

**ipea**

Instituto de Planejamento Econômico e Social

PLAN

Instituto de Planejamento

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

Nº 94

"Previsão da Inflação e Produção Industrial Pós-Choque via Análise de Intervenção".

H. S. Migon

G. H. Brasil

Julho de 1986



TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

Nº 94

"Previsão da Inflação e Produção Industrial Pós-Choque via Análise de Intervenção".

H. S. Migon

G. H. Brasil

Julho de 1986

330.108  
159  
17/11/84

BRASIL - P. R.  
INSTITUTO DE PLANEJAMENTO  
ECONÔMICO E SOCIAL  
SECTOR DE DOCUMENTAÇÃO

F<sup>no</sup> 1341

DATA: 08. 08. 86

TOMBO  
8516-2

Tiragem: 50 exemplares

Trabalho concluído em: Março de 1986

Instituto de Pesquisas do IPEA  
Instituto de Planejamento Econômico e Social  
Avenida Presidente Antonio Carlos, 51 - 139/179 andar

Este trabalho é da inteira e exclusiva responsabilidade de seus autores. As opiniões nele emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Secretaria de Planejamento da Presidência da República.

PREVISÃO DA INFLAÇÃO E PRODUÇÃO INDUSTRIAL PÓS-CHOQUE

VIA ANÁLISE DE INTERVENÇÃO

H. S. Migon  
IM-UFRJ/SERPRO

G. H. Brasil  
DEE-PUC/RJ

RESUMO

As recentes medidas econômicas (fev./86) ocasionaram mudanças estruturais em toda a economia brasileira. Nessa situação, uma modelagem que permita considerar explicitamente esses impactos é de extrema importância. Duas intervenções realizadas com o modelo linear dinâmico proposto por Harrison-Stevens (1976) são elaboradas: como método de previsão para a inflação, e para a produção industrial geral e de bens de consumo.

1 - INTRODUÇÃO

Na formulação clássica de séries temporais, por exemplo, na metodologia de Box-Jenkins, os modelos de intervenção são basicamente caracterizados por variáveis dummies, que tentam captar a influência de eventos anormais (eventos transientes ou estruturais) no processo gerador da série, e pela função de resposta que é esperada após a intervenção, ou seja, após a ocorrência do evento. Além disso, é preciso que a intervenção seja realizada no período amostral da série; isto significa dizer que o modelo só consegue considerar intervenções ocorridas durante o período amostral.

A formulação do modelo em espaço de estados e, particularmente, a modelagem de uma série temporal a partir de seus componentes não observáveis (estados), em conexão com a abordagem bayesiana - incorporando distribuição a priori, verossimilhança e distribuição a posteriori (produzindo um processo seqüencial

de estimação) -, engendra inúmeras facilidades de intervenção subjativa no modelo.

Destarte, o procedimento de modelagem estrutural (bayesiano ou clássico) - como é conhecida a formulação em espaço de estados referida anteriormente - assimila as possibilidades existentes na metodologia de Box-Jenkins, por exemplo, variáveis dummies e intervenção com funções de respostas específicas, e possibilita que se atue diretamente nos componentes do modelo, via médias e variâncias a priori (estas últimas, refletindo a incerteza dos parâmetros pós-intervenção).

Nesse trabalho são realizados dois exercícios de intervenção, procurando incorporar aos modelos de séries univariados as expectativas geradas (em cada caso) pela intervenção ocorrida na economia no final do mês de fevereiro do corrente ano. Na Seção 2, dois modelos de previsão para a inflação são propostos com simulação de alguns cenários e, na Seção 3, um modelo de intervenção com um cenário pré-especificado é elaborado para as séries de produção industrial (geral) e de bens de consumo. A modelagem trata simplesmente da distribuição, ao longo de um período especificado, da variação total esperada na produção (no caso um decréscimo) após a intervenção. O exercício consiste apenas na construção da função da resposta a partir de um dinamismo esperado.

## 2 - PREVISÃO DA INFLAÇÃO PÓS-CHOQUE

Neste exercício apresenta-se uma metodologia de previsão da Inflação (IPCA) utilizando-se os dados passados (Pré-choque) e informações subjetivas retratando as expectativas pós-choque. Este tratamento é propiciado pela formulação de uma série temporal a partir de seus componentes não observáveis.

Na Seção 2.2 descreve-se sucintamente o modelo de Holt-Winters (forma multiplicativa). Na Seção 2.3 é apresentada uma formulação em espaço de estados, via método bayesiano de Harrison-

Stevens, para a inflação. Finalmente, na Seção 2.4 explicitam-se os pressupostos da modelagem e as previsões obtidas para o corrente ano.

