

APÊNDICES

APÊNDICE I (do capítulo I)

Quadro IA.1. Balanço do sector das famílias, 1995 e 2000 (percentagens do PIB).

	Alemanha		Áustria		Bélgica		Dinamarca		Espanha		Finlândia		França		Holanda		Itália		Portugal		Reino Unido (b)		Suécia	
	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	1999 (a)	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995
Activos																								
Moeda e depósitos	61%	62%	74%	77%	72%	72%	37%	39%	69%	76%	34%	42%	62%	59%	55%	55%	56%	76%	90%	93%	66%	64%	24%	34%
Títulos (excepto acções)	18%	20%	10%	19%	64%	77%	15%	22%	4%	5%	1%	3%	6%	8%	7%	8%	43%	58%	9%	3%	4%	4%	5%	11%
Créditos	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	0%	0%	1%	2%	1%	1%	0%	0%	0%	2%	1%	1%	1%	1%
Acções	48%	27%	23%	8%	138%	74%	28%	20%	87%	43%	98%	63%	111%	56%	69%	47%	98%	34%	64%	2%	69%	51%	70%	36%
Reservas téc. de seguros	50%	38%	28%	20%	38%	23%	64%	52%	25%	15%	15%	9%	51%	34%	165%	127%	27%	18%	33%	71%	151%	134%	47%	32%
Outros	2%	2%	0%	0%	2%	8%	2%	2%	6%	7%	1%	1%	7%	4%	0%	5%	2%	2%	2%	19%	8%	9%	13%	18%
Total de activos financeiros	180%	149%	135%	124%	314%	254%	147%	135%	190%	147%	150%	118%	238%	165%	297%	242%	226%	187%	198%	192%	299%	264%	160%	130%
Passivos																								
Créditos	73%	63%	40%	36%	40%	37%	87%	76%	47%	33%	31%	35%	37%	37%	92%	62%	22%	19%	62%	28%	71%	66%	52%	52%
de curto prazo	6%	6%	4%	3%	3%	3%	n.d.	n.d.	3%	3%	0%	0%	3%	3%	6%	5%	n.d.	n.d.	7%	6%	n.d.	n.d.	0%	0%
de longo prazo	68%	57%	36%	32%	37%	34%	n.d.	n.d.	44%	29%	0%	0%	34%	33%	87%	57%	n.d.	n.d.	55%	22%	n.d.	n.d.	52%	52%
Outros	1%	1%	0%	0%	5%	4%	9%	9%	12%	11%	1%	2%	8%	6%	-7%	0%	6%	3%	15%	14%	6%	6%	1%	1%
Activos financeiros líquidos	106%	86%	95%	88%	270%	213%	49%	49%	131%	103%	118%	81%	193%	122%	212%	180%	197%	166%	121%	150%	222%	192%	107%	78%
Passivos financeiros	74%	63%	40%	36%	45%	41%	98%	86%	59%	44%	32%	37%	45%	43%	85%	62%	28%	21%	77%	42%	77%	72%	52%	53%
Valor da riqueza detida pelas famílias em habitação (% Rend. disp.) (c)	276%	271%	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	437%	371%	n.d.	n.d.	270%	234%	n.d.	n.d.	385%	437%	219%	209%	301%	218%	n.d.	n.d.
Activos em habitação em % do total de activos (c)	52%	55%	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	63%	65%	n.d.	n.d.	45%	49%	n.d.	n.d.	54%	65%	44%	50%	39%	37%	n.d.	n.d.
Taxa de detenção de habitação própria (% famílias) (d)	42%		57%		68%		51%		83%		58%		56%		53%		80%		75%		70%		61%	
Preços da habitação (1995=100) (d)	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	121	100	139	100	114	100	142	100	n.d.	n.d.	160	100	90	100	117 (e)	100	137	100	n.d.	n.d.

Quadro construído com base nas "Financial Accounts" do Eurostat. PIB a preços constantes de 1995

(a) - último ano disponível (no caso dos activos e passivos)

(b) - valores não consolidados (no caso dos activos e passivos)

(c) - Fonte: Cardoso e Cunha (2005a e 2005b) - ver notas do artigo

(d) - Fonte: European Mortgage Federation (2004)

(e) - Fonte: Confidencial Imobiliário

Nos Quadros IA.1 a IA.3, estão excluídos a Irlanda, o Luxemburgo e a Grécia, países que não dispõem de Contas Financeiras de acordo com o SEC 95.

Quadro IA.2. Balanço das empresas não financeiras, 1995 e 2000 (percentagens do PIB).

	Alemanha		Áustria		Bélgica		Dinamarca		Espanha		Finlândia		França		Holanda		Itália		Portugal		Reino Unido (b)		Suécia	
	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	1999 (a)	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995
Activos																								
Moeda e depósitos	15%	14%	13%	13%	27%	22%	17%	14%	17%	15%	8%	9%	10%	9%	30%	20%	9%	9%	27%	22%	26%	22%	17%	15%
Títulos (excepto acções)	8%	4%	5%	6%	6%	3%	8%	11%	3%	2%	6%	9%	10%	8%	4%	3%	5%	4%	7%	0%	4%	4%	11%	16%
Créditos	6%	3%	5%	1%	36%	14%	0%	0%	3%	1%	16%	6%	9%	6%	40%	18%	4%	1%	0%	0%	17%	10%	18%	9%
Acções / participações	56%	29%	20%	7%	55%	24%	54%	21%	30%	7%	29%	10%	145%	58%	41%	30%	15%	5%	36%	14%	66%	27%	42%	39%
Outros	16%	10%	3%	5%	7%	15%	14%	12%	21%	17%	11%	9%	13%	13%	30%	25%	7%	9%	20%	20%	12%	13%	28%	17%
Total de activos financeiros	102%	61%	46%	32%	132%	80%	95%	60%	76%	43%	70%	44%	188%	94%	146%	97%	42%	29%	92%	58%	128%	77%	116%	96%
Passivos																								
Títulos (excepto acções)	3%	3%	7%	4%	13%	6%	3%	7%	3%	5%	8%	5%	17%	13%	13%	4%	1%	2%	10%	8%	0%	0%	11%	4%
Créditos	63%	46%	81%	65%	70%	54%	65%	59%	61%	43%	58%	57%	46%	49%	96%	78%	54%	52%	71%	49%	64%	49%	83%	81%
de curto prazo	20%	14%	23%	21%	24%	18%	n.d.	n.d.	19%	13%	n.d.	n.d.	15%	14%	36%	20%	n.d.	n.d.	33%	23%	n.d.	n.d.	0%	0%
de longo prazo	43%	32%	58%	44%	47%	35%	n.d.	n.d.	42%	30%	n.d.	n.d.	31%	35%	60%	58%	n.d.	n.d.	38%	26%	n.d.	n.d.	83%	81%
Acções	82%	44%	24%	14%	146%	78%	84%	54%	110%	51%	323%	114%	296%	102%	164%	94%	56%	33%	108%	95%	198%	132%	155%	89%
Outros	12%	7%	3%	4%	8%	9%	4%	5%	17%	15%	6%	9%	14%	15%	32%	30%	5%	4%	23%	22%	14%	17%	29%	28%
Activos financeiros líquidos	-66%	-46%	-68%	-55%	-106%	-67%	-61%	-66%	-116%	-72%	-326%	-141%	-186%	-85%	-159%	-109%	-80%	-68%	-124%	-118%	-169%	-135%	-162%	-106%
Passivos financeiros	169%	107%	114%	87%	238%	147%	155%	126%	192%	115%	396%	186%	374%	179%	305%	206%	123%	97%	216%	177%	297%	212%	279%	202%

Quadro construído com base nas "Financial Accounts" do Eurostat. PIB a preços constantes de 1995

(a) - último ano disponível

(b) - valores não consolidados

Quadro IA.3. Balanço das instituições monetárias e financeiras, 1995 e 2000 (percentagens do PIB).

	Alemanha		Austria		Bélgica		Dinamarca		Espanha		Finlândia		França		Holanda		Itália		Portugal		Suécia	
	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	1999 (a)	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995
Activos																						
Moeda e depósitos	23%	16%	16%	20%	58%	67%	27%	23%	15%	25%	15%	10%	70%	63%	39%	26%	6%	10%	26%	24%	17%	6%
Títulos (excepto acções)	51%	34%	24%	18%	79%	78%	28%	23%	24%	27%	13%	22%	51%	37%	30%	21%	24%	33%	21%	46%	16%	9%
Créditos	150%	123%	132%	114%	102%	98%	147%	132%	100%	79%	61%	65%	86%	93%	157%	121%	86%	80%	145%	68%	103%	116%
de curto prazo	23%	19%	35%	28%	31%	29%	n.d.	n.d.	21%	20%	n.d.	n.d.	14%	17%	41%	33%	n.d.	n.d.	55%	34%	1%	0%
de longo prazo	128%	104%	97%	86%	70%	69%	n.d.	n.d.	78%	59%	n.d.	n.d.	71%	76%	115%	87%	n.d.	n.d.	90%	35%	102%	116%
Acções / participações	27%	10%	8%	5%	9%	4%	6%	5%	25%	7%	2%	6%	39%	14%	10%	4%	5%	2%	13%	7%	2%	1%
Outros	8%	3%	0%	0%	17%	11%	5%	1%	2%	2%	3%	6%	8%	7%	9%	5%	0%	1%	5%	7%	1%	5%
Total de activos financeiros	261%	187%	180%	156%	264%	258%	212%	184%	166%	139%	94%	109%	253%	214%	246%	177%	124%	128%	210%	152%	138%	137%
Passivos																						
Moeda e depósitos	149%	116%	125%	114%	184%	183%	88%	71%	124%	115%	57%	60%	146%	129%	161%	112%	78%	93%	169%	133%	72%	65%
Títulos (excepto acções)	70%	47%	43%	31%	33%	46%	0%	0%	8%	5%	19%	28%	44%	46%	42%	22%	22%	8%	16%	3%	40%	45%
Créditos	0%	0%	3%	1%	13%	0%	4%	4%	1%	2%	7%	11%	2%	2%	12%	22%	7%	8%	6%	1%	1%	1%
Acções	22%	12%	5%	4%	15%	12%	19%	11%	28%	16%	6%	3%	31%	26%	18%	8%	26%	9%	22%	15%	9%	8%
Outros	9%	5%	0%	0%	18%	16%	6%	4%	3%	0%	4%	6%	8%	6%	15%	9%	0%	0%	3%	6%	8%	10%
Activos financeiros líquidos	9%	6%	4%	5%	0%	0%	-2%	5%	1%	0%	1%	1%	22%	6%	-3%	5%	-12%	8%	-5%	-6%	9%	8%
Passivos financeiros	252%	181%	176%	151%	264%	258%	214%	179%	165%	139%	93%	108%	231%	208%	249%	172%	135%	120%	216%	158%	129%	129%

Quadro construído com base nas "Financial Accounts" do Eurostat. PIB a preços constantes de 1995

(a) - último ano disponível

APÊNDICE II (do capítulo II)

APÊNDICE IIA.

Derivação das equações (II.1) e (II.2):

Seguindo Muellbauer (1994), assume-se um cenário com dois períodos (t e t+1)

$$\text{Função utilidade: } U = u(c_t) + \frac{1}{1+\psi} u(c_{t+1}) \quad \text{onde } u' > 0 \text{ e } u'' < 0 \text{ e } \psi \geq 0$$

Onde ψ representa um factor de desconto subjectivo, que reflecte a impaciência que faz com que se confira um menor peso à utilidade retirada do consumo futuro.

$$\text{Sendo: } U = -\frac{1}{2} \left[(\beta - c_t)^2 + \frac{1}{1+\psi} (\beta - E_t c_{t+1})^2 \right]$$

Em que β representa o “ponto de felicidade” (*bliss point*) e verifica-se a condição de não saciedade ($c < \beta$).

Considera-se a seguinte restrição orçamental para qualquer consumidor representativo (para os dois períodos):

$$A_t = Y_t - C_t + A_{t-1}(1+r_{t-1}) \quad \text{e} \quad A_{t+1} = Y_{t+1} - C_{t+1} + A_t(1+r_t)$$

Nestas restrições orçamentais, os activos no final do período são iguais à poupança (definida como o rendimento menos o consumo) mais os activos iniciais que sofrem no período um crescimento à taxa r . Note-se que, esta restrição orçamental, que surge em Muellbauer (1994, p. 6), define implicitamente o conceito Haig-Simons-Hicks do rendimento real como o nível de consumo que se pode obter mantendo o nível de activos reais constantes.

Podemos otimizar substituindo as restrições orçamentais na função de utilidade, otimizando em relação a A_t . No óptimo temos que:

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial A_t} = \frac{\partial U}{\partial C_t} \frac{\partial C_t}{\partial A_t} + \frac{1}{1+\psi} \frac{\partial U}{\partial E_t C_{t+1}} \frac{\partial E_t C_{t+1}}{\partial A_t} = 0 &\Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow (\beta - C_t)(-1) + \frac{1}{1+\psi} (\beta - E_t C_{t+1})(1+r_t) = 0 &\Leftrightarrow (\beta - C_t) = \frac{1+r_t}{1+\psi} (\beta - E_t C_{t+1}) \end{aligned}$$

Esta é a equação de Euler, sendo que, admitindo o pressuposto de que a taxa de juro é constante e igual à taxa de preferência temporal ($r = \delta$), obtemos:

$$C_t = E_t C_{t+1}$$

Note-se que, como $C_{t+1} = E_t C_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \Leftrightarrow E_t C_{t+1} = C_{t+1} - \varepsilon_{t+1}$

$$\text{Pelo que: } C_t = C_{t+1} - \varepsilon_{t+1} \Leftrightarrow C_{t+1} = C_t + \varepsilon_{t+1}$$

$$\text{Recuando um período: } C_t = C_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{(II.1)}$$

Nesta equação de Euler, na ausência de erros de medida ou choques transitórios no consumo, a surpresa no consumo, ε_t , iguala a surpresa no rendimento permanente. A equação II.1 constitui um exemplo de um processo martingala. Se, além disso, for constante, será um passeio aleatório.

Utilizando as restrições orçamentais, se adicionarmos os consumos em cada período e admitindo que $A_{t-1} = A_t = A_{t+1}$, pois o nível óptimo de consumo deverá deixar inalterado o nível dos activos reais, teremos que:

$$C_t + \frac{E_t C_{t+1}}{1+r} = A_{t-1} \left(1+r - \frac{1}{1+r}\right) + Y_t + \frac{E_t Y_{t+1}}{1+r} = E_t W_t$$

onde W_t define a riqueza de ciclo de vida.

Como $C_t = E_t C_{t+1}$

$$C_t + \frac{E_t C_{t+1}}{1+r} = E_t W_t \Leftrightarrow C_t \left(1 + \frac{1}{1+r}\right) = E_t W_t \Leftrightarrow C_t = E_t W_t \left(1 + \frac{1}{1+r}\right)^{-1} \quad (\text{II.A1})$$

Muellerbauer (1994, p. 13), para o caso de dois períodos, define rendimento permanente como:

$$Y_t^P \left[1 + \frac{1}{1+r}\right] = Y_t + E_t Y_{t+1} \left(\frac{1}{1+r}\right)$$

ou seja, Y_t^P será aquele nível de rendimento que, sustentado ao longo do ciclo de vida, tem o mesmo valor actual do que o fluxo esperado de rendimentos actualizados.

Então, substituindo em (II.A1):

$$C_t = A_{t-1} \left(1+r - \frac{1}{1+r}\right) \left(1 + \frac{1}{1+r}\right)^{-1} + Y_t^P \Leftrightarrow C_t = r \cdot A_{t-1} + Y_t^P \quad (\text{II.2})$$

Ou seja, sob o REPIH (*rational expectations permanent income hypothesis*), o consumo é igual ao rendimento permanente acrescido dum fracção do stock de activos reais no final do período anterior (componente proporcional aos activos em t-1).

Numa generalização a k períodos, o consumidor representativo, sujeito à sua restrição orçamental, escolhe a trajectória do consumo de modo a maximizar a sua utilidade (esperada) U_t , ao longo da sua vida, sendo ψ a taxa de preferência temporal (idêntica à taxa de juro real).

$$\max E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\psi}\right)^k \cdot U(C_{t+k}) \right]$$

Trata-se de uma abordagem *standard* da função consumo, cuja condição de primeira ordem implica a seguinte trajectória óptima para o consumo:

$$C_t = \frac{r}{1+r} \cdot A_t + \frac{r}{1+r} \sum_{k=0}^{\infty} (1+r)^{-k} E_t Y_{t+k} \quad (\text{II.3})$$

APÊNDICE IIB.

Quadro IIB.1. Correlações simples (em primeiras diferenças)

Bélgica		dlfcep	dIndip	dleqp	dlrep
	dlfcep	1			
	dIndip	0,128445	1		
	dleqp	-0,02745	-0,047134	1	
	dlrep	0,16774	-0,017732	-0,085934	1
Dinamarca		dlfcep	dIndip	dleqp	dlrep
	dlfcep	1			
	dIndip	0,303914	1		
	dleqp	-0,083071	-0,030252	1	
	dlrep	0,379674	0,063181	0,20034	1
Finlândia		dlfcep	dIndip	dleqp	dlrep
	dlfcep	1			
	dIndip	0,139053	1		
	dleqp	0,118901	0,150904	1	
	dlrep	0,501051	0,531403	0,392668	1
França		dlfcep	dIndip	dleqp	
	dlfcep	1			
	dIndip	0,327328	1		
	dleqp	-0,0677	0,016165	1	
Alemanha		dlfcep	dIndip	dleqp	
	dlfcep	1			
	dIndip	0,267427	1		
	dleqp	-0,171575	-0,163466	1	
Itália		dlfcep	dIndip	dleqp	dlrep
	dlfcep	1			
	dIndip	0,362954	1		
	dleqp	0,061015	0,052168	1	
	dlrep	0,196037	0,052904	0,079139	1
Holanda		dlfcep	dIndip	dleqp	dlrep
	dlfcep	1			
	dIndip	0,203099	1		
	dleqp	-0,013362	-0,090928	1	
	dlrep	0,153914	0,190374	0,268057	1
Portugal		dlfcep	dIndip	dlsp	dlim
	dlfcep	1			
	dIndip	0,066319	1		
	dlsp	0,350224	-0,080842	1	
	dlim	-0,104404	-0,372167	0,210286	1
Reino Unido		dlfcep	dIndip	dleqp	dlrep
	dlfcep	1			
	dIndip	0,058287	1		
	dleqp	0,133585	0,056130	1	
	dlrep	0,384696	0,227159	-0,015666	1

Nota: Veja-se o Apêndice IIC. para uma descrição completa de cada variável.

Quadro IIB.2. Resultados dos testes ADF

Variáveis	Estatística do teste ADF	Hip. nula	constante	tendência	lags	Valores críticos de McKinnon		
						1%	5%	10%
Bélgica								
lfcep	-1,762	I(0)	X	X	2	-4,089	-3,472	-3,163
	-4,505	I(1)				-4,091	-3,473	-3,164
Indip	-0,889	I(0)	X	X	2	-4,089	-3,472	-3,163
	-4,696	I(1)				-4,091	-3,473	-3,164
str	-1,227	I(0)	X	...	2	-3,509	-2,896	-2,585
	-6,169	I(1)				-3,510	-2,896	-2,585
ur	-1,178	I(0)	2	-2,595	-1,945	-1,618
	-2,876	I(1)				-2,595	-1,945	-1,618
inf	-3,711	I(0)	X	...	1	-3,525	-2,903	-2,589
	-9,697	I(1)				-3,527	-2,904	-2,589
leqp	-2,021	I(0)	X	X	1	-4,069	-3,463	-3,157
	-5,814	I(1)				-4,070	-3,463	-3,158
lrep	1,480	I(0)	1	-2,592	-1,944	-1,618
	-7,949	I(1)				-2,592	-1,944	-1,618
Dinamarca								
lfcep	-2,471	I(0)	X	X	2	-4,069	-3,463	-3,157
	-5,166	I(1)				-4,070	-3,463	-3,158
Indip	-1,981	I(0)	X	X	2	-4,069	-3,463	-3,157
	-6,328	I(1)				-4,070	-3,463	-3,158
str	-2,139	I(0)	X	...	2	-3,508	-2,896	-2,585
	-6,288	I(1)				-3,510	-2,896	-2,585
ur	-1,936	I(0)	X	...	2	-3,523	-2,901	-2,588
	-3,564	I(1)				-3,523	-2,901	-2,588
inf	-2,319	I(0)	X	...	2	-3,513	-2,898	-2,586
	-10,410	I(1)				-3,514	-2,898	-2,586
leqp	-2,470	I(0)	X	...	2	-3,508	-2,896	-2,585
	-5,469	I(1)				-3,509	-2,896	-2,585
lrep	-1,561	I(0)	X	X	1	-4,067	-3,462	-3,157
	-3,941	I(1)				-4,069	-3,463	-3,157
Finlândia								
lfcep	-1,491	I(0)	X	X	2	-4,069	-3,463	-3,157
	-3,697	I(1)				-4,070	-3,463	-3,158
Indip	-2,332	I(0)	X	X	2	-4,069	-3,463	-3,157
	-4,483	I(1)				-4,070	-3,463	-3,158
str	-0,742	I(0)	X	...	2	-3,508	-2,896	-2,585
	-4,987	I(1)				-3,509	-2,896	-2,585
ur	-0,426	I(0)	2	-2,620	-1,947	-1,619
	-1,632	I(1)				-2,611	-1,948	-1,619
inf	-2,573	I(0)	X	...	2	-3,518	-2,900	-2,587
	-14,496	I(1)				-3,519	-2,900	-2,587
leqp	-2,020	I(0)	X	X	1	-4,067	-3,462	-3,157
	-4,678	I(1)				-4,069	-3,463	-3,157
lrep	0,458	I(0)	1	-2,589	-1,944	-1,618
	-2,502	I(1)				-2,590	-1,944	-1,618
França								
lfcep	-1,073	I(0)	X	X	2	-4,069	-3,463	-3,157
	-4,740	I(1)				-4,070	-3,463	-3,158
Indip	-1,580	I(0)	X	X	2	-4,069	-3,463	-3,157
	-5,049	I(1)				-4,070	-3,463	-3,158
str	-0,941	I(0)	X	...	2	-3,509	-2,896	-2,585
	-5,558	I(1)				-3,509	-2,896	-2,585

