

Nº 153

O EFEITO DA TAXA DE JUROS E DA INCERTIÇA SOBRE A  
CURVA DE PHILLIPS DA ECONOMIA BRASILEIRA

Ricardo de Oliveira Cavalcanti

- 1990 -

# O EFEITO DA TAXA DE JUROS E DA INCERTEZA SOBRE A CURVA DE PHILLIPS DA ECONOMIA BRASILEIRA\*

Ricardo de Oliveira Cavalcanti\*\*

Utilizando a hipótese de que as empresas brasileiras incorrem em custos financeiros ao contratar mão de obra, o trabalho sugere que a taxa de juros real esperada é um importante argumento da oferta agregada ao país. Em adição, ao levar-se em conta que os empresários são avessos ao risco, considera-se que o coeficiente de variação da taxa de inflação também desloca a curva de Phillips. Os resultados empíricos revelam que a taxa de juros possui maior impacto do que a taxa de inflação sobre a curva de Phillips do Brasil.

1- Introdução; 2- O modelo; 3- A identificação da curva de Phillips; 4- Metodologia e resultados; 5- Conclusões.

## 1 - INTRODUÇÃO

Este trabalho visa estimar a curva de Phillips da Economia Brasileira, que acredita-se seja influenciada pela taxa real de juros esperada e pelo coeficiente de variação da taxa de inflação, além das variáveis que tradicionalmente são incorporadas pela literatura.

\* O autor agradece a Fernando de Holanda Barbosa, José Luiz Carvalho e Luiz Zottmann pelas valiosas críticas e sugestões, e a Mariha Spalenza Barcellos pela ajuda com o processamento dos dados. Os erros porventura remanescentes são de inteira responsabilidade do autor.

\*\* Doutorando da EGE/FGV.

## 2 - O MODELO

As equações básicas do modelo log-linear são as seguintes:

$$(1) \quad y_t = \bar{y}_t + \beta(\pi_t - \pi_t^e) - \delta(r_t - \tilde{\pi}_{t+1}^e) - \xi \sigma_{\pi,t+1}^2 + \varepsilon_t$$

$$(2) \quad y_t = Df_t - C(r_t - \tilde{\pi}_{t+1}^e) + \eta\theta_t + v_t$$

$$(3) \quad m_t - p_t = Ay_t - \alpha r_t + v_t$$

onde  $\beta$ ,  $\delta$ ,  $\xi$ ,  $D$ ,  $C$ ,  $\eta$ ,  $A$  e  $\alpha$  são constantes positivas.

As variáveis  $y_t$ ,  $\bar{y}_t$ ,  $\pi_t$ ,  $f_t$ ,  $r_t$ ,  $\theta_t$ ,  $m_t$  e  $p_t$  representam, respectivamente, o produto efetivo, o produto quase potencial<sup>3</sup>, a taxa de inflação, o parâmetro de política fiscal, a taxa nominal de juros, a taxa real de câmbio, o agregado monetário M1 e o índice de preços. O termo  $\sigma_{\pi,t}^2$  é o coeficiente de variação<sup>4</sup> da "taxa" de inflação,  $1+\pi_t$ , especificada na forma composta<sup>5</sup>, que por sua vez é assumida como tendo distribuição normal, com média  $1+\pi_t^e$ , e variância  $\sigma_t^2$ .

As variáveis  $\pi_t^e$  e  $\tilde{\pi}_{t+1}^e$  representam as taxas esperadas de inflação, com base em informações adquiridas até o período  $t-1$ ,

<sup>3</sup> O termo "quase" foi acrescentado ao potencial, com intenção de guardar semelhança com o produto potencial tradicionalmente incorporado pela literatura. A respeito de definições alternativas de produto potencial vide McCallum (1980).

<sup>4</sup> Em verdade,  $\sigma_{\pi,t}^2$  é o quadrado do coeficiente de variação. Continuaremos a chama-lo apenas de coeficiente de variação por simplicidade.

<sup>5</sup> Vale a seguinte relação:  $\pi_t = \log(1+\pi_t)$ .

para os períodos  $t$  e  $t+1$ , respectivamente. Os erros  $\varepsilon_t$ ,  $v_t$  e  $u_t$  são assumidos como sendo independentes, e possuindo média nula. Adicionalmente, supõe-se que  $\varepsilon_t$  seja homocedástico e serialmente não correlacionado.

A equação (1) é a relação de Phillips de preços. Podemos tomar a formulação tradicional da curva de Phillips como sendo um caso particular de (1), no caso em que  $\delta = \xi = 0$ . Nesta situação não haveria custo de financiamento do capital de giro das empresas, nem efeito de incerteza sobre o produto. Quando os agentes acertavam nas expectativas, obtendo-se  $\pi_t = \pi_t^*$ , a economia era dita encontrar-se em pleno emprego, acarretando  $y_t = \bar{y}_t$ .

No caso mais geral como indicado por (1), necessita-se de uma noção de pleno emprego que requer não apenas a igualdade  $\pi_t = \pi_t^*$ , como também que a taxa de juros real esperada  $(r_t - \tilde{\pi}_{t+1}^*)$  e o coeficiente de variação  $\sigma_{\pi,t+1}^2$  estejam em seus níveis de equilíbrio de longo prazo. Tais níveis, denotados por  $\bar{\rho}$  e  $\bar{\sigma}_\pi^2$ , respectivamente, são intrínsecos ao funcionamento da economia com estabilidade de taxas de inflação e um certo equilíbrio das contas do governo (por exemplo, déficit zero).

Supõe-se que os investimentos passados, que propiciaram a capacidade produtiva presente, foram orientados por uma perspectiva de lucratividade de longo prazo, parametrizada em  $\bar{\rho}$  e  $\bar{\sigma}_\pi^2$ . O produto de pleno emprego dos recursos da sociedade, deve então ser entendido como aquele que resulta do equilíbrio do mercado de trabalho,  $\bar{y}_t$ , quando se tem  $\pi_t = \pi_t^*$ , descontando-se o efeito deletério do custo do capital de giro e da incerteza sobre as perspectivas dos empresários, dado por  $\delta\bar{\rho} + \xi\bar{\sigma}_\pi^2$ .