Cabe um breve comentário sobre os dois modelos utilizados. O modelo de Holt-Winters é apenas uma formulação ad hoc que procura representar uma série temporal a partir de suas componentes, enquanto que o modelo linear dinâmico possui uma estrutura geral de representação do sistema em estudo em espaço de estados, um método eficiente de estimação recursiva (o filtro de Kalman) e uma coerente interpretação estatística das quantidades envolvidas no modelo. Contudo, ambos os métodos possibilitam que os parâmetros do modelo sejam atualizados à medida que as observações tornarem-se disponíveis.

### 2.1 - Método de Holt-Winters

Seja  $Y_t$ ,  $t=1, 2, \dots, n$ , a série observada. O modelo multiplicativo de Holt-Winters é descrito por:

$$Y_t = \mu_t \cdot F_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde:  $\mu_t$  é a média local com  $\mu_t = m_t + r_t$ ; (2)

$m_t$  é a estimativa dessazonalizada do nível médio do processo em  $t$ ;

$r_t$  é o fator de tendência no período  $t$  (isto é, o acréscimo ou decréscimo esperado na média do processo dessazonalizado no instante  $t$ );

$F_t$  é o fator sazonal estimado para o "mês" correspondente ao instante  $t$ , e é atualizado uma vez ao ano;

$s$  é o período da sazonalidade.

A restrição  $\sum_{t=1}^s F_t = s$  (3) é imposta aos fatores sazonais (através de uma normalização), apenas na fase de iniciação do modelo; na fase seguinte esses fatores são apenas atualizados.

O procedimento de atualização do modelo segue os seguintes passos:

i) O modelo é iniciado atribuindo-se valores a  $m_t$ ,  $F_t$  (para  $t=1$  a  $s$ ) e  $r_t$ ; a seguir, as equações são atualizadas sequencialmente, à medida que novas observações surjam;

ii) A atualização irá depender de três constantes de amortecimento ou fatores de desconto. As equações de atualização são:

$$m_t = \alpha \left[ \frac{Y_t}{F_{t-s}} \right] + (1-\alpha) [m_{t-1} + r_{t-1}] \quad (4)$$

$$F_t = \gamma \left[ \frac{Y_t}{m_t} \right] + (1-\gamma) F_{t-s} \quad (5)$$

$$r_t = \beta [m_t - m_{t-1}] + (1-\beta) r_{t-1} \quad (6)$$

A equação de previsão tem a seguinte forma:

$$\hat{Y}(h) = Y_{t+h} = [m_t + h \cdot r_t] F_{t-s+h} \quad (7)$$

$$h = 1, 2, \dots$$

iii) As constantes de amortecimento  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  são estimadas para a amostra existente, pela minimização da soma dos quadrados dos erros de previsão um passo à frente, em uma grade de valores no espaço paramétrico ( $0 \leq \alpha, \beta, \gamma \leq 1$ ).

## 2.2 - Modelo Linear Dinâmico (MLD-Harrison-Stevens)

O MLD é uma formulação estrutural que permite a atualização sequencial dos parâmetros envolvidos no modelo. A formulação aqui apresentada é o modelo de crescimento linear sazonal (fatores multiplicativos).

$$Y_t = \mu_t \cdot \rho_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \delta_{\mu t} \quad (9)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \delta_{\beta t} \quad (10)$$

$$\theta_t = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ \vdots \\ -1 \dots -1 \end{bmatrix} I_{10} \theta_{t-1} + \delta_{\theta t} \quad (11)$$

(11 x 1)

$$\rho_t = 1 + \theta_{1,t} \quad (12)$$

onde:

$\mu_t$  é o nível do processo no instante  $t$ ;

$\beta_t$  é a taxa de crescimento do processo no instante  $t$ ;

$\rho_t$  é o fator sazonal (multiplicativo) do "mês"  $t$ ;

$s=12$ , comprimento da sazonalidade.

Os fatores sazonais satisfazem a restrição:

$$\sum_{i=1}^s \theta(i,t) = 0 \quad (13)$$

$\varepsilon_t$ ,  $\delta_{\mu t}$ ,  $\delta_{\beta t}$  e  $\delta_{\theta t}$  são perturbações aleatórias independentes com:

$$\varepsilon_t \sim N(0, V_t), \delta_{\mu t} \sim N(0, W_\mu), \delta_{\beta t} \sim N(0, W_\beta) \text{ e } \delta_{\theta t} \sim N(0, W_\theta).$$

O modelo é iniciado pela atribuição de valores ao vetor de estados (no caso,  $\mu$ ,  $\beta$ , e  $\theta$ 's), e estes são atualizados

seqüencialmente via filtro de Kalman, isto é, a combinação de distribuição a priori e verossimilhança.

