabela 4).

Tabela 4  
Decomposição da Variância da Previsão (CS)

Efeitos sobre Horizonte	Nível de Preços			Desemprego		
	0	3	10	0	3	10
Política Cambial	.463	.542	.557	.016	.028	.026
Política de Juros	.162	.046	.023	.066	.041	.060
Política <i>Spread</i>	.015	.031	.025	0	.030	.026
Choque de Desemprego	0	0	0	.914	.888	.872
Choque de Preço	.360	.381	.396	.004	.012	.015

Quais as implicações dessa diferença para o atual debate sobre política cambial e desemprego? Já comentamos que o modelo com intervenção não respalda uma política de desvalorização cambial como instrumento de combate ao desemprego; sugere, na verdade, que essa política tende a se tornar rapidamente contraproducente. Curiosamente, o modelo sem-intervenção tampouco valida essa política, a despeito do efeito permanente sobre o câmbio real. Uma desvalorização no câmbio nominal reduz, inicialmente, o desemprego, que, entretanto, em poucos períodos está de volta a seu nível inicial.

<sup>23</sup> A amostra pré-plano não permite a estimativa do modelo completo.

Portanto, mesmo no âmbito do modelo sem-intervenção, se a desvalorização cambial tem algum impacto positivo sobre o desemprego, ele ocorre fora do horizonte de previsão do modelo, talvez em consequência de uma lenta resposta da economia à manutenção de uma taxa de câmbio real mais desvalorizada. Mais uma vez, entretanto, é preciso ressaltar que nenhum desses exercícios considera a sustentabilidade do financiamento do balanço de pagamentos, ou seja, todos pressupõem uma reprodução do passado recente: o país continuará atraindo os capitais necessários ao financiamento de suas contas internacionais.

Também vale a pena comparar alguns aspectos da política monetária. As funções de resposta a impulso indicam que as principais diferenças ficam por conta dos choques sobre os juros ativos. Como vimos, um aumento nos juros provoca uma queda nos preços no modelo com intervenção. No modelo sem-intervenção, o aumento nos juros nominais está associado a um aumento nos preços e a uma queda (não-significativa) no desemprego. O efeito positivo dos juros sobre os preços (*price puzzle*) sugere que, provavelmente, a política monetária está reagindo passivamente às expectativas de aceleração da inflação.

Vimos, também, que, no modelo com intervenção, o aumento nos juros causa um aumento não-significativo do desemprego. No modelo sem-intervenção esse efeito é revertido: o aumento nos juros provoca uma queda, também não-significativa do desemprego. Uma interpretação para esses resultados é a reação da política monetária a *leads* quanto ao aquecimento da economia: expectativas (corretas) de quedas no desemprego e de aceleração na inflação causando apertos na política monetária.

A importância do choque autônomo dos preços, no período corrente e sobre o nível geral de preços, é menor nos modelos que não consideram a mudança estrutural no Plano Real, indicando que o modelo captou a redução do grau de indexação da economia.

A política cambial afeta, em larga medida e em todos os casos, o nível de preços; a importância dessa política aumentou no período pós-Real. O efeito sobre o desemprego é crescente com passar do tempo, e aumenta no período pós-Real. O efeito da política monetária<sup>24</sup> sobre os preços, é importante mas decrescente com o tempo, e sobre o desemprego é crescente ainda que instáveis quando comparando os modelos entre si.

O conjunto dos Gráficos 2 e 3, a seguir, mostram o efeito dos diversos choques identificados sobre os preços (P), a taxa de desemprego (U) e sobre a taxa de câmbio deflacionada pelo nível de preços (CR) nos modelos com intervenção e sem-intervenção. A apresentação completa das funções de resposta a impulso e da decomposição da variância da previsão encontra-se no Anexo.

---

<sup>24</sup> No caso dos modelos que incluem o *Spread* as variâncias dos choques ortogonais sobre o *Spread* e sobre a taxa de juros foram somados e denominados de política monetária.