Se  $\hat{y}_t = \bar{y}_t - \delta\bar{\rho} - \xi\bar{\sigma}_{\pi}^2$  é a definição de produto de pleno emprego adequada, então a equação (1) pode ser reescrita na forma seguinte:

$$(1') \quad y_t = \hat{y}_t + \beta(\pi_t - \pi_t^e) - \delta[(r_t - \tilde{\pi}_{t+1}^e) - \bar{\rho}] - \xi(\sigma_{\pi,t+1}^2 - \bar{\sigma}_{\pi}^2) + \varepsilon_t$$

Como observa-se em (1'), o produto quase potencial  $\bar{y}_t$  corresponde ao produto de pleno emprego,  $\hat{y}_t$ , no caso de  $\delta\bar{\rho} + \xi\bar{\sigma}_{\pi}^2$  ser igual a zero.

Também está implícito, na presente formulação da curva de Phillips, que foi desprezado o efeito dos preços de insumos importados sobre os custos da produção agregada. Contudo, o setor externo foi considerado no lado da demanda.

A equação (2) representa a curva IS, de equilíbrio do mercado de bens. O saldo das exportações sobre importações de não fatores é função da taxa real de câmbio  $\theta_t$ , além de também ser determinado pelo nível de renda. A variável  $f_t$  captura o efeito dos gastos do governo, além dos gastos privados autônomos, sobre o intercepto da IS.

A curva LM, de equilíbrio do mercado monetário, descrita pela equação (3), foi obtida através da hipótese usual de que a demanda por M1 é função do nível de renda real e da taxa nominal de juros.

Com relação à lei de formação de expectativas, foi considerado que os agentes econômicos utilizam uma combinação linear

das taxas de inflação passadas, para preverem a taxa de inflação do período corrente. Os pesos da combinação linear, ao longo do período abrangido, somam um. Os agentes possuem o grau de liberdade de utilizar em  $\pi_t^e$  pesos distintos daqueles designados para obter  $\tilde{\pi}_{t+1}^e$ .

A lei de formação de expectativas, como descrita acima, abrange os casos particulares de expectativas estáticas, aceleracionistas e adaptativas. Entretanto, como não se conhece a priori a combinação linear utilizada para prever  $\pi_t$ , ou sua expressão na forma composta  $\Pi_t$ , introduz-se um termo não linear na equação (1). Com efeito, uma vez que  $\sigma_{\pi,t}^2 = \sigma_t^2 / (1 + \Pi_t^e)^2$  torna-se uma função não linear das defasagens de  $\pi_t$ , o produto efetivo passa a depender das taxas de inflação passadas de forma não linear.

Neste trabalho, optou-se por adotar  $\sigma_t^2 / (1 + \Pi_t)^2$  como proxy de  $\sigma_{\pi,t}^2$ , decisão esta que se deve a dois fatos básicos. O primeiro é que  $\sigma_t^2$  é uma variável não observável, constituindo-se numa apreciação subjetiva que os produtores atribuem ser a variância da taxa de inflação. Neste quadro, se espera que os erros de medida introduzíveis não comprometam a significância do sinal do efeito da variável de incerteza sobre o produto.

O segundo fato diz respeito a facilidades computacionais. Acredita-se que os ganhos advindos de uma forma funcional não linear tornam-se desprezíveis, uma vez que substituir  $\Pi_t^e$  por  $\Pi_t$  em  $\sigma_{\pi,t}^2$  não altera o sinal do coeficiente de variação da taxa de inflação, apesar de introduzir algum viés.

### 3 - A IDENTIFICAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS

Com o objetivo de discutir o problema de identificação da curva de Phillips, inserida no sistema básico de equações dado por (1'), (2) e (3), torna-se necessário apresentar o modelo completo, como segue:

$$(1a) \quad h_t = \sum_{j=1}^k \delta_j d_{jt} + \sum_{i=1}^n \lambda_i h_{t-i} + \beta_{11} c + \beta_{12} \pi_t + \beta_{13} \pi_t^e + \beta_{14} r_t + \beta_{15} \tilde{\pi}_{t+1}^e + \sum_{i=1}^n \alpha_i \sigma_{\pi, t-i}^2 + \epsilon_{1t}$$

$$(2a) \quad y_t = \beta_{21} c + \beta_{24} r_t + \beta_{25} \tilde{\pi}_{t+1}^e + \beta_{26} f_t + \beta_{27} \theta_t + \epsilon_{2t}$$

$$(3a) \quad y_t = \beta_{31} c + \beta_{34} r_t + \beta_{38} m_t + \beta_{3,9} p_t + \epsilon_{3t}$$

$$(4a) \quad h_t = y_t - \hat{y}_t$$

$$(5a) \quad \hat{y}_t = \bar{y}_t + \beta_{51} c$$

$$(6a) \quad \bar{y}_t = \beta_{61} c + \beta_{6,10} T_t + \epsilon_{6t}$$

$$(7a) \quad \pi_t = p_t - p_{t-1}$$

$$(8a) \quad \pi_t^e = \sum_{i=1}^n \alpha_i \pi_{t-i}$$

$$(9a) \quad \tilde{\pi}_{t+1}^e = \sum_{i=1}^n \omega_i \pi_{t-i}$$

Os termos  $c$ ,  $d_{jt}$  e  $T_t$  representam, respectivamente, intercepto, dummies sazonais e variável de tendência. As demais variáveis mantêm o mesmo significado das seções anteriores.

A equação (1a) é a relação de Phillips de preços, obtida a partir de (1'), especificada em termos do desvio do produto  $h_t$ , definido em (4a). A constante  $c$  absorve os termos fixos do produto de pleno emprego. Foram acrescentadas defasagens dos desvios do produto, de modo a captar inércia no ajustamento da produção, defasagens do coeficiente de variação da taxa de inflação, devido à distribuição dos efeitos de incerteza ao longo do tempo, e dummies destinadas a captar sazonalidade.

