

ARQUIVO 5

ARTIGO

Por que a recessão não derruba a inflação no Brasil?

CARLOS ALBERTO JÚNIOR*

I. JUSTIFICATIVA E OBJETIVOS

A economia brasileira passa por um período de estabilização, custoso e longo, que se arrasta desde o início da década de 80, tentando a redução do ritmo inflacionário. Assistimos às tentativas das mais variadas, implementadas por vários ministros responsáveis pela área econômica de formação ortodoxa e alguns com idéias menos convencionais. Tanto as experiências de estabilização ortodoxas quanto os choques heterodoxos foram infrutíferos e não tiveram senão momentos efêmeros de sucesso em sua missão de fazer a inflação ceder. As razões para tais insucessos são variadas; passam pela má compreensão teórica do fenômeno inflacionário em geral e, especificamente no caso brasileiro, pela negação de aspectos estruturais presentes no sistema econômico, que são cruciais para o completo entendimento da inflação. As políticas monetária e fiscal restritivas ao extremo com o objetivo de deprimir a demanda agregada, característica dos esquemas de cunho ortodoxo, e as tentativas alternativas de quebrar a inércia inflacionária, sob o pressuposto de que o conflito distributivo (foco inflacionário imediato no diagnóstico heterodoxo) estava resolvido, foram e são objeto de controvérsias e discussões na área acadêmica, na imprensa e entre os mentores de política econômica, mas nunca se chegou a qualquer consenso e, acreditamos, nem se chegará um dia.

Entretanto, a política econômica do atual governo, que consiste na manutenção das taxas de juros em patamares estratosféricos, controles dos gastos (principalmente com os investimentos e com o funcionalismo) públicos e em práticas recessivas para debelar a inflação, recoloca o problema: as políticas de estabilização caracterizadas pela compreensão da demanda e disseminação da recessão são eficientes em economias cronicamente inflacionárias(1) como a brasileira? A elevação persistente dos preços se manifesta, no Brasil, como um fenômeno conjuntural e pode ser tratado com

procedimentos de curto prazo ou suas raízes e soluções se encontram na estrutura econômica? Enfim, a manutenção da recessão será capaz de domar a espiral inflacionária?

O presente estudo tem como objetivo a tentativa de resposta à essas questões. Usando a abordagem da Curva de Phillips, buscaremos verificar a existência do dilema entre inflação e desemprego no curto prazo, através da estimação da referida curva para a economia brasileira entre fevereiro de 1982 e janeiro de 1992. Duas coisas nos preocupam:

- 1) Existe a Curva de Phillips na economia brasileira?
- 2) Em caso afirmativo, será que vale o esforço de se elevar a taxa de desemprego a níveis socialmente críticos pela manutenção da recessão, em troca de alguns pontos percentuais a menos na taxa de inflação?

Nas próximas seções tentaremos avançar no sentido de responder a todas essas interrogações. A segunda seção trará uma breve discussão teórica da Curva de Phillips em suas várias formulações. Na terceira e quarta seções trataremos respectivamente da especificação dos modelos econométricos a serem usados na estimação da Curva e dos resultados das estimativas, bem como de sua relevância estatística. Finalmente, a quinta seção tem a missão de apresentar as conclusões do estudo.

II - A CURVA DE PHILLIPS

A Curva de Phillips, em sua versão original, foi um achado empírico de Phillips (1958) e mostrava uma relação inversa entre a taxa de variação dos salários nominais e a taxa de desemprego na economia britânica. Efetivamente, após sua adoção pelos teóricos Keynesianos, ela representou o "elo perdido" da teoria keynesiana, isto é, significou a possibilidade de inclusão de uma equação de preços, antes inexistente, no arcabouço teórico keynesiano. Isso foi feito quando Solow e Samuelson (1960) "descobriram" a publicação de Phillips

(1) Segundo Kandir: "uma economia é cronicamente inflacionária quando apresenta uma recorrência de taxas de inflação consideradas altas e sistemáticas o suficiente para inviabilizar a celebração de contratos econômicas sem cláusulas de indexação". Ver Kandir (1989)

e transformaram a Curva em uma relação não mais entre taxa de variação dos salários nominais e desemprego, mas entre inflação e desemprego, podendo ser utilizado como suporte às políticas de administração de demanda de corte keynesiano, que imperavam no mundo ocidental naquela época.

A equação original de Phillips pode ser descrita por:

$$w = -a + b(i/u) \quad (1)$$

onde w é a taxa de variação dos salários nominais, u é a taxa de desemprego, a e b são os coeficientes linear e angular, respectivamente. Observe que a equação (1) de Phillips se encaixa perfeitamente na hipótese keynesiana de assimetria no mercado de trabalho, uma vez que para reduções no nível de desemprego, os salários respondem, subindo indefinidamente a taxas cada vez mais altas; mas não ocorre o inverso, quando cai o nível de emprego. Segundo a equação, neste último caso, a variação dos salários tende para a constante $-a$. O Gráfico 1, abaixo, mostra o que acabamos de dizer.