Gráfico 2  
Modelo Com Intervenção e Inclusão do *Spread* (RS)

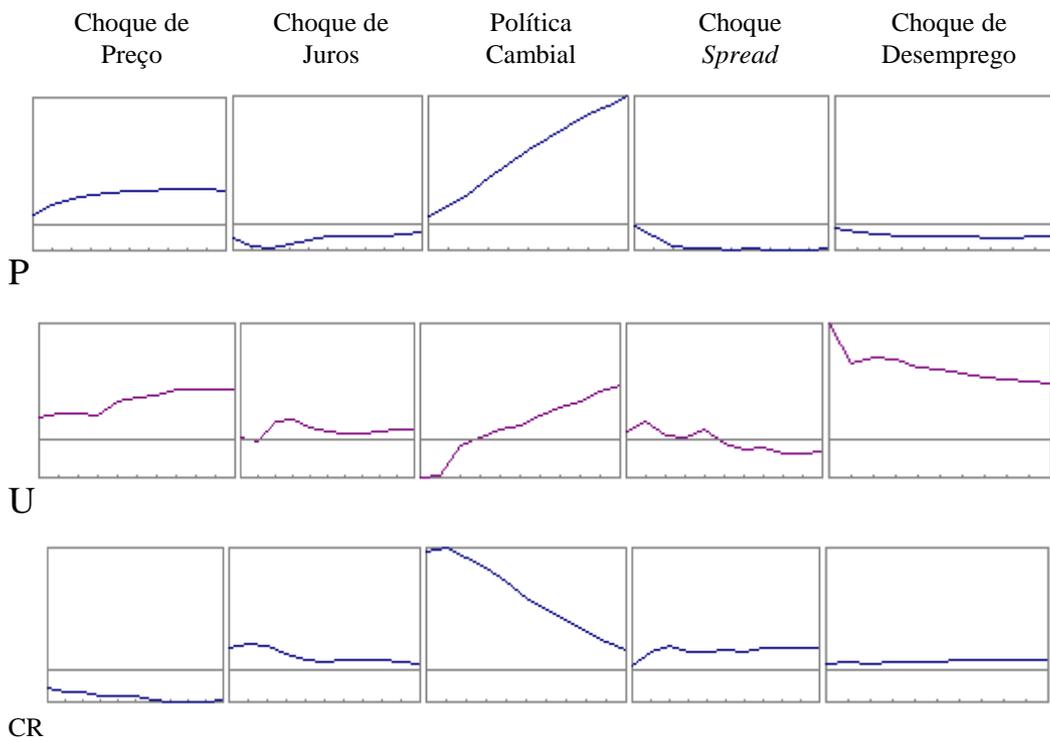
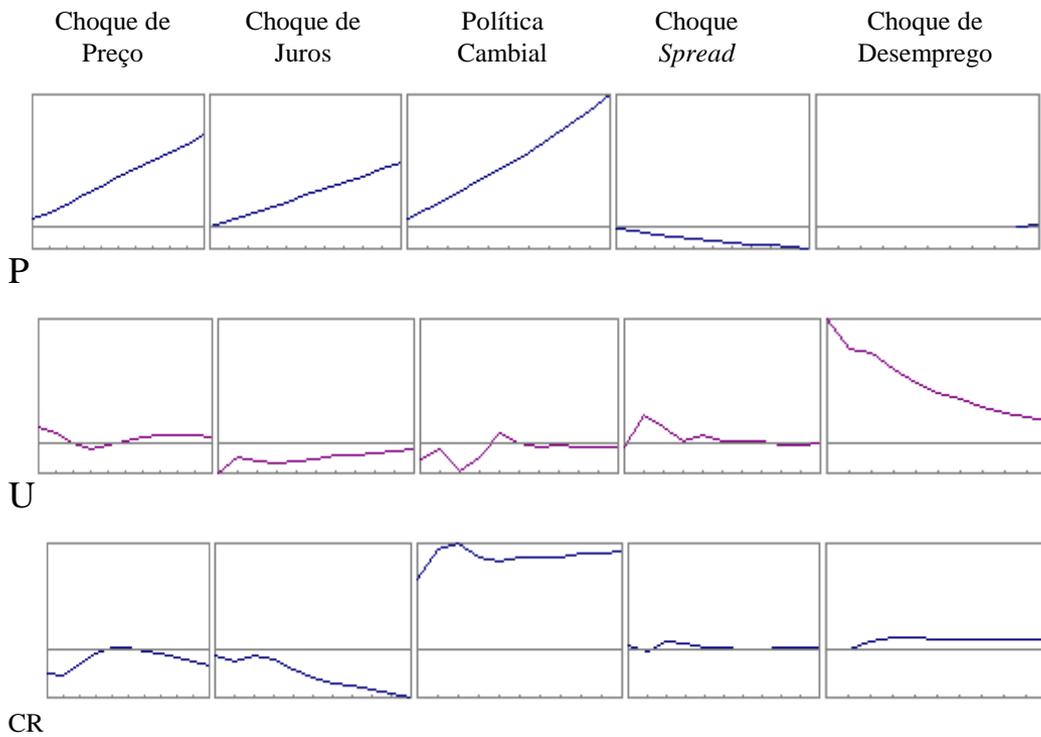