## 2.3 - Resultados Obtidos

### 2.3.1 - Estimação dos Modelos

#### i) Modelo de Holt-winters

A série IPCA foi analisada no período jan./80 a fev./86. As constantes de amortecimento ótimas estimadas foram:  $\alpha = 0,2$ ;  $\beta = 0$  e  $\gamma = 0$ . A interpretação dessas constantes é a seguinte:

i)  $\alpha = 0,2$ , grosso modo, significa que a última observação é ponderada em 20% e o restante das observações em 80%;

ii)  $\beta = 0$ , significa que a taxa de crescimento do processo é constante no tempo: desaparece o primeiro termo na equação (6) que fica:

$$r_t = r_{t-1};$$

iii)  $\gamma = 0$ , significa que existe sazonalidade, mas esta é constante no tempo. A equação (5) fica:  $F_t = F_{t-s}$ .

Utilizamos os fatores sazonais (multiplicativos) obtidos via método X 11. Estes fatores foram:

Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.
1,36	0,92	1,12	0,94	0,93	0,85
Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1,17	0,97	1,05	0,90	0,86	0,96

O fator de crescimento do processo estimado, e que é constante no tempo, foi de:  $r_t = 0,09$ .

ii - Modelo de crescimento Linear Sazonal

A série IPCA foi analisada no período jan./80 a fev./86. Os parâmetros estimados do modelo em  $t = \text{fev./86}$ , exceto o nível do processo, foram:

- i) a taxa de crescimento do processo,  $\beta_t = 0,11$ ;
- ii) fatores sazonais multiplicativos

Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.
1,355	0,922	1,095	0,903	0,839	0,829
Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1,104	0,956	1,065	0,982	0,939	1,013

2.3.2 - Pressupostos dos Modelos e Previsões

A previsão da série do IPC foi obtida com os dois modelos descritos nas seções anteriores, utilizando como expectativas a priori dos parâmetros os valores determinados com a série do IPCA; dessa forma, adotaram-se os seguintes pressupostos:

i) o fator de crescimento do nível do processo representa um resíduo (quase desprezível, pois é de aproximadamente 0,1%), que permanece no processo inflacionário;

ii) os fatores sazonais expressam as pressões inflacionárias (choques de sazonalidade) que porventura ainda persistirem no processo inflacionário sob controle. É claro que os fatores sazonais determinados no passado (pré-choque) poderiam ser suavizados uma vez que, espera-se, a sazonalidade seja abrandada com o congelamento de preços e salários. Contudo, esses fatores sazo-

nais podem ser utilizados, dentro de uma perspectiva bayesiana, como as expectativas a priori desse componente não observável. Além disso, esses fatores mensais incorporam os movimentos para cima ou para baixo, no entorno da linha da tendência, que deveriam ser esperados a cada mês.

iii) Nível do processo ( $m_t$  no modelo HW e  $\mu_t$  no MLD). Simularam-se três cenários possíveis para o nível esperado sob o impacto do programa antiinflacionário: (1) o nível do processo cai a zero. Possivelmente este cenário indica um limite inferior para a inflação nos meses março a dezembro; (2) o nível do processo cai para 1%. Possivelmente este cenário tenderá a superestimar a inflação dos meses de março e abril, mas será um indicador razoável da expectativa inflacionária no período mar./dez.; e, (3) o nível do processo cai a - 1% no mês de março, sobe a zero em abril e permanece em 1% de maio a dezembro. Este cenário "médio" aparenta ser o mais provável.

iv) à medida que forem realizadas observações da inflação mensal, o nível do processo pode ser atualizado pelas equações dos modelos.

Apresenta-se, na Tabela 1, a previsão de inflação anual obtida com os dois modelos para os três cenários descritos acima e, nas Tabelas 2 e 3, respectivamente, as previsões mensais obtidas com o MLD e o modelo HW.

TABELA 1

PREVISÕES DA TAXA ACUMULADA DO IPC - 1986

PERÍODO	CENÁRIO I		CENÁRIO II		CENÁRIO III	
	HW	Bayesiano	HW	Bayesiano	HW	Bayesiano
10 meses	4,8	6,1	15,5	16,9	11,9	13,3
12 meses	39,3	41,0	53,5	55,4	48,7	50,6

NOTA: - IPCA Jan. = 16,23% e IPCA fev. = 14,36%.

- 10 meses = mar./dez. 86; 12 meses = jan./dez. 86

- não incluída a inflação de 15 a 28 de fevereiro.