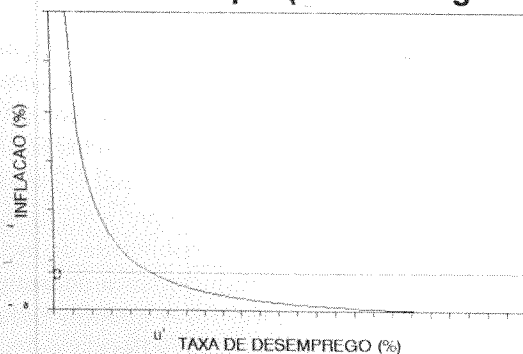
Como afirmamos, a Curva caiu como uma luva no esquema keynesiano. Solow e Samuelson apenas corrigiram um "erro de especificação" existente na equação, o de considerar que o ajustamento do nível de emprego se dava com base nos salários nominais e não em seu nível real. Assim, estes autores dotaram a Curva de maior racionalidade econômica ao incluir a variação dos preços entre as variáveis independentes, de forma que:

$$w = -a + b(1/u) + cP \quad (2)$$

onde P é a variação dos preços ou taxa de inflação. Segundo a equação (2) o que importa para o ajuste no nível de (des) emprego é a diferença entre w e cP , isto é, a variação real dos salários. Prosseguindo, podemos considerar uma relação entre os salários nominais e os preços pela adoção, como fizeram Solow e Samuelson, de uma regra de fixação de preços via "mark up".

GRÁFICO 1

A Curva de Phillips (versão original)



(2) Para uma visão completa da teoria monetária de Friedman, na qual se incluem todas as suas proposições sobre a inflação, ver Chick (1973), Friedman (1956), Gordon (1970) e Frisch (1983).

Considerando como componente dos custos diretos apenas os salários, podemos escrever:

$$p = z.W.(N/Y) \quad (3)$$

sendo z o "mark up", P o nível de preços, W os salários monetários e (N/Y) o emprego total dividido pelo produto total, isto é, o inverso da produtividade do trabalho. Se mantivermos constantes z e (N/Y) podemos estabelecer que as variações em p são iguais às em W , ou seja, podemos dizer, nesse caso, que $P = w$. Colocando esta proposição na equação (2), temos:

$$P = -a + b(1/u) + cP \quad (4)$$

que, com algumas transformações elementares, equivale a:

$$P = -a/(1-c) + b/(1-c)(1/u) \quad (5)$$

Fazendo $a/(1-c) = \beta_1$ e $b/(1-c) = \beta_2$, chegamos, finalmente, à nova Curva usada pelos keynesianos, abstraído-se a produtividade do trabalho:

$$P = \beta_1 + \beta_2(1/u) \quad (6)$$

Entretanto, economistas de tradição teórica oposta à keynesiana, especialmente os monetaristas liderados por Milton Friedman(2), também se valeram da Curva de Phillips para explicar que o discutido "trade-off" entre inflação e desemprego não se prolonga indefinidamente, existindo no curto prazo, mas desaparecendo no longo prazo. Com esse discurso, Friedman brilhantemente articulou os resultados práticos, efetivamente observados nas economias onde se praticavam políticas keynesianas com sua posição teórica de que tais políticas, cedo ou tarde, somente atuariam nos preços, não tendo qualquer efeito real sobre o sistema econômico. Com isso, ele conseguiu macular a soberania keynesiana da época e negar a relevância das políticas expansionistas de administração da demanda agregada, pregadas pelos keynesianos, clamando por menos intervenção estatal e por regras estáveis no campo monetário.

O argumento de Friedman é que os trabalhadores sofrem de ilusão monetária no curto prazo e interpretam aumentos nominais de salários como elevações reais devidas a erros de expectativa. No longo prazo, por outro lado, isso não ocorre porque os trabalhadores já terão ajustado suas expectativas e as adaptado ao longo de várias conjunturas sucessivas, não sendo mais "ludibriados". Tomando a equação (2), Friedman datou as variáveis, argumentando que os salários nominais em um período t são fixados com base na inflação do mesmo período que só é conhecida no período posterior ($t + 1$). Aos trabalhadores não resta outra alternativa senão formularem uma expectativa de inflação para o período t . Friedman propõe que esta expectativa seja calculada adaptativamente, corrigindo-se segundo uma proporção r dos erros de previsão passados. Podemos representar a hipótese das expectativas adaptativas pela

equação (7) abaixo:

$$P^*(t) - P^*(t-1) = r [P(t-1) - P^*(t-1)] \quad (7)$$

com $0 < r \leq 1$. O símbolo (*) ao lado da variável representa a expectativa quanto ao valor da mesma. A equação (7) pode ser reescrita como:

$$P^*(t) = r P(t-1) + (1-r) P^*(t-1) \quad (8)$$

e pode ser deslocada no tempo, para períodos anteriores, indefinidamente o quanto se supuser necessário para representar a formação das expectativas dos agentes. Para isso basta que apliquemos a equação (8) para os períodos $t-1, t-2, \dots, t-n$ e obtenhamos:

$$P^*(t) = r P(t-1) + r(1-r) P(t-2) + r(1-r)^2 P(t-3) + \dots + r(1-r)^{n-1} P(t-n) \quad (9)$$

onde se pode concluir que quanto mais retornamos no tempo menor é o peso que a inflação efetiva tem na formulação da expectativa inflacionária, uma vez que a constante r é inferior à unidade.

A equação (2) modificada por Friedman se torna, então:

$$w(t) = -a + b(1/u) + c P^*(t) \quad (2')$$

de onde se substitui w por P como fizemos anteriormente, chegando-se à Curva de Phillips em sua formulação friedmaniana que se convencionou chamar "aceleracionista". Assim:

$$P(t) = -a + b(1/u) + c P^*(t) \quad (4')$$

é a equação usada por Friedman.