Gráfico 3  
Modelo Sem-Intervenção e Inclusão o *Spread* (CS)



## 6 - CONCLUSÃO

Este texto utiliza modelos econométricos nos quais entra o nível das variáveis nominais e investiga a mudança de regime da economia após o Plano Real. Como se esperava, as dificuldades de estimação são grandes. Na especificação do modelo pressupõe-se que as variáveis nominais tendem a seguir o nível geral de preços e utiliza-se um método de estimação que permite incorporar informação *a priori* e acomodar a possível mudança de regime econômico ocorrida no período pós-Plano Real. Os resultados mostram que essa intervenção melhora significativamente a capacidade preditiva dos modelos no período pós-Plano Real.

As hipóteses adotadas para a estimação da forma reduzida, deixam explícitas as diversas limitações dos resultados obtidos e, portanto, as conclusões devem ser encaradas com cautela. O método de estimação adotado torna os resultados obtidos extremamente dependentes dos valores estimados de  $(H, h)$  conforme definidos na Seção 3. Em uma situação complexa, como a enfrentada, a adoção de um método alternativo mais robusto é bastante custosa.<sup>25</sup> Finalmente, e, talvez, de forma surpreendente, nossos resultados sugerem que o desemprego tem sido pouco afetado pelas políticas cambial e monetária.<sup>26</sup> Ademais, desde que o financiamento das contas externas esteja garantido, acelerar a desvalorização cambial parece ser inócuo, ou mesmo contraproducente, se o objetivo é reduzir o desemprego por um período superior a um trimestre. Testar a robustez desses resultados com dados que incorporem o aperto monetário do final de 1997 e início de 1998 é um próximo ponto de pesquisa.

---

<sup>25</sup> Se tivéssemos adotado um procedimento verdadeiramente bayesiano teríamos que efetuar uma integração ao longo de todo o espaço dos parâmetros  $(H, h)$ .

<sup>26</sup> Entretanto, queremos ressaltar, mais uma vez, que o modelo foi estimado com dados disponíveis apenas até maio de 1997.



## ANEXO

## LEGENDAS

Modelo com *Spread* e com Intervenção no Real: RS.

Modelo com *Spread* e sem-Intervenção no Real: CS.

Modelo sem *Spread* e com Intervenção no Real: R.

Modelo sem *Spread* e sem-Intervenção no Real: C.

Tabela A1  
Hiperparâmetros para as Equações Exclusive o Desemprego

Equação	D 0	D (I)	D (J)	D (C)	D (S)	D (u)	D (0)	d (p)	d (j)	d (C)	d (S)	d (u)
Mod: RS												
Preços	601	1081	1.09	0.08	23.6	.001	23.6	61.3	122	12.76	0.48	.001
Juros	80.0	1.02	0.86	84.4	2.77	0	109	238	92.00	0.02	20.25	.0001
Câmbio	0.48	26.3	9.93	12.3	11.7	.14	1.20	149	77.37	5.70	0.05	0
<i>Spread</i>	450	50.4	24.9	38.3	1.16	.0005	52.52	126	4.71	113	0.33	.005
Mod: CS												
Preços	4.05	19.52	2.28	4.24		.005	43.19	633	11.76	0.36		.016
Juros	370	1865	3.31	5.57		0	121	7.68	0.60	1014		.003
Câmbio	0.01	0.12	0.91	0.02		.05	0.366	9.58	7.64	19.21		.0005

