



A Curva de Phillips e a Teoria dos Ciclos

RESUMO: Este artigo utiliza-se do modelo novo-keynesiano de contratos justapostos, cuja abordagem incorpora as expectativas racionais e os fundamentos microeconômicos, para explicar as flutuações de longo prazo de variáveis econômicas no Brasil durante o período de 1990:02 a 2002:2. Estimou-se a curva de Phillips com expectativas racionais a partir da curva de salário. Encontrou-se que a curva é pouco inclinada, tal fato significa que um choque nominal terá efeito significativo sobre as variáveis reais e que os ciclos econômicos serão longos.

PALAVRAS-CHAVE: rigidez de preço, contrato de salários justapostos, ciclos reais.

ABSTRACT: This article uses the new-Keynesian model of staggering wage contracts to explain long term fluctuations of economic variables in Brazil during the period from 1990:02 to 2002:2. The model incorporates microeconomic foundations and rational expectations. The rational expectations Philips curve was derived from the wage curve. Estimation results show that the curve is little sloping. This is an indication that nominal shocks have significant influence on real variables and that economic cycles will be long.

KEY WORDS: sticky prices, staggering wage contract, business cycles.

JEL classification: E31

Charles Lima de Almeida*

Geraldo da Silva e Souza**

Marco Aurélio Ferreira Peres***

* Tribunal de Contas da União - TCU. SQS 210, Bloco F, Apto 404, Brasília - DF. Tel.: 61-242-1501. CEP: 70-203-060. E-mail: charletcu@ig.com.br.

** Universidade de Brasília - UnB, Departamento de Estatística. SHIN Q1 10 Conjunto 01 Casa 13 Brasília, DF. CEP: 71525-010. E-mail: gwam@solar.com.br.

*** Professor do Departamento de Economia da União Pioneira de Integração Social - UPIS. SEPS EQ 712/913 Bloco A, Asa Sul, Brasília-DF; CEP 70.390-125. E-mail: marcoperes@unb.br.

1. Introdução

Explicar os ciclos econômicos constitui um desafio para os pesquisadores dessa área. Desafio maior em países em desenvolvimento, onde os choques tecnológicos não são frequentes. Essa tarefa é ainda mais difícil quando se busca a integração dos modelos de flutuações keynesiana e dos ciclos reais dos negócios, como fizeram Cho e Cooley (1990) e King (1990). Eles introduziram rigidez de preço nominal, salários e distúrbios monetários nos ciclos. É possível que, feitas dessa forma, ambas as teorias obscureçam a verdade inerente a cada uma.

A análise da curva de Phillips, na visão keynesiana, sugere evidências microeconômicas de que há uma relação entre o nível de salário e a taxa de desemprego, e não entre a variação do salário e a taxa de desemprego, como foi proposto por Phillips (1958). Blanchflower e Oswald (1994) assumiram que a remuneração do trabalho é determinada pela curva de salário, que relaciona os salários dos indivíduos à taxa de desemprego, em nível, das regiões ou indústrias. Os resultados encontrados por esses autores sugerem alguma inconsistência na curva de Phillips macroeconômica com expectativas racionais.

Contudo, pode-se dizer que há considerável evidência empírica para a curva de Phillips com expectativa racional, dentre os quais King e Watson (1994), que encontraram evidências para os dados macroeconômicos dos USA. Surge então controvérsia entre a curva de salário e os resultados macroeconômicos, os quais parecem não convergirem. No entanto, essa contradição é mais aparente do que verdadeira, uma vez que, sob a hipótese de rigidez nominal, é possível derivar a curva de Phillips padrão com expectativa racional e fundamentos microeconômicos, a partir dos quais se determina a curva de salário individual.

Alguns resultados indicam que a economia brasileira pode ser modelada por intermédio da Teoria dos Ciclos Reais (TCR). Cribari-Neto (1993) apresentou evidência para TCR na interpretação da dinâmica do produto no Brasil. Kanczuk (2001) utiliza-se da TCR e conclui que a imperfeição do mercado de capital estrangeiro não é importante na determinação das flutuações no Brasil, e os custos de ajustamento do capital são importantes para reduzir a volatilidade do investimento e do produto.