As curvas IS e LM estão representadas por (2a) e (3a). As equações (5a) e (6a) tratam dos produtos de pleno emprego e quase potencial. O termo  $T_t$  foi utilizado para captar o crescimento da capacidade produtiva, que supõe-se ocorrer a uma taxa constante. As equações (7a), (8a) e (9a) definem, respectivamente, a taxa de inflação e as leis de formação de expectativas para os períodos  $t$  e  $t+1$ .

Substituindo-se as identidades (4a), (5a), (8a) e (9a), além da equação (6a), nas equações restantes, obtém-se o seguinte:

$$(1b) \quad h_t = \sum_{j=1}^k \delta_j d_{jt} + \sum_{i=1}^n \lambda_i h_{t-i} + \beta_{11} c_t + \beta_{12} \pi_t + \sum_{i=1}^n \gamma_i \pi_{t-i} + \beta_{14} r_t + \sum_{i=1}^n s_i \sigma_{\pi, t-i}^2 + \epsilon_{1t}$$

$$(2b) \quad h_t = \hat{\beta}_{21} c_t - \beta_{6,10} T_t + \beta_{24} r_t + \sum_{i=1}^n \hat{\omega}_i \pi_{t-i} + \beta_{26} f_t + \beta_{27} \theta_t + \hat{\epsilon}_{2t}$$

$$(3b) \quad h_t = \hat{\beta}_{31} c_t - \beta_{6,10} T_t + \beta_{34} r_t + \beta_{39} m_t + \beta_{3,9} p_t + \hat{\epsilon}_{3t}$$

$$(7a) \quad 0 = -\pi_t + p_t - p_{t-1}$$

onde,

$$\gamma_i = \beta_{13} \alpha_i + \beta_{15} \omega_i$$

$$\hat{\beta}_{21} = \beta_{21} - \beta_{51} - \beta_{61}$$

$$\hat{\beta}_{31} = \beta_{31} - \beta_{51} - \beta_{61}$$

$$\hat{\omega}_i = \beta_{25} \omega_i$$

$$\hat{\epsilon}_{2t} = \epsilon_{2t} - \epsilon_{67}$$

$$\hat{\epsilon}_{3t} = \epsilon_{3t} - \epsilon_{67}$$



Escrevendo o sistema de equações dado por (1b), (2b), (3b) e (7a) em forma matricial, obtém-se a seguinte matriz  $A_{(4 \times (10+k+3n))}$  dos parâmetros da forma estrutural<sup>6</sup>:

$$A = \begin{bmatrix} -1 & \vec{\delta} & \vec{\lambda} & \beta_{11} & \beta_{12} & \vec{\gamma} & \beta_{14} & \vec{s} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & \beta_{21} & 0 & \vec{\omega} & \beta_{24} & 0 & -\beta_{6,10} & \beta_{26} & \beta_{27} & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & \beta_{31} & 0 & 0 & \beta_{34} & 0 & -\beta_{6,10} & 0 & 0 & \beta_{38} & \beta_{39} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix}$$

onde  $\vec{\delta}$ ,  $\vec{\lambda}$ ,  $\vec{\gamma}$  e  $\vec{s}$  são vetores que reúnem os termos  $\delta_j$ ,  $\lambda_i$ ,  $\gamma_i$  e  $s_i$ .

As restrições de exclusão de variáveis que incidem sobre a primeira equação podem ser expressas por uma matriz  $R_{((10+k+3n) \times 6)}$ , tal que

$$R = \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ I_6 \end{bmatrix},$$

ou seja, R pode ser partida entre uma matriz nula e uma matriz identidade de sexta ordem.

A primeira equação é identificada se a matriz  $AR_{(4 \times 6)}$ , produto entre A e R, for de posto três. A matriz AR é dada por:

$$AR = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\beta_{6,10} & \beta_{26} & \beta_{27} & 0 & 0 & 0 \\ -\beta_{6,10} & 0 & 0 & \beta_{38} & \beta_{39} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix}$$

<sup>6</sup> Em verdade, A é uma matriz de parâmetros de uma forma semi-reduzida.

Como as três últimas linhas de AR são linearmente independentes (a menos que os coeficientes envolvidos sejam nulos), pode-se afirmar que esta matriz é posto três. Deste modo, sob as restrições de exclusão de variáveis, a primeira equação é identificada.

Uma vez que o modelo, como apresentado pela matriz A, impõe seis restrições de exclusão de variáveis sobre a primeira equação, o grau de mais que identificação da curva de Phillips é três.

As variáveis endógenas do modelo são  $h_t$ ,  $\pi_t$ ,  $r_t$  e  $p_t$ .

De modo a simplificar o processo de estimação, não foi imposto, a priori, uma importante restrição sobre a primeira equação. Esta restrição, decorrente do fato de que é desejável que uma curva de oferta seja homogênea do grau zero nos preços de fatores e produto, impõe que tanto os coeficientes de  $\pi_t$  e  $\pi_t^e$ , como os de  $r_t$  e  $\tilde{\pi}_{t+1}^e$ , devem ser simétricos entre si. Como apresentado pela matriz A, o modelo precisa então satisfazer a seguinte restrição homogênea:

$$(5) \quad \beta_{12} + \sum_i \gamma_i + \beta_{14} = 0$$

Como se verá na seção seguinte, os coeficientes estimados da curva de Phillips do Brasil satisfazem tal restrição.

#### 4 - METODOLOGIA E RESULTADOS

O método utilizado para estimar a curva de Phillips da economia Brasileira foi o de mínimo quadrados de dois estágios. No primeiro estágio foram feitas duas regressões, com mínimos quadrados ordinários.

A primeira regressão utilizou a taxa de juros  $r_t$  como variável dependente, e as variáveis predeterminadas do modelo completo como independentes; ou seja, se estimou a equação da forma reduzida de  $r_t$ . Como  $p_t$  também é função das mesmas variáveis predeterminadas, então pela equação (7a),  $\pi_t$  é função de suas primeiras diferenças. Desta feita, a segunda regressão foi a estimação da forma reduzida de  $\pi_t$ , em termos das primeiras diferenças das variáveis predeterminadas.

De posse dos valores ajustados de  $\pi_t$  e  $r_t$ , obtidos nas primeiras regressões, o segundo estágio tratou de estimar a equação (1b), substituindo estes valores no lugar das variáveis originais, e aplicando novamente mínimos quadrados ordinários.