Tabela A2  
Hiperparâmetros da Equação da Taxa de Desemprego

Modelo	m(1)	m(2)	m(3)	m(4)	m(5)
R	.71	.4	.65	.007	.956
RS	.56	.01	.304	.847	.944

Tabela A3  
Decomposição da Variância da Previsão do Nível de Preços

	RS PC	RS PJ	RS PS	RS ChDes	RS Ch.preço	CS PC	CS PJ	CS PS	CS ChDes	CS Ch.preço
0	0.158	0.503	0.008	0.040	0.291	0.463	0.162	0.015	0.000	0.360
1	0.191	0.387	0.067	0.043	0.312	0.526	0.087	0.024	0.000	0.364
2	0.280	0.273	0.110	0.041	0.297	0.538	0.060	0.033	0.000	0.369
3	0.386	0.187	0.108	0.039	0.281	0.542	0.046	0.031	0.000	0.381
4	0.483	0.128	0.098	0.035	0.256	0.536	0.039	0.030	0.000	0.395
5	0.566	0.090	0.086	0.031	0.226	0.531	0.035	0.029	0.000	0.405
6	0.632	0.067	0.074	0.028	0.200	0.532	0.031	0.028	0.000	0.408
7	0.681	0.051	0.065	0.025	0.178	0.536	0.029	0.027	0.000	0.408
8	0.720	0.041	0.058	0.022	0.159	0.541	0.026	0.026	0.000	0.406
9	0.753	0.033	0.052	0.020	0.143	0.549	0.024	0.025	0.000	0.401
10	0.781	0.027	0.046	0.018	0.128	0.557	0.023	0.025	0.000	0.396

Tabela A4  
Decomposição da Variância da Previsão do Nível do Desemprego

	RS PC	RS PJ	RS PS	RS ChDes	RS Ch.preço	CS PC	CS PJ	CS PS	CS ChDes	CS Ch.preço
0	0.099	0.000	0.004	0.874	0.023	0.016	0.066	0.000	0.914	0.004
1	0.120	0.001	0.018	0.821	0.040	0.011	0.050	0.035	0.901	0.002
2	0.092	0.010	0.015	0.833	0.049	0.028	0.043	0.035	0.889	0.005
3	0.075	0.017	0.012	0.841	0.054	0.028	0.041	0.030	0.888	0.012
4	0.066	0.018	0.014	0.829	0.074	0.029	0.041	0.030	0.884	0.015
5	0.060	0.017	0.012	0.815	0.096	0.028	0.044	0.029	0.883	0.016
6	0.063	0.015	0.012	0.794	0.116	0.027	0.048	0.028	0.882	0.016
7	0.070	0.014	0.011	0.765	0.140	0.026	0.052	0.027	0.879	0.016
8	0.082	0.014	0.011	0.735	0.159	0.026	0.056	0.027	0.876	0.015
9	0.101	0.013	0.011	0.702	0.172	0.026	0.059	0.026	0.874	0.015
10	0.123	0.013	0.011	0.669	0.184	0.026	0.060	0.026	0.872	0.015

Tabela A5  
Decomposição da Variância da Previsão do Nível de Preços

	RS PC	RS PJ	RS PS	RS ChDes	CS PC	CS PJ	CS PS	CS ChDes
0	0.269	0.237	0.039	0.455	0.177	0.388	0.053	0.382
1	0.401	0.169	0.034	0.396	0.157	0.308	0.065	0.470
2	0.545	0.114	0.027	0.313	0.202	0.266	0.065	0.467
3	0.664	0.075	0.021	0.241	0.229	0.248	0.064	0.459
4	0.750	0.050	0.016	0.184	0.237	0.236	0.064	0.463
5	0.809	0.034	0.012	0.144	0.232	0.226	0.066	0.475
6	0.850	0.025	0.010	0.115	0.220	0.218	0.068	0.493
7	0.878	0.019	0.008	0.094	0.204	0.210	0.072	0.515
8	0.899	0.016	0.007	0.079	0.184	0.201	0.076	0.540
9	0.915	0.013	0.006	0.067	0.162	0.191	0.080	0.566
10	0.927	0.011	0.005	0.057	0.141	0.181	0.084	0.594