Conforme dissemos, no longo prazo os trabalhadores não são enganados pela ilusão monetária e estarão acertando em suas expectativas. Este fato evitaria que eles continuassem a oferecer sua força de trabalho por salários reais menores, porém interpretados como maiores, em função de elevações nos salários monetários. Com isso, as elevações nos preços, totalmente repassadas aos salários nominais, não mais acarretariam queda no desemprego, e o "trade-off" inflação x desemprego não mais existiria.

O acerto nas expectativas significa que $P(t) = P^*(t)$ e o total repasse dos preços aos salários implica que o coeficiente c da equação (4') seja igual a 1. Aplicando-se estas considerações em (4') chegamos à expressão da Curva de Phillips de longo prazo em sua versão

friedmaniana:

$$P(t) = -a + b(1/u) + P(t) \quad (10)$$

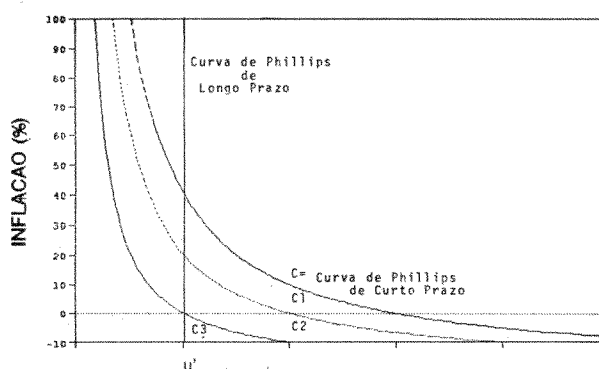
ou ainda:

$$u = b/a = u' \quad (11)$$

Isto é: não se verifica mais o dilema entre inflação e desemprego no longo prazo, ficando o desemprego constante ao nível de sua taxa natural u' determinada pelo sistema walrasiano de equilíbrio geral. Isso pode ser visto no Gráfico 2, a seguir.

GRÁFICO 2

A Curva de Phillips de Longo Prazo



TAXA DE DESEMPREGO (%)

Para manter-se o emprego acima de seu nível natural, isto é, para que $u < u'$ é preciso sempre enganar os agentes pela expansão contínua de P . Se o choque de demanda gerador do crescimento do emprego desaparecer, os trabalhadores, cedo ou tarde, ajustarão suas expectativas e o mercado de trabalho voltará a seu equilíbrio anterior ao choque, mas o nível de inflação permanecerá no patamar em que está, acomodado pelas expectativas (mais altas). Isso significa que a Curva estará se deslocando para a direita, pois, agora, o nível de desemprego compatível com cada patamar de P é maior, ou vice-versa, o nível de P associado com a taxa natural de desemprego u' é mais elevado. Em outras palavras, os interceptos da Curva se alteram caracterizando-se, portanto, a inconstância dos parâmetros da mesma. A conclusão a que se chega é que, à medida que passa o tempo, os choques expansionistas de demanda somente agirão sobre o nível de preços, sem qualquer influência no nível de emprego ou em outra variável real. Isso só é possível se se renovar, continuamente, o choque de demanda, deslocando cada vez mais para cima o patamar de inflação compatível com o desemprego natural.

III - OS MODELOS

Dentro dos objetivos deste estudo não se encontra a estimação do nível de desemprego natural ou

da Curva de Phillips de longo prazo, mas apenas a determinação (ou não) da existência e da forma (se for confirmada a existência) da Curva de curto prazo com dados de inflação e desemprego mensais entre fevereiro de 1982 e janeiro de 1992. Dessa forma, testaremos os modelos dados pelas equações (6) e (4'), sendo a primeira uma equação sem a incorporação de expectativas inflacionárias e a última, um modelo aceleracionista à la Friedman. Vale dizer: as expectativas inflacionárias, quando usadas, serão representadas pela inflação do período imediatamente anterior ao vigente. Isto é, estaremos supondo $P^*(t) = P(t-1)$ e $c = r$, o que não foge muito à realidade brasileira dado o intenso convívio com o fenômeno inflacionário e a magnitude das taxas que obrigam a uma rápida tentativa de repasse aos salários.

Assim, os modelos econométricos testados serão:

MODELO A

$$P(t) = -\beta_1 + \beta_2 (1/u) + e_1$$

MODELO B

$$P(t) = -a + b (1/u) + c P(t-1) + e_2$$

Neles e_1 e e_2 são fatores estocásticos.

IV - A ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS

Os resultados da regressão rodada com o MODELO A seguem abaixo:

SMPL 1982.02 - 1992.01
120 Observations
LS // Dependent Variable is IGPDI

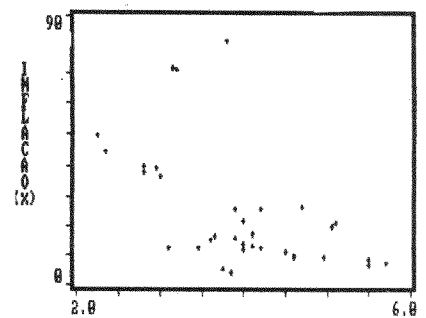
VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-1.5848582	3.8169103	-0.4152202	0.679
RECDES	71.120361	15.250607	4.6634447	0.000
R-squared	0.155621	Mean of dependent var		15.40017
Adjusted R-squared	0.148466	S.D. of dependent var		13.55306
S.E. of regression	12.50658	Sum of squared resid		18456.91
Durbin-Watson stat	0.531849	F-statistic		21.74772
Log likelihood	-472.4148			