Para explicar as flutuações de longo prazo neste artigo utilizar-se-á dos pressupostos do modelo novo-keynesiano¹, cuja abordagem incorpora as expectativas racionais² e os fundamentos microeconômicos. O objetivo deste artigo é estimar a curva de Phillips gerada a partir da curva de salário na nova abordagem macroeconômica keynesiana para o Brasil.

Essa teórica não abandona a hipótese da concorrência imperfeita, presumida para o mercado do produto, possui foco na rigidez de preços de produtos e introduz fatores de rigidez sobre o salário real das firmas diante de variações de demanda agregada. A evidência empírica apresentada neste artigo apóia a idéia da curva de Phillips, que se origina da curva dos salários, estritamente elástica.

Este artigo está dividido em quatro seções: na segunda especifica-se a curva de Phillips macroeconômica proveniente da suposição de rigidez nominal e contratos justapostos, segundo Roberts (1997b). Na terceira, estima-se a equação desenvolvida e apresenta-se os resultados econométricos para o Brasil. Na última seção, conclui-se que há forte evidência empírica para os argumentos novos-keynesianos de que choques nominais terão grandes efeitos sobre variáveis reais e os ciclos dos negócios serão longos.

2. A Curva de Phillips Original e de Salários

A curva de salário de Blanchflower e Oswald (1994) relaciona o nível de salários dos trabalhadores com a taxa de desemprego para indústrias ou regiões.

$$w_{it} = a_{01} + a_1 \ln u_{it} + a_2 Z_{it} + \eta_{it}, \quad (1)$$

onde w_{it} é o logaritmo natural do salário individual, $\ln u_{it}$ a taxa de desemprego na região ou indústria, Z_{it} é o vetor de outros fatores que podem afetar o salário local, a_{01} , a_1 , a_2 são constantes, t é o índice do tempo, e η_{it} é o termo erro.

A curva de Phillips com expectativa pode ser escrita como:

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \phi(u_t^* - u_t) + \varepsilon_t, \quad (2)$$

¹ Uma análise sobre o modelo novo-keynesiano encontra-se em Almeida *et alii* (2002).

² Modelo novo-keynesiano com expectativa racional permite introduzir fundamentos microeconômicos para explicar o desemprego persistente e as flutuações macroeconômicas.

Onde π_t é a taxa de inflação, $E_t\pi_{t+1}$ a inflação esperada, u_t taxa de desemprego do país, u_t^* a taxa de desemprego natural, e ε_t é o erro aleatório.

Nota-se que a Equação 2 é uma versão particular da curva de Phillips, e que a expectativa futura é importante. A Equação 2 é um desvio da especificação da curva de Lucas (1973), que inclui a expectativa de período anterior da inflação corrente.

A hipótese de que o modelo original da curva de Phillips não se aplica aos dados individuais foi rejeitada por Roberts (1997) ao mostrar que essa proposição é consistente com a curva de Phillips macroeconômica com expectativa. Blanchard e Katz (1997) também questionam as evidências empíricas da suposição de que é o nível, no lugar da variação nos salários, que é relacionado com a taxa de desemprego em relação a dados microeconômicos. Eles mostram que com os fundamentos microeconômicos que envolvem as variações nos salários em vez do nível, pode-se chegar com facilidade à curva de Phillips macroeconômica. Roberts (1997b) também mostra que a curva de Phillips macroeconômica pode ser escrita a partir dos pressupostos microeconômicos sem qualquer obstáculo.