TABELA 2

PREVISÃO DA TAXA MENSAL DO IPC - 1986

Modelo Bayesiano

PERÍODO	CENÁRIO I	CENÁRIO II	CENÁRIO III
Mar.	0,12	1,23	-0,97
Abr.	0,20	1,11	0,20
Mai.	0,28	1,13	1,12
Jun.	0,37	1,20	1,19
Jul.	0,61	1,73	1,71
Ago.	0,64	1,60	1,59
Set.	0,83	1,90	1,88
Out.	0,87	1,86	1,85
Nov.	0,97	1,89	1,87
Dez.	1,12	2,14	2,23

TABELA 3

PREVISÃO DA TAXA MENSAL DO IPC - 1986

Modelo Holt-Winters

PERÍODO	CENÁRIO I	CENÁRIO II	CENÁRIO III
Mar.	0,10	1,22	-1,02
Abr.	0,17	1,11	0,19
Mai.	0,25	1,18	1,18
Jun.	0,31	1,16	1,16
Jul.	0,53	1,70	1,70
Ago.	0,52	1,49	1,49
Set.	0,66	1,71	1,71
Out.	0,65	1,55	1,55
Nov.	0,70	1,56	1,56
Dez.	0,86	1,82	1,82

Nota: Cenário I - Nível Zero; Cenário II - Nível Um; Cenário III - Nível menos um em março, zero em abril um de maio em diante.

### 3 - INTERVENÇÃO EM DUAS SÉRIES DE PRODUÇÃO: PRODUÇÃO INDUSTRIAL GERAL E BENS DE CONSUMO

As recentes medidas (fev./86) de restrição ao crédito e o posterior congelamento de preços e salários podem ocasionar variações estruturais na produção de Bens de Consumo e na Produção Industrial Geral. Neste exercício, descreve-se uma metodologia que possibilita a quantificação das expectativas dos especialistas decorrentes das mudanças recentes.

Espera-se que o efeito do impacto das medidas não seja instantâneo e que ocorra gradualmente no tempo. Desse modo, um modelo de Intervenção com Variável dummy, e uma particular função de resposta, deve ser apropriado. Na Seção 3.2 o efeito da intervenção é equacionado matematicamente e incorporado à formulação de espaço de estados (Migon, 1985).

Na Seção 3.1 apresenta-se uma outra formulação do MLD, o modelo de crescimento linear sazonal com fatores aditivos. Confrontando-se com a formulação do MLD descrita na Seção 2.2, pode-se observar a flexibilidade que é propiciada pela estruturação do modelo em espaço de estados.

Finalmente, na Seção 3.3 apresentam-se os pressupostos adotados e uma simulação para o ano de 1986.

#### 3.1 - Modelo de Crescimento Linear Sazonal (fatores aditivos)

O modelo linear dinâmico proposto por Harrison-Stevens (1976) permite que diversas modelagens sejam formuladas em espaço de estados (vide a esse respeito, Ameen-Harrison (1983); Harvey, (1984)). Em particular, diversas versões da formulação de uma série temporal em componentes não observáveis podem ser testadas. Verifica-se que, para as séries de Produção Industrial Geral e de Bens de Consumo, o modelo de crescimento linear sazonal com fatores aditivos apresenta um razoável desempenho estatístico. É essa formulação que descreve-se a seguir.

Seja  $Y_t$ ,  $t=1, 2, \dots$  a s\u00e9rie observada mensalmente; o modelo de crescimento linear sazonal com fatores aditivos pode ser assim equacionado:

$$Y_t = \mu_t + \rho_{1,t} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \delta_{\mu t} \quad (15)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \delta_{\beta t} \quad (16)$$

$$\rho_t = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ \vdots \\ -1 \end{bmatrix} \begin{matrix} \sim \\ \\ \\ \\ -1 \end{matrix} \begin{matrix} \\ \\ \\ I_{10} \\ \\ \end{matrix} \rho_{t-1} + \delta_{\rho t} \quad (17)$$

(11 x 1)

onde:  $\mu_t$  = n\u00edvel do processo no instante  $t$ ;

$\beta_t$  = taxa de crescimento do processo no tempo  $t$ ;

$\rho_t$  = vetor  $(s-1 \times 1) = 12$  de fatores sazonais (aditivos);

$s$  = comprimento da sazonalidade

Os fatores sazonais satisfazem a restri\u00e7\u00e3o:

$$\sum_{j=1}^s \rho_{j,t} = 0 \quad (18)$$

e  $\varepsilon_t, \delta_{\mu t}, \delta_{\beta t}, \delta_{\rho t}$  s\u00e3o perturba\u00e7\u00f5es aleat\u00f3rias independentes com:

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \delta_{\mu t} \sim N(0, \sigma_\mu^2), \delta_{\beta t} \sim N(0, \sigma_\beta^2), \delta_{\rho t} \sim N \left[ 0, \sigma_\rho^2 \right].$$

O modelo é iniciado pela atribuição de valores ao vetor de estados (no caso,  $\mu$ ,  $\beta$  e  $\rho$ 's) e estes são atualizados sequencialmente via filtro de Kalman. Na abordagem bayesiana do modelo estrutural, é importante a determinação dos fatores de desconto apropriados, os quais imputam ao modelo a incerteza caracterizada pelas perturbações aleatórias  $\sigma_{\mu}^2$ ,  $\sigma_{\beta}^2$  e  $\sigma_{\rho}^2$  (Ameen-Harrison - 1985).