ur	-3,124	I(0)	X	...	1	-3,520	-2,901	-2,587
	-2,555	I(1)				-3,521	-2,901	-2,588
inf	-2,129	I(0)	X	...	2	-3,513	-2,898	-2,586
	-8,563	I(1)				-3,514	-2,898	-2,586
leqp	-2,745	I(0)	X	X	1	-4,067	-3,462	-3,157
	-5,887	I(1)				-4,069	-3,463	-3,157
Alemanha								
lfcep	-1,574	I(0)	X	X	2	-4,196	-3,522	-3,191
	-6,267	I(1)				-4,202	-3,525	-3,193
Indip	-2,614	I(0)	X	X	2	-4,202	-3,525	-3,193
	-3,399	I(1)				-4,209	-3,528	-3,195
str	-1,732	I(0)	X	...	1	-3,589	-2,930	-2,603
	-2,722	I(1)				-3,593	-2,932	-2,604
ur	-2,734	I(0)	X	...	2	-3,612	-2,940	-2,608
	-2,233	I(1)				-3,617	-2,942	-2,609
inf	-2,707	I(0)	X	...	1	-3,617	-2,942	-2,609
	-9,975	I(1)				-3,623	-2,945	-2,611
leqp	-2,272	I(0)	X	X	1	-4,184	-3,516	-3,188
	-4,209	I(1)				-4,190	-3,519	-3,190
Itália								
lfcep	-1,520	I(0)	X	X	2	-4,070	-3,463	-3,158
	-3,750	I(1)				-4,071	-3,464	-3,159
Indip	-2,136	I(0)	X	X	2	-4,070	-3,463	-3,158
	-4,266	I(1)				-4,071	-3,464	-3,159
str	-0,620	I(0)	X	...	2	-3,509	-2,896	-2,585
	-4,696	I(1)				-3,510	-2,896	-2,585
ur	-1,710	I(0)	X	...	1	-3,521	-2,901	-2,588
	-3,353	I(1)				-3,523	-2,902	-2,588
inf	-2,937	I(0)	X	X	2	-4,076	-3,466	-3,159
	-11,156	I(1)				-4,077	-3,467	-3,160
leqp	-2,830	I(0)	X	X	1	-4,069	-3,463	-3,157
	-5,371	I(1)				-4,070	-3,463	-3,158
lrep	-2,179	I(0)	X	X	1	-4,069	-3,463	-3,157
	-5,001	I(1)				-4,070	-3,463	-3,158
Holanda								
lfcep	-1,466	I(0)	X	X	2	-4,125	-3,489	-3,173
	-3,730	I(1)				-4,128	-3,490	-3,174
Indip	-1,983	I(0)	X	X	2	-4,125	-3,489	-3,173
	-5,084	I(1)				-4,128	-3,490	-3,174
str	-1,084	I(0)	X	...	1	-3,546	-2,912	-2,593
	-3,349	I(1)				-3,548	-2,913	-2,594
ur	-0,112	I(0)	1	-2,546	-2,912	-2,593
	-3,630	I(1)				-3,548	-2,913	-2,594
inf	-1,205	I(0)	2	-2,606	-1,947	-1,619
	-11,042	I(1)				-2,607	-1,947	-1,619
leqp	-1,783	I(0)	X	X	1	-4,122	-3,488	-3,172
	-4,625	I(1)				-4,125	-3,489	-3,173
lrep	1,293	I(0)	X	X	1	-4,122	-3,488	-3,172
	-7,751	I(1)				-4,125	-3,489	-3,173

Portugal								
lfcep	-1,279	I(0)	X	X	1	-4,374	-3,603	-3,237
	-3,382	I(1)				-4,394	-3,612	-3,242
Indip	-2,938	I(0)	X	X	1	-4,374	-3,603	-3,237
	-3,774	I(1)				-4,394	-3,612	-3,242
str	-2,664	I(0)	X	...	1	-3,720	-2,985	-2,632
	-1,969	I(1)				-3,734	-2,991	-2,635
ur	-1,333	I(0)	2	-2,665	-1,956	-1,623
	-1,739	I(1)				-2,670	-1,957	-1,624
inf	-1,127	I(0)	1	-2,676	-1,957	-1,624
	-4,680	I(1)				-2,683	-1,958	-1,624
lsp	0,460	I(0)	1	-2,660	-1,955	-1,623
	-2,198	I(1)				-2,665	-1,956	-1,623
lim	-0,049	I(0)	1	-2,660	-1,955	-1,623
	-2,239	I(1)				-2,665	-1,956	-1,623
Reino Unido								
lfcep	-1,700	I(0)	X	X	2	-4,070	3,463	-3,158
	-4,098	I(1)				-4,071	-3,464	-3,158
Indip	-2,542	I(0)	X	X	2	-4,070	-3,463	-3,158
	-5,159	I(1)				-4,071	-3,464	-3,158
str	-1,925	I(0)	X	...	2	-3,509	-2,896	-2,585
	-4,780	I(1)				-3,510	-2,896	-2,585
ur	-1,571	I(0)	X	...	1	-3,521	-2,901	-2,588
	-2,684	I(1)				-3,523	-2,902	-2,588
inf	-2,107	I(0)	2	-2,592	-1,944	-1,618
	-13,833	I(1)				-2,592	-1,944	-1,618
leqp	-2,349	I(0)	X	X	1	-4,069	-3,463	-3,157
	-7,033	I(1)				-4,070	-3,463	-3,158
lrep	-1,242	I(0)	X	X	1	-4,069	-3,463	-3,157
	-4,142	I(1)				-4,070	-3,463	-3,158

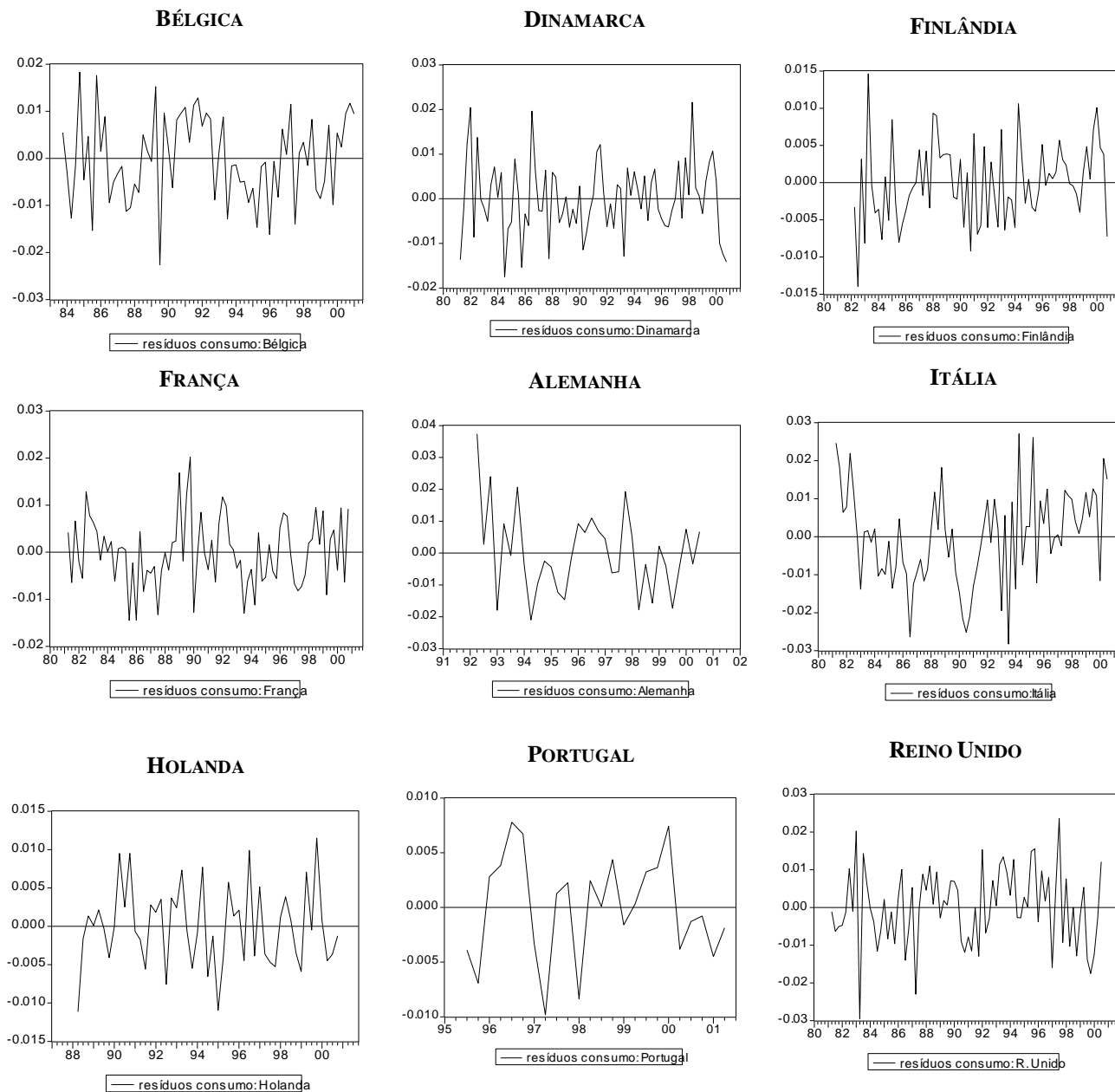
Quadro IIB.3.

Resultados para os testes de cointegração (** significativo a 1%; * significativo a 5%)

Bélgica	H₀: rank = p	Teste LR	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
	p = 0	83,3529 **	39,89	45,58
	p = 1	29,3230 *	24,31	29,75
	p = 2	10,9356	12,53	16,31
	p = 3	2,3268	3,84	6,51
Dinamarca	H₀: rank = p	Teste LR	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
	p = 0	81,4157 **	53,12	60,16
	p = 1	36,9482 *	34,91	41,07
	p = 2	11,1819	19,96	24,60
	p = 3	3,5507	9,24	12,97
Finlândia	H₀: rank = p	Teste LR	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
	p = 0	71,7028 **	53,12	60,16
	p = 1	37,5954 *	34,91	41,07
	p = 2	15,4677	19,96	24,60
	p = 3	1,7419	9,24	12,97
França	H₀: rank = p	Teste LR	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
	p = 0	68,0474 **	34,91	41,07
	p = 1	18,5892	19,96	24,60
	p = 2	4,3119	9,24	12,97
Alemanha	H₀: rank = p	Teste LR	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
	p = 0	41,5452 **	34,91	41,07
	p = 1	17,0870	19,96	24,60
	p = 2	4,0561	9,24	12,97
Itália	H₀: rank = p	Teste LR	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
	p = 0	55,7994 **	47,21	54,46
	p = 1	26,6130	29,68	35,65
	p = 2	12,9525	15,41	20,04
	p = 3	3,8820 *	3,76	6,65
Holanda	H₀: rank = p	Teste LR	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
	p = 0	66,7868 **	39,89	45,58
	p = 1	22,8495	24,31	29,75
	p = 2	9,0086	12,53	16,31
	p = 3	3,6069	3,84	6,51
Portugal	H₀: rank = p	Teste LR	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
	p = 0	47,2696 **	39,89	45,58
	p = 1	23,2508	24,31	29,75
	p = 2	3,9666	12,53	16,31
	p = 3	0,2360	3,84	6,51
Reino Unido	H₀: rank = p	Teste LR	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
	p = 0	67,5747 **	53,12	60,16
	p = 1	25,2431	34,91	41,07
	p = 2	9,3746	19,96	24,60
	p = 3	3,4813	9,24	12,97

Notas: Quando está disponível o índice de preços da habitação, o teste é de rank p = 0 até p = 3. Com apenas o índice de preços das ações, o teste é de rank p = 0 até p = 2. Os resultados são para um VAR com 1 desfasamento. Na maior parte dos casos, os resultados eram pouco sensíveis à inclusão de desfasamentos adicionais. O teste assume a ausência de uma tendência determinística nos dados, sem intercepto ou tendência na Equação de Cointegração (EC) ou teste VAR para a Bélgica, a Holanda e Portugal e um intercepto (sem tendência) na EC e sem intercepto no VAR para a Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha e Reino Unido. O teste permite uma tendência determinística linear nos dados, com um intercepto (sem tendência) na EC e no teste VAR para a Itália.

Figura IIB.1.
Erros no consumo previstos pelas equações (II.12)



APÊNDICE IIC.

Quadro IIC.1. Descrição das variáveis

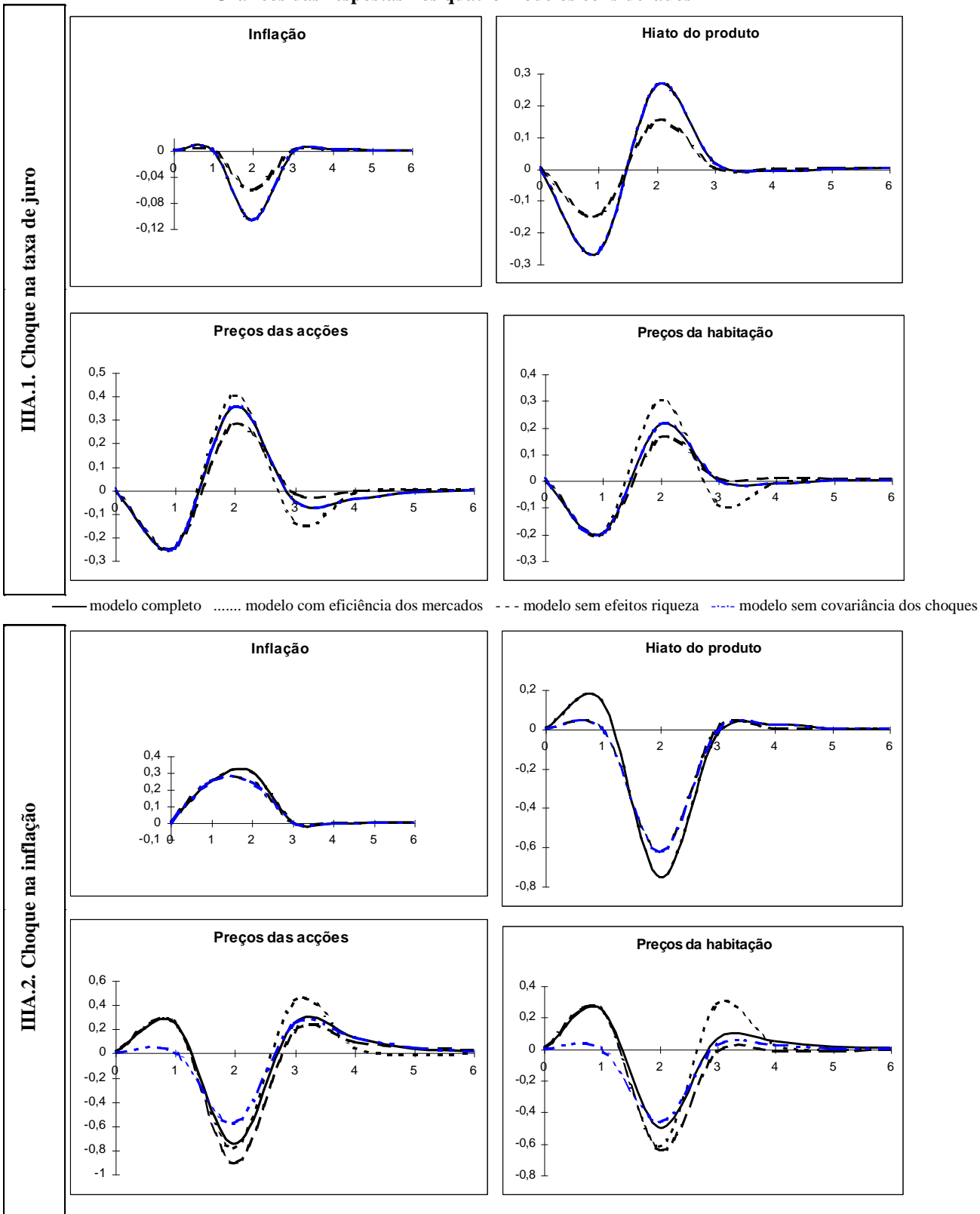
Variável	Unidade	Designação	Amostra para o país
Despesas em consumo final por parte das famílias (per capita)	Milhões de euros (preços de 1995)	fcep	Bélgica: 83:1-01:3 Itália e Reino Unido: 80:1-01:3 Dinamarca, Finlândia e França: 80:1-01:4-01:4 Alemanha: 91:1-01:4 Holanda: 87:1-01:4 Portugal: 95:1-01:3
Rendimento disponível líquido (per capita)	Milhões de euros (preços de 1995)	ndip	Bélgica: 83:1-01:3 Itália e Reino Unido: 80:1-01:3 Dinamarca, Finlândia e França: 80:1-01:4 Alemanha: 91:1-01:4 Holanda: 87:1-01:4 Portugal: 95:1-01:3
Taxa de juro de curto prazo (3M)	Percentagem	str	Bélgica: 83:1-01:3 Itália e Reino Unido: 80:1-01:3 Dinamarca, Finlândia e França: 80:1-01:4 Alemanha: 91:1-01:4 Holanda: 87:1-01:4 Portugal: 95:1-01:3
Taxa de desemprego harmonizada	Percentagem	ur	Bélgica: 83:1-01:3 Itália e Reino Unido: 83:1-01:3 Dinamarca e França: 83:1-01:4 Finlândia: 89:1-01:4 Alemanha: 91:1-01:4 Holanda: 87:1-01:4 Portugal: 95:1-01:3
Taxa de inflação	Percentagem	inf	Bélgica: 83:1-01:3 Itália e Reino Unido: 83:1-01:3 Dinamarca e França: 83:1-01:4 Finlândia: 89:1-01:4 Alemanha: 91:1-01:4 Holanda: 87:1-01:4 Portugal: 95:1-01:3
Índice de preços das acções	Índice (1995 = 100)	sp	Portugal: 95:1-01:3
Índice de preços da habitação	Índice (1995 = 100)	im	Portugal: 95:1-01:3
Índice de preços das acções	Índice (1985 = 100)	eqp	Bélgica: 83:1-01:3 Itália e Reino Unido: 80:1-01:3 Dinamarca, Finlândia and França: 80:1-01:4 Alemanha: 91:1-01:4 Holanda: 87:1-01:4
Índice de preços da habitação	Índice (1985 = 100)	rep	Bélgica: 83:1-01:3 Itália e Reino Unido: 80:1-01:3 Dinamarca e Finlândia: 80:1-01:4 Holanda: 87:1-01:4

Quando são aplicados logaritmos, as variáveis aparecem com a letra **l** e quando em primeiras diferenças surgem com a letra **d**.

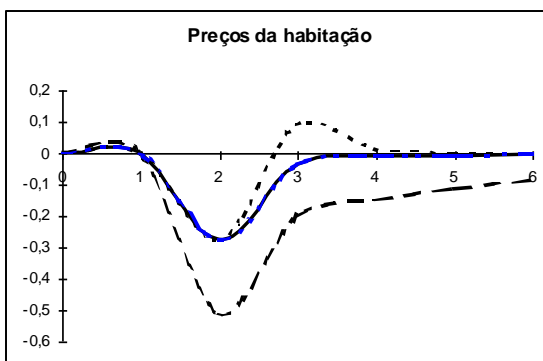
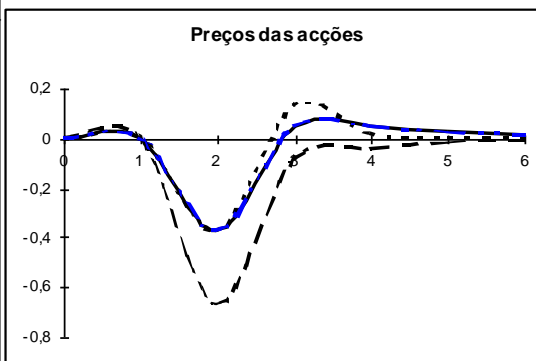
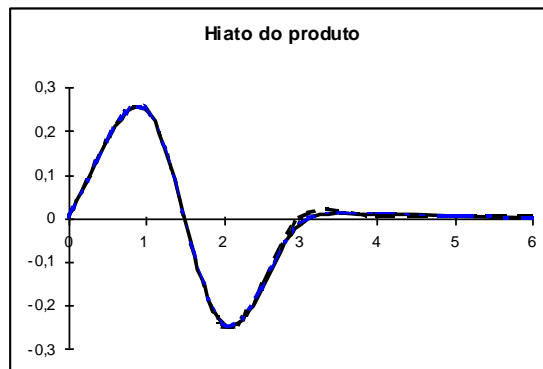
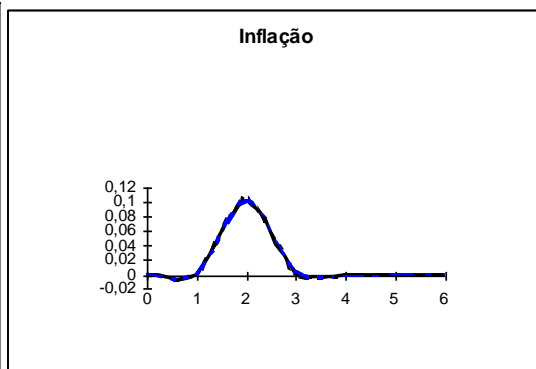
APÊNDICE III (do capítulo III)

APÊNDICE IIIA.