A proposição chave para escrever a curva de Phillips macroeconômica é a suposição de rigidez nominal. A forma particular de rigidez nominal assumida em Roberts (1997b) é que os salários dos indivíduos são estabelecidos por dois períodos, como no modelo de contrato justaposto de Taylor (1979). O modelo pode ser generalizado sem complexidade para longos contratos, embora dois períodos incorporem os principais fundamentos. Para trabalhadores, cujos salários são fixados no período t , a curva de salário de contratos justapostos é:

$$x_{it} = b_0 + b_1 \ln u_{it} + (p_t + E_t p_{t+1}) / 2 + b_2 Z_{it} + \eta_{it}, \quad (3)$$

onde x_{it} é o logaritmo natural dos salários individuais fixados para o período t , p_t é o nível de preço do consumidor nacional, b_0 , b_1 e b_2 são constantes, e $E_t p_{t+1}$ a expectativa no período do nível de preço no período $t+1$. Essa especificação indica que a variável de interesse para a para os trabalhadores é o salário relativo. Ou seja, seus salários em

relação a um nível de preços geral. Esse fato permite determinar qual a medida de preços adequada para se incluir na curva de salário.

O salário fixado no período t será:

$$x_t = \sum_i \delta_i x_{it}, \quad (4)$$

onde δ_i são os pesos de produtividade dos indivíduos na renda nacional. Para derivar o modelo de contratos justapostos assume-se que os preços são uma regra de markup sobre os custos do trabalho. Como os salários são estabelecidos para dois períodos, o nível de preço geral é:

$$p_t (x_t + x_{t-1}) / 2 = \left(\sum_i \delta_i x_{it} + \sum_j \delta_j x_{jt-1} \right) / 2, \quad (5)$$

na Equação 5, assume-se que metade dos salários fixados em cada período

Com essas suposições, determina-se a curva de Phillips com expectativa racionais. Manipulando as Equações 3 e 5 implica que:

$$p_t = (p_{t-1} + p_t + E_{t-1} p_t + E_t p_{t+1}) / 4 + \sum_i \delta_i \left[2b_0 + b_1 (\ln u_{it}^* - \ln u_{it}) + b_2 (Z_t + Z_{t-1}) + (\eta_{it} + \eta_{it-1}) \right] / 2, \quad (6)$$

rearranjando a primeira linha, agregando a segunda,

$$\pi_t - (E_t \pi_{t+1} + E_{t-1} \pi_t) / 2 = b_0 - b_1 (\ln u_t - \ln u_{t-1}) + b_2 (Z_t + Z_{t-1}) + (\eta_t + \eta_{t-1}) \quad (7)$$

$$\text{onde } b_0 = \sum_i \sigma_i b_{0i} / 2.$$

$$\text{Define-se: } u_t^* \equiv -(b_0 / 2 + b_2 Z_t) b_1.$$

Então, tem-se:

$$\pi_t - (E_t \pi_{t+1} + E_{t-1} \pi_t) / 2 = b_1 \left[(\ln u_t^* - \ln u_t) + (\ln u_{t-1}^* - \ln u_{t-1}) + (\eta_t + \eta_{t-1}) \right]. \quad (8)$$

A Equação 8 especifica os elementos chaves da tradicional curva de Phillips com expectativa racional da Equação 2, cuja inflação aumenta de forma proporcional com a expectativa³ de inflação e tem relação inversa com a taxa de desemprego. O termo η_t na Equação 8 é o erro representado pelo processo de média móvel que surge por causa

³ As expectativas como as das Equações 2 e 8 surgem porque os preços são rígidos. Consequentemente, os preços futuros são importantes para determinar os correntes, como enfatizam os modelos novos-keynesianos ao pressuporem rigidez nominal. Ao contrário, modelos, como de Lucas (1973), incorporam as expectativas da inflação corrente e preços flexíveis.

dos contratos justapostos, da expectativa de inflação, e da taxa de desemprego.

Observa-se que a lógica dos contratos de salário justaposto modifica o *trade-off* entre o nível da taxa de desemprego e do nível do salário real para a relação entre a taxa de desemprego e inflação. No modelo de contrato justaposto, mudança esperada na taxa de inflação implica flutuações na perspectiva do salário real durante o tempo dos contratos. O movimento do salário real gerado por mudanças na taxa de inflação não pode ser muito longo.