A insuficiência do modelo testado ressalta com clareza. O poder explicativo da variável independente é baixo como demonstra o fraco desempenho do coeficiente de correlação R^2 (15,6%). Ademais, a estatística de Durbin-Watson revela a existência de correlação serial dos resíduos. Os testes t e F foram satisfatórios, pois apenas o coeficiente constante da regressão se mostrou

As variáveis P e $(1/u)$ serão representadas respectivamente pela variação mensal do IGP-di O Fundação Getúlio Vargas (naturalmente IGP-di significa a variável P defasada em um período) e p di recíproca da taxa de desemprego média do Rio de Janeiro e São Paulo publicadas pelo IBGE (RECDES). Abaixo mostramos o diagrama de dispersão IGP.di x RECDES isto é, os valores efetivos das variáveis $P(t)$ e u .

GRÁFICO 3

Diagrama de Dispersão



TAXA DE DESEMPREGO(%)

correlação segundo o método interativo de Cochrane - Ocutt não contribuiu para a relevância do modelo.

Abaixo demonstram-se os resultados desse experimento. Note que apesar da elevação significativa do coeficiente R² de 15,6% para 64,6% e da ausência de

auto-correlação, obtida após três interações, verifica-se que o coeficiente angular da variável (1/u), isto é, da recíproca do desemprego (RECDES) não é significativo, o que invalida o modelo, uma vez que isso implica que u não guarda relação com P:

SMPL 1982-02 - 1992.01
120 Observations
LS//Dependent Variable is IGPDI
Convergence achieved after 3 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	17.016099	6.2343796	2.7293973	0.008
RECDES	-3.7098487	20.172365	-0.1839075	0.854
AR (1)	0.8084106	0.0546354	14.796463	0.000
R-squared	0.646587	Mean of dependent var		15.40017
Adjusted R-squared	0.640546	S.D. of dependent var		13.55306
S.E. of regression	8.125671	Sum of squared resid		7725.104
Durbin-Watson stat	1.881306	F-statistic		107.0287
Log likelihood	-420.1570			

Os testes realizados com o MODELO B se revelaram, ao contrário daqueles descritos acima para o MODELO A, satisfatórios. A regressão rodada com os mesmos dados do modelo anterior, mas com a

introdução das expectativas inflacionárias P* representadas pela variação mensal do IGP-di defasada em um período [IGP-di(-1)], produziu os seguintes resultados:

SMPL 1982-02 - 1992.01
120 Observations
LS//Dependent Variable is IGPDI

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-3.2943263	2.3925965	-1.3768834	0.172
RECDES	30.165819	10.012153	3.0129201	0.003
IGPDI (-1)	0.7544826	0.0555996	13.569926	0.000
R-squared	0.6711942	Mean of dependent var		15.40017
Adjusted R-squared	0.666334	S.D. of dependent var		13.55306
S.E. of regression	7.828764	Sum of squared resid		7170.876
Durbin-Watson stat	1.982559	F-statistic		119.8222
Log likelihood	-415.6901			

EQUAÇÃO ESTIMADA: $P(t) = -3,2943 + 30,1658 (1/u) + 0,7545 P(t-1)$
(1) (-1,377) (3,013) (13,570)

O Gráfico 4 mostra claramente que a estimativa feita sem o coeficiente linear a se comporta relativamente melhor do que a estimativa da equação completa, especialmente na parte A do gráfico, onde os erros relativos à equação estimada (2), aquela sem a constante, variam menos do que os erros relativos à equação estimada (1), que inclui a constante. Na parte B do gráfico os erros relativos das duas estimativas se comportam quase que da mesma forma e descrevem a mesma trajetória, o que nos leva a pensar que o coeficiente linear influi na estimativa de $P(t)$ até um determinado ponto no tempo (aproximadamente nov./1985), sendo irrelevante a partir daí, do ponto de vista do ajustamento relativo da equação aos dados.

O Gráfico 4 sugere, ainda, a possibilidade de que a variância do erro populacional não seja constante no tempo, ou seja, de que nossa população seja heterocedástica, muito embora esse problema geralmente não ocorra em séries temporais. Aplicando o teste de Goldfeld-Quandt(3), para verificar se a variância do erro da população varia segundo uma proporção constante do quadrado da variável independente $P(t-1)$, obtivemos os seguintes resultados:

Soma dos Resíduos quadrados para os 48 mais baixos valores de $P(t-1)$:

$$SQE1 = 315,9193$$

(3) Este teste constitui unicamente em separar-se a amostra em duas sub-amostras, sendo que estavam as observações relativas aos maiores valores de $P(t-1)$ e em outra, aquelas relacionadas com os menores valores de $P(t-1)$, e calcular-se a Soma dos Resíduos Quadrados (SQE) para regressões rodadas em separado para cada sub-amostra. Para que não exista heterocedasticidade é preciso que as SQE sejam próximas.

Sabendo-se que a relação entre as SQE da primeira e segunda sub-amostras segue uma distribuição F, comparamo-la com o valor tabelado de F para $(n-d-2k)/2$ graus de liberdade do numerador e do denominador, onde

n =número total de observações, d =observações intermediárias às duas sub-amostras e k =número de parâmetros estimados. Se o valor calculado de F ultrapassar seu valor tabelado deve-se aceitar a hipótese de heterocedasticidade.

