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

Ricardo de Oliveira Cavalcanti**

Resumo

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 do 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.

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.

A taxa de juros afetaria o produto agregado porque as empresas incorrem num custo financeiro, ao adiantar o pagamento de seus insumos, com relação à data de recebimento do valor da venda dos produtos¹. O coeficiente de variação da taxa de inflação, por ser um indicador da probabilidade dos produtores assumirem prejuízos, ao fecharem contratos indexados a índices de preços cuja realização desconhecem a priori, influi na decisão de produção, caso se admita alguma aversão ao risco por parte dos empresários.

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

**Doutorando da EPGE/FGV.

¹É freqüente, na indústria de transformação, a venda a prazo, sendo a folha salarial paga

a vista. A respeito da modelagem da curva de Phillips com taxa de juros, vide Barbosa (1989).

O crescimento de ambas as variáveis citadas, por deslocar a demanda por mão de obra para a esquerda, tem efeito deletério sobre o desvio do produto, definido como a diferença entre os logaritmos do produto efetivo e potencial. O arrazoado da incorporação destas variáveis na curva de oferta agregada tem marco na tese de doutoramento de Domingo Cavallo², que procura investigar o processo inflacionário argentino, através de uma modelagem estruturalista.

No presente trabalho, contudo, a análise se concentrará na linha da síntese neoclássica-keynesiana de uma economia aberta com um só produto, cujo lado da oferta está representado pela relação de Phillips de preços, e o lado da demanda pelas curvas IS e LM. A derivação da curva de Phillips aqui utilizada, incorporando a taxa de juros e o coeficiente de variação da taxa de inflação, foi obtida por Cavalcanti (1990).

2. O Modelo.

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

$$y_t = \bar{y}_t + \beta(\pi_t - \pi_t^*) - \delta(r_t - \bar{\pi}_{t+1}^*) - \xi\alpha_{\pi,t+1}^2 + \alpha_t \quad (1)$$

$$y_t = Df_t - C(r_t - \bar{\pi}_{t+1}^*) + \eta\theta_t + \nu_t \quad (2)$$

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

onde β , δ , ξ , D , C , η , A e α são constantes positivas.

As variáveis y_t , $\bar{y}_t$, π_t , f_t , r_t , θ_t , m_t e p_t representam, respectivamente, o produto efetivo, o produto quase potencial³, 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 $\alpha_{\pi,t}^2$ é o coeficiente de variação⁴ da "taxa" de inflação, $1 + \Pi_t$, especificada na forma composta⁵, que por sua vez

²Vide Cavallo (1977, 1991).

³O 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).

⁴Em verdade, $\alpha_{\pi,t}^2$ é o quadrado do coeficiente de variação. Continuaremos a chamá-lo apenas de coeficiente de variação por simplicidade.

⁵Vale a seguinte relação: $\pi_t = \log(1 + \Pi_t)$.

é assumida como tendo distribuição normal, com média $1 + \Pi_t^*$, e variância α_t^2 .

As variáveis π_t^* e $\tilde{\pi}_{t+1}^*$ representam as taxas esperadas de inflação, com base em informações adquiridas até o período $t - 1$, para os períodos t e $t + 1$, respectivamente. Os erros ε_t , ν_t e u_t são assumidos como sendo independentes, e possuindo média nula. Adicionalmente, supõe-se que ε_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 $\alpha_{\pi,t+1}^2$ estejam em seus níveis de equilíbrio de longo prazo. Tais níveis, denotados por $\bar{\rho}$ e $\bar{\alpha}_\pi^2$, 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 $\bar{\alpha}_\pi^2$. 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 $\delta\bar{\rho} + \xi\bar{\alpha}_\pi^2$.

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

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

Como observa-se em (1'), o produto quase potencial $\bar{y}_t$ corresponde ao produto de pleno emprego, $\bar{y}_t$, no caso de $\delta\bar{\rho} + \xi\bar{\alpha}_\pi^2$ 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 θ_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 π_t^* pesos distintos daqueles designados para obter $\tilde{\pi}_{t+1}^*$.

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 π_t , ou sua expressão na forma composta Π_t , introduz-se um termo não linear na equação (1). Com efeito, uma vez que $\alpha_{\pi,t}^2 = \alpha_t^2 / (1 + \Pi_t^*)^2$ torna-se uma função não linear das defasagens de π_t , o produto efetivo passa a depender das taxas de inflação passadas de forma não linear.