Por intermédio do mesmo procedimento para se desenvolver a Equação 8, pode-se generalizá-la para quatro períodos, assim tem-se:

$$\pi_t + (2\pi_{t-1} + \pi_{t-2})/3 - (E_t\pi_t + E_{t-1}\pi_t + E_{t-2}\pi_t + E_{t-3}\pi_t)/2 = b_1 \left[(\ln u_t^* - \ln u) + (\ln u_{t-1}^* - \ln u_{t-1}) + (\ln u_{t-2}^* - \ln u_{t-2}) \right] / 3 + (\eta_t + \eta_{t-1} + \eta_{t-2} + \eta_{t-3}). \quad (9)$$

O motivo pelo qual se estima a Equação 9 para quatro períodos é proveniente de resultados preliminares na estimação da Equação 8 que indicaram mais correlação nos resíduos do que prevê o modelo de contrato com dois períodos. Observa-se na próxima seção que a equação dos erros tem significativas componentes de médias móveis MA(3), além do que prevê a Equação 8 para dois períodos. Porém, o problema de o contrato durar mais do que dois períodos é que o modelo necessita de expectativa de inflação para todo período de vigência do contrato. Uma vez que o modelo que se irá estimar dura quatro períodos trimestrais, levar-se-á em conta a correlação serial dos resíduos do modelo.

2. Estimativa da Curva de Phillips com expectativa racional

Para estimar a Equação 9, utilizou-se séries trimestrais para o período de 1990/02 a 2002/2, sendo que todas as variáveis estão expressas em logaritmos. A taxa de desemprego aberto e o Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA) são produtos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatístico (IBGE). A evolução da taxa de desemprego sugere um processo não estacionário. Neste contexto, para

eliminar a tendência na série do logaritmo da taxa de desemprego fez-se uso do filtro de Hodrick-Prescott na construção da taxa natural de desemprego. O parâmetro de suavização escolhido foi de 16.000. Como Roberts (1997a) enfatiza, este procedimento implicitamente ajuda a detectar mudanças lentas na taxa de desemprego, notadamente na componente u_t^* da Equação 9. Para tornar a série de inflação estacionária tomou-se a primeira diferença dessa variável.

A inflação, no período em análise, apresenta movimentos bruscos em decorrência dos planos econômicos de 1990 e 1994, com queda acentuada e constante a partir do Plano Real. Assim, é razoável considerar que os agentes incorporam, ao menos em parte, as informações relevantes sobre o comportamento da inflação no período para formar suas expectativas sobre a inflação.

Dessa forma, constrói-se a série da inflação esperada⁴, mediante modelo de intervenção⁵ onde a variável endógena, medida pela primeira diferença, Δy_t de $y_t = \ln(1 + \text{ipca}_t/100)$ é influenciada por um processo estocástico estacionário do tipo média móvel com mudança do nível de tendência determinada por primeiras diferenças de variáveis indicadoras. Portanto, o modelo com intervenção para representar a inflação esperada é dado por:

$$\Delta y_t = \alpha_0 \Delta \mu_t + \alpha_1 \Delta \tau_t + \alpha_2 \Delta \omega_t + \Phi(B) z_t \quad (10)$$

Onde $\Phi(B) = (1 - \phi B)$, z_t é o ruído branco, B é o operador de defasagem, μ_t, τ_t e ω_t são variáveis indicadoras e α_i e ϕ são parâmetros desconhecidos. A variável indicadora ω_t altera a tendência de modo permanente a partir do plano real (maio de 1994) e as variáveis μ_t e τ_t são pulsos para os meses de janeiro e abril de 1994 onde se observam variações atípicas na série de inflação.

As Tabelas 1 e 2 fornecem os resultados do processo de estimação da Equação 10. Os resultados foram obtidos com o uso do SAS-ETS, PROC ARIMA, pelo método de máxima verossimilhança. O teste de Ljung-Box (Bowerman and O'Connell, 1993) indica que não há evidência de que os resíduos z_t não definam o ruído branco e portanto aceita-se a hipótese de especificação correta do modelo de intervenção.