Gráficos das respostas nos quatro modelos considerados

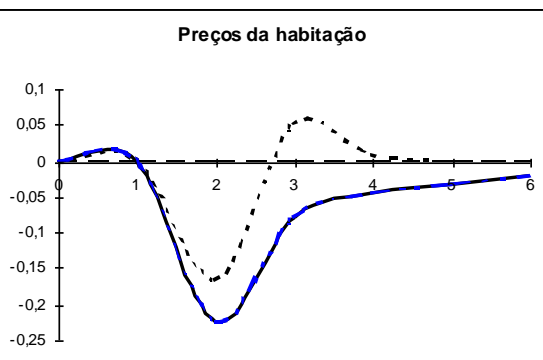
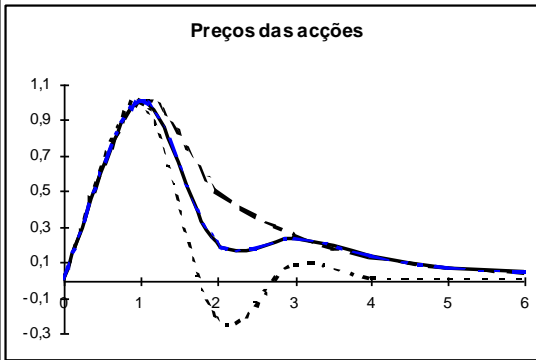
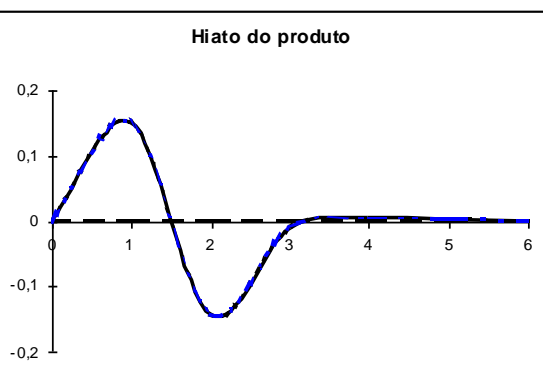
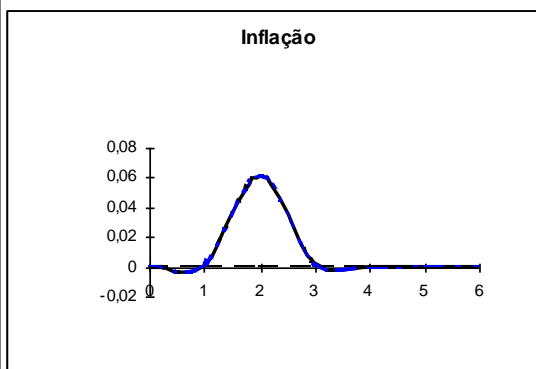


III.A.3: Choque no hiato do produto



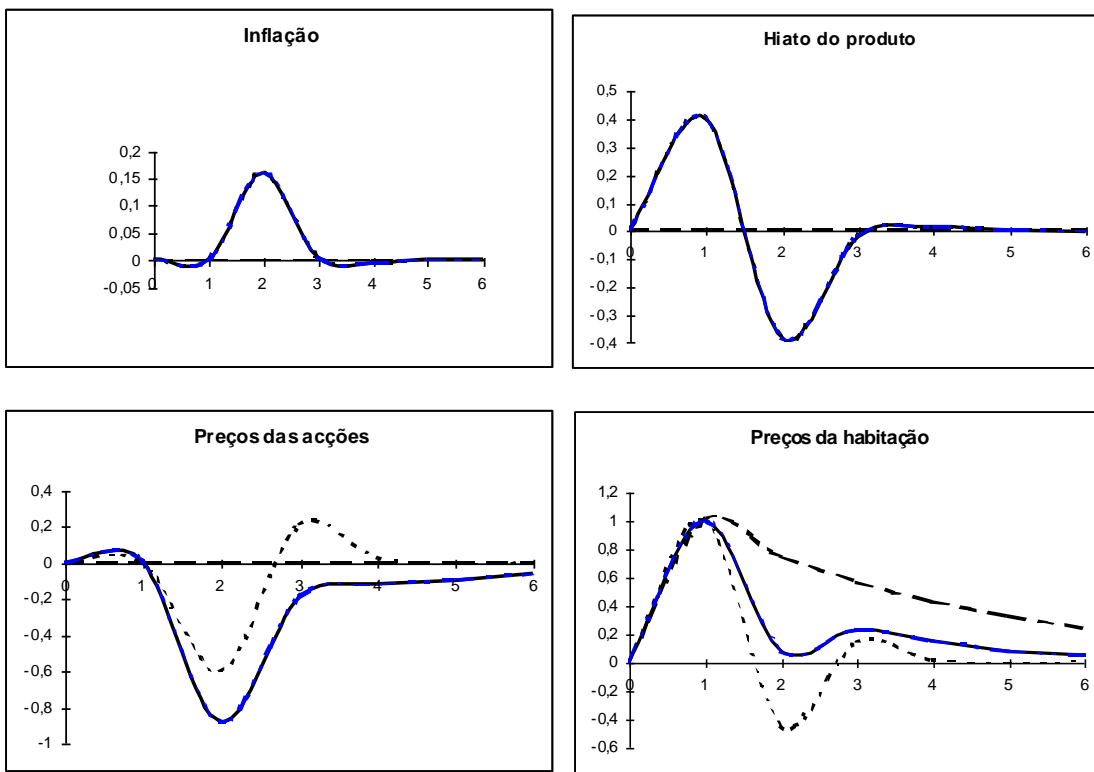
— modelo completo modelo com eficiência dos mercados - - - modelo sem efeitos riqueza - - - - modelo sem covariância dos choques

III.A.4: Choque nos preços das ações



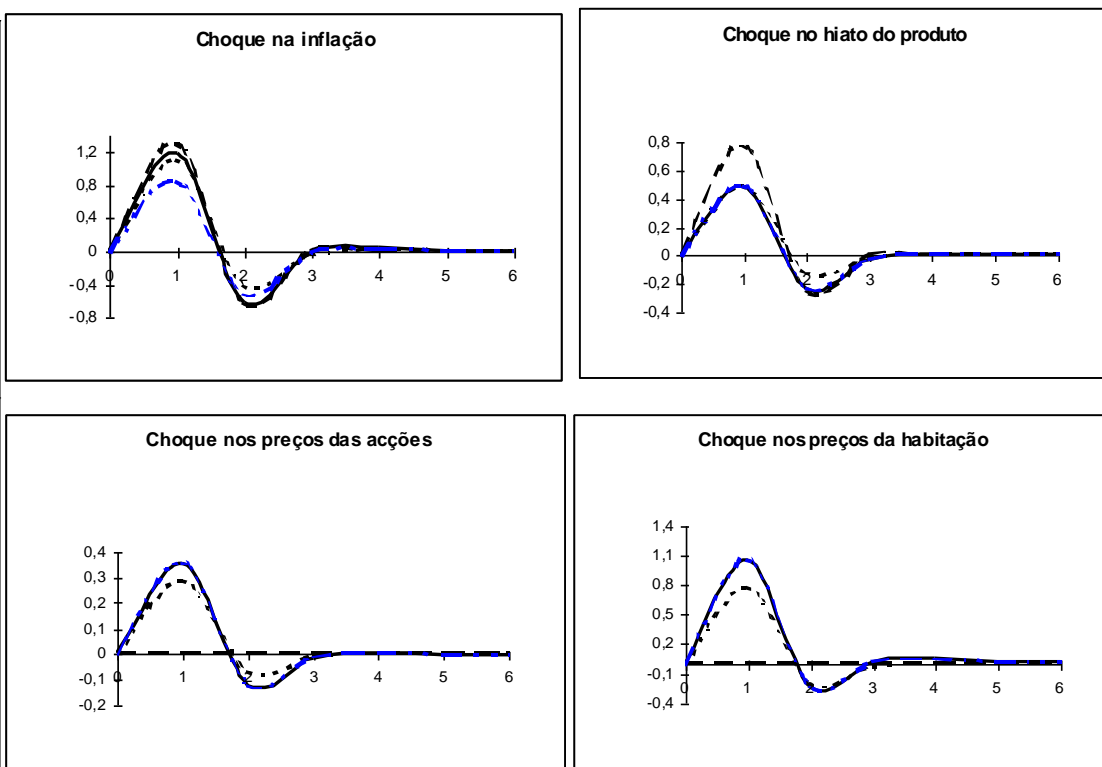
— modelo completo modelo com eficiência dos mercados - - - modelo sem efeitos riqueza - - - - modelo sem covariância dos choques

III.A.5: Choque nos preços da habitação



— modelo completo modelo com eficiência dos mercados --- modelo sem efeitos riqueza -.-.- modelo sem covariância dos choques

III.A.6: Respostas da taxa de juro



— modelo completo modelo com eficiência dos mercados --- modelo sem efeitos riqueza -.-.- modelo sem covariância dos choques

APÊNDICE IV (do capítulo IV)

APÊNDICE IV.

IVA. Derivação das equações (IV.6), (IV.8) e (IV.10):

Utilizando a definição de utilidade no período (IV.3):

$$U_t = \frac{1}{1-\sigma} \cdot C_t^{1-\sigma} \cdot e^{a\zeta_t}$$

e a função utilidade geral:

$$U = U_t + \psi \cdot U_{t+1} + \psi^2 \cdot U_{t+2} + \dots$$

podemos calcular a derivada de U relativamente a C_t :

$$\frac{\partial U}{\partial C_t} = \frac{\partial U_t}{\partial C_t} + \psi \frac{\partial U_{t+1}}{\partial C_t} + \dots$$

note-se que:

$$\frac{\partial U_t}{\partial C_t} = (1-\sigma) \cdot \frac{1}{1-\sigma} \cdot C_t^{-\sigma} \cdot e^{a\zeta_t} = C_t^{-\sigma} \cdot e^{a\zeta_t}$$

e,

$$\frac{\partial U_{t+1}}{\partial C_t} = 0$$

Logo, podemos exprimir a derivada da utilidade total relativamente ao consumo no período t como:

$$\frac{\partial U}{\partial C_t} = C_t^{-\sigma} \cdot e^{a\zeta_t}$$

Todas as famílias escolhem a mesma trajectória para o consumo, que representamos como $\{C_t\}$. Esta trajectória caracteriza-se pela condição de primeira ordem:

$$C_t^{-\sigma} \cdot e^{a\zeta_t} - \phi_t = 0 \tag{IV.6}$$

onde ϕ_t representa a utilidade marginal do consumo no período t.

A Lagrangiana da família j no momento 0 é dada por:

$$E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \psi^t \left[\frac{1}{1-\sigma} C_t^{1-\sigma} \cdot e^{a\zeta_t} - v(Y_t(j); \zeta_t) - \phi_t \cdot \left[\frac{B_t}{P_t} - \frac{(1+i_{t-1})}{P_{t+1}} \cdot B_{t-1} + C_t - \frac{P_t(j)}{P_t} \cdot Y_t(j) \right] \right] \right\} \tag{IV.A2}$$

As condições de primeira ordem são dadas por (IV.6) e (IV.7), respectivamente:

$$C_t^{-\sigma} \cdot e^{a\zeta_t} - \phi_t = 0$$

$$\phi_t = \psi \cdot E_t \left[\phi_{t+1} \cdot (1+i_t) \cdot \frac{P_t}{P_{t+1}} \right]$$

Considerando que (IV.6) pode ser apresentada como:

$$C_t^{-\sigma} \cdot e^{a\zeta_t} = \phi_t \tag{IV.A3}$$

Uma aproximação log-linear de (IV.6) pode então ser escrita como:

$$-\sigma c_t + \sigma g_t = \hat{\phi}_t \tag{IV.A4}$$

onde:
$$c_t = \log\left(\frac{C_t}{\bar{C}}\right); \quad \phi_t = \log\left(\frac{\phi_t}{\bar{\phi}}\right); \quad \sigma g_t = a' \zeta_t$$

(IV.7) pode ser aproximado por:

$$\hat{\phi}_t = E_t \hat{\phi}_{t+1} + i_t - E_t \pi_{t+1} \quad (\text{IV.A5})$$

onde $\hat{\phi}_t$, i_t e π_t representam os desvios percentuais nas variáveis estacionárias e $i_t \approx \log[\psi(1+i_t)]$.

Combinando (IV.A4) e (IV.A5):

$$\begin{aligned} -\sigma c_t + \sigma g_t = E_t \hat{\phi}_{t+1} + i_t - E_t \pi_{t+1} &\Leftrightarrow -\sigma c_t = -\sigma g_t + E_t \hat{\phi}_{t+1} + i_t - E_t \pi_{t+1} \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow c_t = g_t - \beta_r \cdot E_t \hat{\phi}_{t+1} - \beta_r \cdot (i_t - E_t \pi_{t+1}) \end{aligned} \quad (\text{IV.8})$$

onde: $\beta_r = \frac{1}{\sigma}$

substituindo $y_t = \log\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}}\right)$ por c_t e como $E_t \hat{\phi}_{t+1} = -\sigma E_t c_{t+1} + \sigma E_t g_{t+1}$, obtemos:

$$y_t = -\beta_r \cdot (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \beta_y \cdot E_t y_{t+1} + \eta_t \quad (\text{IV.10})$$

onde β_y deverá ser aproximadamente igual a um.

IVB.: Demonstração de que $\sigma = -\frac{U_{CC}}{U_C} \cdot \bar{Y}$ e $g_t = \frac{U_{C\zeta}}{\sigma U_C}$:

$$\text{Sendo } U_t = \frac{1}{1-\sigma} C_t^{1-\sigma} \cdot e^{a'\zeta_t}$$

$$U_C = C_t^{-\sigma} \cdot e^{a'\zeta_t}$$

$$U_{CC} = -\sigma \cdot C_t^{-\sigma-1} \cdot e^{a'\zeta_t}$$

$$\text{de modo que: } \frac{U_{CC}}{U_C} = -\frac{\sigma}{C_t}$$

$$\text{no estado estacionário: } \sigma = -\frac{U_{CC}}{U_C} \cdot \bar{Y}$$

$$\text{Sendo } U_{C\zeta} = a'\zeta_t e^{a'\zeta_t} \cdot C_t^{-\sigma}$$

$$\frac{U_{C\zeta}}{U_C} = a'\zeta_t = \sigma g_t$$

$$\text{de modo que: } g_t = \frac{U_{C\zeta}}{\sigma U_C}$$

IVC.: Derivação das equações (IV.15), (IV.17), (IV.18):

Para obter a equação (IV.15), combine-se a função procura (IV.5): $Y_{j,t} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\theta} \cdot Y_t$

com a função de produção (IV.14): $Y_t = \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$

$$\begin{aligned} Y_t &= \left[\int_0^1 \left(\left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\theta} \cdot Y_t \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \Leftrightarrow Y_t = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{1-\theta} \cdot P_t^{\theta-1} \cdot Y_t^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow 1 = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{1-\theta} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \cdot P_t^{\theta} \Leftrightarrow P_t^{-\theta} = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{1-\theta} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \Leftrightarrow P_t = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{1-\theta} dj \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \end{aligned}$$

Por outro lado, com a linearização logarítmica da expressão (IV.16) obtemos a expressão (IV.17):

$$\begin{aligned} \log P_t &= \frac{1}{1-\theta} \left[(1-\theta) \cdot (1-\varphi) \log P_t^* + \varphi \cdot (1-\theta) \log P_{t-1} \right] \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \log P_t = (1-\varphi) \log P_t^* + \varphi \log P_{t-1} \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \log P_t - \varphi \log P_{t-1} - (1-\varphi) \log P_{t-1} = (1-\varphi) \log P_t^* - (1-\varphi) \log P_{t-1} \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \varphi \log \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) = (1-\varphi) \log \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} \right) \Leftrightarrow \varphi \pi_t = (1-\varphi) \hat{p}_t \Leftrightarrow \pi_t = \frac{1-\varphi}{\varphi} \cdot \hat{p}_t \end{aligned} \quad (\text{IV.17})$$

Como todos os fornecedores enfrentam a mesma função procura (IV.5), todos aqueles que escolherem, no período t , ajustar o seu preço irão escolher o mesmo preço, que representamos por P_t^* , e que maximiza:

$$E_t \left\{ \sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \left[\phi_{t+n} \cdot \left(\frac{P_t^*}{P_{t+n}} \right)^{-\theta} \cdot Y_{t+n} \cdot \frac{P_t^*}{P_{t+n}} - v \left(\left(\frac{P_t^*}{P_{t+n}} \right)^{-\theta} \cdot Y_{t+n}; \zeta_{t+n} \right) \right] \right\} \quad (IV.A6)$$

Como ϕ_t representa a utilidade marginal do consumo da família no período t , ϕ_{t+n} representa a utilidade marginal do consumo no período $t+n$. O primeiro termo dentro dos parêntesis é igual ao produto do seu rendimento (expresso em unidades de consumo) no período $t+n$ condicional no facto do seu preço ser P_t^* , e com a utilidade marginal do consumo no período $t+n$. O segundo termo representa a desutilidade incorrida pelo facto de oferecer o montante de produto procurado no período $t+n$ se o preço se mantiver em P_t^* . Note-se que, como o preço escolhido no período t ainda se irá manter n períodos depois com uma probabilidade φ^n , a família desconta o fluxo de utilidades futuras, condicionada pela sua escolha do preço hoje, pelo factor $\varphi\psi$.

O primeiro passo para a derivação da equação (IV.18) é considerar a derivada parcial de (IV.A6) em relação a P_t^* e aproximando-a em torno da inflação nula no estado estacionário:

$$E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \left\{ \hat{\phi}_{t+n} + \hat{p}_t - \sum_{k=1}^n \pi_{t+k} - \omega \left[y_{t+n} - z_{t+n} - \theta \cdot \left(\hat{p}_t - \sum_{k=1}^n \pi_{t+k} \right) \right] \right\} = 0 \quad (IV.A7)$$

Desenvolvendo esta expressão:

$$\begin{aligned} E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \left\{ \hat{\phi}_{t+n} + \hat{p}_t - \sum_{k=1}^n \pi_{t+k} - \omega y_{t+n} + \omega z_{t+n} + \omega \theta \hat{p}_t - \omega \theta \sum_{k=1}^n \pi_{t+k} \right\} &= 0 \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \left\{ \hat{\phi}_{t+n} + (1 + \omega \theta) \hat{p}_t - (1 + \omega \theta) \sum_{k=1}^n \pi_{t+k} - \omega y_{t+n} + \omega z_{t+n} \right\} &= 0 \end{aligned}$$

$$\text{Como: } \hat{\phi}_t = -\sigma c_t + \sigma g_t \Rightarrow \hat{\phi}_{t+n} = -\sigma c_{t+n} + \sigma g_{t+n} \Rightarrow \hat{\phi}_{t+n} = -\sigma y_{t+n} + \sigma g_{t+n}$$

Então:

$$\begin{aligned} E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \left\{ -\sigma y_{t+n} + \sigma g_{t+n} + (1 + \omega \theta) \hat{p}_t - (1 + \omega \theta) \sum_{k=1}^n \pi_{t+k} - \omega y_{t+n} + \omega z_{t+n} \right\} &= 0 \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \left\{ (1 + \omega \theta) \hat{p}_t - (1 + \omega \theta) \sum_{k=1}^n \pi_{t+k} - (\sigma + \omega) y_{t+n} + \omega z_{t+n} + \sigma g_{t+n} \right\} &= 0 \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow -E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n (1 + \omega \theta) \hat{p}_t = E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \left\{ - (1 + \omega \theta) \sum_{k=1}^n \pi_{t+k} - (\sigma + \omega) y_{t+n} + \omega z_{t+n} + \sigma g_{t+n} \right\} &\Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow \hat{p}_t = (1 - \varphi\psi) E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \left\{ \sum_{k=1}^n \pi_{t+k} + \frac{1}{1 + \omega \theta} (\sigma + \omega) y_{t+n} \right\} &\quad (IV.A8) \end{aligned}$$

O somatório duplo em (IV.A8) pode ser simplificado do seguinte modo:

$$\sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \sum_{k=1}^n \pi_{t+k} = (1-\varphi\psi)^{-1} \cdot \left[\sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \pi_{t+n} - \pi_t \right] \quad (\text{IV.A9})$$

Pelo que:

$$\hat{p}_t = (1-\varphi\psi)E_t \left(\frac{1}{1-\varphi\psi} \left[\sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \pi_{t+n} - \pi_t \right] \right) + (1-\varphi\psi)E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\varphi\psi)^n \left\{ \frac{\sigma+\omega}{1+\omega\theta} y_{t+n} \right\}$$

Note-se que, de (IV.17): $\pi_t = \frac{1-\varphi}{\varphi} \cdot \hat{p}_t \Rightarrow \hat{p}_t = \frac{\varphi}{1-\varphi} \cdot \pi_t$

Logo, substituindo em (IV.A8) e após alguma álgebra:

$$\pi_t = \chi \cdot [\sigma + \omega] \cdot y_t + \psi E_t \pi_{t+1} \quad (\text{IV.18})$$

Note-se que, se os preços forem perfeitamente flexíveis, obtemos o chamado produto natural. Tal pode-se evidenciar a partir da expressão derivada imediatamente antes de (IV.A8).

Então, com $P_t^* = P_t \Rightarrow \hat{p}_t = 0$ e $\pi_{t+n} = 0$

$$\begin{aligned} \text{teremos:} \quad 0 &= \frac{\sigma+\omega}{1+\omega\theta} y_{\text{nat}} - \frac{1}{1+\omega\theta} (\omega z_t + \sigma g_t) \Leftrightarrow \omega z_t + \sigma g_t = (\sigma+\omega) y_{\text{nat}} \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow y_{\text{nat}} = \frac{\sigma g_t + \omega z_t}{\sigma+\omega} \end{aligned} \quad (\text{IV.A10})$$

$$\text{com:} \quad \sigma g_t = a' \zeta_t \quad \text{e} \quad \omega z_t = \begin{pmatrix} -\frac{v_{Y\zeta}(\bar{Y};0)}{v_Y(\bar{Y};0)} \end{pmatrix} \cdot \zeta_t$$

Portanto, em (IV.18) y_t pode ser interpretado como o desvio do produto face ao valor do produto natural (y_t^{nat}), isto é, o nível do produto (medido como o desvio percentual face ao produto de estado estacionário) que se obteria se os preços fossem perfeitamente flexíveis. A taxa natural para o produto é composta pelos choques g_t e z_t que estão a medir os efeitos da perturbação ζ_t sobre, respectivamente, a utilidade marginal do consumo e sobre a desutilidade marginal da oferta do produto.