Encontram-se na Tabela 3.1 os modelos identificados para as séries de Produção Geral e Bens de Consumo.

MODELO ESTRUTURAL - Abordagem Bayesiana																	
Série	Modelo				Transf ( $\lambda$ )	Lei Var ( $b$ )	Fator de Desconto			Parâmetros em $t=N$				Variação		MAD	Obs.
	Tend	Saz A	Saz M	AR			Nível	Tend	Saz	Nível- $\mu$	Tend- $\beta$	Saz- $\rho$	AR1- $\phi$	Série	Resíduo		
Y1	L	F	-	-	1	0	0,90	0,90	0,99	114,1	0,735	-8,954	-	5755,0	5,50	3,32	com interv.
Y27	L	F	-	-	1	0	0,90	0,90	0,99	113,1	0,716	-8,77	-	4935,0	10,5	4,23	com interv.

Tend: Tendência - L - Linear  
Tend: Tendência - A - Amortecida  
Saz A: Sazonalidade aditiva - F - fatores  
Saz A: Sazonalidade aditiva - H - harmônicas  
Saz M: Sazonalidade multiplicativa - F - fatores

Saz M: Sazonalidade Multiplicativa - H - harmônicas  
Transformação Box-Cox -  $\lambda$  -  
Lei Variância -  $v_t = a \mu_t$ ,  $\mu_t$  - Nível corrente  
MAD - Desvio Médio Absoluto  
AR1 - Modelo Auto/regressivo de 1ª ordem.

Tabela: 3.1

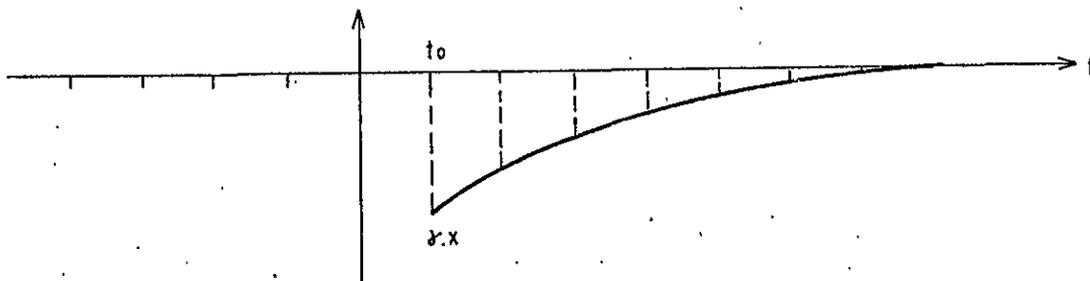
Para possibilitar a intervenção no instante  $t$ , tem-se que definir uma variável dummy (variável de controle ou de intervenção):

$$X_t = \begin{cases} X & \text{Se } t=t_0 \\ 0 & \text{Se } t \neq t_0 \end{cases} \quad (19)$$

A inserção dessa variável no MLD será descrita na seção seguinte.

### 3.2 - Modelagem da Função de Resposta da Intervenção

Ao se intervir em um sistema, por exemplo, na economia, através de restrições ao consumo e congelamento de preços, várias formas dinâmicas de resposta são possíveis. A presente abordagem trata de uma função de resposta elementar de primeira ordem, a qual está retratada no gráfico abaixo:



É esperado um decréscimo inicial na produção seguido de impactos graduais e decrescentes, e nenhum efeito residual permanecerá no processo.

A representação da função de resposta, resultante da intervenção, pode ser equacionada:

$$E_t = \gamma / (1 - \lambda L) X_t + w_t \quad (20)$$

onde:  $L^k x_t = x_{t-k}$  é o operador retardo;

$\gamma$  é o decréscimo inicial esperado na produção, imediatamente após a intervenção;

$\lambda$  ( $0 \leq \lambda \leq 1$ ) é a taxa de decaimento do decréscimo;

$w_t \sim N(0, W)$ , onde  $W$  é a incerteza associada à função de resposta.