Trabalhando-se com séries trimestrais, procurou-se abranger o maior período possível, dentro da disponibilidade de dados macroeconômicos do Brasil no momento da elaboração deste trabalho: segundo trimestre de 1976 até o primeiro trimestre de 1989.

A seguir tem-se a lista das variáveis, com suas respectivas descrições e fontes.

$h_t$  : Média trimestral do logaritmo da taxa de utilização da capacidade instalada, da indústria de transformação, calculada pela FIESP e obtida através do projeto ARIES-FGV. Foram somados vinte pontos percentuais à série original, de modo a fazer o percentual médio de ocupação ao longo do período, cerca de 80%, corresponder à taxa de utilização de pleno emprego.

$\pi_t$  : Primeira diferença trimestral do logaritmo do IGP-DI, calculado pela FGV e obtido através do projeto ARIES-FGV.

$r_t$  : Média trimestral da taxa logaritmica mensal, baseada na taxa de desconto de duplicatas de bancos comerciais, publicada pela revista Exame.

$\sigma_{\pi,t}^2$  : Baseado nas dez desagregações do IPA-DI publicadas pela Conjuntura Econômica, e obtidas junto ao projeto ARIES-FGV. Denominando de  $\Pi_{i,t}$  a taxa composta mensal de inflação baseada na desagregação  $i$ , e de  $\mu_t$  a média dos  $\Pi_{i,t}$ 's, então o valor mensal do coeficiente de variação,  $\sigma_{\pi,t}^{2*}$ , é dado por:

$$\sigma_{\pi,t}^{2*} = \frac{1}{(1 + \mu_t)^2} \sum_{i=1}^9 (\Pi_{i,t} - \mu_t)^2 / 9.$$

A variável  $\sigma_{\pi,t}^2$  é a média trimestral de  $\sigma_{\pi,t}^{2*}$ .

$f_t$  : Primeira diferença da média trimestral do logaritmo do Total da Dívida Pública Federal (deflacionado pelo IGP-DI), publicado pela Conjuntura Econômica e obtido através do projeto ARIES-FGV.

$\theta_t$  : Logaritmo da taxa de câmbio real, baseada no preço de venda do Dólar e nos IPA's do Brasil e dos Estados Unidos. A série foi obtida no projeto ARIES-FGV, a partir de 1978, e complementada com informações do IFS-FMI.

$m_t$  : Média trimestral do logaritmo do agregado monetário M1, obtido através do projeto ARIES-FGV.

$d_{2t}, d_{3t}, d_{4t}$  : Dummies sazonais que assumem valor um nos segundos, terceiros e quartos trimestres, respectivamente.

$d_{5t}$  : Assume valor um no segundo, terceiro e quarto trimestre de 1986, e valor zero nos demais períodos.

$d_{6t}$  : Assume valor um a partir do segundo trimestre de 1986, e valor zero nos períodos anteriores.

$T_t$  : Variável que aumenta de uma unidade a cada período.

$c$  : Assume valor um em todos os períodos.

$p_t$  : Logaritmo do IGP-DI.

Alguns comentários sobre as séries de dados utilizadas permitem precisar melhor os resultados obtidos nas regressões.

O primeiro ponto importante diz respeito à medição que está sendo utilizada do desvio do produto. Uma vez que a série de utilização da capacidade instalada se restringe à indústria de

transformação, os resultados obtidos devem ser contingenciados ao peso deste setor na produção agregada do país.

O coeficiente de variação, que é baseado em quatro taxas de inflação de bens de consumo, e seis de bens de produção, reflete a dispersão destas taxas em torno de um valor médio. Se os agentes acreditam que a taxa de inflação relevante é uma média ponderada das demais, então o coeficiente de variação será uma boa aproximação da medida equivalente que os agentes têm em mente, caso seus cálculos sejam baseados na evolução dos preços de grandes setores, como aqueles distinguidos na desagregação do IPA-DI.

Quanto aos sinais esperados dos coeficientes da equação (1b), apesar da apresentação do modelo ocorrida até o momento ter esgotado este ponto, vale a pena chamar a atenção para dois aspectos.

O primeiro é que as defasagens de  $\pi_t$ , que entram no modelo através das definições de  $\pi_t^*$  e  $\tilde{\pi}_{t+1}^*$ , podem ter coeficientes com qualquer sinal, como se observa através da construção dos coeficientes  $\gamma_i$ 's.

O segundo aspecto é que se espera uma contribuição positiva de  $d_{5t}$ , devido aos choques de oferta positivos que ocorreram durante o Plano Cruzado, possibilitando redução de custos, em razão, por exemplo, da contenção de tarifas públicas ocorrida em 1986. A variável  $d_{6t}$  procura captar um possível deslocamento da curva de Phillips, decorrente da introdução de expectativas de congelamentos de preços que pudessem surpreender os empresários, e que passaram a fazer parte do horizonte dos produtores a partir do primeiro congelamento.

Os resultados da estimação da curva de Phillips para a economia brasileira, encontram-se na Tabela 1.

Tabela 1 - Estimação de (1b) <sup>7</sup>  
(Variável dependente:  $h_t$ )

Variáveis:	$d_{2t}$	$d_{3t}$	$d_{4t}$	$d_{5t}$	$d_{6t}$
Estimativas:	.0278	.0184	.0093	.0308	-.0362
Estat. "T":	5.6965	4.0545	2.1554	3.4297	-2.8947
.....					
Variáveis:	$h_{t-1}$	$h_{t-2}$	$\hat{r}_t$	$\hat{\pi}_t$	$\pi_{t-2}$
Estimativas:	1.0837	-.2712	-.1196	.0595	-.0387
Estat. "T":	10.9311	-2.7966	-3.6073	2.2419	-1.9731
.....					
Variáveis:	$\pi_{t-8}$	$\pi_{t-13}$	$\pi_{t-14}$	$\sigma^2_{\pi,t}$	$\sigma^2_{\pi,t-2}$
Estimativas:	.0671	-.0911	.1107	-.6114	-.6853
Estat. "T":	2.7185	-1.6975	2.1432	-2.0734	-2.8944
.....					
$R^2$ : .9507	$\bar{R}^2$ : .9321	SQR: .0037	$F^a$ : 50.9953	DPR: .0100	
DW: 1.9049	$CS^b$ : .8395	$FF^c$ : .5972	$N^d$ : .6140	$HE^e$ : .0975	