Soma dos Resíduos quadrados para os 48 mais elevados valores de $P(t-1)$:

$$SQE2 - 6200,332 \text{ e}$$

$$SQE2/SQE1 = 19,62631596,$$

revelando que com mais de 95% de certeza a variância do erro aumenta com a variável $P(t-1)$, dado que a estatística F tabelada para 46 graus de liberdade no denominador e no numerador e 5% de significância se acha entre 1,59 e 1,69.

Portanto, se nossa população se revelou heterocedástica nossas estimativas dos parâmetros não possuem todas as propriedades desejadas de um estimador. Podemos, ainda, empreender uma tentativa de correção da heterocedasticidade produzindo variáveis transformadas do seguinte tipo:

$$P'(t) = P(t)/P(t-1) \text{ e } (1/u)' = (1/u)/P(t-1)$$

Ou seja, dividindo nossas variáveis pela variável relacionada com a variância do erro para rodar a seguinte regressão transformada:

$$P'(t) = -a [1/P(t-1)] + b [(1/u)/P(t-1)] + c P(t-1)/P(t-1) + e3$$

onde $e3 = e2/P(t-1)$, o erro transformado, é homocedástico. Isto é:

MODELO C

$$P'(t) = c - a [1/P(t-1)] + b (1/u)' + e3$$

Os resultados da estimativa feita como o MODELO C estão exibidos abaixo, lembrando-se que $P'(t)$, $1/P(t-1)$ e $(1/u)'$ são representados respectivamente por P2, P1 e RECMOD:

SMPL 1982.02 - 1992.01
120 Observations
LS// Dependent Variable is P2

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1.0535535	0.0488045	21.587205	0.000
P1	-0.1054922	0.7295607	-0.1445969	0.885
RECMOD	1.7771899	2.3669418	0.7508380	0.454
R-squared	0.125601	Mean of dependent var	1.105639	
Adjusted R-squared	0.110654	S.D. of dependent var	0.523067	
S.E. of regression	0.493279	Sum of squared resid	28.46895	
Log likelihood	-83.95196			

Observa-se que o MODELO C explica fracamente a relação entre desemprego e inflação, uma vez que tanto o coeficiente R^2 se revelou extremamente baixo (12,6%) quanto os coeficientes angulares a e b foram não significativos a 5%. Tais resultados nos deixam com duas alternativas: podemos concluir que não existe a Curva de Phillips para o Brasil ou, ainda, podemos desqualificar a amostra utilizada.

A observação do Gráfico 4 mostrou que existem duas regiões claramente distintas, A e B, nas quais os erros relativos se comportam de forma radicalmente diferente, sendo menos dispersos em torno de zero na porção A do que na parte B. Isso pode ser interpretado satisfatoriamente para o caso da inflação brasileira, especialmente se considerarmos que a linha de separação

entre as regiões A e B se encontra próxima no tempo à implantação do primeiro choque heterodoxo; o Plano Cruzado. Não é preciso dizer que o comportamento dos agentes econômicos quanto à formação de expectativas inflacionárias mudou sensivelmente no período pós-Cruzado, em função dos sucessivos choques praticados e da aceleração da inflação, o que certamente aumentou a dispersão das taxas inflacionárias em torno de uma média. Assim, optamos pela alternativa de reduzir a amostra considerando apenas o período pós-Cruzado e abandonando as observações relacionadas com outras características diferentes daquelas presentes nas observações de agora em diante consideradas. Isto é, trabalhando com dados de mar./86 até jan./92, obtemos os seguintes resultados para a estimativa do MODELO A:

SMPL 1986.03 - 1992.01
71 Observations
LS // Dependent Variable is IGPDI

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1.2720347	9.1292422	0.1393363	0.890
RECDES	64.432713	31.694018	2.0329613	0.046
R-squared	0.056513	Mean of dependent var		19.42845
Adjusted R-squared	0.042839	S.D. of dependent var		16.29581
S.E. of regression	15.94295	Sum of squared resid		17538.25
Durbin-Watson stat	0.508554	F-statistic		4.132932
Log likelihood	-296.3305			

SMPL 1986.03 - 1992.01
71 Observations
LS // Dependent Variable is IGPDI
Convergence achieved after 2 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	21.320593	10.301357	2.0696877	0.043
RECDES	-4.6454867	30.917337	-0.1502551	0.881
AR (1)	0.7813238	0.0770313	10.142934	0.000
R-squared	0.606187	Mean of dependent var		19.42845
Adjusted R-squared	0.594604	S.D. of dependent var		16.29581
S.E. of regression	10.37566	Sum of squared resid		7320.492
Durbin-Watson stat	1.823019	F-statistic		52.33539
Log likelihood	-265.3139			

Novamente o MODELO A se revelou insuficiente para explicar a relação entre inflação e desemprego, como ficou claro pelos resultados acima. O coeficiente R^2 foi insignificante (5,6%) e a estatística de Durbin-Watson (0,50855) demonstrou auto-correlação dos resíduos. Nem mesmo a tentativa de correção da

correlação serial foi frutífera, elevando-se o R^2 para 60,6%, mas revelando que a estimativa do coeficiente angular β_2 é estatisticamente igual a zero com mais de 95% de certeza.