Tabela A6  
Decomposição da Variância da Previsão da Taxa de Desemprego

	RS PC	RS PJ	RS PS	RS ChDes	CS PC	CS PJ	CS PS	CS ChDes
0	0.107	0.003	0.884	0.006	0.028	0.002	0.969	0.002
1	0.155	0.032	0.806	0.008	0.061	0.023	0.909	0.006
2	0.139	0.028	0.819	0.014	0.074	0.028	0.891	0.006
3	0.118	0.034	0.835	0.013	0.065	0.040	0.889	0.006
4	0.104	0.039	0.844	0.013	0.063	0.044	0.888	0.005
5	0.095	0.042	0.847	0.016	0.065	0.048	0.881	0.005
6	0.090	0.043	0.844	0.022	0.066	0.052	0.877	0.005
7	0.091	0.044	0.837	0.028	0.066	0.056	0.873	0.005
8	0.098	0.045	0.824	0.032	0.066	0.059	0.870	0.004
9	0.109	0.047	0.809	0.035	0.066	0.062	0.868	0.004
10	0.123	0.048	0.792	0.036	0.065	0.064	0.866	0.004

Tabela A7  
Coeficientes Estimados da Matriz A:<sup>27</sup> Modelos com Quatro Variáveis<sup>28</sup>

Modelos de Inovação	Sem Intervenção (C)				Com Intervenção (R)			
	Uc	Uj	Uu	Up	Uc	Uj	Uu	Up
Política Cambial (Epc)	1				1			
Política Monetária (Epi)	.036*	1		-1.248	-.042	1		-1.358
Desemprego (Eu)	.046 <sup>+</sup>		1	-.046 <sup>+</sup>	.093 <sup>+</sup>		1	-.093 <sup>+</sup>
Preço (Ep)	-.193	.522	.573	1	-.239	.484	.426	1

<sup>27</sup>A covariância ( $\Sigma$ ) foi estimada com os resíduos pós-Plano Real em todos os modelos para considerar o novo regime de relações contemporâneas entre as variáveis.

<sup>28</sup> Os coeficientes marcados com (\*) indicam elementos não-significativos a 5%, e os marcados com (+) indicam elementos estimados com restrição de igualdade.

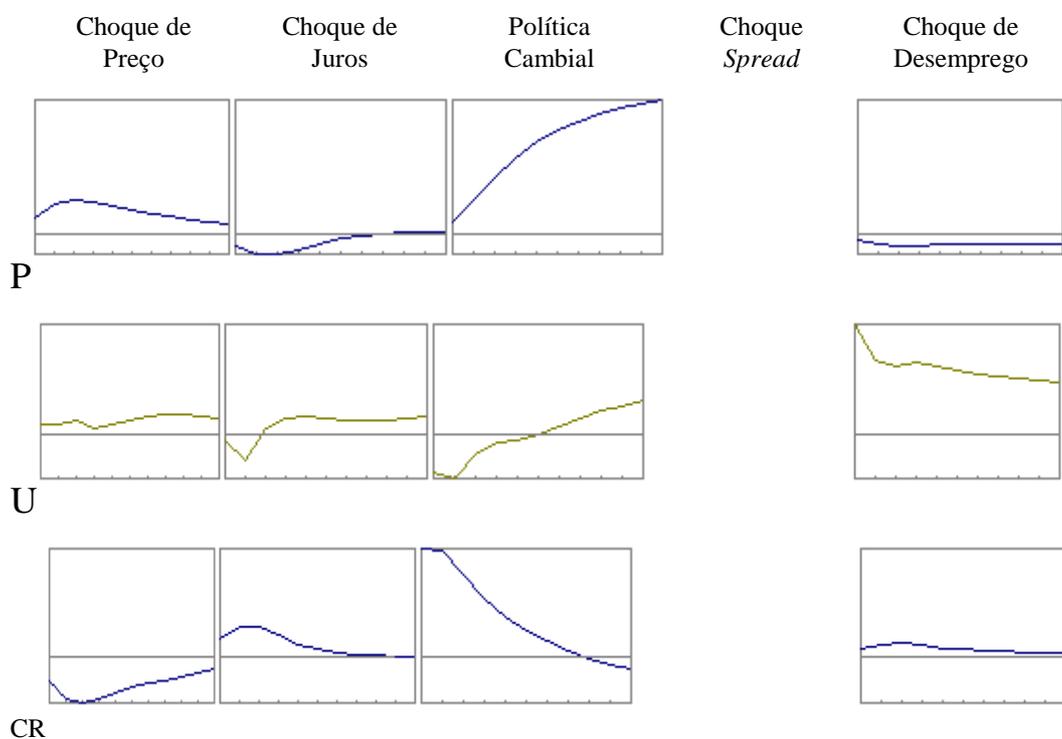
Tabela A8  
Decomposição da Variância da Previsão do Nível de Preço a 1 e 10 meses<sup>29</sup>