⁴ Há diversas alternativas para se compor a série de inflação esperada. Portugal e Madalozzo (2000), dentre diversos modelos testados, escolheram o modelo AR(1) porque foi o modelo que "apresentava o menor erro em relação à realidade". Poder-se-ia utilizar as expectativas de mercado divulgadas e coletadas pelo Banco Central, mas essa série além de possuir dados insuficientes para o período em análise, que são necessárias para estimar o modelo proposto, recebe críticas porque as informações entre o Banco Central e as instituições são assimétricas.

⁵ Para detalhes sobre os modelos de intervenção, ver Bowerman, B. L. e O'Connell, R. T. (1993), e Brocklebank, J. C. e Dickey, D. A. (2003).

Tabela 1: Estimativas de máxima verossimilhança.

Parâmetro	Estimativa	Desvio Padrão	T	Pr > t
φ	-0,3961	0,1498	-2,64	0,008
α_0	-0,0980	0,0067	-14,59	< 0,001
α_1	0,0481	0,0075	6,39	< 0,001
α_2	-0,2477	0,0121	-20,55	< 0,001

Tabela 2: Teste de Ljung-Box – Adequabilidade do ajuste.

Defasagem	Qui-Quadrado	Graus de liberdade	Valor p
6	6,22	5	0,285
12	14,94	11	0,185
18	20,94	17	0,229
24	35,09	23	0,346

Para a estimativa da Equação 9, assume-se que a taxa de desemprego não é correlacionada com os erros na curva de Phillips. Esta suposição é consistente com os resultados de King e Waltson (1994) que concluíram que a inflação não ajudava a prever o desemprego e, também, que era improvável que relações contemporâneas entre desemprego e inflação eram resultados dos efeitos da inflação sobre o desemprego, em vez do contrário.

A Tabela 3 apresenta a estimativa de ** na Equação 9. O método utilizado foi Mínimos Quadrados em Dois Estágios com o uso de variáveis instrumentais para eliminar a correlação entre as variáveis independentes e os distúrbios. Os instrumentos utilizados foram: despesas reais do governo com até sete

defasagens e duas variáveis de impulso, sendo uma para o Plano Real (julho 94) e a outra para capturar os efeitos do abandono do regime cambial então vigente (janeiro de 99) para o regime de livre flutuação. As variáveis instrumentais não apresentam correlação significativa entre os choques e a atividade econômica agregada, como proposto por King e Watson (1994).

Observa-se que os erros da equação têm componentes significantes de média móvels do MA(1) até o MA(3), os quais confirmam a hipótese de quatro períodos no modelo de contrato justaposto estimado para o Brasil. A estimativa de ** para o Brasil é de -0.089, o que indica que curva de Phillips é elástica e evidência a presença de rigidez real.

Tabela 3 - Teste para curva de Phillips: Equação 9 (2SLE):

Variável dependente: $\pi_t + (2\pi_{t-1} + \pi_{t-2})/3 - (E_t\pi_t + E_{t-1}\pi_t + E_{t-2}\pi_t + E_{t-3}\pi_t)/2$				
Variáveis	Coeficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Prob.
X	-0.089	0.0392	-2.276	0.030
MA(1)	1.039	0.0181	57.377	0.000
MA(3)	-0.119	0.0035	3.3387	0.002
R ² =0.93%				
(Onde* $X = [(\ln u_t^* - \ln u) + (\ln u_{t-1}^* - \ln u_{t-1}) + (\ln u_{t-2}^* - \ln u_{t-2})]/3$, da Equação 9.)				

Os coeficientes das médias novéis até MA(3) são 0,3; 0,45 e -0,89, respectivamente e definem um MA inversível. A partir do MA(3) o processo se torna explosivo. Apenas o coeficiente estimado para o MA(2) obteve significância marginal. A condição de inversibilidade é consistente com o pressuposto do modelo de contrato justaposto de quatro períodos no ano, utilizado neste artigo. Também corrobora o fato de que, neste período no Brasil, os reajustes salariais são anuais. Assim as evidências estatísticas confirmam a adequação do modelo proposto para explicar os ciclos reais no Brasil.