O MODELO B, por outro lado, produziu os seguintes resultados:

SMPL 1986.03 - 1992.01

71 Observations

LS// Dependent Variable is IGPDI

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-9.0687807	5.7793575	-1.5691676	0.122
RECVES	48.790972	19.824857	2.4611008	0.017
IGPDI(-1)	0.7656676	0.0732159	10.457671	0.000
R-squared	0.638272	Mean of dependent var		19.42845
Adjusted R-squared	0.627633	S.D. of dependent var		16.29581
S.E. of regression	9.944015	Sum of squared resid		6724.074
Durbin-Watson stat	2.037859	F-statistic		59.99324
Log likelihood	-262.2970			

Tal como aconteceu, anteriormente nas estimativas para a amostra de fev./82 até jan./92 o modelo se saiu bem, exceto pelo coeficiente linear a , que foi não significativo a 5%. O coeficiente R^2 e as estatísticas F e de Durbin-Watson foram, respectivamente, 63,8%, 59,99 e 2,0378, mostrando que o poder explicativo das

variáveis independentes é alto, que a significância geral do modelo foi constatada e que os erros não são correlacionados. Mas, como a estimativa de a foi considerada nula, procedemos a nova estimativa do MODELO B, desta feita sem aquela constante. Os resultados se encontram abaixo:

SMPL 1986.03 - 1992.01

71 Observations

LS// Dependent Variable is IGPDI

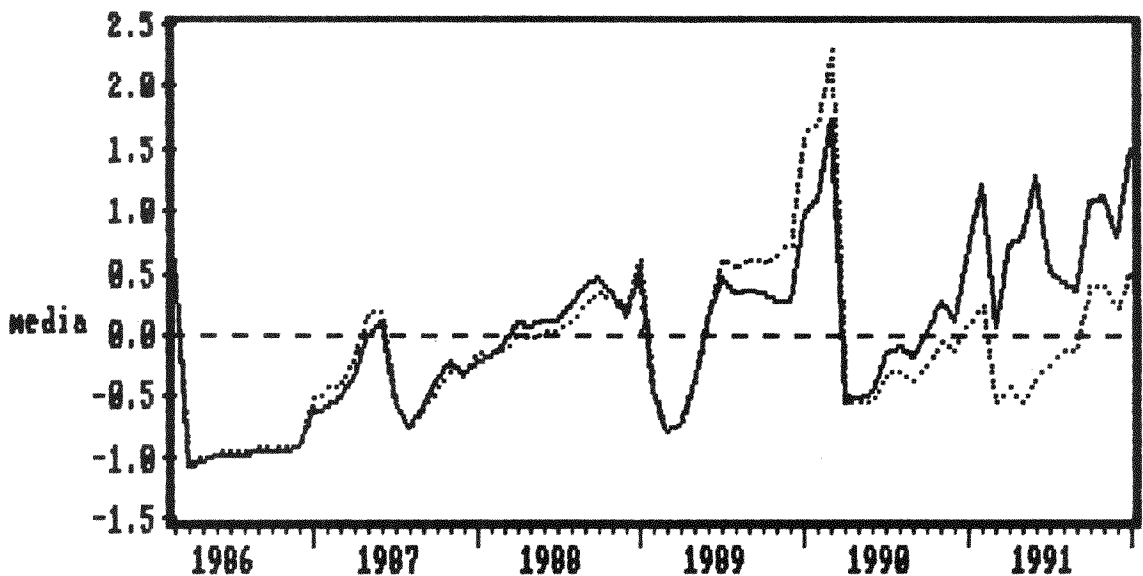
VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
RECVES	19.293692	6.3638845	3.0317477	0.004
IGPDI(-1)	0.7460107	0.0728966	10.233815	0.000
R-squared	0.625174	Mean of dependent var		19.42845
Adjusted Rsquared	0.619741	S.D. of dependent var		16.29581
S.E. of regression	10.04883	Sum of squared resid		6967.554
Durbin-Watson stat	1.879125	F-statistic		115.0852
Log likelihood	-263.5597			

Observe que o modelo se comportou bem. O coeficiente R^2 permaneceu em nível satisfatório (62,5%), bem como as estatísticas F, t de Student e de Durbin-Watson comprovaram a significância geral do modelo, aprovaram os parâmetros estimados e serviram para rejeitar a hipótese de auto-correlação dos resíduos, tudo isso com 95% de certeza. Entretanto, resta testar a hipótese de homocedasticidade que foi rejeitada quando

trabalhávamos com a amostra incluindo dados de época anterior ao Plano Cruzado. Quando plotamos os erros relativos obtidos para a estimativa do MODELO B com e sem a constante a , não pudemos observar claramente se a dispersão dos referidos erros relativos em torno de zero se comportava uniformemente (ver Gráfico 5). Não nos restou outra alternativa senão proceder ao teste de Goldfeld-Quandt, tal como fizemos antes.

GRÁFICO 5

ERROS RELATIVOS (erro/estimativa) usando dados de mar./86 a jan./92



erro relativo: estimativa com coeficiente linear - estimativa sem coeficiente linear...

Aplicando-se o teste de Goldfeld-Quandt para o MODELO B em suas duas versões (com e sem o parâmetro a), obtivemos:

MODELO B COM A CONSTANTE a

Soma dos Resíduos Quadrados para os 28 valores mais baixos de $P(t-1)$:

$$SQE1 = 158,8637$$

Soma dos Resíduos Quadrados para os 28 valores mais elevados de $P(t-1)$:

$$SQE2 = 365,5559$$

e da mesma forma:

MODELO B SEM A CONSTANTE a

$$SQE1 = 165,7453 \text{ e } SQE2 = 366,7691$$

Ora, estando a estatística F tabelada entre 2,53 e 2,62 para 5% de significância e 25 graus de liberdade no numerador e no denominador, verifica-se que a hipótese de homocedasticidade deve ser aceita, pois $SQE2/SQE1 = 2,301$, no MODELO B com a constante. Também no MODELO B sem constante, devemos aceitar a homocedasticidade, uma vez que, neste caso, $SQE2/SQE1 = 2,213$.