Distribuição das estatísticas:

(a)  $FC(14,37)$ . (b)  $FC(4,33)$ . (c)  $FC(1,36)$ . (d)  $Q(2)$ . (e)  $FC(1,50)$

Tanto na Tabela 1 quanto nas Tabelas 2, 3 e 5 (apresentadas abaixo),  $R^2$  é o coeficiente de determinação,  $\bar{R}^2$  é o coeficiente corrigido, SQR é o somatório dos quadrados dos resíduos,  $F$  é a estatística "F" do teste da nulidade conjunta dos coeficientes, DPR é o desvio padrão da regressão, DW é a estatística de Durbin-Watson para se testar autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, CS é a

<sup>7</sup> Nesta regressão utilizou-se os valores ajustados  $\hat{r}_t$  e  $\hat{\pi}_t$  obtidos nas regressões apresentadas nas Tabelas 2 e 3.

estatística LM para se testar autocorrelação de quarta ordem dos resíduos, FF é a estatística de RESET de Ramsey para se testar forma funcional, N é a estatística de Bera-Jarque para se testar normalidade dos resíduos, e HE é a estatística para se testar heterocedasticidade dos resíduos.

As estimativas da Tabela 1 já são resultado de um processo de seleção das variáveis significantes. Apenas duas defasagens da taxa de inflação apresentaram estatística T maior do que dois. Este fato é explicado pelo modelo devido aos sinais contrários que são esperados para os coeficientes de  $\pi_t^*$  e  $\tilde{\pi}_{t+1}^*$ . Quanto ao desvio do produto, apenas duas defasagens são significantes. As estimativas dos coeficientes de  $h_{t-1}$  e  $h_{t-2}$  revelam uma equação de diferenças finitas, no desvio do produto, estável.

O coeficiente de variação do período  $t+1$  não foi significativo, passando a constar da seleção de variáveis apenas aqueles referentes aos períodos  $t$  e  $t-2$ . Este evento revela uma certa inércia do efeito da incerteza sobre o produto, talvez justificada por defasagens entre o tempo da tomada de decisão de iniciar a produção, e o tempo de iniciar a produção em si.

Os sinais de todos os coeficientes foram aqueles esperados, como postula o modelo. Destacam-se, a propósito, a elevada significância da taxa de juros, e o fato do coeficiente desta variável ser maior, em módulo, do que aquele relativo à taxa de inflação do período  $t$ , que faz parte das formulações tradicionais da curva de Phillips de preços como variável mais importante.



As estatísticas apresentadas na Tabela 1 garantem a consistência do modelo. As estatísticas CS, FF, N e HE corroboram as hipóteses até aqui adotadas. Não se pode rejeitar as hipóteses de que os erros são normais, homocedásticos e serialmente não correlacionados, e que a forma funcional, a um nível de significância de 5%, está correta.

A Tabela 2 apresenta a regressão referente à taxa de juros, enquanto a Tabela 3 o faz para a taxa de inflação. Nesta última, se utilizou a letra "L", antes dos símbolos já apresentados, para denotar que se trata da primeira diferença da variável. Note que a primeira diferença de  $T_t$  ( $LT_t$ ) é identicamente igual à constante c.

Ainda com relação à regressão da curva de Phillips, resta verificar se a restrição (5) é satisfeita pelos coeficientes da equação (1b). Este teste pode ser feito calculando-se um intervalo de confiança para a função linear, dada por (5), sobre o vetor de coeficientes de (1b)<sup>8</sup>. Se b representa este vetor, então a restrição (5) pode ser reescrita como:

$$(5') \quad w'b = 0$$

onde w é um vetor que assume valor um nas coordenadas referentes aos coeficientes citados em (5), e zero nas demais. Se E é a matriz de variância-covariância de b, então  $(w'b)/\sqrt{w'E w}$  é assintoticamente

<sup>8</sup> A este respeito, vide Theil (1971), p. 121-129.

Tabela 2 - Estimação da 1<sup>a</sup> forma reduzida  
(Variável dependente:  $r_t$ )

Variáveis:	$c$	$\delta_{2t}$	$\delta_{27}$	$\delta_{4t}$	$\delta_{5t}$
Estimativas:	.7991	-.0099	-.0310	-.0098	-.1197
Estat. "T":	1.4526	-.2946	-.9086	-.2660	-.7707
.....					
Variáveis:	$\delta_{6t}$	$h_{t-1}$	$h_{t-2}$	$m_t$	$f_t$
Estimativas:	-.2356	.2474	-1.0353	.0000	.1151
Estat. "T":	-2.3207	.3937	-1.9326	2.0535	.6971
.....					
Variáveis:	$\theta_t$	$T_t$	$\sigma^2_{\pi,t}$	$\sigma^2_{\pi,t-2}$	$P_{t-1}$
Estimativas:	-.1809	.0044	1.0846	2.5847	-.0006
Estat. "T":	-1.3766	1.3399	.4948	1.2441	-1.9166
.....					
Variáveis:	$\pi_{t-1}$	$\pi_{t-2}$	$\pi_{t-3}$	$\pi_{t-4}$	$\pi_{t-5}$
Estimativas:	.1296	.2011	-.2230	-.0064	.4721
Estat. "T":	.7915	.9704	-1.3827	-.0307	2.3359
.....					
Variáveis:	$\pi_{t-6}$	$\pi_{t-7}$	$\pi_{t-8}$	$\pi_{t-9}$	$\pi_{t-10}$
Estimativas:	-.1788	-.4706	.4571	-.0428	.3639
Estat. "T":	-.6661	-1.5983	1.5545	-.1594	1.2810
.....					
Variáveis:	$\pi_{t-11}$	$\pi_{t-12}$	$\pi_{t-13}$	$\pi_{t-14}$	
Estimativas:	.0052	-.2832	-.2819	-.0534	
Estat. "T":	.0161	.9068	-.8462	-.1280	
.....					
$R^2$ :	.9507	$\bar{R}^2$ :	.9347	SQR:	.0395
DW:	2.1745	CS <sup>b</sup> :	1.7063	FF <sup>c</sup> :	3.5750
				N <sup>d</sup> :	7.7280
				DPR:	.0415
				HE <sup>e</sup> :	.9262