A equação correspondente à função de resposta pode ser reescrita na forma do espaço de estados como:

$$E_t = \lambda E_{t-1} + \gamma X_t + a_t \quad (21)$$

com  $E_t = 0$  para  $t < t_0$ ,  $\gamma$  e  $\lambda$  fixos e  $a_t$  ruído branco. (22)

O valor esperado de  $E_t$  (dado  $D_t$ , os dados passados) para  $k$  períodos futuros é:

$$E \left[ E_{t+k} \mid D_t \right] = \lambda^k (\gamma X), \quad (23)$$

o qual foi obtido por substituição seqüencial na equação (21).

Assim, o Modelo Linear Dinâmico com intervenção será com posto pelas equações (14) a (17), acrescido da equação (21). A restrição (22) é ativa na presente aplicação, i.e.: acessaram-se subjetivamente os valores de  $\gamma$  e  $\lambda$  como discutido abaixo. Em geral essas quantidades podem ser seqüencialmente estimadas a partir dos dados (Migon, 1985).

A determinação de  $\gamma$  e  $\lambda$ , o par que caracteriza a dinâmica da intervenção, pode ser feita do seguinte modo:

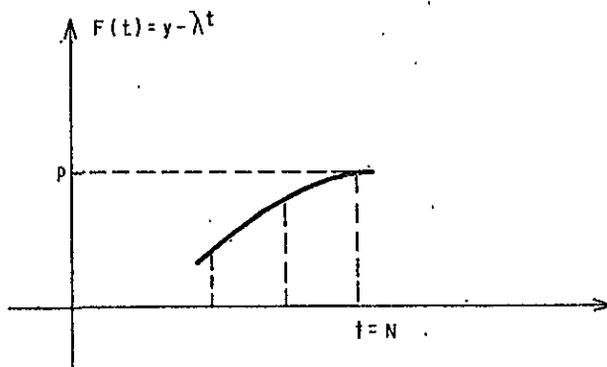
i) Em um número "N" de períodos, supõe-se que uma percentagem "p" do efeito já foi realizada;

ii) O efeito total que ocorrerá está fixado em T. Desse modo, para  $0 \leq \lambda \leq 1$  e  $0 \leq p \leq 1$ , temos:

$$\frac{\gamma}{1-\lambda} = T \quad (24)$$

$$\lambda = \exp \left[ \frac{\text{Log}(1-p)}{N} \right] = e^{\frac{\text{Log}(1-p)}{N}}, \quad (25)$$

onde a equação (25) foi obtida como sugerido pela figura a seguir:



Resolvendo-se o sistema composto pelas equações (24) e (25), determinam-se as constantes  $\gamma$  e  $\lambda$ , para dados  $N$ ,  $P$  e  $T$ . Esse fato possibilita a construção de cenários a partir desses valores esperados.

### 3.3 - Pressupostos do Modelo e Previsões

O modelo descrito nas Seções 3.1 e 3.2 foi estimado para as duas séries, e foram obtidas previsões sem e com intervenção para o ano de 1986. As previsões do índice de base fixa e da taxa acumulada de 12 meses encontram-se nas Tabelas 4.2 e 4.3, respectivamente para as séries de Produção Industrial Geral ( $Y1$ ) e Produção Industrial-Bens de Consumo ( $Y27$ ).

As previsões "com intervenção" foram determinadas a partir do seguinte cenário (para ambas as séries):

i) haverá uma redução total de 3% no agregado anual da produção de bens de consumo duráveis, bem como na produção industrial geral, a partir do mês de março de 1986; e

ii) 90% desse efeito de redução será realizado em  $N=9$  meses.

Tem-se então:  $T=0,03S_{yt}$ ,  $P=0,9$  e  $N=9$ , onde  $S_{yt}$  é o acumulado do ano de 1985. Os valores de  $\lambda$  e  $\gamma$  encontram-se na Tabela 4.1.

TABELA 4.1

VALORES DE  $\lambda$  E  $\gamma$  PARA: N=3 E P=0,9

SÉRIE	$\lambda$	$\gamma$
Y1	0,77	9,0
Y27	0,77	8,1

A inclusão desses valores no modelo da Seção 3.2 leva às previsões das Tabelas 4.2 e 4.3.

TABELA 4.2

PRODUÇÃO INDUSTRIAL-GERAL - Y1

MÊS	SEM INTERVENÇÃO		COM INTERVENÇÃO	
	Índice Base Fixa	Taxa Acumulada 12 m.	Índice Base Fixa	Taxa Acumulada 12 m.
Janeiro	106,0	7,81	106,0	7,81
Fevereiro	104,0	8,61	104,0	8,61
Março	113,0	8,57	104,0	7,84
Abril	106,0	9,44	99,4	8,16
Maio	117,0	10,26	112,0	8,55
Junho	120,0	11,05	116,0	9,01
Julho	126,0	10,75	123,0	8,47
Agosto	130,0	10,66	128,0	8,21
Setembro	127,0	10,19	125,0	7,62
Outubro	134,0	9,22	132,0	6,57
Novembro	126,0	8,93	125,0	6,21
Dezembro	117,0	8,58	116,0	5,82