Enfim, constatada a relevância estatística do MODELO B em sua versão representada pela EQUAÇÃO ESTIMADA (2), sem coeficiente linear, para a amostra de mar./86 a jan./92, podemos dizer que a Curva de Phillips para o Brasil de curto prazo é dada por:

$$P(t) = \frac{19,2937}{(3,032)} (1/u) + \frac{0,7460}{(10,234)} P(t-1) + e2$$

Para chegarmos à tradicional forma da Curva de Phillips temos que acomodar as expectativas de variação dos preços à inflação real. Fazemos isso, igualando $P(t)$ a $P(t-1)$ de forma que tenhamos:

$$P(t) = \frac{19,2937 (1/u)}{1 - 0,7460} = 75,96261732 (1/u) \text{ (curva c)}$$

O leitor pode perguntar: “-Se estamos fazendo $P(t) = P(t-1)$ pode-se dizer que as expectativas estão sendo corretas e a curva descrita pela equação acima é a de longo prazo?” E respondemos: “-Não, pois não basta que as expectativas sejam corretas para que estejamos sobre a Curva de longo prazo; é preciso também que toda a inflação passada seja repassada para a expectativa e isso requer que a constante c de ajuste das expectativas seja igual a 1”. De fato, se testarmos a hipótese nula $H_0 : c = 1$ contra uma hipótese alternativa $H_1 : c \neq 1$ verificaremos que H_0 deve ser rejeitada a 5% de significância (4).

O fato de ser relativamente longo o período considerado na análise (aproximadamente 6 anos) não foi capaz de transformar a equação estimada em uma Curva de longo prazo em razão de se estar trabalhando com expectativas adaptativas e também porque os salários nominais não conseguem incorporar completamente toda a inflação passada. As expectativas adaptativas permitem que os salários corram atrás dos preços indefinidamente e segundo a mesma expressão, ainda que nunca venham a alcançar estes últimos. Em verdade, se a inflação não tende a um patamar fixo, sempre é possível ludibriar os trabalhadores e fazê-los oferecer trabalho por menores salários reais. Vejamos um exemplo:

Suponha que a constante de ajuste das expectativas é fixa em $r = 0,75$. Se no período 1 a inflação real foi de 10% e a expectativa tinha sido de 5%, o ajuste nas expectativas para o período 2 levará a uma expectativa inflacionária dada por: $P^*(2) = 0,75(10\%) + 0,25(5\%) =$

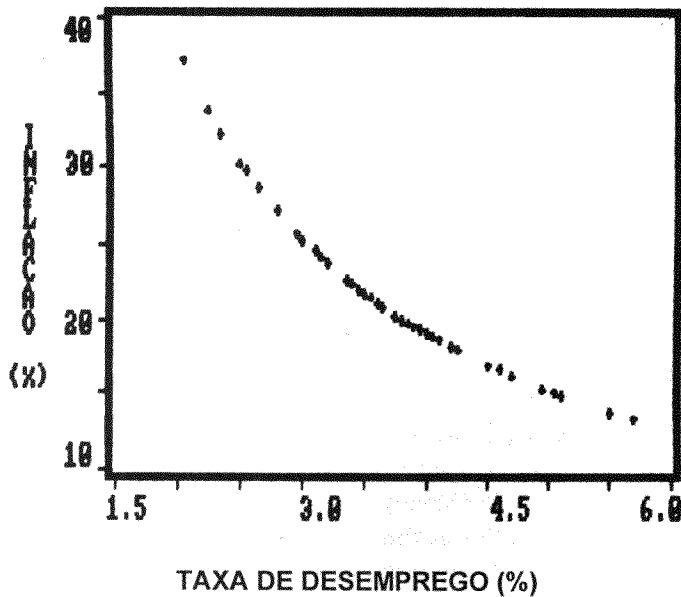
8,75%. Continuando, se no mesmo período 2 a inflação real for de 15%, as expectativas do próximo período serão: $P^*(3) = 0,75(15\%) + 0,25(10\%) = 13,75\%$. Prolongando-se a simulação com taxas de inflação efetivas sempre ascendentes veremos que nunca as expectativas serão corretas e nunca os salários vão parar de correr atrás dos preços. Ademais, no Brasil, a forma de fixação dos salários nominais é por demais regulamentada pelo Governo e utilizada como freio aos custos de produção de forma que a defasagem salarial tende, pelo menos, a não se reduzir.

Portanto, a Curva com que estamos tratando é de curto prazo e estabelece um “trade-off” entre inflação e desemprego. Mas, será que vale a pena aumentar o desemprego para diminuir a inflação segundo a equação da curva c acima? O Gráfico 6 mostra a Curva de Phillips estimada segundo a equação da curva c .

Veja que um desemprego considerado normal da ordem de 3%, de caráter friccional, é compatível com uma inflação de aproximadamente 25% dentro desta estrutura de formação de expectativas. Ou ainda, se se desejar reduzir a inflação a níveis suportáveis, tais como 5%, ter-se-á que produzir uma recessão que eleve a taxa de desemprego para quase 15,2%, isto é, para um patamar socialmente intolerável que poderia, entre outras coisas provocar a total desarticulação do sistema produtivo nacional com a falência generalizada e ampliação da miséria. Em resumo, o esforço para a redução da inflação levando-se em conta esta estimativa da Curva de Phillips é muito elevado, sendo a Curva pouco inclinada.