Distribuição das estatísticas:

(a) F(28,23). (b) F(4,19). (c) F(1,22). (d) Q(2). (e) F(1,50)

Tabela 3 - Estimação da 2ª forma reduzida  
(Variável dependente:  $\pi_t$ )

Variáveis:		$Ld_{2t}$	$Ld_{3t}$	$Ld_{4t}$	$Ld_{5t}$
Estimativas:		-.0057	.0224	.0161	.2762
Estat. "T":		-.1537	.5631	.4231	1.6605
.....					
Variáveis:	$Ld_{6t}$	$Lh_{t-1}$	$Lh_{t-2}$	$Lm_t$	$Lf_t$
Estimativas:	-.0963	-1.3979	-.6354	-.0000	-.3451
Estat. "T":	-1.0234	-1.1120	-.5413	-.0497	-1.8843
.....					
Variáveis:	$L\theta_t$	$LT_t$	$Lo^2_{\pi,t}$	$Lo^2_{\pi,t-2}$	$\pi_{t-1}$
Estimativas:	-.0614	.0394	.1630	4.4045	.9862
Estat. "T":	-.2302	1.3819	.0658	1.7657	4.0958
.....					
Variáveis:	$L\pi_{t-1}$	$L\pi_{t-2}$	$L\pi_{t-3}$	$L\pi_{t-4}$	$L\pi_{t-5}$
Estimativas:	-.6597	-.5630	-.5513	-.2059	-.2657
Estat. "T":	-2.1934	-1.3986	-1.6055	-.4345	-.5953
.....					
Variáveis:	$L\pi_{t-6}$	$L\pi_{t-7}$	$L\pi_{t-8}$	$L\pi_{t-9}$	$L\pi_{t-10}$
Estimativas:	-.0690	-.4972	-.3681	-.3497	-.7567
Estat. "T":	-.1450	-.8382	-.5967	-.6800	-1.4147
.....					
Variáveis:	$L\pi_{t-11}$	$L\pi_{t-12}$	$L\pi_{t-13}$	$L\pi_{t-14}$	
Estimativas:	-.9168	-.6728	-1.2909	-1.2067	
Estat. "T":	-1.6931	-1.1697	-2.2937	-2.3890	
.....					
$R^2$ : .9129	$\bar{R}^2$ : .8150	SQR: .1208	$F^a$ : 9.3218	DPR: .0709	
DW: 1.4648	$CS^b$ : 1.8143	$FF^c$ : 1.4407	$N^d$ : 7.2031	$HE^e$ : .9554	

Distribuição das estatísticas:

(a)  $F(27,24)$ . (b)  $F(4,20)$ . (c)  $F(1,23)$ . (d)  $\chi^2(2)$ . (e)  $F(1,50)$

normalmente distribuída. O termo  $w'E w$  representa o somatório de um conjunto particular de covariâncias, associadas aos coeficientes citados em (5), relacionadas numa sub-matriz de  $E$ . Os valores estimados desta sub-matriz encontram-se na Tabela 4.

Tabela 4 - Matriz de Variância-covariância dos Parâmetros de (1b)<sup>\*p</sup>

	$\hat{r}_t$	$\hat{\pi}_t$	$\pi_{t-2}$	$\pi_{t-8}$	$\pi_{t-12}$	$\pi_{t-14}$
$\hat{r}_t$	.0011	-.0006	-.0000	-.0004	.0001	-.0004
$\hat{\pi}_t$	-.0006	.0007	-.0000	.0003	-.0001	-.0001
$\pi_{t-2}$	-.0000	-.0000	.0003	-.0000	-.0003	.0000
$\pi_{t-8}$	-.0004	.0003	-.0000	.0006	-.0003	-.0000
$\pi_{t-12}$	.0001	-.0001	-.0003	-.0003	.0028	-.0013
$\pi_{t-14}$	-.0004	-.0001	.0000	-.0000	-.0013	.0026

(\*) Contempla apenas os coeficientes que sofrem a restrição (5).

Com base nas Tabelas 1 e 4, verifica-se que a estatística para o teste da restrição (5) assume, em módulo, o valor 0,3005. Logo, a um nível de significância de 5%, a equação (1b) satisfaz a restrição de ser homogênea do grau zero nos preços.

Finalmente, os valores indicados na Tabela 1 sugerem que se deva utilizar a primeira diferença do desvio do produto ( $Lh_t$ ) como variável dependente na curva de Phillips, uma vez que a estimativa do coeficiente de  $h_{t-1}$  é aproximadamente igual a um. Esta sugestão é levada a cabo na Tabela 5. Apesar dos valores das estimativas não se

<sup>p</sup> Vale notar que a Tabela 4 é resultado, juntamente com a Tabela 1, da estimação de (1b) em dois estágios. Daí o motivo de utilizarem os valores ajustados  $\hat{r}_t$  e  $\hat{\pi}_t$  ao invés das respectivas variáveis originais.

modificarem muito, a elevação da estatística referente ao teste da forma funcional (FF), revela que talvez esta não seja a forma mais indicada para a curva de Phillips.