IVD.: Derivação das equações (IV.21) e (IV.25):

Sendo a regra de fixação de preços dada por (IV.19):

$$\log P_t = \log P_{t-1} + \varpi \pi_{t-1}$$

Agora, em vez de uma fracção φ das empresas escolherem como preço P_{t-1} (ou seja, $P_t = P_{t-1}$), vão escolher de acordo com (IV.19), pelo que, as empresas que não escolhem o preço de forma óptima, escolhem o valor de P_t de acordo com:

$$P_t = P_{t-1} \cdot \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^\varpi$$

Logo, a anterior expressão (IV.16) ficará agora:

$$P_t = \left[(1-\varphi)P_t^* 1^{-\theta} + \varphi \left(P_{t-1} \cdot \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^\varpi \right)^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (\text{IV.20})$$

se $\varpi = 0$ (ausência de indexação), ficamos com a expressão (IV.16).

log-linearizando (IV.20), obtemos (IV.21):

$$\begin{aligned} \log P_t &= \frac{1}{1-\theta} \left[(1-\theta) \cdot (1-\varphi) \log P_t^* + \varphi \cdot (1-\theta) [\log P_{t-1} + \varpi (\log P_{t-1} - \log P_{t-2})] \right] \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \log P_t = (1-\varphi) \log P_t^* + \varphi \log P_{t-1} + \varpi \varphi \pi_{t-1} \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \log P_t - \log P_t^* = \varphi (\log P_{t-1} - \log P_t^*) + \varpi \varphi \pi_{t-1} \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \log P_t - \log P_t^* = \varphi (\log P_{t-1} - \log P_t + \log P_t - \log P_t^*) + \varpi \varphi \pi_{t-1} \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow -\hat{p}_t = \varphi (-\pi_t - \hat{p}_t) + \varpi \varphi \pi_{t-1} \Leftrightarrow \varphi \pi_t = (1-\varphi) \hat{p}_t + \varpi \varphi \pi_{t-1} \Leftrightarrow \pi_t - \varpi \pi_{t-1} = \frac{1-\varphi}{\varphi} \cdot \hat{p}_t \end{aligned}$$

Trata-se agora de uma extensão da derivação anterior, resolvendo-se do mesmo modo, utilizando-se

(IV.21) para substituir \hat{p}_t , e após alguma álgebra, chegamos à expressão (IV.22):

$$\pi_t = \frac{\chi}{1+\psi\varpi} \cdot [\sigma + \omega] \cdot y_t + \mu_{\pi 1} \cdot E_t \pi_{t+1} + \mu_{\pi 2} \cdot \pi_{t-1} \quad (\text{IV.22})$$

$$\text{como: } \mu_{\pi 1} = \frac{\psi}{1+\psi\varpi} \text{ and } \mu_{\pi 2} = \frac{\varpi}{1+\psi\varpi} \quad (\text{IV.23}) - (\text{IV.24})$$

o facto de $\varpi > 0$ gera persistência na inflação (desfasamento na curva de Phillips).

Se $\psi \approx 1$:

$$\mu_{\pi 2} \approx 1 - \mu_{\pi 1} = 1 - \frac{1}{1+\varpi} = \frac{\varpi}{1+\varpi}$$

Logo;

$$\pi_t = \alpha_y \cdot y_t + \mu_\pi \cdot E_t \pi_{t+1} + (1-\mu_\pi) \cdot \pi_{t-1} \quad (\text{IV.25})$$

$$\text{onde: } \alpha_y = \frac{(1-\varphi) \cdot (1-\varphi\psi) \cdot (\sigma + \omega)}{\varphi \cdot (1+\omega\theta) \cdot (1+\psi\varpi)}$$

APÊNDICE V (do capítulo V)

APÊNDICE VA.

Quadro VA.1. Desvios padrão e autocorrelações dos dados da zona euro (1988:1-2003:2)

	Desvios padrão	Autocorrelações				
		1 lag	2 lags	3 lags	4 lags	
Inflação	0,732	0,937	0,848	0,792	0,764	
Hiato do produto	Linear	1,658	0,912	0,816	0,748	0,625
	Quadrático	1,372	0,866	0,701	0,528	0,363
	Hodrick-Prescott	0,947	0,816	0,598	0,380	0,182
Taxa de juro	2,929	0,968	0,924	0,874	0,821	
Preços das acções (desvios)	12,418	0,898	0,746	0,615	0,486	
Preços da habitação (desvios)	3,823	0,819	0,666	0,557	0,456	

Quadro VA.2. Resultados dos testes ADF (1988:1-2003:2)

Variáveis	Estatística de teste ADF	Hip. nula	Intercepto	Tend.	Lags	Valores críticos de McKinnon		
						1%	5%	10%
Inflação	-1,748	I(0)	X	...	1	-3,542	-2,910	-2,592
	-7,429	I(1)				-3,544	-2,911	-2,593
Hiato do produto (HP)	-2,608	I(0)	1	-2,601	-1,946	-1,619
Taxa de juro de curto prazo	-3,449	I(0)	X	X	1	-4,116	-3,485	-3,170
Preços das acções (desvios)	-2,089	I(0)	1	-2,603	-1,946	-1,619
Preços da habitação (desvios)	-2,286	I(0)	1	-2,601	-1,946	-1,619

Quadro VA.3. Resultados dos testes de Phillips-Perron

Variáveis	Estatística de teste Phillips-Perron	Hip. nula	Intercepto	Tend.	Truncation lag	Valores críticos de McKinnon		
						1%	5%	10%
Inflação	-1,355	I(0)	X	...	3	-3,540	-2,909	-2,592
	-6,612	I(1)				-3,542	-2,910	-2,592
Hiato do produto (HP)	-2,494	I(0)	3	-2,601	-1,946	-1,619
Taxa de juro de curto prazo	-2,645	I(0)	3	-4,114	-3,484	-3,170
	-4,451	I(1)				-4,116	-3,485	-3,170
Preços das acções (desvios)	-1,918	I(0)	3	-2,603	-1,946	-1,619
Preços da habitação (desvios)	-2,958	I(0)	3	-2,601	-1,946	-1,619

APÊNDICE VB.

Quadro VB.1. Estimação da curva IS

$$y_t = -\beta_r \cdot (i_t - \pi_{t+1}) + \beta_y \cdot y_{t+1} + \beta_{pa} \cdot pa_t + o^y_t \quad (V.5)$$

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]				Estadística J	R ² ajustado	Teste Wald $\beta_y = 1$	
A	Com hiato do produto linear	β_r	β_y	β_{ps}	β_{ph}	7,476	0,87	0,385	
B		0,025 [0,099]	0,961 [0,000]	- 0,011 [0,244]	0,023 [0,389]	[0,381]	9,548	0,86	0,092
C		0,019 [0,003]	0,897 [0,000]	...	0,060 [0,032]	[0,298]	10,076	0,84	0,674
D	Com hiato do produto quadrático	0,034 [0,000]	1,009 [0,000]	[0,524]			
E		0,039 [0,026]	1,294 [0,000]	- 0,040 [0,000]	- 0,166 [0,501]	5,386 [0,799]	0,73	0,000	
F		0,067 [0,001]	1,124 [0,000]	...	- 0,140 [0,000]	5,884 [0,825]	0,48	0,124	
G	Com hiato do produto pelo filtro de HP	0,027 [0,007]	0,952 [0,000]	[0,365]	0,80	0,265	
H		0,031 [0,002]	1,344 [0,000]	- 0,023 [0,000]	- 0,033 [0,001]	7,173 [0,785]	0,48	0,000	
I		0,030 [0,003]	1,251 [0,000]	...	- 0,048 [0,053]	4,717 [0,581]	0,43	0,018	
		0,039 [0,000]	1,124 [0,000]	[0,367]	0,56	0,120	

Notas: Para a explicação do significado dos diferentes coeficientes veja-se o texto principal. As equações são estimadas pelo GMM, onde, para além de uma constante, são utilizados os seguintes instrumentos: nas especificações A, D e E, os valores passados da inflação (2 lags), do hiato do produto (4 lags) e de um índice de remuneração real por empregado (4 lags). Nas especificações B e F, os valores passados da inflação (2 lags), do hiato do produto (4 lags) e de um índice de remuneração real por empregado (4 lags). Nas especificações C e G, os valores passados da inflação (4 lags), os valores passados do hiato do produto (4 lags) e de um índice de remuneração real por empregado (6 lags). Finalmente, nas especificações H e I, os valores passados do hiato do produto (4 lags) e de um índice de remuneração real por empregado (4 lags). Na última coluna apresenta-se o *p-value* associado à estatística F de um teste de Wald. Os *p-values* indicam que, na maior parte dos casos, podemos decididamente aceitar a hipótese nula de que $\beta_y = 1$.

Quadro VB.2. Estimação da curva de ajustamento de preços (curva de Phillips)

$$\pi_t = \alpha_y \cdot y_t + \mu_\pi \cdot \pi_{t+1} + (1-\mu_\pi) \cdot \pi_{t-1} + o^\pi_t \quad (V.7)$$

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]		Estadística J	R ² ajustado	Teste Wald $\mu_\pi + (1-\mu_\pi) = 1$
A	Com hiato do produto linear	α_y	μ_π	8,954	0,96	0,574
B	Com hiato do produto quadrático	0,004 [0,358]	0,442 [0,000]	[0,537]		
C	Com hiato do produto pelo filtro de HP	0,020 [0,000]	0,431 [0,000]	5,459 [0,859]	0,96	0,786
		0,027 [0,000]	0,424 [0,000]	5,364 [0,866]	0,96	0,653

Notas: Para a explicação do significado dos diferentes coeficientes veja-se o texto principal. A equação é estimada pelo GMM, em que são usados como instrumentos, para além de uma constante, os valores passados do hiato do produto (4 lags), da taxa de juro de curto prazo (4 lags) e dos desvios dos preços das acções (4 lags). Na última coluna apresenta-se o *p-value* associado à estatística F de um teste de Wald. Os *p-values* indicam que podemos decididamente aceitar a hipótese nula de que $\mu_\pi + (1-\mu_\pi) = 1$.

Quadro VB.3. Estimação da equação para os desvios dos preços dos activos

$$pa_t = \mu_{pa} \cdot pa_{t+1} - \gamma_r \cdot (i_t - \pi_{t+1}) + (1 - \mu_{pa}) \cdot y_{t+1} + o^{pa}_t \quad (V.8)$$

Para os preços das acções:

$$ps_t = \mu_{ps} \cdot ps_{t+1} - \gamma_r \cdot (i_t - \pi_{t+1}) + (1 - \mu_{ps}) \cdot y_{t+1} + o^{ps}_t$$

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]			Estatística J	R ² ajustado
A	Com hiato do produto linear	μ_{ps} 0,839 [0,000]	γ_r 0,067 [0,609]	$(1 - \mu_{ps})$ 0,833 [0,002]	4,559 [0,804]	0,86
B	Com hiato do produto quadrático	0,983 [0,000]	0,289 [0,021]	1,675 [0,023]	6,298 [0,278]	0,68
C	Com hiato do produto pelo filtro de HP	0,989 [0,000]	0,165 [0,252]	3,446 [0,000]	5,631 [0,344]	0,68

Para os preços da habitação:

$$ph_t = \mu_{ph} \cdot ph_{t+1} - \gamma_r \cdot (i_t - \pi_{t+1}) + (1 - \mu_{ph}) \cdot y_{t+1} + o^{ph}_t$$

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]			Estatística J	R ² ajustado	Teste Wald $\mu_{ph} + (1 - \mu_{ph}) = 1$
D	Com hiato do produto linear	μ_{ph} 1,674 [0,000]	γ_r 0,159 [0,007]	$(1 - \mu_{ph})$ - 1,008 [0,001]	9,602 [0,221]	0,38	0,204
E	Com hiato do produto quadrático	1,549 [0,000]	0,104 [0,215]	- 1,176 [0,000]	6,024 [0,537]	0,32	0,021
F	Com hiato do produto pelo filtro de HP	1,539 [0,000]	0,075 [0,376]	- 0,715 [0,004]	8,200 [0,315]	0,34	0,577

Notas: Para a explicação do significado dos diferentes coeficientes veja-se o texto principal. As equações são estimadas pelo GMM, sendo utilizados os seguintes instrumentos, para além de uma constante: na equação A, os valores passados do hiato do produto (4 lags), da inflação (2 lags) e do índice de remuneração real por empregado (4 lags); nas equações B e C, os valores passados do hiato do produto (4 lags) e do índice de remuneração real por empregado (4 lags); na equação D, os valores passados do hiato do produto (4 lags), da inflação (2 lags), da taxa de juro de curto prazo (2 lags) e dos desvios dos preços da habitação (2 lags); nas equações E e F, os valores passados do hiato do produto (4 lags), da inflação (2 lags) e da taxa de juro de curto prazo (4 lags). Na última coluna da segunda tabela apresenta-se o *p-value* associado à estatística F de um teste de Wald. Os *p-values* indicam que, apenas com excepção da especificação E, podemos decididamente aceitar a hipótese nula de que $\mu_{ph} + (1 - \mu_{ph}) = 1$.

Quadro VB.4. Estimação das diferentes funções de reacção

$$i_t = \delta_c + \rho \cdot i_{t-1} + \delta_\pi \cdot E_t \pi_{t+1} + \delta_y \cdot E_t y_{t+1} + \delta_{pa} \cdot pa_{t-1} + \kappa_t \quad (V.4)$$

Não considerando as expectativas (OLS):

$$i_t = \delta_c + \rho \cdot i_{t-1} + \delta_\pi \cdot \pi_t + \delta_y \cdot y_t + \delta_{pa} \cdot pa_{t-1} + \kappa_t \quad (IV.41)$$

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]						R ² ajustado
		π^*	ρ	δ_π	δ_y	δ_{ps}	δ_{ph}	
Com hiato do produto linear	A	2,091	0,907 [0,000]	0,441 [0,028]	0,049 [0,328]	0,009 [0,180]	-0,021 [0,415]	0,98
	B	2,099	0,899 [0,000]	0,427 [0,032]	0,030 [0,498]	0,007 [0,244]	...	0,98
	C	2,167	0,884 [0,000]	0,542 [0,003]	0,068 [0,168]	...	- 0,020 [0,395]	0,98
	D	2,183	0,884 [0,000]	0,502 [0,005]	0,046 [0,269]	0,98

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]						R ² ajustado
		π^*	ρ	δ_π	δ_y	δ_{ps}	δ_{ph}	
Com hiato do produto quadrático	E	2,100	0,883 [0,000]	0,537 [0,008]	0,088 [0,115]	0,007 [0,309]	-0,021 [0,362]	0,98
	F	2,113	0,878 [0,000]	0,496 [0,012]	0,072 [0,174]	0,005 [0,422]	...	0,98
	G	2,145	0,858 [0,000]	0,637 [0,000]	0,118 [0,021]	...	- 0,021 [0,305]	0,98
	H	2,170	0,864 [0,000]	0,557 [0,001]	0,098 [0,037]	0,98

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]						R ² ajustado
		π^*	ρ	δ_π	δ_y	δ_{ps}	δ_{ph}	
Com hiato do produto pelo filtro de HP	I	2,114	0,880 [0,000]	0,551 [0,005]	0,179 [0,012]	0,006 [0,368]	-0,019 [0,383]	0,98
	J	2,131	0,873 [0,000]	0,520 [0,006]	0,169 [0,015]	0,004 [0,520]	...	0,98
	K	2,145	0,858 [0,000]	0,633 [0,000]	0,205 [0,002]	...	- 0,015 [0,412]	0,98
	L	2,165	0,861 [0,000]	0,573 [0,000]	0,195 [0,002]	0,98

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]						R ² ajustado
		π^*	ρ	δ_π	δ_y	δ_{ps}	δ_{ph}	
<i>strict inflation targeting</i>	M	2,148	0,876 [0,000]	0,581 [0,000]	0,98

Nota: Para a explicação do significado dos diferentes coeficientes veja-se o texto principal.

Considerando as expectativas (GMM):

$$i_t = \delta_c + \rho \cdot i_{t-1} + \delta_\pi \cdot \pi_{t+1} + \delta_y \cdot y_{t+1} + \delta_{pa} \cdot pa_{t-1} + o_t^i \quad (V.9)$$

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]						Estatística J	R ² ajustado
		π^*	ρ	δ_π	δ_y	δ_{ps}	δ_{ph}		
Com hiato do produto linear	N	1,943	0,803 [0,000]	1,314 [0,024]	0,054 [0,387]	0,007 [0,417]	- 0,122 [0,006]	2,296 [0,807]	0,97
	O	2,115	0,824 [0,000]	1,007 [0,087]	0,072 [0,430]	0,003 [0,717]	...	7,604 [0,269]	0,97
	P	2,048	0,798 [0,000]	1,243 [0,017]	0,078 [0,275]	...	- 0,068 [0,079]	6,487 [0,371]	0,97
	Q	2,089	0,812 [0,000]	1,124 [0,021]	0,063 [0,468]	6,986 [0,430]	0,97

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]						Estatística J	R ² ajustado
		π^*	ρ	δ_π	δ_y	δ_{ps}	δ_{ph}		
Com hiato do produto quadrático	R	1,851	0,816 [0,000]	1,188 [0,061]	- 0,149 [0,081]	0,013 [0,481]	- 0,057 [0,147]	3,866 [0,569]	0,97
	S	2,151	1,044 [0,000]	- 0,418 [0,651]	- 0,132 [0,292]	0,068 [0,029]	...	4,736 [0,578]	0,93
	T	1,901	0,734 [0,000]	1,822 [0,001]	- 0,088 [0,342]	...	- 0,116 [0,020]	2,566 [0,861]	0,97
	U	0,705	0,924 [0,000]	- 0,113 [0,600]	0,320 [0,000]	5,307 [0,623]	0,97

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]						Estatística J	R ² ajustado
		π^*	ρ	δ_π	δ_y	δ_{ps}	δ_{ph}		
Com hiato do produto pelo filtro de HP	V	1,944	0,839 [0,000]	1,089 [0,047]	- 0,064 [0,683]	0,005 [0,703]	- 0,069 [0,095]	3,521 [0,620]	0,97
	W	-1,141	0,915 [0,000]	0,021 [0,952]	0,427 [0,000]	0,003 [0,809]	...	4,746 [0,577]	0,97
	X	1,928	0,789 [0,000]	1,472 [0,020]	- 0,048 [0,753]	...	- 0,102 [0,076]	2,946 [0,816]	0,97
	Y	-7,398	0,905 [0,000]	0,072 [0,695]	0,403 [0,000]	5,202 [0,635]	0,97

Especificação		Coeficiente estimado e respectivo p-value [entre parêntesis]						Estatística J	R ² ajustado
		π^*	ρ	δ_π	δ_y	δ_{ps}	δ_{ph}		
<i>strict inflation targeting</i>	Z	2,066	0,866 [0,000]	0,801 [0,002]	6,041 [0,419]	0,98

Nota: Para a explicação do significado dos diferentes coeficientes veja-se o texto principal. As equações são estimadas pelo GMM, sendo utilizados os seguintes instrumentos, para além de uma constante: valores passados do hiato do produto (4 lags), da inflação (2 lags) e do índice de remuneração real por empregado (4 lags). A especificação utiliza como instrumentos, para além de uma constante, os valores passados do hiato do produto (4 lags) e do índice de remuneração real por empregado (4 lags).