TABELA 4.3

PRODUÇÃO INDUSTRIAL-BENS CONSUMO - Y27

MÊS	SEM INTERVENÇÃO		COM INTERVENÇÃO	
	Índice Base Fixa	Taxa Acumulada 12 m.	Índice Base Fixa	Taxa Acumulada 12 m.
Janeiro	105,0	8,79	105,0	8,79
Fevereiro	102,0	9,49	102,0	9,49
Março	112,0	9,81	104,0	9,67
Abril	105,0	10,95	98,5	9,89
Maio	118,0	12,12	113,0	10,77
Junho	117,0	13,69	114,0	11,36
Julho	124,0	12,20	121,0	10,30
Agosto	129,0	12,18	127,0	10,01
Setembro	125,0	11,11	123,0	9,07
Outubro	133,0	9,55	132,0	7,54
Novembro	127,0	9,01	126,0	6,85
Dezembro	116,0	9,27	116,0	6,29

4 - REFERÊNCIAS

AMEEN, J. R. M. and Harrison, P. J. (1984), Discount Weighted Estimation, Journal of Forecasting, Vol. 3, p. 285-296.

AMEEN, J. R. M. and Harrison, P. J. (1985), Normal Discount Bayesian Models. Bayesian Statistics II, ed. Bernardo J.M.. North Holland.

BOX, G. E. P. and TIAO, G. C. (1975), Intervention Analysis with Applications to Economic and Env. Problems, J. A. S. A., v. 70, march 75 nº 349, 70-79.

HARRISON, P. J. and Stevens, C. F. (1976), Bayesian Forecasting, Journal of the Royal Stat. Soc., B, 38, 205-247, (with discussion).

HARVEY, A. C. (1984), A Unified View of Statistical Forecasting Procedures, Journal of Forecasting, vol. 3, 245-275.

MIGON, H. S. (1985), An Application of Non-linear Bayesian Forecasting to Television Advertising. Bayesian Statistics II, Ed., Bernardo, J. M. et al. North Holland.

MONTGOMERY, D. C. and Johnson, L.A. (1976), Forecasting and Times Series Analysis, New York, McGraw-Hill.

SANDA (1986), Manual de Referência.

WEST, M. and Harrison, P. J. and Migon, H. S. (1985), Dynamic Generalized Linear Models and Bayesian Forecasting, J. A. S. A., vol. 80, nº 389, march 85, 73-97 (with discussion).

Textos para Discussão Interna editados a partir de janeiro de 84

- Nº 62 - "A Crise do Setor Externo e o Ajustamento requerido pelas Opções de Política Econômica", Milton Pereira de Assis, Janeiro 1984, 37 p.
- Nº 63 - "O Papel Atual da Fronteira Agrícola", Maria Beatriz de Albuquerque David, Fevereiro 1984, 19 p.
- Nº 64 - "As Negociações Financeiras Internacionais do Brasil Pós-FMI", José Cláudio Ferreira da Silva e Maria Helena T. T. Horta, Fevereiro 1984, 34 p.
- Nº 65 - "Insumos Modernos na Agricultura Brasileira", Cláudio Roberto Contador e Léo da Rocha Ferreira, Janeiro 1984, 159 p.
- Nº 66 - "Política Tarifária das Empresas de Saneamento: Uma Avaliação da Progressividade dos Preços", Thompson Almeida Andrade, Fevereiro 1984, 24 p.
- Nº 67 - "A Economia Brasileira: Uma Interpretação Econométrica", Versão IV, Cláudio Roberto Contador, Março 1984, 99 p.
- Nº 68 - "Comentários sobre o livro de William R. Cline, "International Debt and Stability of the World Economy", Marcelo de Moura Lara Resende, Maio 1984, 23 p.
- Nº 69 - "Crescimento Industrial, Ajuste Estrutural e Exportações de Manufaturados: Notas para a Definição de Uma Estratégia de Longo Prazo para a Economia Brasileira", Regis Bonelli e José Cláudio Ferreira da Silva, Novembro 1984, 38 p.
- Nº 70 - "Projeções da População Total, Urbano-Rural e Economicamente Ativa segundo Algumas Alternativas de Crescimento Demográfico", Maria Helena F. T. Henriques, Janeiro 1985, 56 p.