Neste trabalho, optou-se por adotar $\alpha_t^2 / (1 + \Pi_t)^2$ como *proxy* de $\alpha_{\pi,t}^2$, decisão esta que se deve a dois fatos básicos. O primeiro é que α_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 Π_t^* por Π_t

em $\alpha_{\pi,t}^2$, 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:

$$h_t = \sum_j^k \delta_j d_{jt} + \sum_i^n \lambda_i h_{t-i} + \beta_{11}c + \beta_{12}\pi_t + \beta_{13}\pi_t^* + \beta_{14}r_t + \beta_{15}\tilde{\pi}_{t+1}^* + \sum_i^n \theta_i a_{\pi,t-i}^2 + \varepsilon_{1t} \quad (1a)$$

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

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

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

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

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

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

$$\pi_t^* = \sum_o^n \pi_{t-i} \quad (8a)$$

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

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 tuzizado 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:

$$h_t = \sum_j^k \delta_j d_{jt} + \sum_i^n \lambda_i h_{t-i} + \beta_{11}c + \beta_{12}\pi_t + \sum_i^n \gamma_i \pi_{t-i} + \beta_{14}r_t + \sum_i^n \theta_i \alpha_{\pi,t-i}^2 + \varepsilon_{1t} \quad (1b)$$

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

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

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

onde,

$$\begin{aligned} \gamma_i &= \beta_{13}\alpha_i + \beta_{15}\omega_i \\ \hat{\beta}_{21} &= \beta_{21} - \beta_{51}' - \beta_{61} \\ \hat{\beta}_{31} &= \beta_{31} - \beta_{51} - \beta_{61} \\ \hat{\omega} &= \beta_{25}\omega_i \\ \hat{\varepsilon}_{2t} &= \varepsilon_{2t} - \varepsilon_{67} \\ \hat{\varepsilon}_{3t} &= \varepsilon_{3t} - \varepsilon_{67} \end{aligned}$$

Escrevendo o sistema de equações dado por (1b), (2b), (3b) e (7a) em forma matricial, ob têm-se a seguinte matriz $A_{\{4 \times (10+k+\theta n)\}}$ dos parâmetros da forma estrutural⁶:

⁶Em verdade, A é uma matriz de parâmetros de uma forma semi-reduzida.

$A =$

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

onde $\vec{\delta}$, $\vec{\lambda}$, $\vec{\gamma}$ e $\vec{s}$ são vetores que reúnem os termos δ_j , λ_i , γ_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

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

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:

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

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 , π_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 π_t e π_t^* ,

como os de r_t e π_{t+1}^* , devem ser simétricos entre si. Como apresentado pela matriz A , o modelo precisa então satisfazer a seguinte restrição homogênea:

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

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), π_t é função de suas primeiras diferenças. Desta feita, a segunda regressão foi a estimação da forma reduzida de π_t , em termos das primeiras diferenças das variáveis predeterminadas.

De posse dos valores ajustados de π_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.

π_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 logarítmica mensal, baseada na taxa de desconto de duplicatas de bancos comerciais, publicada pela revista Exame.

$\alpha_{\pi,t}^2$: 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 μ_t a média dos $\Pi_{i,t}$'s, então o valor mensal do coeficiente de variação, $\alpha_{\pi,t}^2$, é dado por:

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

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

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

θ_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 trans-

formação, 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 π_t , que entram no modelo através das definições de π_t^* e $\tilde{\pi}_{t+1}^*$, podem ter coeficientes com qualquer sinal, como se observa através da construção dos coeficientes γ_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.

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 estatística LM para se testar autocorrelação de quarta ordem dos resíduos, FF é a estatística do 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.

Tabela 1.
Estimação de (1b)⁷
(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-3}	$\hat{r}_t$	$\hat{\pi}_t$	π_{t-2}
Estimativas:	1.0837	-.2712	-.1196	.0595	-.0387
Estat. "T":	10.9311	-2.7966	-3.6073	2.2419	-1.9731
.....					
Variáveis:	π_{t-8}	π_{t-13}	π_{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) F(14,37). (b) F(4,33). (c) F(1,36). (d) Q(2). (e) F(1,50).

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 π_t^* e π_{t+1}^* . Quanto ao desvio do produto, apenas duas defasagens são significantes. As estimativas dos coeficientes de h_{t-1} e h_{t-3} 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 signi-

ficância 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)⁸. Se b representa este vetor, então a restrição (5) pode ser reescrita como:

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

onde w é um vetor que assume valor um nas coordenadas referentes aos coeficientes citados em (5), e zero nas demais. Se Ξ é a matriz de variância-covariância de b , então $(w'b)/\sqrt{w'\Xi w}$ é assintoticamente normalmente distribuída. O termo $w'\Xi w$ representa o somatório de um conjunto particular de covariâncias, associadas aos coeficientes citados em (5), relacionadas numa sub-matriz de Ξ . Os valores estimados desta sub-matriz encontram-se na Tabela 4.

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

⁸A este respeito, vide Theil (1971), p. 131-139.