APÊNDICE VC. Séries observadas e previstas

Figura VC.1. Hiato do produto e hiato do produto previsto

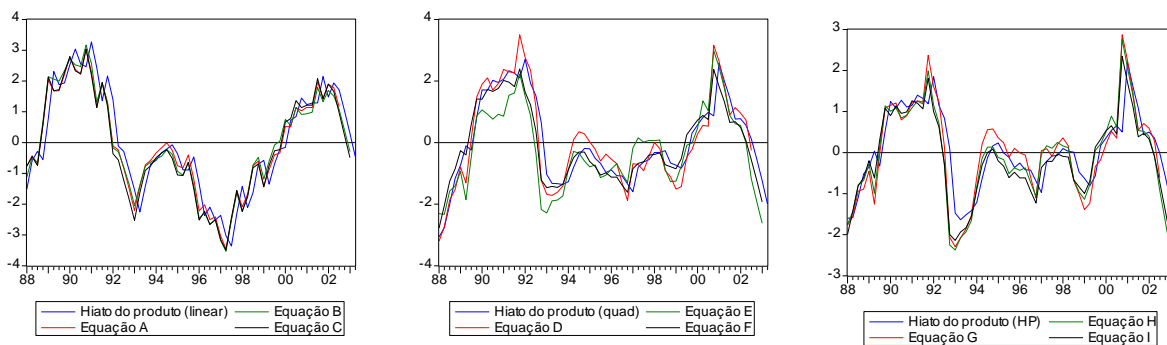


Figura VC.2. Inflação e inflação prevista

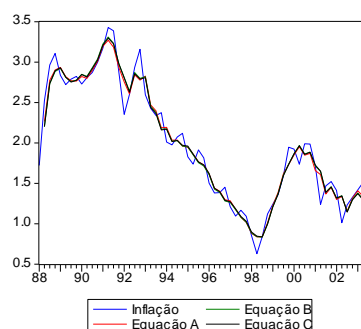


Figura VC.3. Desvios dos preços dos activos e desvios previstos

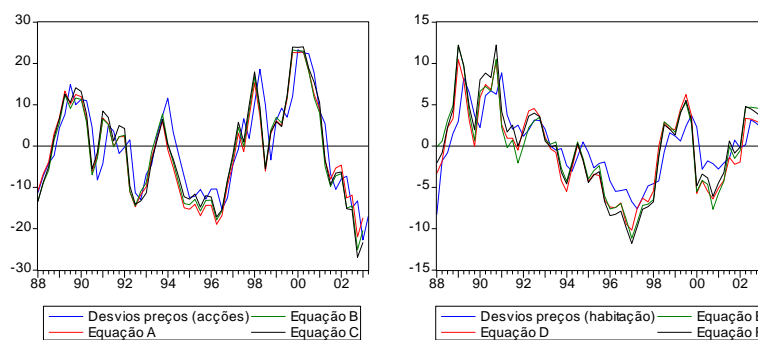
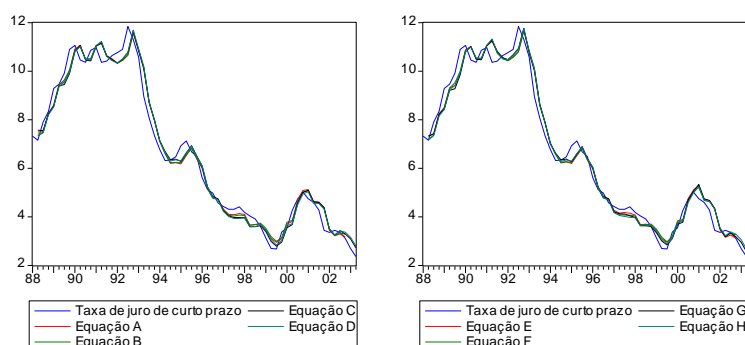
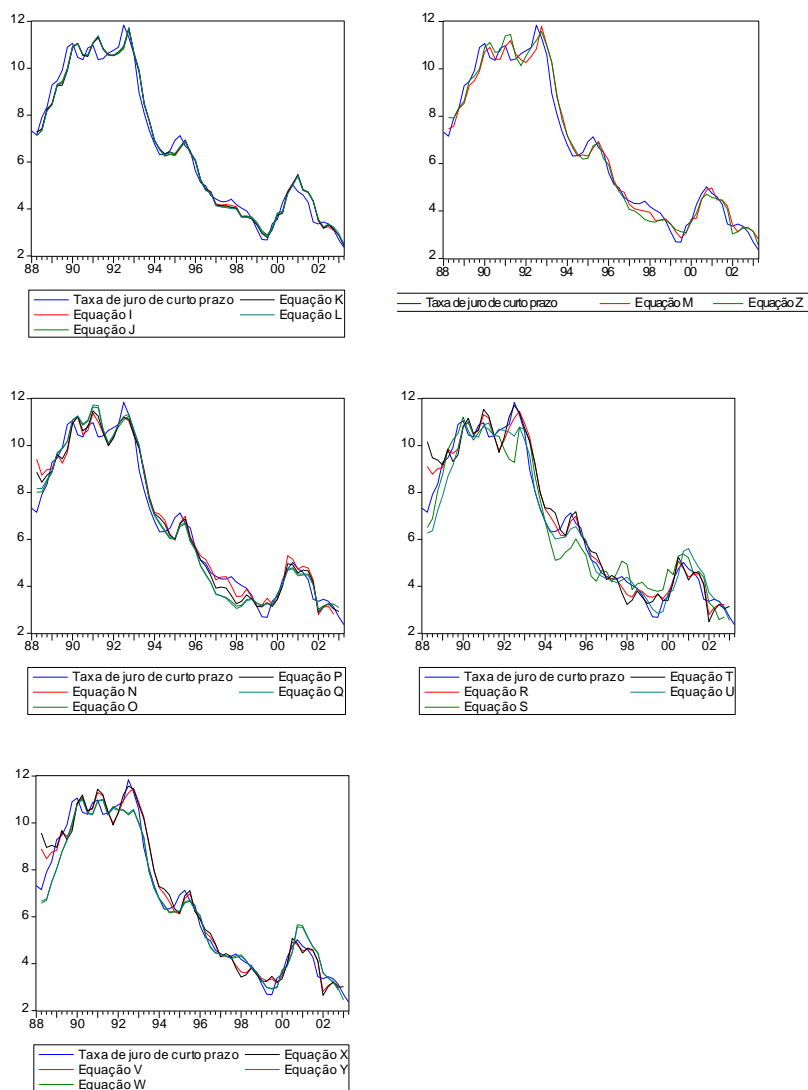


Figura VC.4. Taxa de juro de curto prazo e taxa prevista





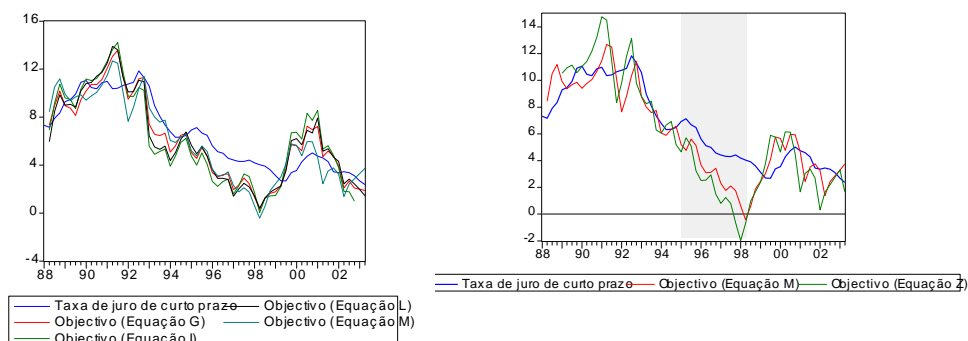
Quadro VC.1. Desvios padrão e autocorrelações das séries históricas e das séries previstas (entre parêntesis)

	Desvios padrão	Autocorrelações				
		1 lag	2 lags	3 lags	4 lags	
Inflação (equação A)	0,732 (0,714)	0,937 (0,971)	0,848 (0,927)	0,792 (0,864)	0,764 (0,804)	
Hiato do produto	Linear (equação A)	1,658 (1,613)	0,912 (0,917)	0,816 (0,820)	0,748 (0,744)	0,625 (0,628)
	Quadrático (equação D)	1,372 (1,540)	0,866 (0,843)	0,701 (0,646)	0,528 (0,454)	0,363 (0,266)
	Hodrick-Prescott (equação G)	0,947 (1,130)	0,816 (0,787)	0,598 (0,528)	0,380 (0,278)	0,182 (0,048)
Taxa de juro	equação H	2,929 (2,920)	0,968 (0,971)	0,924 (0,931)	0,874 (0,883)	0,821 (0,832)
	equação M	(2,918)	(0,972)	(0,933)	(0,887)	(0,838)
	equação Z	(3,023)	(0,972)	(0,934)	(0,892)	(0,845)
Preços das acções (equação A)	12,418 (10,968)	0,898 (0,922)	0,746 (0,789)	0,615 (0,668)	0,486 (0,548)	
	Preços da habitação (equação D)	3,823 (4,956)	0,819 (0,824)	0,666 (0,615)	0,557 (0,475)	0,456 (0,351)

Quadro VC.2. Avaliação das séries previstas para a taxa de juro de curto prazo

	<i>Root Mean Squared Error</i>	<i>Mean Absolute Error</i>	<i>Mean Absolute Percent Error</i>	<i>Theil Inequality Coefficient</i>
Equação A	0,427	0,329	5,374	0,029
Equação B	0,429	0,336	5,578	0,030
Equação C	0,433	0,343	5,866	0,030
Equação D	0,436	0,352	6,162	0,030
Equação E	0,420	0,327	5,316	0,029
Equação F	0,424	0,335	5,550	0,029
Equação G	0,420	0,329	5,486	0,029
Equação H	0,424	0,341	5,855	0,030
Equação I	0,405	0,311	5,082	0,028
Equação J	0,408	0,319	5,284	0,028
Equação K	0,403	0,308	5,097	0,028
Equação L	0,405	0,316	5,351	0,028
Equação M	0,441	0,354	6,106	0,031
Equação N	0,562	0,422	7,107	0,038
Equação O	0,517	0,409	7,318	0,036
Equação P	0,512	0,400	6,924	0,035
Equação Q	0,537	0,427	7,761	0,037
Equação R	0,566	0,434	7,423	0,039
Equação S	0,755	0,584	10,625	0,053
Equação T	0,707	0,506	8,702	0,048
Equação U	0,551	0,400	6,387	0,039
Equação V	0,512	0,394	6,581	0,035
Equação W	0,507	0,375	5,961	0,035
Equação X	0,599	0,451	7,688	0,041
Equação Y	0,491	0,363	5,796	0,034
Equação Z	<u>0,450</u>	<u>0,358</u>	<u>6,382</u>	<u>0,031</u>

Nota: *Root Mean Squared Error*, *Mean Absolute Error*, *Mean Absolute Percent Error* e *Theil Inequality Coefficient* significando, respectivamente, a “raiz quadrada do erro médio”, o “erro absoluto médio”, o “erro absoluto médio percentual” e o “coeficiente de desigualdade de Theil”, constituem medidas da aproximação à série efectiva por parte das séries previstas para a taxa de juro de curto prazo.

Figuras VC.5. Taxa de juro histórica e taxas de juro objectivo implícitas

APÊNDICE VD.

ROTINAS DO MATLAB

Modelo.m

```
% Utilizamos o 'solvek' para resolver o modelo macro "standard".
```

```
nx = 10; nz = 5; nu = nz;
```

```
b0 = 0.05;
b1 = 1;
b2 = 0.1;
alpha = 0.2;
mu1 = 0.50;
mu2 = 0.50;
gama = 0.20;
rho = 0.85;
delta1 = 0.5;
delta0 = (1-rho)*0.04-delta1*0.02;
delta2 = 0.1;
delta3 = 0.05;
```

```
A = zeros(nx,nx); B = zeros(nx,nx); C = zeros(nx,nu);
phi = zeros(nu,nu);
```

```
iy = 1;
ip = 2;
ia = 3;
iR = 4;
iepl = 5;
ieyl = 6;
ieal = 7;
iplag = 8;
iRlag = 9;
ialag = 10;
```

```
nk = 3;
```

```
ieta = 1;
itao = 2;
ichi = 3;
ika = 4;
icon = 5;
```

```
%Definir a função IS
```

```
A(1,iy) = b1;
A(1,ip) = b0;
A(1,iRlag) = -b0;
B(1,iy) = 1;
B(1,ialag) = -b2;
C(1,ieta) = -1;
```

```
%Definir a função dos preços
```

```
A(2,ip) = mu1;
A(2,iplag) = -1;
B(2,iy) = -alpha;
B(2,iplag) = -(1-mu1);
C(2,itao) = -1;
```

```
%Definir a função para os preços dos activos
```

```
A(3,iy) = (1-mu2);
A(3,ip) = gama;
A(3,ia) = mu2;
A(3,iRlag) = -gama;
A(3,ialag) = -1;
C(3,ichi) = -1;
```

```

%Definir a regra para a taxa de juro
A(4,iy) = delta2;
A(4,ip) = delta1;
A(4,iRlag) = -1;
B(4,iRlag) = -rho;
B(4,ialag) = -delta3;
C(4,ika) = -1;
C(4,icon) = -delta0;

%Definir E(t)p(t+1)
A(5,ip) = 1;
B(5,iep1) = 1;

%Definir E(t)y(t+1)
A(6,iy) = 1;
B(6,iey1) = 1;

%Definir E(t)a(t+1)
A(7,ia) = 1;
B(7,iea1) = 1;

%Definir p(t-1)
A(8,iplag) = 1;
B(8,ip) = 1;

%Definir R(t-1)
A(9,iRlag) = 1;
B(9,iR) = 1;

%Definir a(t-1)
A(10,ialag) = 1;
B(10,ia) = 1;

phi(ieta,ieta) = 0.5;
phi(itao,itao) = 0.5;
phi(ichi,ichi) = 0.5;
phi(ika,ika) = 0.0;
phi(icon, icon) = 1;

[m,n,p,q,z22h,s,t,lambda] = solvek(A,B,C,phi,nk);

bigmn = [m n];
bigpq = [p q];
%bigp = phi;
bigpsi = eye(nz,nu);

%end;

```

Solvek.m

```

function [m,n,p,q,z22h,s,t,lambda] = solvek(a,b,c,phi,nk)
% function [m,n,p,q,z22h,s,t,lambda] = solvek(a,b,c,phi,nk)
%
%  $A \cdot E[x(t+1)|F(t)] = B \cdot x(t) + C \cdot z(t)$ 
% where  $x(t) = [y(t)' k(t)']$ , and the nk-dimensional
% vector  $k(t)$  is predetermined, while
%  $E[z(t+1)|F(t)] = \phi \cdot z(t)$ 
%
% This function produces the Markov decision rule
%
%  $y(t) = M \cdot k(t) + N \cdot z(t)$ 
%  $k(t+1) = P \cdot k(t) + Q \cdot z(t)$ 
% (second line of above corrected EN May 27 1997)
% The supporting function qzdiv checks whether the matrix pencil
%  $b - za$  is singular.
%
% Written by Paul Klein April 1997, modified by B.McCallum and E. Nelson
% The algorithm follows Paul Klein: "Using the generalized Schur form
% to solve a system of linear expectational difference equations".
%
nx = size(a,1);
nz = size(c,2);
nd = nx-nk;
%
% Do the generalized Schur decomposition
%
[t,s,z,q,v] = qz(b',a');
[s,t,z,q] = reorder(s,t,z,q);%replacing qzdiv Apr 27 98
% [t,s,z,q] = qzdiv(1,t,s,z,q);%check whether 1 or 1
s = s';
t = t';
q = q';
zh = z';
%
% At this stage we have  $qaz' = s$  and  $qbz' = t$  where  $q$  and  $z$  are unitary,
%  $s$  and  $t$  are lower triangular, and the pairs  $(s(i,i),t(i,i))$  are
% ordered in descending absolute value.
%
% Checking whether the no. of unstable eigenvalues is equal to nd
global lambda alph bet
alpha = diag(s);
beta = diag(t);
alph = alpha;
bet = beta;
alpha = alpha + eps;
lambda = beta./alpha;
%
eigviol = 0;
unstable = lambda(abs(lambda)>1.000001);
stable = lambda(abs(lambda)<0.99999);
if (size(stable,1)>nk);
    disp('Multiple stable solutions');
end
if (size(unstable,1)>nd);
    disp('No stable solution');
end
% if ~(size(unstable,1)==nd);
% disp('Wrong number of stable eigenvalues. ');
% eigviol = 1;
% end
%
% Transforming the system and the variables; partitioning
d = q*c;
d1 = d(1:nd,:);
d2 = d(nd+1:nx,:);
%
z11 = z(1:nd,1:nd);

```

```

z12 = z(1:nd,nd+1:nx);
z21 = z(nd+1:nx,1:nd);
z22 = z(nd+1:nx,nd+1:nx);
%
z11h = zh(1:nd,1:nd);
z12h = zh(1:nd,nd+1:nx);
z21h = zh(nd+1:nx,1:nd);
z22h = zh(nd+1:nx,nd+1:nx);
%
s11 = s(1:nd,1:nd);
s21 = s(nd+1:nx,1:nd);
s22 = s(nd+1:nx,nd+1:nx);
%
t11 = t(1:nd,1:nd);
t21 = t(nd+1:nx,1:nd);
t22 = t(nd+1:nx,nd+1:nx);
%
% Calculating the decision rule for the transformed variables
%
vecl = (kron(phi',s11)-kron(eye(nz),t11))/d1(:);
l = reshape(vecl,nd,nz);
%
if rank(z22h) < nk;
    error('Rank condition not satisfied');
end
%
p = s22\t22;
r = s22\t21*s21*phi+d2+z22h\z21h*phi;
n = -z22h\z21h*1;
%
% Calculating the decision rule for the original variables
%
pre = inv(eye(nd)-z12h*z21);
mtilde = pre*z12h*z22;
ltilde = pre*z11h*1;
%
ptilde = z22h*p*(z21*mtilde+z22);
rtilde = z22h*(p*z21*ltilde+r);
m = real(mtilde);
n = real(ltilde);
%
p = real(ptilde);
q = real(rtilde);

% m = mtilde;
% n = ltilde;
% p = ptilde;
% q = rtilde;

```

Impo.m

```

% impo.m
% Have to specify ires and ishock, the index values for the
% responding variable and the shock
% Using the solution of the model
% in state space form
%  $x(t+1) = Ax(t) + Bu(t+1)$ 
%  $y(t) = Cx(t) + Du(t)$ 
A = [p q;zeros(nz,nk) phi]; % AS;% bigr;
C = [m n];% bigpi;
D = zeros(nx-nk,nu);
B = [zeros(nk,nu);bigpsi];

ishock = 2; % 2 = choque na inflação, 3 = choque no hiato do produto, 4 = choque na taxa de juro.

npts = 20; % numero de pontos representados.

%
[Y,X]=dimpulse(A,B,C,D,ishock,npts+1);
jj=[0:npts];
%i1 = Y(:,ires); % 'column index' é o elemento de y que pretendemos.

subplot(2,2,1)
plot(jj,Y(:,iy))
title('resposta do hiato do produto')
%axis([0 20 -.5 .5])

subplot(2,2,2)
plot(jj,Y(:,ip))
title('resposta da inflação')
%axis([0 20 -.25 .25])

subplot(2,2,3)
plot(jj,Y(:,ia))
title('resposta dos preços dos activos')
%axis([0 20 -.5 .5])

subplot(2,2,4)
plot(jj,Y(:,iR))
title('resposta da taxa de juro')
%axis([0 20 -1.5 1.5])

%end

```


Sim33p.m

```
% sim33p.m
% File for simulating models that have been solved with solvek. The
% output is standard deviations, covariances, and autocorrelations of
% selected endogenous variables (uses McGrattan's file autocor.)
% The user is assumed to have run solvek. The variables for which statistics
% are desired must be specified in the Y = [   ]; statement below. There
% are nvstat of them and their names should be entered.
% Also, nlags specifies the number of lags in autocorrelation calculation.
% To simulate the model one puts the solution in state space form:
%  $s(t+1) = AS*s(t) + BS*u(t+1)$ 
%  $y(t) = CS*s(t) + DS*u(t)$ 
% where s(t) is the state vector [k(t)' z(t)']', k(t)
% is the vector of predetermined endogenous variables,
% and z(t) is the vector of exogenous variables.
% Maximum value of nz is 6; minimum is 2.
% Autocorrelations are plotted; can print values also if desired
% Including more variable and more lags slows the calculation.
```

```
nlags = 2; % nlags is the number of autocorrelations calculated
noplot = 0; % setting noplot = 0 will suppress plot of autocorrelations
auto = 1; % setting auto = 1 will give printout of autocorr values
nvstat = 4; namev = (' p y a R ');
% nvstat is the number of variables with calculated statistics and
% namev lists their names. They must also be entered in Y defn below!!!
```

```
sig1 = 0; % std of inn1
sig2 = 0.1; % std of inn2
sig3 = 0.03; % std of inn3
sig4 = 0.15; % std of inn4
sig5 = 0.1; % std of inn5
sig6 = 0; % std of inn6
```

```
%.....
nu = nz;
bigpsi = eye(nz,nu);
AS = [p q;zeros(nz,nk) phi];
CS = [m n];
BS = [zeros(nk,nu);bigpsi];
%
[nrCS,ncCS] = size(CS);
DS = zeros(nrCS,nu);
%
randn('seed',sum(100*clock));
nn = 253;% lenght of each sample simulated
nsim = 100;% no. of simulations
```

```
inn1a = randn(nn,nsim);
inn1 = sig1*inn1a;
%
inn2a = randn(nn,nsim);
inn2 = sig2*inn2a;
%
inn3a = randn(nn,nsim);
inn3 = sig3*inn3a;
%
inn4a = randn(nn,nsim);
inn4 = sig4*inn4a;
%
inn5a = randn(nn,nsim);
inn5 = sig5*inn5a;
%
inn6a = randn(nn,nsim);
inn6 = sig6*inn6a;
```

```
AAA = zeros(nvstat*(nlags+1),nvstat);
BBB = zeros(nvstat,nvstat);
```

```

for i = 1:nsim;
if nu==2; inns = [inn1(:,i),inn2(:,i)]; else;
if nu==3; inns = [inn1(:,i),inn2(:,i),inn3(:,i)]; else;
if nu==4; inns = [inn1(:,i),inn2(:,i),inn3(:,i),inn4(:,i)]; else;
if nu==5; inns = [inn1(:,i),inn2(:,i),inn3(:,i),inn4(:,i),inn5(:,i)]; else;
inns = [inn1(:,i),inn2(:,i),inn3(:,i),inn4(:,i),inn5(:,i),inn6(:,i)];
end; end; end; end;
%
[ysim, stsim] = dlsim(AS,BS,CS,DS,inns);

% Y = ysim;%use this for all endog vars or next for selected

Y = [ysim(:,ip),ysim(:,iy),ysim(:,ia),ysim(:,iR)];

y99 = [Y(51:250,:)];
Atemp = autocor(y99,nlags);
AAA = AAA + Atemp;
Btemp = cov(y99);
BBB = BBB + Btemp;
end;

AAA = AAA/nsim;
BBB = BBB/nsim;
CCC = sqrt(diag(BBB));
disp('desvios padrao');
format short e
disp(CCC);
disp(namev);
disp(' ');
disp('covariancias');
format short e;
disp(BBB);
format short;
[N, KK] = size(AAA);

if auto == 1
disp('autocorrelations');

for i = 1:nlags + 1;
disp([' correlations at lag ' int2str(i-1)]);
disp(AAA(((i-1)*KK)+1:i*KK,:));
end;
else; end;

nl = N/KK;

if nlags == 0 break; end;
if noplot == 0 break; end;

B= zeros(nl, KK*KK);
jj = [0:nl-1];
for i = 1:KK;
for j = 1:KK;
for k = 1:nl;
B(k,(i-1)*KK+j) = AAA((k-1)*KK+i,j);
end
subplot(KK, KK, (i-1)*KK+j)
plot(jj, B(:, (i-1)*KK+j))
axis([0 nl-1 -1 1])
end
end

gtext('Autocorelation functions for p, y, a, R ')