Horizonte	Primeiro Período				Décimo Período			
	RS	CS	R	C	RS	CS	R	C
Política Cambial	.158	.463	.269	.177	.781	.557	.927	.141
Política Monetária	.511	.177	.237	.388	.073	.048	.011	.181
Choque de Desemprego	.040	0	.039	.053	.018	0	.005	.084
Choque de Preço	.291	.360	.455	.382	.128	.396	.057	.594

Tabela A9  
Decomposição da Variância da Previsão da Taxa de Desemprego a 1 e 10 meses

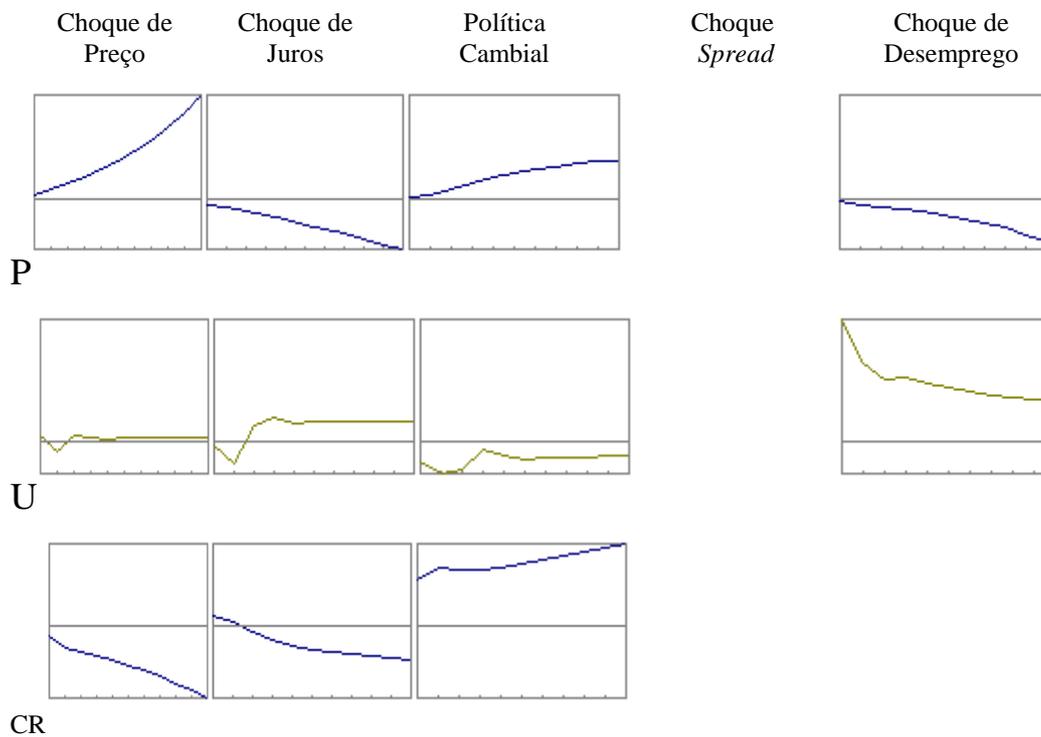
Horizonte	Primeiro Período				Décimo Período			
	RS	CS	R	C	RS	CS	R	C
Política Cambial	.099	.016	.107	.028	.123	.026	.123	.184
Política Monetária	.004	.066	.003	.002	.024	.086	.048	.015
Choque de Desemprego	.874	.914	.884	.969	.669	.872	.792	.036
Choque de Preço	.023	.004	.006	.002	.184	.015	.036	.004