Tabela 5 - Estimação de (1b):  
(Variável dependente:  $Lh_t$ )

Variáveis:	$d_{2t}$	$d_{3t}$	$d_{4t}$	$d_{5t}$	$d_{6t}$
Estimativas:	.0272	.0185	.0105	.0317	-.0337
Estat. "T":	5.6551	4.1098	2.5954	3.5652	-2.7841
.....					
Variáveis:		$h_{t-2}$	$\hat{r}_t$	$\hat{\pi}_t$	$\pi_{t-2}$
Estimativas:		-.2008	-.1175	.0595	-.0390
Estat. "T":		-4.0837	-3.5660	2.2533	-1.9936
.....					
Variáveis:	$\pi_{t-8}$	$\pi_{t-13}$	$\pi_{t-14}$	$\sigma^2_{\pi,t}$	$\sigma^2_{\pi,t-2}$
Estimativas:	.0642	-.0990	.1112	-.5694	-.6752
Estat. "T":	2.6372	-1.8812	2.1609	-1.9665	-2.8663
.....					
$R^2$ : .6032	$\bar{R}^2$ : .4674	SQR: .0038	$F^a$ : 4.4428	DPR: .0100	
DW: 1.7357	$CS^b$ : .3997	$FF^c$ : 3.3987	$N^d$ : .7271	$HE^e$ : .8273	

Distribuição das estatísticas:

(a)  $F(13,38)$ . (b)  $F(4,34)$ . (c)  $F(1,37)$ . (d)  $Q(2)$ . (e)  $F(1,50)$

<sup>1</sup> Equivale a estimar (1b), impondo-se a restrição adicional  $\lambda_1 = 1$ .

## 5 - CONCLUSÕES

As estimativas ora apresentadas para a curva de Phillips de preços do Brasil não permitem rejeitar a hipótese de que tanto a taxa real de juros esperada, quanto o coeficiente de variação de taxa de inflação, afetam significativamente o desvio do produto. Com este trabalho pretende-se jogar luz sobre a importância da administração de políticas macroeconômicas que evitem incertezas quanto ao nível de preços da economia, e que visem a manutenção, no longo prazo, da taxa de juros em certo equilíbrio, como forma de obtenção do produto de pleno emprego.

Por outro lado, os dados parecem indicar uma baixa elasticidade-preço da oferta agregada. Uma possível explicação para este fenômeno, que se traduz em uma curva de Phillips aproximadamente vertical, reside na contrapartida do recrudescimento inflacionário, acompanhado de crescente volatilidade de preços, como ocorreu no País na década de 80. A hipótese, ainda por ser testada, seria de que a inconsistência da condução da política econômica no período acabou por dificultar consideravelmente a extração dos sinais dos preços relativos. Em conformidade com o modelo de Lucas (1977), a crescente introdução de incerteza terminaria por reduzir a zero a elasticidade da curva de Phillips do Brasil.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARBOSA, Fernando de H. Macroeconomia, Ensaios Econômicos n° 139, EPGE/FGV, 1989.
- CAVALCANTI, Ricardo de O. Inflação, estagnação e incerteza: teoria e experiência brasileira. Dissertação de mestrado, EPGE/FGV, 1990.
- CAVALLO, Domingo F. Stagflationary effects of monetarist stabilization policies in economies with persistent inflation. Ph.D. Thesis, Harvard University, 1977.
- CAVALLO, Domingo F. Stagflationary effects of monetarist stabilization policies in economies with persistent inflation. In *Development in an Inflationary World*, Academic Press, Inc. 1981.
- LUCAS, Robert E. Jr. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *American Economic Review*, Vol. 63, 1973.
- McCALLUM, Bennett T. Rational expectations and macroeconomic stabilization policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, November 1980, Part 2.
- THEIL, Henri. Principles of econometrics. Santa Barbara, Wiley Hamilton Publication, 1971.

## ENSAIOS ECONÔMICOS DA EPGE

(a partir do nº 100)

100. JUROS, PREÇOS E DÍVIDA PÚBLICA VOLUME I: ASPECTOS TEÓRICOS  
- Marco Antonio C. Martins e Clovis de Faro - 1987 (esgotado)
101. JUROS, PREÇOS E DÍVIDA PÚBLICA VOLUME II: A ECONOMIA BRASILEIRA - 1971/85  
- Antonio Salazar P. Brandão, Clóvis de Faro e Marco A. C. Martins - 1987 (esgotado)
102. MACROECONOMIA KALECKIANA - Rubens Penha Cysne - 1987
103. O PRÊMIO DO DÓLAR NO MERCADO PARALELO, O SUBFATURAMENTO DE EXPORTAÇÕES E O SUPERFATURAMENTO DE IMPORTAÇÕES - Fernando de Holanda Barbosa - Rubens Penha Cysne e Marcos Costa Holanda - 1987 (esgotado)
104. BRAZILIAN EXPERIENCE WITH EXTERNAL DEBT AND PROSPECTS FOR GROWTH-  
Fernando de Holanda Barbosa and Manuel Sanchez de La Cal - 1987 (esgotado)
105. KEYNES NA SEDIÇÃO DA ESCOLHA PÚBLICA - Antonio M.da Silveira-1987(esgotado)
106. O TEOREMA DE FROBENIUS-PERRON - Carlos Ivan Simonsen Leal - 1987
107. POPULAÇÃO BRASILEIRA - Jessé Montello-1987 (esgotado)
108. MACROECONOMIA - CAPÍTULO VI: "DEMANDA POR MOEDA E A CURVA LM"  
- Mario Henrique Simonsen e Rubens Penha Cysne-1987 (esgotado)
109. MACROECONOMIA - CAPÍTULO VII: "DEMANDA AGREGADA E A CURVA IS"  
- Mario Henrique Simonsen e Rubens Penha Cysne - 1987 - (esgotado)
110. MACROECONOMIA - MODELOS DE EQUILÍBRIO AGREGATIVO A CURTO PRAZO  
- Mario Henrique Simonsen e Rubens Penha Cysne-1987 (esgotado)
111. THE BAYESIAN FOUNDATIONS OF SOLUTION CONCEPTS OF GAMES - Sérgio Ribeiro da Costa Werlang e Tommy Chin-Chiu Tan - 1987 (esgotado)
112. PREÇOS LÍQUIDOS (PREÇOS DE VALOR ADICIONADO) E SEUS DETERMINANTES;  
DE PRODUTOS SELECIONADOS, NO PERÍODO 1980/1º Semestre/1986 -  
- Raul Ekerman - 1987
113. EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS E SALDO-MÉDIO: O CASO DE PRESTAÇÕES -  
- Clovis de Faro - 1988 (esgotado)
114. A DINÂMICA DA INFLAÇÃO - Mario Henrique Simonsen - 1988 (esgotado)
115. UNCERTAINTY AVERSION AND THE OPTIMAL CHOISE OF PORTFOLIO -  
James - Dow e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang-1988 (esgotado)
116. O CICLO ECONÔMICO - Mario Henrique Simonsen - 1988 (esgotado)
117. FOREIGN CAPITAL AND ECONOMIC GROWTH - THE BRAZILIAN CASE STUDY-  
Mario Henrique Simonsen - 1988
118. COMMON KNOWLEDGE - Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - 1988(esgotado)
119. OS FUNDAMENTOS DA ANÁLISE MACROECONÔMICA-Prof.Mario Henrique  
Simonsen e Prof. Rubens Penha Cysne - 1988 (esgotado)
120. CAPÍTULO XII - EXPECTATIVASS RACIONAIS - Mario Henrique  
Simonsen - 1988 (esgotado)
121. A OFERTA AGREGADA E O MERCADO DE TRABALHO - Prof. Mario Henrique  
Simonsen e Prof. Rubens Penha Cysne - 1988 (esgotado)
122. INÉRCIA INFLACIONÁRIA E INFLAÇÃO INERCIAL - Prof. Mario Henrique  
Simonsen - 1988 (esgotado)
123. MODELOS DO HOMEM: ECONOMIA E ADMINISTRAÇÃO - Antonio Maria da  
Silveira - 1988
124. UNDERINVOICING OF EXPORTS, OVERINVOICING OF IMPORTS, AND THE  
DOLLAR PREMIUM ON THE BLACK MARKET - Prof. Fernando de Holanda Barbosa,  
Prof. Rubens Penha Cysne e Marcos Costa Holanda - 1988 (esgotado)