```

APÊNDICE VE: Funções impulso-resposta

Figura VE.1. Choque na inflação (modelo base)

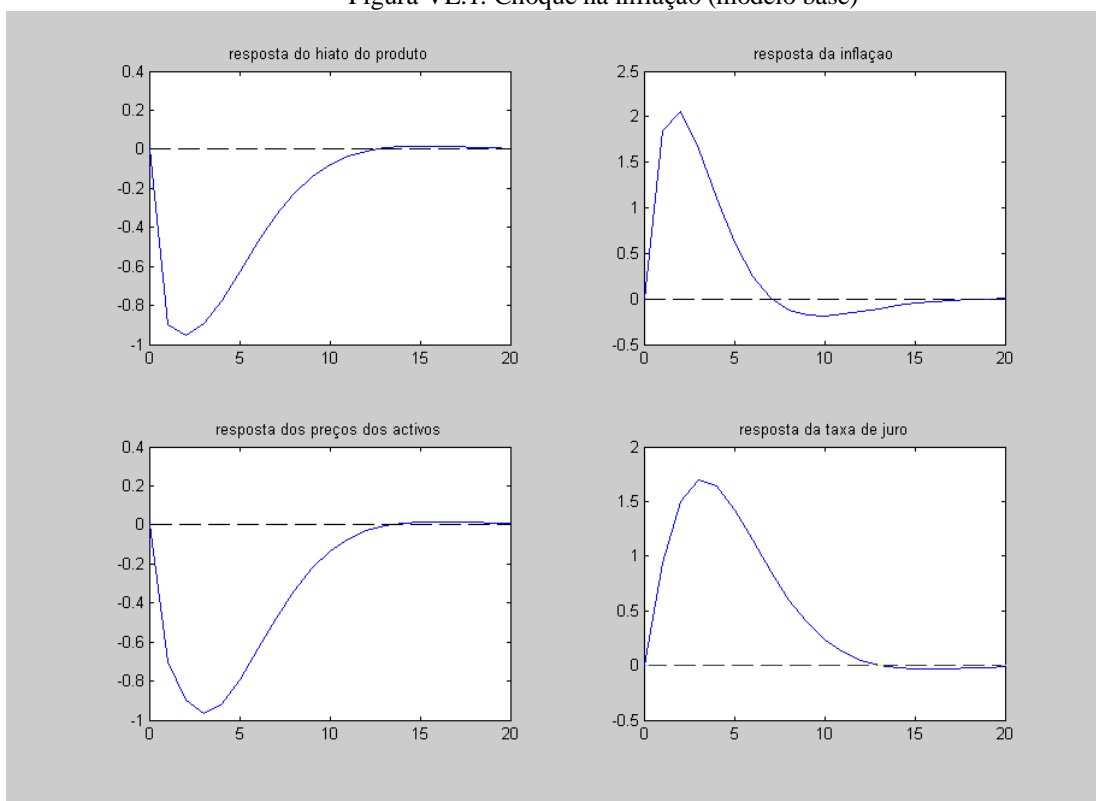


Figura VE.2. Choque no hiato do produto (modelo base)

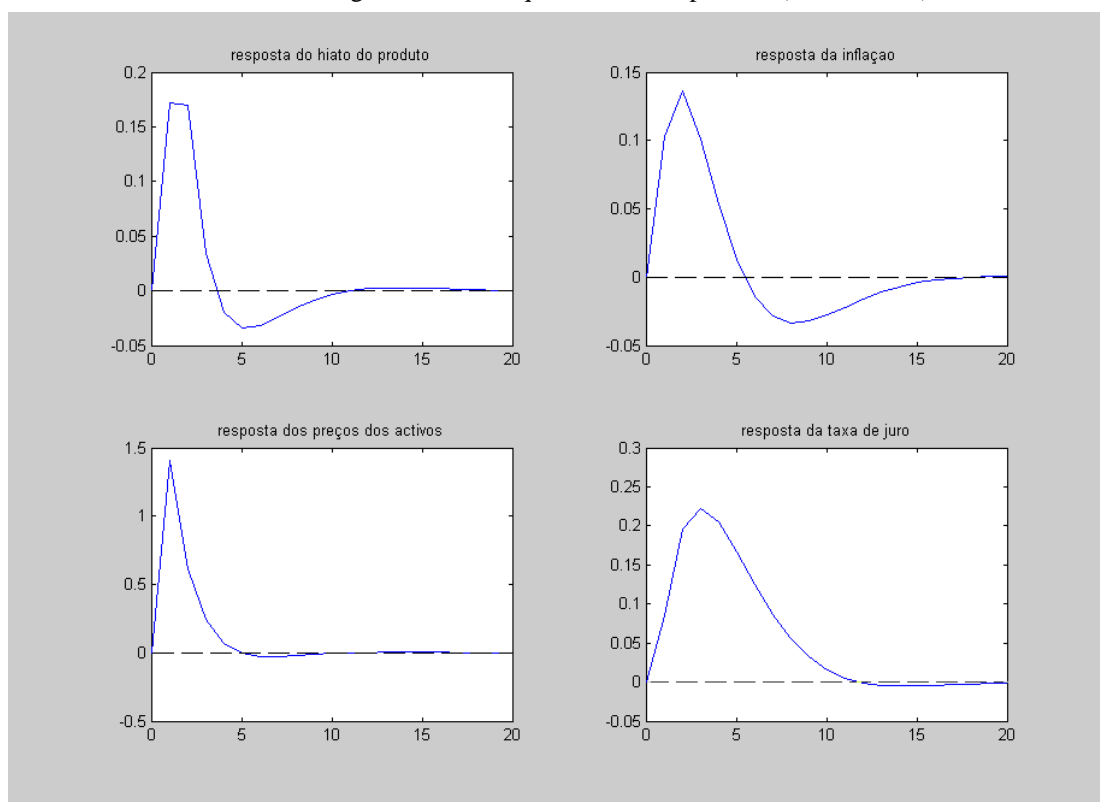


Figura VE.3. Choque na taxa de juro (modelo base)

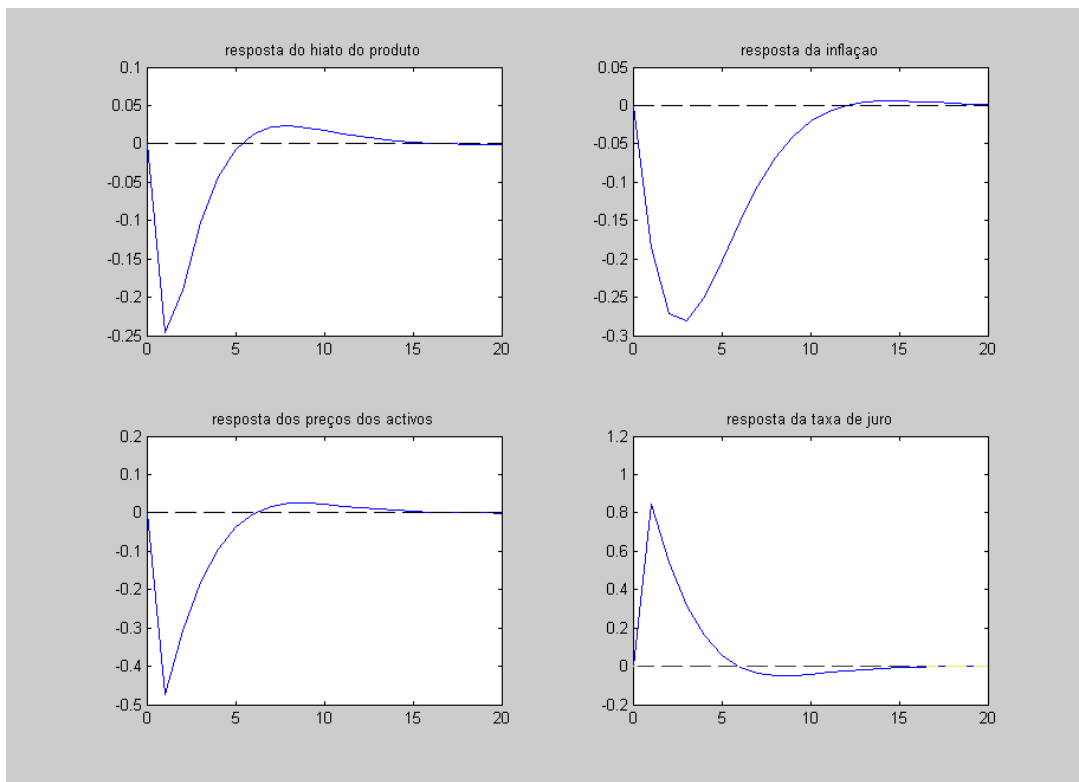
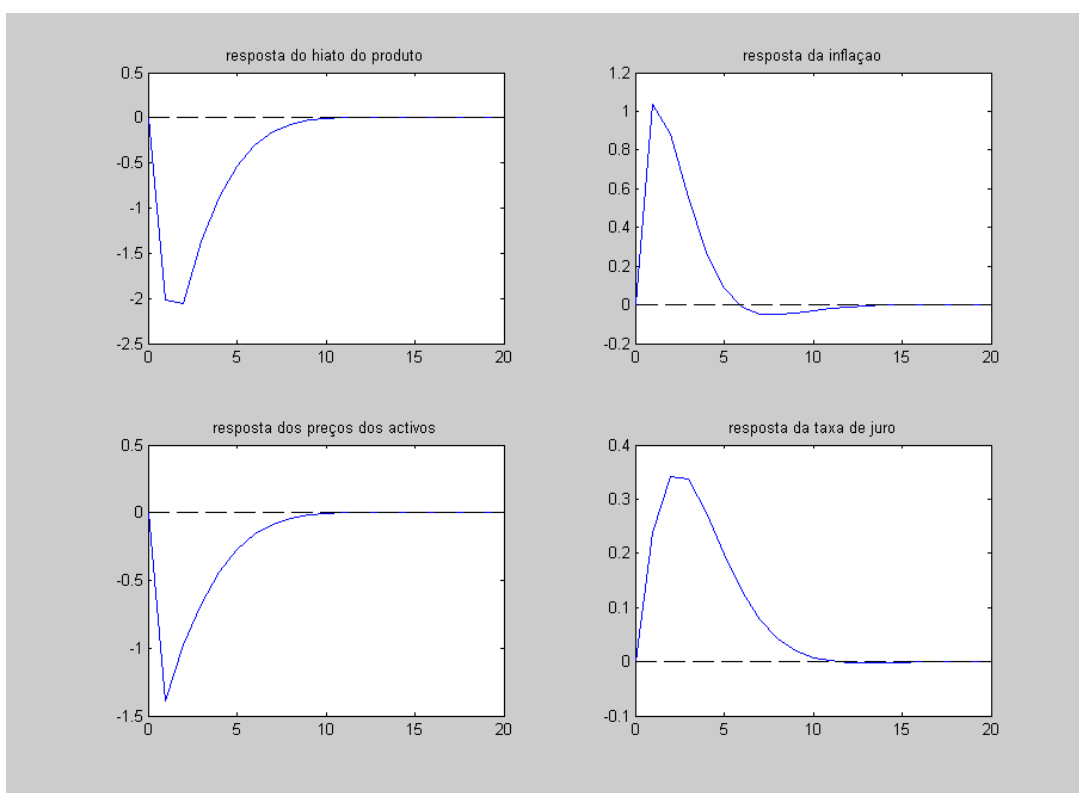
Figura VE.4. Choque na inflação: hipótese (1), com $\beta_{pa} = 0,5$ e $\delta_{pa} = 0$ 

Figura VE.5. Choque no hiato do produto: hipótese (1), com $\beta_{pa} = 0,5$ e $\delta_{pa} = 0$

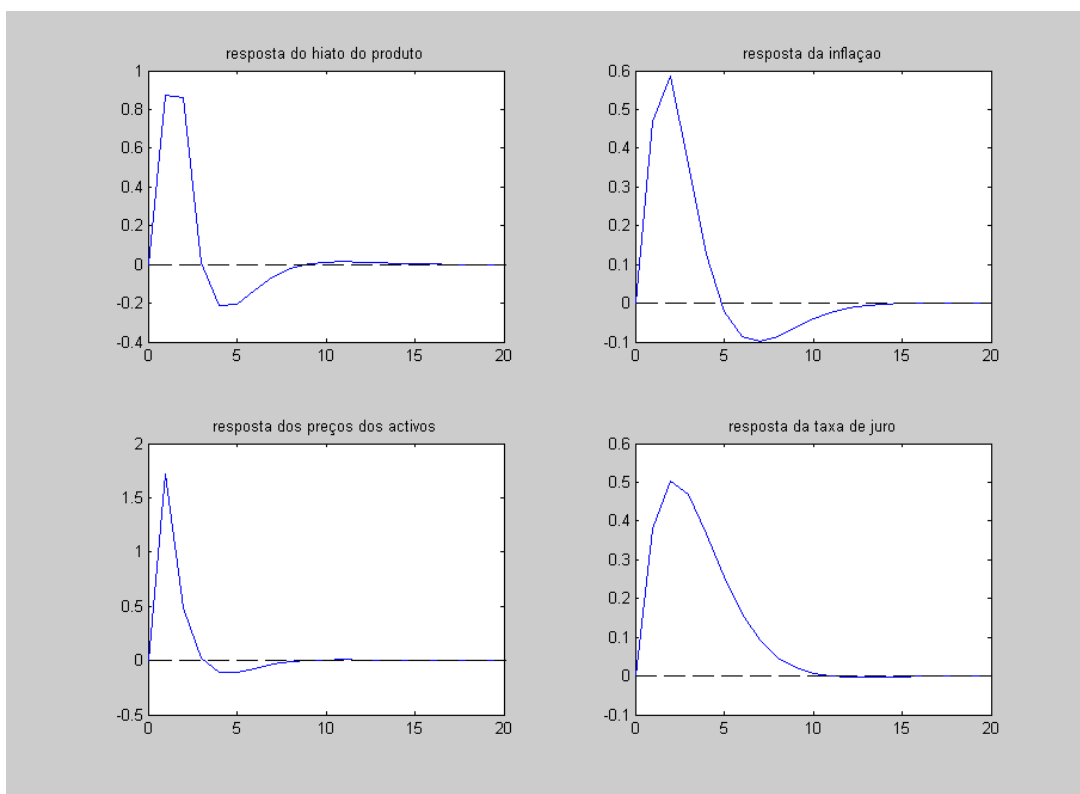


Figura VE.6. Choque na taxa de juro: hipótese (1), com $\beta_{pa} = 0,5$ e $\delta_{pa} = 0$

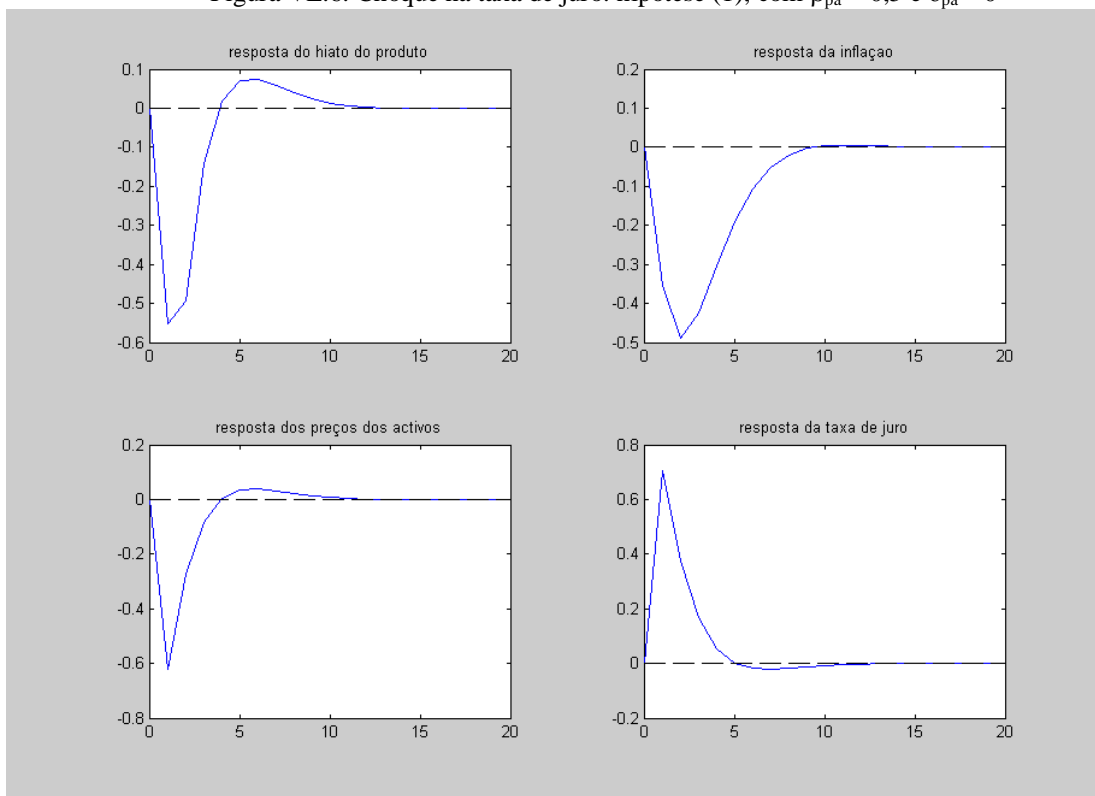


Figura VE.7. Choque na inflação: hipótese (2), com $\beta_{pa} = 0$ e $\delta_{pa} = 0,2$

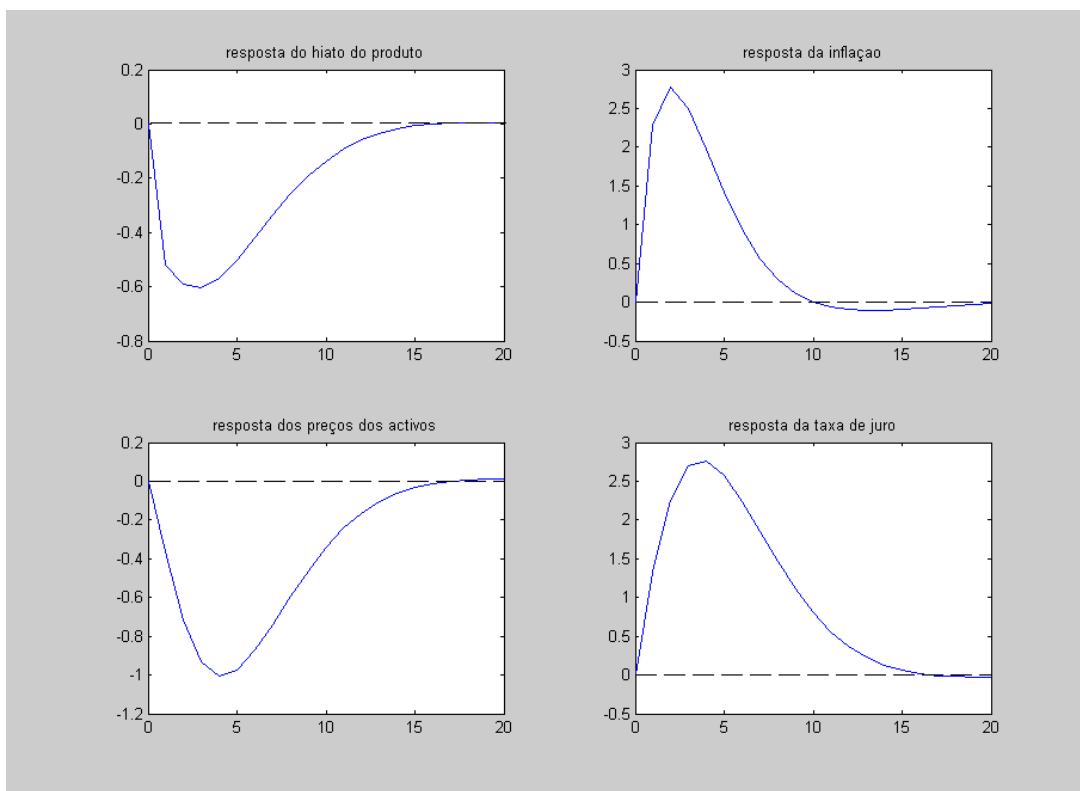


Figura VE.8. Choque no hiato do produto: hipótese (2), com $\beta_{pa} = 0$ e $\delta_{pa} = 0,2$

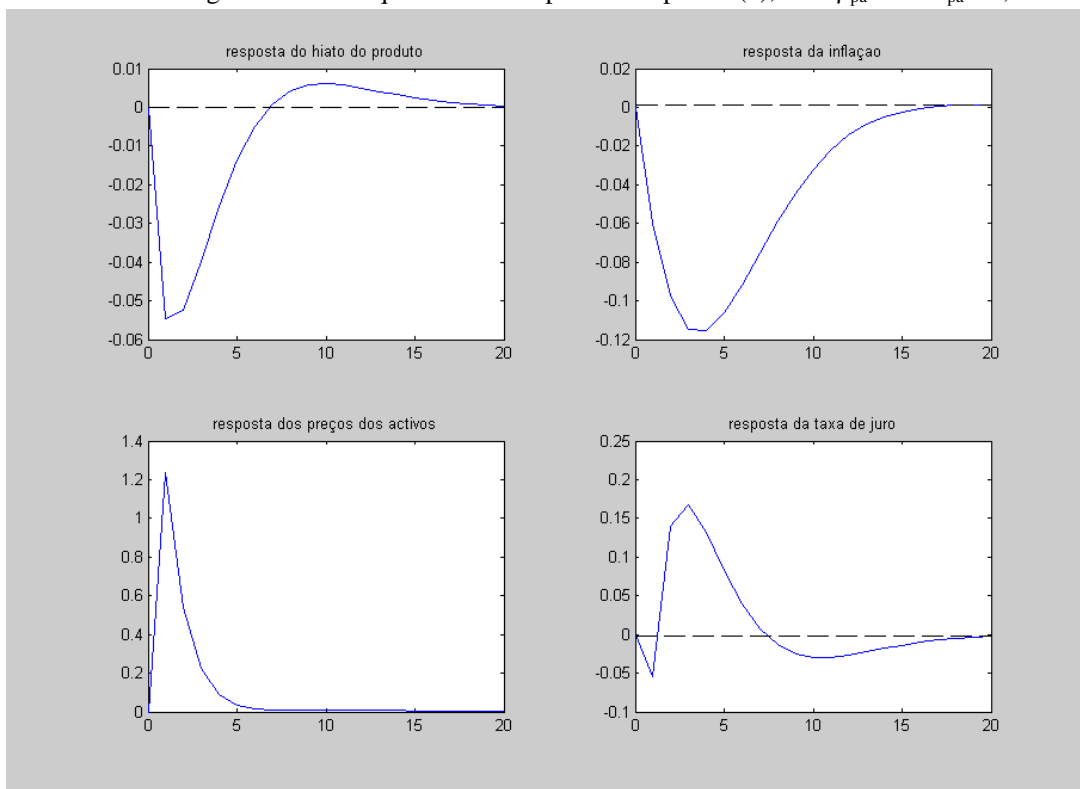


Figura VE.9. Choque na taxa de juro: hipótese (2), com $\beta_{pa} = 0$ e $\delta_{pa} = 0,2$