4. Conclusão

A estimativa do coeficiente angular da Curva de Phillips, dada por -0,089 na Tabela 3, indica que a curva apresenta alta sensibilidade, e está de acordo com os pressupostos keynesianos de que os salários nominais ajustam-se com lentidão ao desemprego, devido à hipótese de que a resistência dos trabalhadores a mudanças nos salários relativos pode conduzir a alguma rigidez no salário nominal.

O resultado alcançado é consistente com a tradicional visão keynesiana, que pressupõe

que o desemprego, por natureza, é involuntário. Ao contrario dos teóricos dos modelos dos ciclos reais que acreditam que mudanças observadas no emprego são provenientes de decisões voluntárias dos trabalhadores diante de mudanças na possibilidade de produção.

Na visão dos teóricos novos-keynesianos o formato dessa curva significa que um choque nominal terá largo efeito sobre variáveis reais e que os ciclos dos negócios serão longos, como em Ball e Romer (1990), e é consistente com pequena rigidez nominal, dada a convencional estimativa das elasticidades das curvas de oferta e demanda.

Os resultados apresentados neste artigo são consistentes com os modelos novos-keynesianos, nos quais a inclinação da curva de oferta possui acentuada elasticidade e representa importante regra na geração de rigidez nominal agregada, que se traduz na relutância das firmas em ajustar seus preços. Dessa forma a rigidez real surge do fato de os agentes, ao estabelecerem os preços, desejarem apenas pequenas mudanças nos preços. Assim, a presença de rigidez real pode explicar a rigidez nominal e tem como consequência a curva de oferta pouco inclinada.

Referências Bibliográficas

- ALMEIDA, C. L., PINHEIROS, F. J. Q., MOREIRA, T. B. S. Modelos Novo-Keynesianos de Rigidez de Preço e de Inflação: Evidência Empírica para o Brasil. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 1, p. 49-65, março 2002.
- BALL, L. & ROMER, D. Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money. *Review of Economic Studies*, 57, p.183-202, april 1990.
- BLANCHARD, O. J. & KATZ, L. F. What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, p. 51-72, 1997.
- BLANCHFLOWER, D. G. & OSWALD, A. J. *The Wage Curve*. MIT Press, 1994.
- BOWERMAN, B. L. & O'CONNEL, R. T. *Forecasting and Time Series: An Applied Approach*. Duxbury Press, Belmont, California, 3rd. Ed, 1993.
- BROCKLEBANK, J. C. & DICKEY, D. A. SAS System for forecasting Time Series. *SAS series in Statistical Applications*, SAS Institute, Cary, North Carolina, 2003.
- CHO, J. O. & COOLEY, T. F. *The Business Cycle with Nominal Contract*. Economic Theory, Forthcoming, Unpublished paper, University of Rochester, december-1990.
- CRIBARI, N. F. The cyclical components in Brazilian GPD. *Revista de Econometria*, n. 13, p. 1-22, 1993.

KANCZUK, F. Business Cycles in a Small Open Brazilian Economy. *Economia Aplicada*, v. 5, p. 455-470, 2001.

KING, R. G. *Money and Business Cycles*. University of Rochester, Unpublished paper, June 1990.

KING, R. G. & WATSON, M. W. *The Post-War U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1994.

LUCAS, R. E. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *American Economic Review*, n. 63, p. 326-34, 1973.

PHILLIPS, A. W. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, n. 57, p.283-99, 1958.

PORTUGAL, M. S. e MADALOZZO, R. C. Um Modelo de NAIRU Para o Brasil. *Revista de Economia Política*. v. 20, p. 26-48, n. 4 (80), outubro-dezembro 2000.

ROBERTS, J. M. Is Inflation Sticky? *Journal of Monetary Economics*, n. 39, p.173-196, July 1997.

ROBERTS, J. M. *The Wage the Curve and Phillips Curve*. Board of Governors of the Federal Reserve System, November 1997b.

TAYLOR, J. B. Staggered Contracts in a Macro Model. *American Economic Review*, v. 69, p.108-113, 1979.