Gráfico A1  
FRI – Modelo R



<sup>29</sup> Todos os modelos foram identificados utilizando as mesmas restrições e, portanto, as propriedades dinâmicas dos modelos — função de resposta a impulso e decomposição da variância do erro da previsão — podem ser comparados entre si.

Gráfico A2  
FRI – Modelo C



**BIBLIOGRAFIA**

- BERNANKE, B. Alternative explanation of the money income correlation. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*. Amsterdam: North Holland, 1986.
- BERNANKE, B., BLINDER, A. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, v.82, p.901-921, 1992.
- BLANCHARD, O., WATSON, M. *Are all bussines cycle alike? The American bussines cycle*. University of Chicago Press, 1986.
- CAMPBELL, J. Y., PERRON, P. *Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots*. NBER, 1991.
- CRISTIANO, L. M., EICHENBAUM, M., EVANS, C. The effect of monetary policy shocks: evidences from the flow of funds. *Review of Economics and Statistics*, v.78, p.16-34, 1994.
- EICHENBAUM, M., EVANS, C. Some empirical evidence on the effects of monetary policy shocks on exchange rates. *Quartely Journal of Economics*, p.975-1.009, 1993.
- FACKLER, P. L. Vector autoregressive techniques for structural analysis. *Revista de Analisis Económico*, v.3, n.2, p.119-134, 1986.
- KOOP, G. Aggregate shocks and macroeconomic fluctuations: a bayesian approach. *Journal of Applied Econometrics*, v.7, p.395-411, 1992.
- LEEPER, E. M. SIMS, C. A., ZHA, T. What does monetary policy do? *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 2, 1996.
- LIMA, E. C. R., MIGON, H. S., LOPES, H. F. Efeitos dinâmicos dos choques de oferta e demanda agregadas sobre o nível de atividade econômica do Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v.47, n.2, p.177-204, 1993.
- LIMA, E. C. R., LOPES, H. F., MOREIRA, A. R. B., PEREIRA, P. L. V. Tendência estocástica do produto no Brasil: efeitos das flutuações da taxa de crescimento da produtividade e da taxa de juro real. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.25, n.2, p.249-278, 1995.
- LITTERMAN, R. Forecasting with bayesian vector autoregressions — five years of experience. *Journal of Business and Economic Statistics*, v.4, p.25-38, 1986.
- LÜTKEPOHL, H. Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. *Journal of Time Series Analysis*, v.6, p.35-62, 1985.

- PHILLIPS, P. *Model determination and macroeconomic activity*. Cowles Foundation: Yale University, 1994 (Discussion Paper, 1.083).
- REINHART, C. M. Devaluation, relative prices, and international trade. *IMF Staff Papers*, v.42, n.2, p.290-312, 1995.
- ROSE, A. K. Exchange rates and the trade balance: some evidence from developing countries. *Economic Letters*, v.34, p.271-275, 1990.
- ROSE, A. K. The role of exchange rates in popular models of international trade: does the Marshall-Lerner condition hold? *Journal of International Economics*, v.30, p.301-316, 1991.
- SCHOTMAN, P., DIJK, H. K. van. A Bayesian analysis of the unit root in real exchange rate. *Journal of Econometrics*, v.49, p.195-238, 1991.
- SIMS, C. A. *Solving linear rational expectations models*. Yale University, Aug. 1985, mimeo.
- . Are forecasting models usable for policy analysis. *Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis*, p.2-16, 1986.
- . *Macroeconomics and methodology*. 1995, mimeo.
- SIMS, C. A., ZHA, T. *Error bands for impulse response*. Cowles Foundation, 1995 (Discussion Paper, 1.085).
- WEST, M., HARRISON, J. *Bayesian forecasting and dynamic models*. New York: Springer-Verlag, 1989.

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)