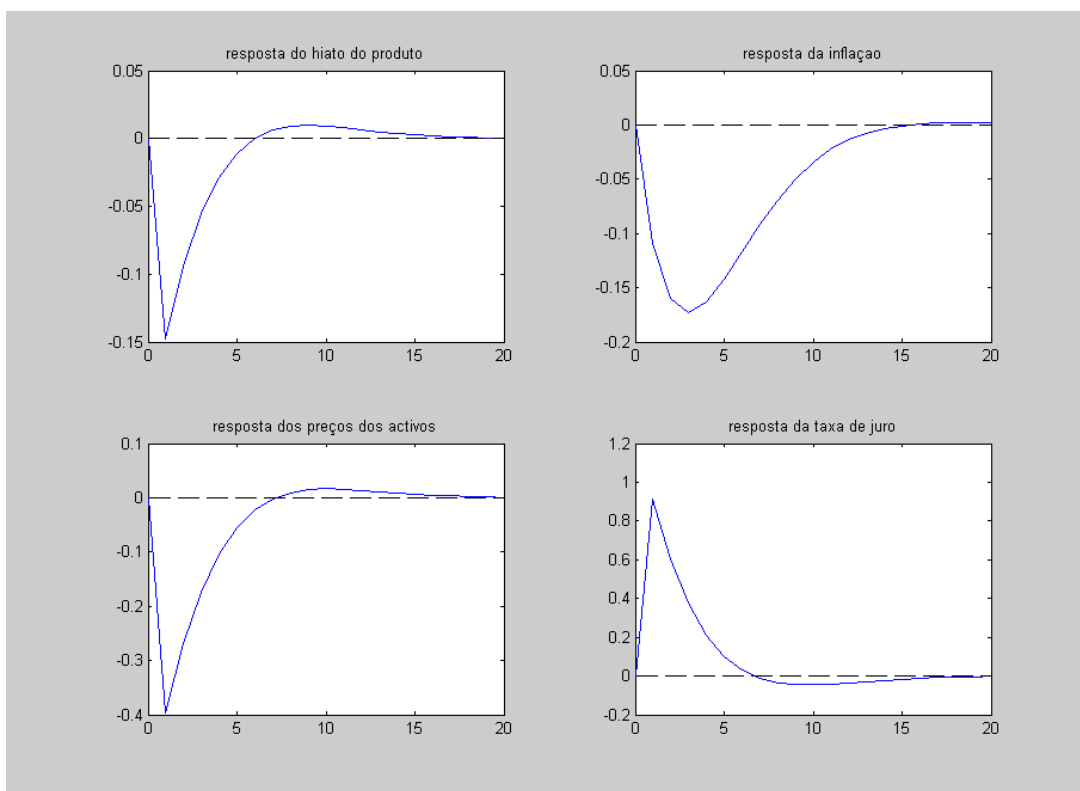


Figura VE.10. Choque na inflação: hipótese (3), com $\beta_{pa} = 0$ e $\delta_{pa} = 0$

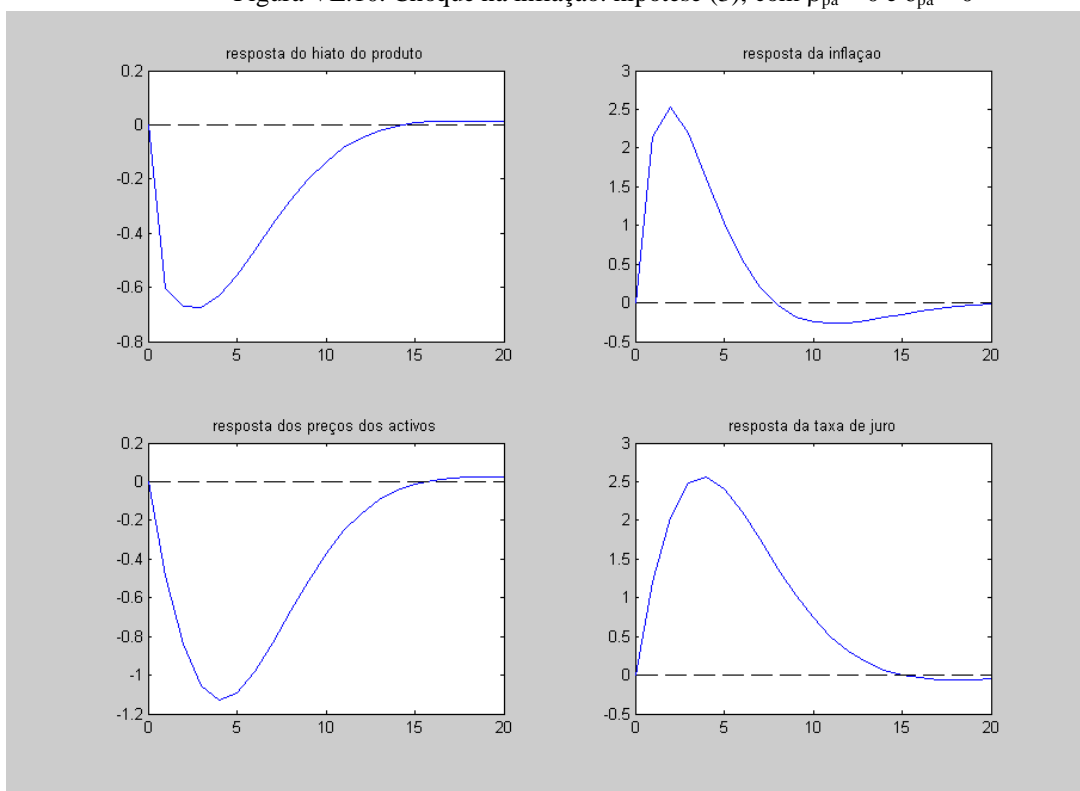


Figura VE.11. Choque no hiato do produto: hipótese (3), com $\beta_{pa} = 0$ e $\delta_{pa} = 0$

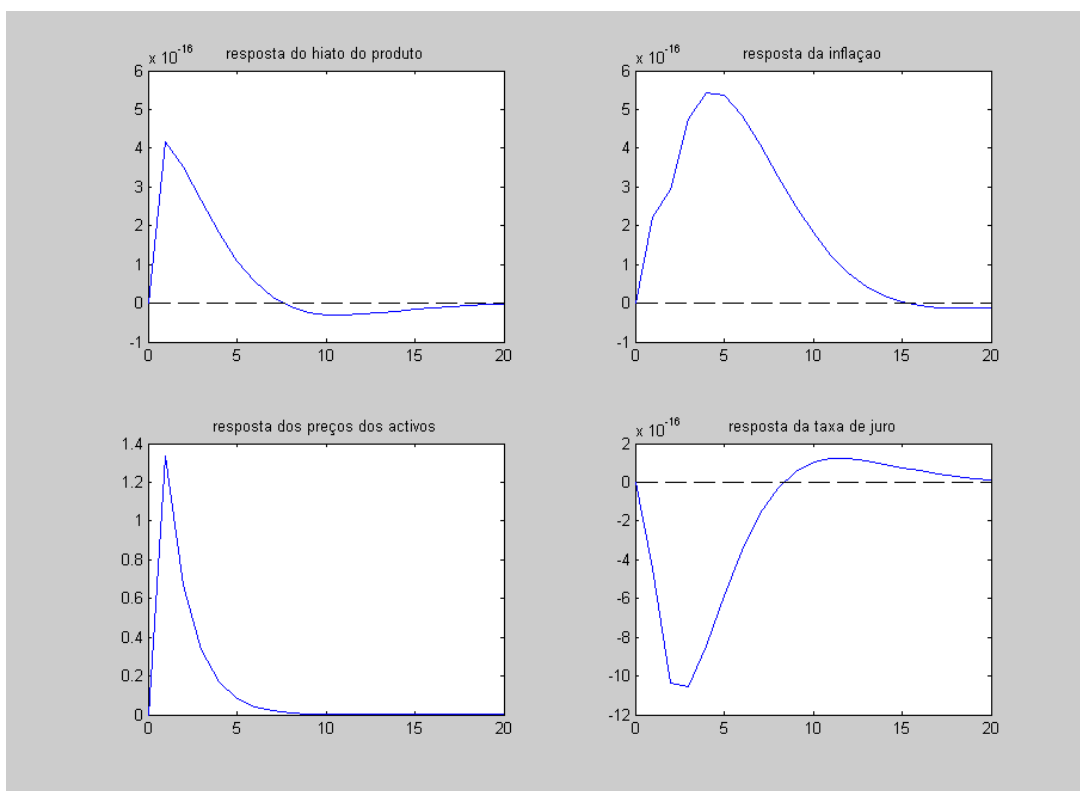


Figura VE.12. Choque na taxa de juro: hipótese (3), com $\beta_{pa} = 0$ e $\delta_{pa} = 0$

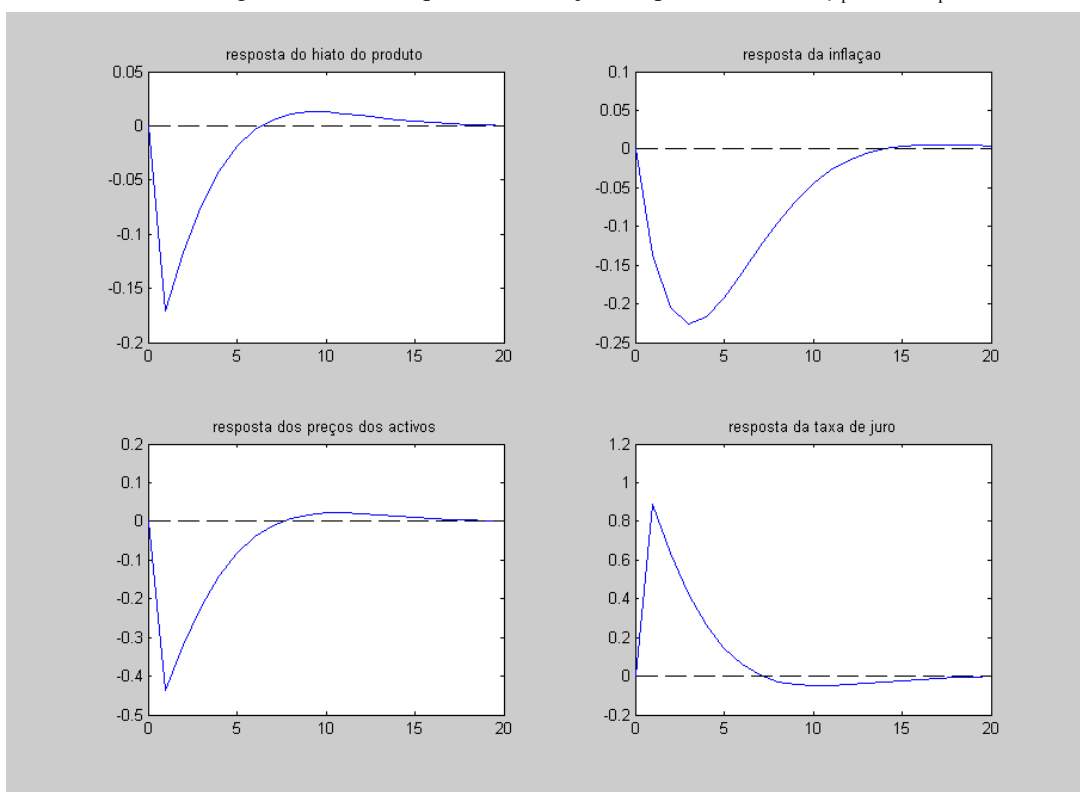


Figura VE.13. Choque na inflação: hipótese (4), com $\beta_{pa} = 0,5$ e $\delta_{pa} = 0,2$

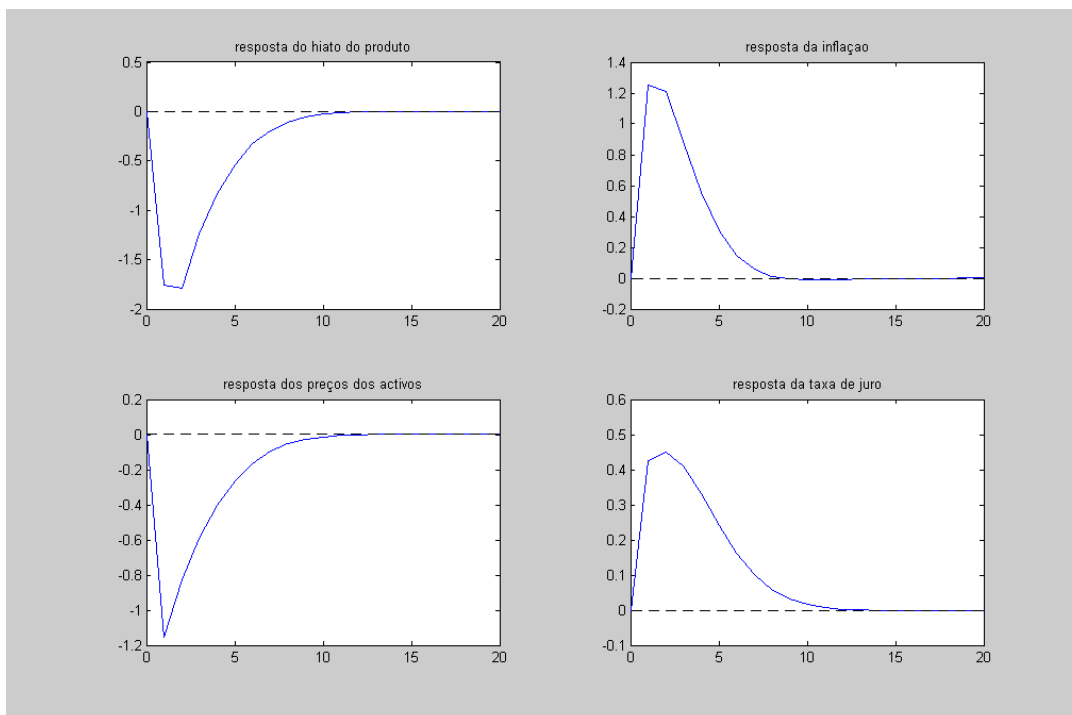


Figura VE.14. Choque no hiato do produto: hipótese (4), com $\beta_{pa} = 0,5$ e $\delta_{pa} = 0,2$

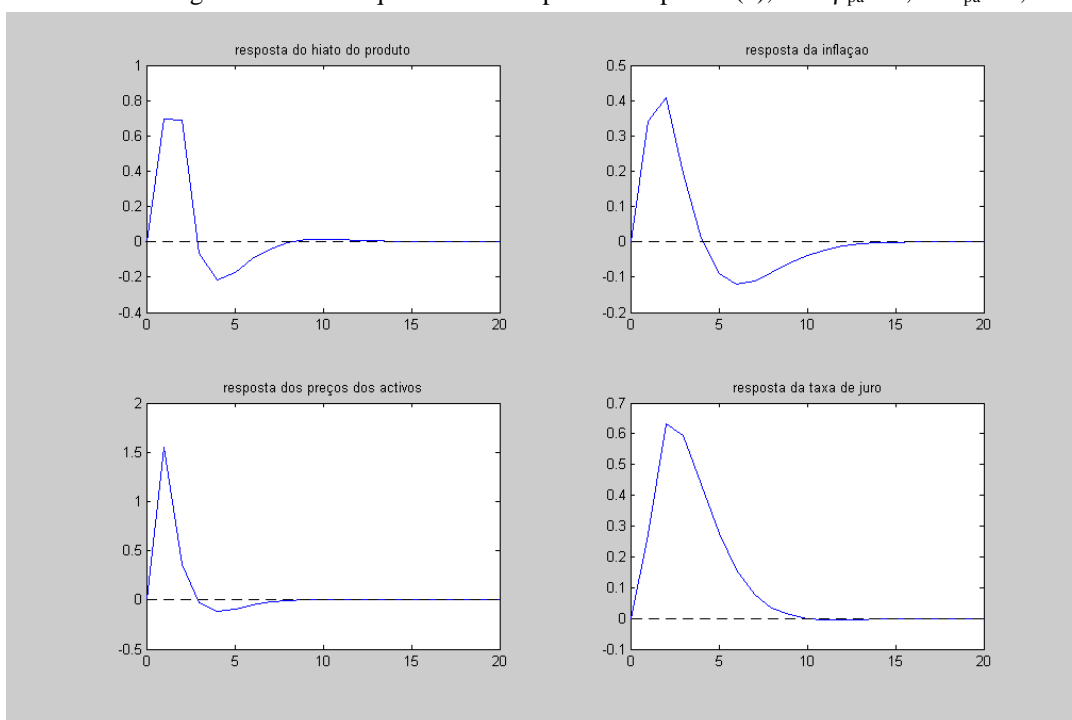
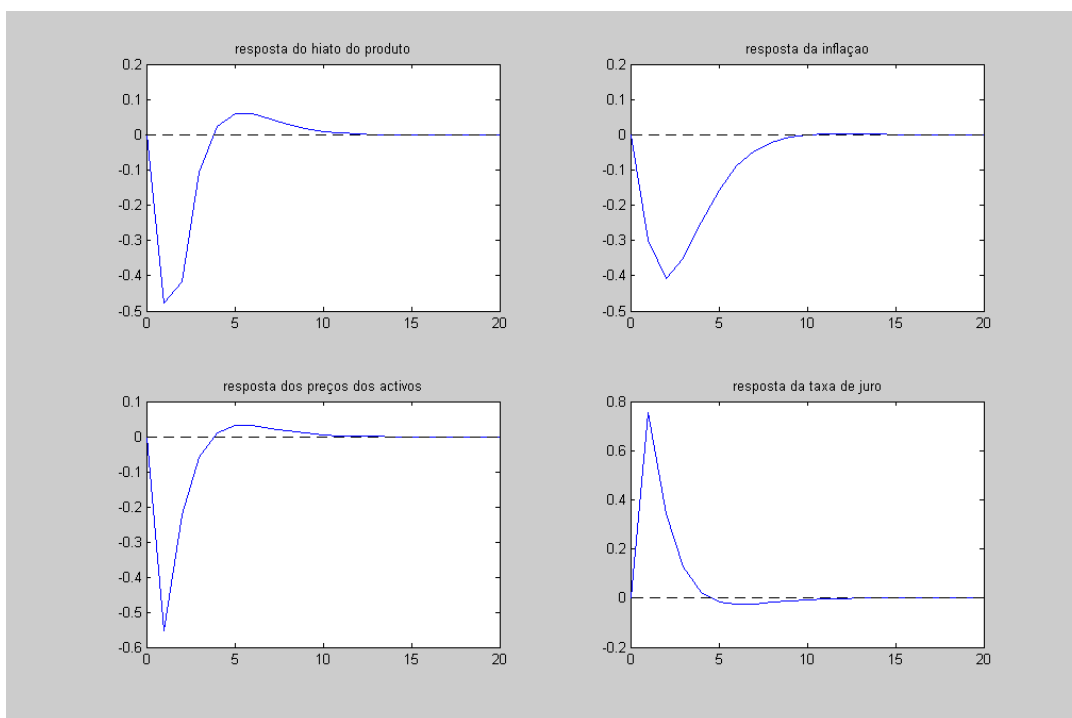


Figura VE.15. Choque na taxa de juro: hipótese (4), com $\beta_{pa} = 0,5$ e $\delta_{pa} = 0,2$ 

APÊNDICE VF. Evolução da volatilidade das variáveis endógenas (desvios padrão: d.p.)