GRÁFICO 6

Curva de PHILLIPS Estimada



(4). A estatística t de teste é igual a -3,484 enquanto que a estatística t tabelada para 5% de significância e número de observações superior a 30, num teste bicaudal, é igual a 1,96.

V - CONCLUSÕES

Nosso propósito inicial era o de tentar entender porque a inflação não cai no Brasil, mesmo com a manutenção da atual política recessiva. A tentativa de se conter a demanda interna para debelar a inflação pressupõe a origem conjuntural do fenômeno e, mais do que isto, que existe uma relação inversa entre inflação e desemprego dada pela Curva de Phillips. Não obstante os inúmeros problemas teóricos levantados por diversos autores a respeito da Curva, bem como as falhas das proposições de Friedman⁽⁵⁾, procuramos estimá-la e através dela mostrar que o custo social, em termos de recessão, de se reduzir a inflação com medidas conjunturais fiscais ou monetárias é muito alto, pois para tornar as taxas inflacionárias mensais relativamente suportáveis é preciso que o desemprego se aprofunde enormemente. Diríamos, ainda, que além de ser alto o custo social de tal procedimento, seu retorno é muito duvidoso. Como ficou expresso nos coeficientes de correlação R^2 calculados, e especialmente naquele obtido para a equação de curva *c*, cerca de 40% da inflação brasileira não é explicada pelos modelos da Curva de Phillips. Este componente não explicado pode ser interpretado como componente de caráter estrutural, tais como o eterno estrangulamento externo resultante de problemas cambiais por que passa a economia brasileira, a péssima estrutura de distribuição da renda e da riqueza, incluindo-se a extrema concentração fundiária, a falta de um mercado desenvolvido de capitais, capaz de dotar o sistema de esquemas sólidos de financiamento do investimento e, mais recentemente, o desequilíbrio fiscal que deprimiu a capacidade de poupança estatal que sempre sustentou a acumulação brasileira ao longo de nossa história moderna. A atual contração do mercado

interno tem provocado cada vez mais a busca do mercado externo pelas firmas formadoras de preços. Em razão disso, pode-se esperar que o ajuste via Curva de Phillips não venha a ocorrer, mesmo com uma recessão brutal, pois os preços estarão sendo formados levando em conta a demanda externa, para a qual nossos preços em dólar são baixos e permitem que essas firmas se insinuem no mercado internacional. Por outro lado, em cruzeiros, os mesmos preços se revelariam altos o suficiente para excluir boa parte da população do mercado consumidor interno e não demonstrariam qualquer tendência à diminuição de seu ritmo de elevação.

Enfim, esquecendo-se estes problemas de ordem estrutural que são importantíssimos para o entendimento da inflação brasileira e considerando-se a hipótese da Curva de Phillips fica claro que a recessão atual não derruba a inflação porque a dose é muito suave. Seria necessária a instalação de uma conjuntura depressiva de magnitude muito superior à atual para trazer abaixo os índices de inflação, mas nem nisso estamos certos de que o efeito seria favorável. Entretanto, tal alternativa surge como socialmente inviável e inaceitável sob quaisquer pontos de vista, dado o já extremo nível de miséria vivido atualmente e o estoque da dívida social acumulada de outras épocas. A solução, sem dúvida, passa por medidas que transformem a estrutura da economia brasileira, o mercado interno, a distribuição da renda, nossas relações com o exterior, a situação das finanças públicas, etc. Mas, a dificuldade de cada responsável pela política econômica em dar respostas imediatas à opinião pública faz com que se esqueça constantemente da palavra "planejamento" e que se adie continuamente a resolução definitiva dos gargalos e problemas. Seria preciso que se achasse uma forma de articulação dos objetivos efetivos de médio e longo prazos com os de administração do dia-a-dia da economia brasileira. Mas isso é outra história.

BIBLIOGRAFIA

- CHICK, V. (1973), "The Theory of Monetary Policy", Graymills Publishing, cap. 7.
- EATWELL, J. (1983), "The Analytical Foundation of Monetarism". In EATWELL, J. e MILGATE, M. (1983), **Keyne's Economics and the Theory of Value and Distribution**, New York: Oxford University Press, pp. 203-213.
- FRIEDMAN, M. (1956), "The Quantity Theory of Money - A restatement" In FRIEDMAN, M., **Studies in the Quantity Theory of Money**, Chicago, The University of Chicago Press.
- FRISCH, H. (1983), "Theories of Inflation", Cambridge, Cambridge University Press.
- GORDON, R.J. (org) (1970), "Milton Friedman's Monetary Framework", Chicago, Chicago University Press, cap. 1 e 2.
- HAHN, F.H. (1971), "Professor Friedman's View on Money", **ECONOMICA**, 38 (149): 61-90, fev. 1971.
- KANDIR, A. (1989), "A Dinâmica da Inflação" São Paulo, Nobel, pp. 37-55.
- PHILLIPS, A.W.H. (1958), "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1961-1957" **Economica**, 22 (nov.): 283-99

(5) Entre essas falhas está a aceitação do equilíbrio geral walrasiano, ainda não confirmado teoricamente, como microfundamento de seus argumentos.