Tabela 2.
Estimação da 1ª forma reduzida
(Variável dependente: r_t)

Variáveis:	c	d_{2t}	δ_{97}	δ_{4t}	δ_{5t}
Estimativas:	.7991	-.0099	-.0310	-.0098	-.1197
Estat. "T":	1.4526	-.2946	-.9086	-.2660	-.7707
.....					
Variáveis:	δ_{6t}	h_{t-1}	h_{t-3}	m_t	f_t
Estimativas:	-.2356	.2474	-1.0353	.0000	.1151
Estat. "T":	-2.3207	.3937	-1.9326	2.0535	.6971
.....					
Variáveis:	θ_t	T_t	$\sigma^2_{\pi,t}$	$\sigma^2_{\pi,t-2}$	p^2_{t-1}
Estimativas:	-.1809	.0044	1.0846	2.5847	-.0006
Estat. "T":	-1.3766	1.3399	.4948	1.2441	-1.9166
.....					
Variáveis:	π_{t-1}	π_{t-2}	π_{t-3}	π_{t-4}	π_{t-5}
Estimativas:	.1296	.2011	-.2230	-.0064	.4721
Estat. "T":	.7915	.9704	-1.3827	-.0307	2.3359
.....					
Variáveis:	π_{t-6}	π_{t-7}	π_{t-8}	π_{t-9}	π_{t-10}
Estimativas:	-.1788	-.4706	.4571	-.0428	.3639
Estat. "T":	-.6662	-1.5983	1.5545	-.1594	1.2810
.....					
Variáveis:	π_{t-11}	π_{t-12}	π_{t-13}	π_{t-14}	
Estimativas:	.0052	-.2832	-.2819	-.0534	
Estat. "T":	.0161	.9068	-.8462	-.1280	
.....					
	R^2 :.9507	$\tilde{R}^2$:.9347	SQR :.0395	F^a :27.0563	DPR :.0415
	DW :2.1745	CS^b :1.7063	FF^c :3.5750	N^d :7.7280	HE^e :.9262

Distribuição das estatísticas:

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

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 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.

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

Tabela 3.
Estimação da 2ª forma reduzida
(Variável dependente: π_t)

Variáveis:	Ld_{2t}	Ld_{97}	Ld_{4t}	Ld_{5t}	
Estimativas:	-.0057	.0224	.0161	.2762	
Estat. "T":	-.1537	.5631	.4231	1.6605	
Variáveis:	Ld_{6t}	Lh_{t-1}	Lh_{t-3}	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	$Lo^2_{\pi,t}$	$L\sigma^2_{\pi,t-2}$	$L\pi^2_{t-1}$
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) Q(2). (e) F(1,50).

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 elasti-

Tabela 4.

Matriz de variância-covariância
dos parâmetros de (1b)⁹

	$\hat{r}_t$	$\hat{\pi}_t$	π_{t-2}	π_{t-9}	π_{t-19}	π_{t-14}
$\hat{r}_t$	.0011	-.0006	-.0000	-.0004	.0001	-.0004
$\hat{\pi}_t$	-.0006	.0007	-.0000	.0003	-.0001	-.0001
π_{t-2}	-.0000	-.0000	.0003	-.0000	-.0003	.0000
π_{t-9}	-.0004	.0003	-.0000	.0006	-.0003	-.0000
π_{t-13}	.0001	-.0001	-.0003	-.0003	.0028	-.0013
π_{t-14}	-.0004	-.0001	.0000	-.0000	-.0023	.0002

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

Tabela 5.

Estimação de (1b)¹⁰
(Variável dependente: Lh_t)

Variáveis:	d_{2t}	d_{6t}	d_{47}	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-3}	$\hat{r}_t$	$\hat{\pi}_t$	π_{t-2}	
Estimativas:	-.2008	-.1175	-.1175	-.0390	
Estat. "T":	-4.0837	-4.0837	-3.5660	-1.9936	
.....					
Variáveis:	θ_{t-6}	π_{t-13}	π_{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).

cidade-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 de 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

- Barbosa, F. de H. *Macroeconomia*. Ensaios Econômicos n° 139, EPGE/FGV. 1989.
- Cavalcanti, R. de O. Inflação, estagnação e incerteza: teoria e experiência brasileira. Dissertação de mestrado EPGE/FGV.
- Cavallo, D.F. Stagflationary effects of monetarist stabilization policies in economies with persistent inflation. Ph.D. Thesis. Harvard University.
- . Stagflationary effects of monetarist stabilization policies in economies with persistent inflation. Academic Press, Inc.. *In Development in an Inflationary World*, 1981.
- Lucas, R. E. Jr. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *American Economic Review*, **63**:1973.
- McCallum, B.T. Rational expectations and macroeconomic stabilization policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, November 1980, Part 2.
- Theil, H.. *Principles of Econometrics*. Santa Barbara, Wiley Hamilton Publication, 1971.