Figura VF.1. relação d.p. inflação / d.p. hiato do produto

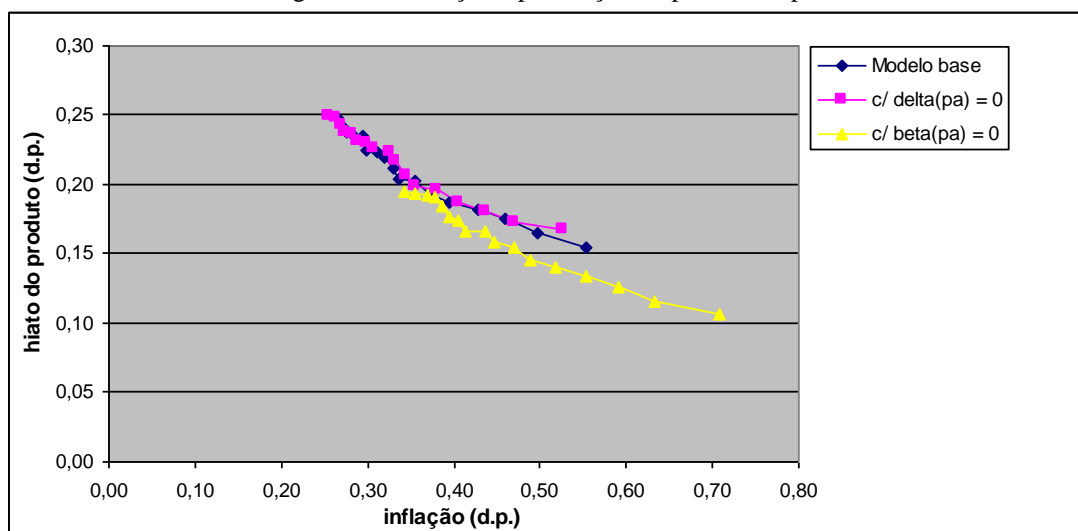


Figura VF.2. relação d.p. inflação / d.p. taxa de juro

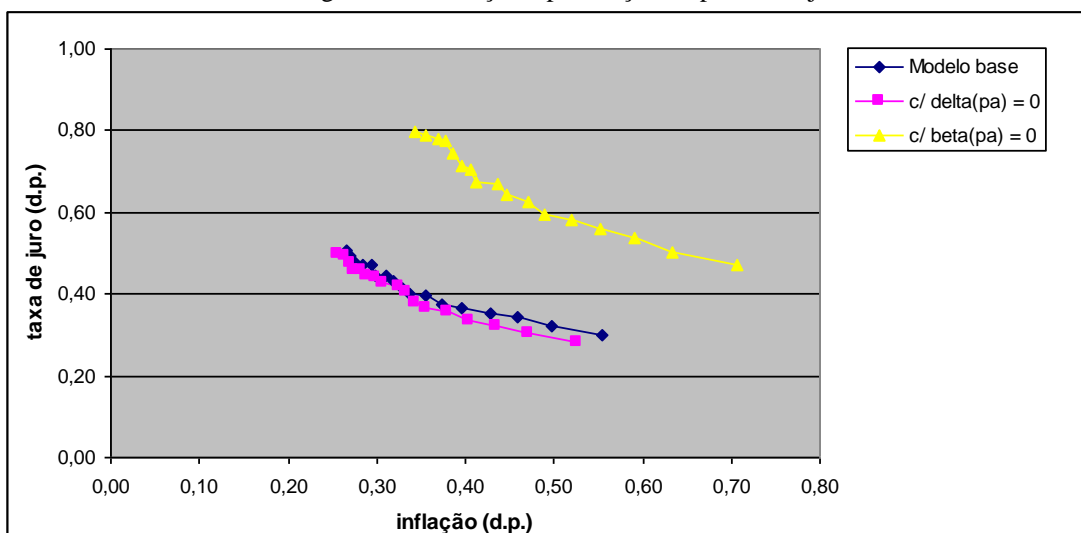


Figura VF.3. relação d.p. inflação / d.p. desvios nos preços dos activos

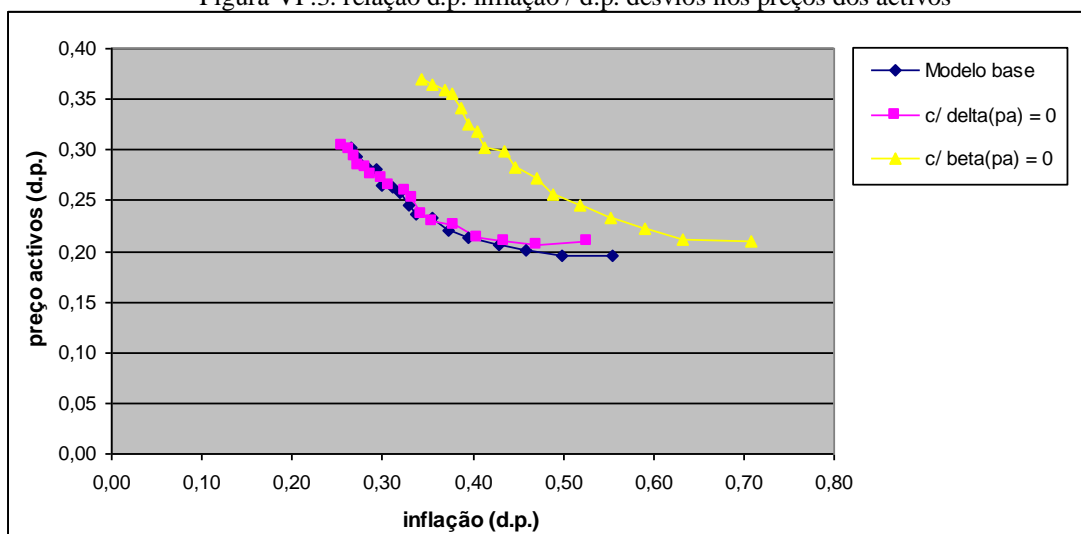


Figura VF.4. relação d.p. inflação / d.p. hiato do produto

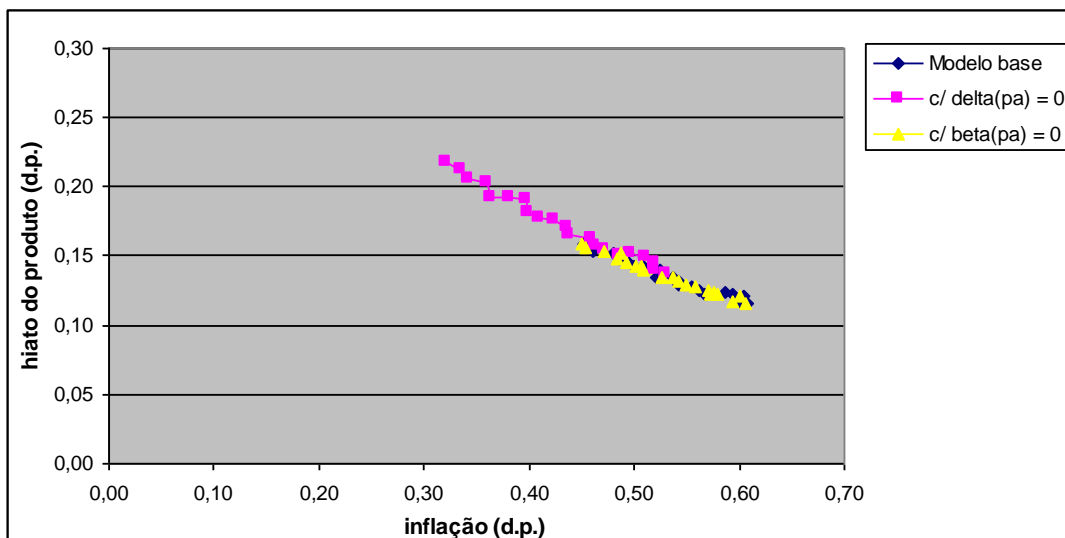


Figura VF.5. relação d.p. inflação / d.p. taxa de juro

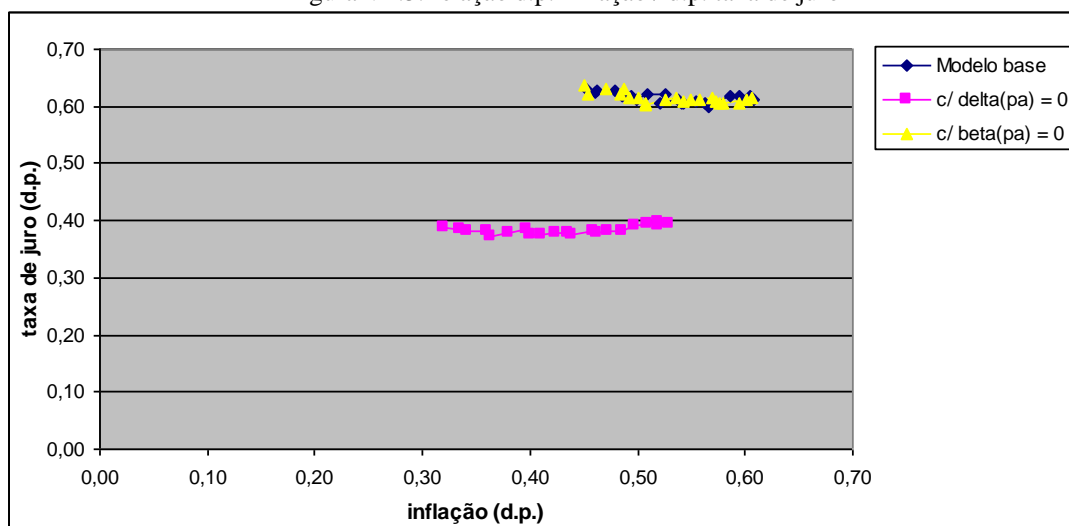


Figura VF.6. relação d.p. inflação / d.p. desvios nos preços dos activos

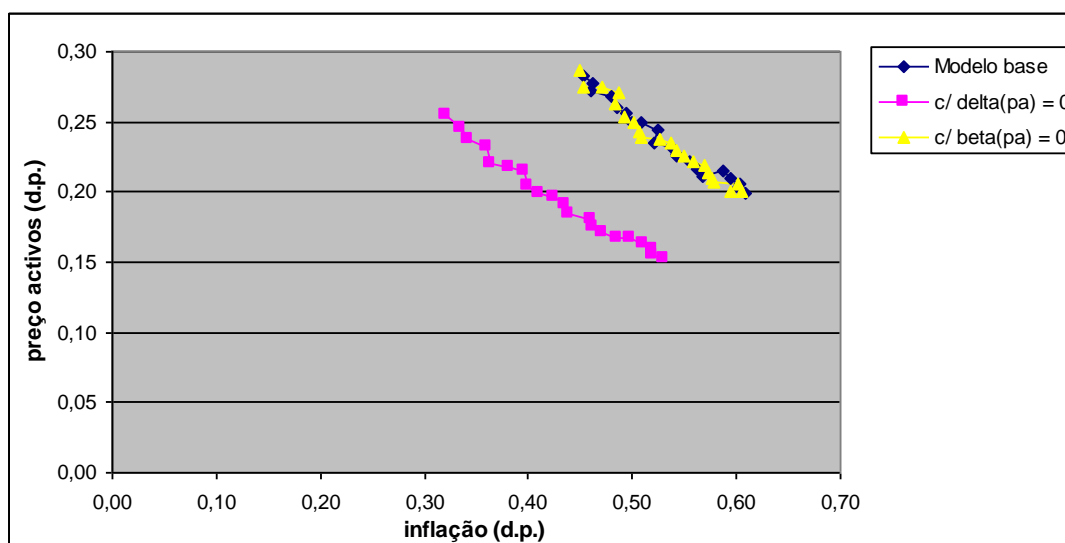


Figura VF.7. relação d.p. inflação / d.p. hiato do produto

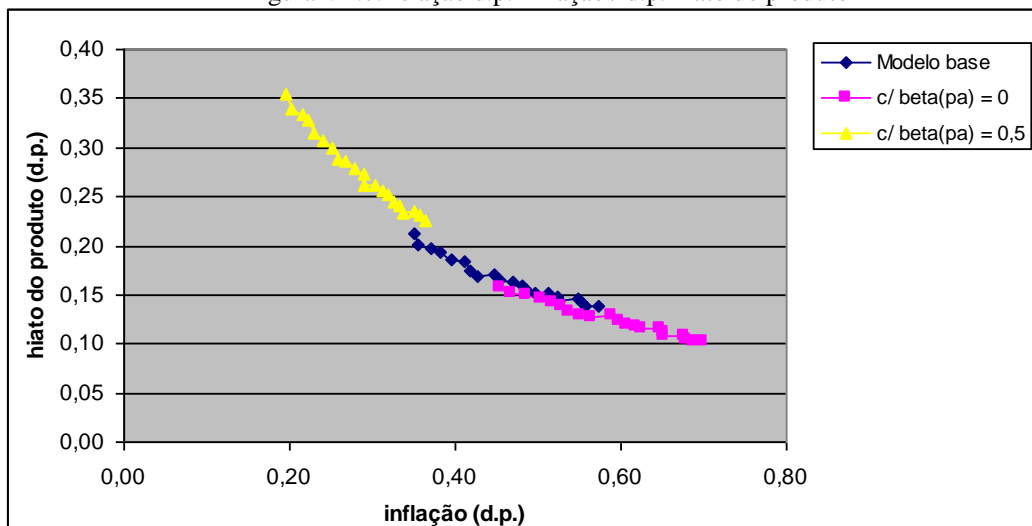


Figura VF.8. relação d.p. inflação / d.p. taxa de juro

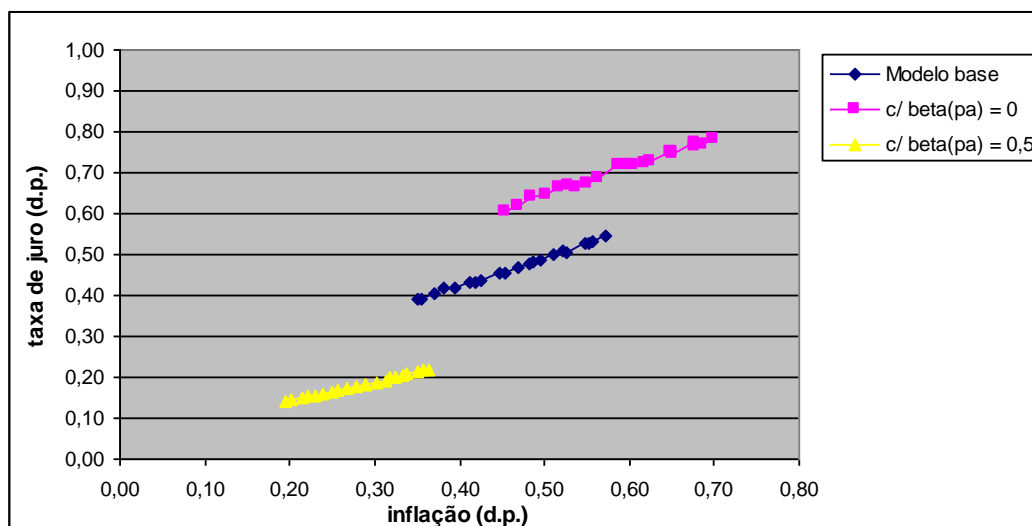
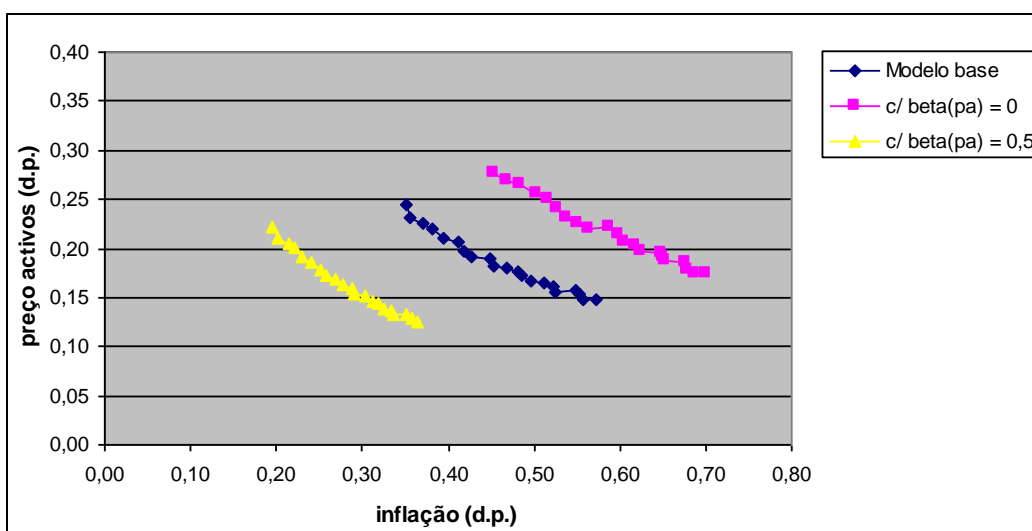
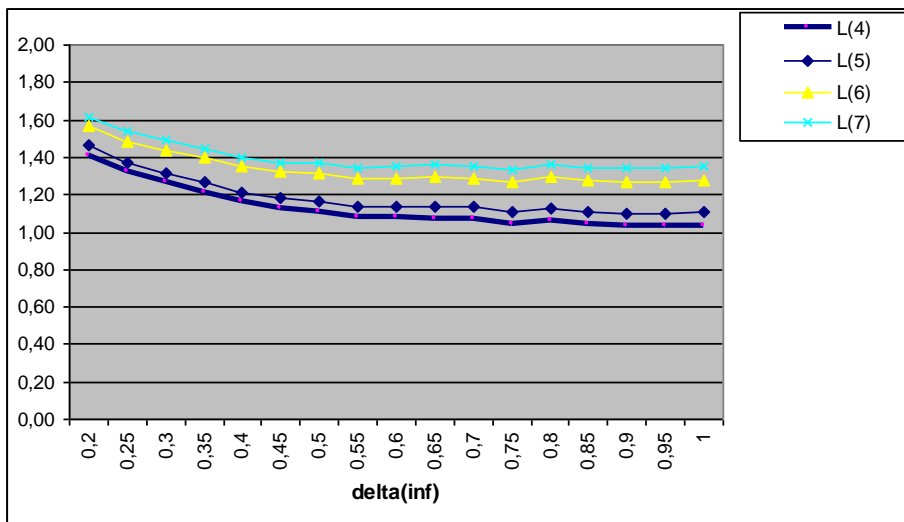
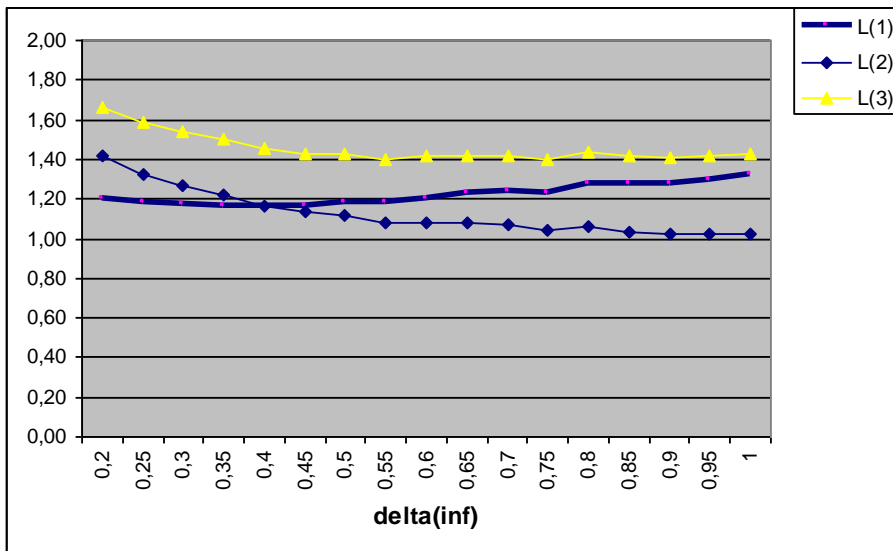


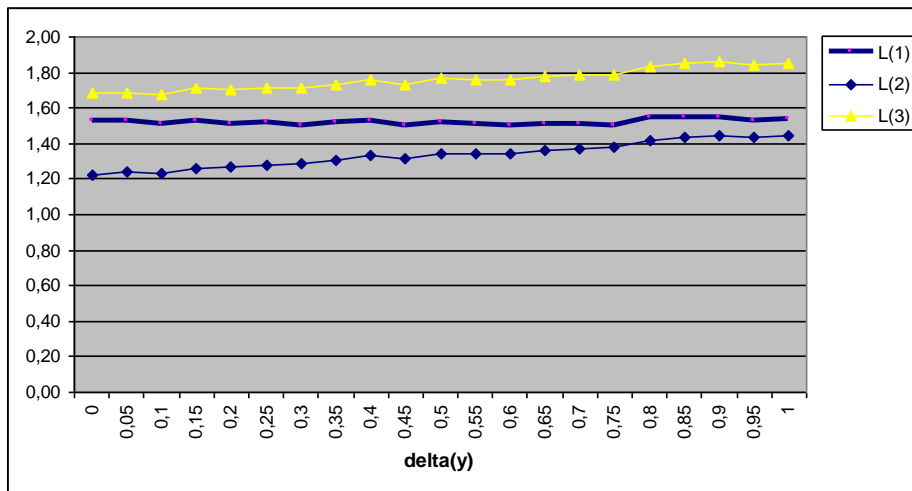
Figura VF.9. relação d.p. inflação / d.p. desvios nos preços dos activos



Figuras VF.10 e VF.11. evolução dos valores para as funções de perda (δ_π a aumentar)



Figuras VF.12 e VF.13. evolução dos valores para as funções de perda (δ_y a aumentar)



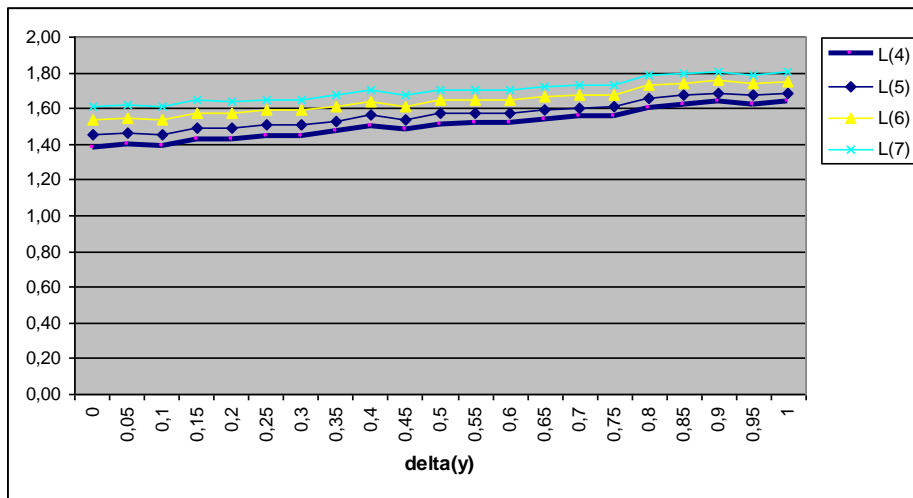


Figura VF.14 e VF.15. evolução dos valores para as funções de perda (δ_{pa} a aumentar)