## II

- Nº 71 - "Crescimento Econômico e Oferta de Alimentos no Brasil", Gervásio Castro de Rezende, Janeiro 1985, 39 p.
- Nº 72 - "A Política Agrícola e a Diminuição do Subsídio do Crédito Rural", Gervásio Castro de Rezende, Janeiro 1985, 23 p.
- Nº 73 - "Tendências a Médio Prazo da Previdência Social Brasileira: Um Modelo de Simulação", Francisco E.B. de Oliveira, Kaizô Iwakami Beltrão, Maria Helena F.T. Henriques, Afonso Sant'Anna Bevilaqua, Alexandre Goretkin Neto, Janeiro 1985, 299 p.
- Nº 74 - "Balanço de Pagamentos Brasileiro: Um Modelo de Simulação", Ajax Reynaldo Bello Moreira, Janeiro 1985, 77 p.
- Nº 75 - "Interação entre Mercados de Trabalho e Razão entre Salários Rurais e Urbanos no Brasil", Gervásio Castro de Rezende, Março 1985, 35 p.
- Nº 76 - "Considerações sobre uma Possível Reforma Tributária no Brasil", Cláudia Cunha Campos Eris, Março 1985, 29 p.
- Nº 77 - "Migrações Internas e Pequena Produção Agrícola na Amazônia: Uma Análise da Política de Colonização do INCRA", Anna Luiza Ozorio de Almeida, Maio 1985, 97 p.
- Nº 78 - "Estrutura Industrial e Exportação de Manufaturados: Brasil, 1978", Helson C. Braga e Edson P. Guimarães, Julho 1985, 29 p.
- Nº 79 - "A Restrição Externa à Retomada do Crescimento: Avaliação e Recomendações de Política", Helson C. Braga, Setembro 1985, 42 p.
- Nº 80 - "Foreign Direct Investment in Brazil: Its Role, Regulation and Performance", Helson C. Braga, Outubro 1985, 41 p.

### III.

- Nº 81 - "Déficit de "Caixa" do Governo Federal: Metodologia e Resultados em 1985", Carlos von Doellinger, Novembro 1985, 16 p.
- Nº 82 - "Déficit e Dívida: Tendências e Implicações", Carlos von Doellinger, Novembro 1985, 12 p.
- Nº 83 - "As Interligações Setoriais na Economia Brasileira em 1975", José W. Rossi, Maristela Sant'Anna e Samuel Sidsamer, Novembro 1985, 30 p.
- Nº 84 - "Mensuração da Eficiência Produtiva na Indústria Brasileira: 1980", Helson C. Braga e José W. Rossi, Novembro 1985, 34 p.
- Nº 85 - "Fundos Sociais", Fernando A. Rezende da Silva e Beatriz Azeredo da Silva, Janeiro 1986, 29 p.
- Nº 86 - "Optimal Foreign Borrowing in a Multisector Dynamic Equilibrium Model: A Case Study for Brazil", Octávio A. F. Tourinho, Janeiro 1986, 47 p.
- Nº 87 - "Proposta de Diretrizes Preliminares para Uma Política de Abastecimento", Maria Beatriz de A. David, Março 1986, 44 p.
- Nº 88 - "Os Impactos da Política de Comercialização Agrícola sobre a Produção e os Preços. Uma Análise da Literatura e Algumas Evidências Empíricas", Maria Beatriz de A. David e Luis Alberto de L.C. Ribeiro, Março 1986, 49 p.
- Nº 89 - "Distribuição de Renda: 1970/1980", José W. Rossi, Maio 1986, 17 p.
- Nº 90 - "Balança Comercial e Dinâmica da Desvalorização Cambial no Brasil, 1970/84", Helson C. Braga e José W. Rossi, Maio 1986, 20 p.

#### IV

- Nº 91 - "Algumas Considerações sobre os Efeitos da Reforma Monetária no Campo Social: Seguro-Desemprego e Previdência Social", Francisco E.B. de Oliveira, Kaizô Iwakami Beltrão e Marco Aurélio de Sá Ribeiro (estagiário), Maio 1986, 16 p.
- Nº 92 - "Modelos de Previsão para Séries de Produção e Preços: Metodologia Bayesiana e Box-Jenkins para Séries Temporais", Gutemberg H. Brasil, Hélio S. Migon, Reinaldo C. Souza, Sérgio S. Portugal, Maio 1986, 63 p.
- Nº 93 - "O Controle de Preços dos Alimentos e seus Efeitos sobre a Produção e o Abastecimento. Algumas Considerações para o Ano de 1986", Maria Beatriz de A. David, Junho 1986, 39 p.

O INPES edita ainda as seguintes publicações: Pesquisa e Planejamento Econômico (quadrimestral), desde 1971; Literatura Econômica (bimestral), desde 1977; Coleção Relatórios de Pesquisa; Série Textos para Discussão do Grupo de Energia (TDE); Série Monográfica; e, Série PNPE.