125. O REINO MÁGICO DO CHOQUE HETERODOXO - Fernando de Holanda Barbosa  
Antonio Salazar Pessoa Brandão e Clovis de Faro - 1988 (esgotado)
126. PLANO CRUZADO: CONCEPÇÃO E O ERRO DE POLÍTICA FISCAL - Rubens  
Penha Cysne - 1988
127. TAXA DE JUROS FLUTUANTE VERSUS CORREÇÃO MONETÁRIA DAS PRESTAÇÕES:  
UMA COMPARAÇÃO NO CASO DO SAC E INFLAÇÃO CONSTANTE - Clovis de  
Faro - 1988
128. CAPÍTULO II - MONETARY CORRECTION AND REAL INTEREST ACCOUNTING  
- Rubens Penha Cysne - 1988
129. CAPÍTULO III - INCOME AND DEMAND POLICIES IN BRAZIL - Rubens  
Penha Cysne - 1988
130. CAPÍTULO IV - BRAZILIAN ECONOMY IN THE EIGHTIES AND THE DEBT  
CRISIS - Rubens Penha Cysne - 1988
131. THE BRAZILIAN AGRICULTURAL POLICY EXPERIENCE: RATIONALE AND  
FUTURE DIRECTIONS - Antonio Salazar Pessoa Brandão - 1988
132. MORATÓRIA INTERNA, DÍVIDA PÚBLICA E JUROS REAIS - Maria Silvia  
Bastos Marques e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - 1988
133. CAPÍTULO IX - TEORIA DO CRESCIMENTO ECONÔMICO - Mario Henrique  
Simonsen - 1988
134. CONGELAMENTO COM ABONO SALARIAL GERANDO EXCESSO DE DEMANDA -  
- Joaquim Vieira Ferreira Levy e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - 1988
135. AS ORIGENS E CONSEQUÊNCIAS DA INFLAÇÃO NA AMÉRICA LATINA -  
Fernando de Holanda Barbosa - 1988
136. A CONTA-CORRENTE DO GOVERNO - 1970-1988 - Mario Henrique  
Simonsen - 1989
137. A REVIEW ON THE THEORY OF COMMON KNOWLEDGE  
- Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - 1989
138. MACROECONOMIA  
- Fernando de Holanda Barbosa - 1989 (esgotado)
139. TEORIA DO BALANÇO DE PAGAMENTOS: UMA ABORDAGEM SIMPLIFICADA -  
- João Luiz Tenreiro Barroso - 1989
140. CONTABILIDADE COM JUROS REAIS - RUBENS PENHA CYSNE - 1989
141. "CREDIT RATIONING AND THE PERMANENT INCOME HYPOTHESIS" - Vicente Madrigal,  
Tommy Tan, Daniel Vicent, Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - 1989
142. "A AMAZÔNIA BRASILEIRA" - Ney Coe de Oliveira - 1989
143. DESÁGIO DAS LFTs E A PROBABILIDADE IMPLÍCITA DE MORATÓRIA  
Maria Silvia Bastos Marques e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - 1989
144. THE LDC DEBT PROBLEM: A GAME-THEORETICAL ANALYSIS  
Mario Henrique Simonsen e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - 1989
145. ANÁLISE CONVEXA NO  $R^n$  - Mario Henrique Simonsen - 1989
146. A CONTROVÉRSIA MONETARISTA NO HEMISFÉRIO NORTE  
Fernando de Holanda Barbosa - 1989
147. FISCAL REFORM AND STABILIZATION: THE BRAZILIAN EXPERIENCE - Fernando de Holanda  
Barbosa, Antônio Salazar Pessoa Brandão e Clovis de Faro - 1989

148. RETORNOS EM EDUCAÇÃO NO BRASIL: 1976-1986  
Carlos Ivan Simonsen Leal e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - 1989
149. PREFERENCES, COMMON KNOWLEDGE, AND SPECULATIVE TRADE - James Dow,  
Vicente Madrigal, Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - 1990
150. EDUCAÇÃO E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA  
Carlos Ivan Simonsen Leal e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang - 1990
151. OBSERVAÇÕES À MARGEM DO TRABALHO "A AMAZÔNIA BRASILEIRA"  
Ney Coe de Oliveira - 1990
152. PLANO COLLOR: UM GOLPE DE MESTRE CONTRA A INFLAÇÃO?  
Fernando de Holanda Barbosa - 1990
153. O EFEITO DA TAXA DE JUROS E DA INCERTEZA SOBRE A CURVA DE PHILLIPS DA  
ECONOMIA BRASILEIRA  
Ricardo de Oliveira Cavalcanti - 1990

000054998

