

Sachsida, Adolfo

Working Paper

Reexaminando a curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas

Texto para Discussão, No. 1430

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Sachsida, Adolfo (2009) : Reexaminando a curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas, Texto para Discussão, No. 1430, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91428>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1430

REEXAMINANDO A CURVA DE PHILLIPS BRASILEIRA COM DADOS DE SEIS REGIÕES METROPOLITANAS

Adolfo Sachsida

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1430

REEXAMINANDO A CURVA DE PHILLIPS BRASILEIRA COM DADOS DE SEIS REGIÕES METROPOLITANAS*

Adolfo Sachsida**

Brasília, outubro de 2009

* Este texto se beneficiou dos comentários de Mario Jorge Mendonça e Claudio Hamilton dos Santos.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Coordenação de Finanças Públicas (CFP) da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea e professor da Universidade Católica de Brasília.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro Samuel Pinheiro Guimarães Neto

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos, Cooperação Técnica e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (em implantação)

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, Inovação, Produção e Infraestrutura

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Comunicação

Daniel Castro

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL E31, E24, C33.

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 METODOLOGIA E DADOS	8
3 RESULTADOS ECONÔMICOS OBTIDOS POR DADOS DE PAINEL PARA SEIS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS	9
4 COMPARAÇÃO COM OS RESULTADOS DE SÉRIES TEMPORAIS DA CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL	11
5 CONCLUSÃO	14
REFERÊNCIAS	15

SINOPSE

Estimou-se uma curva de Phillips, com dados empilhados, para seis regiões metropolitanas brasileiras. Os resultados econométricos provenientes do uso deste novo conjunto de dados geraram três importantes conclusões: *i)* foi confirmada a restrição de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação deve ser igual à unidade, proposta por Blanchard e Gali (2007); *ii)* ao contrário de alguns resultados anteriores para a economia brasileira, o coeficiente associado à expectativa de inflação se mostrou com magnitude muito superior ao coeficiente associado à inflação passada; e *iii)* a taxa de desemprego não parece ser um determinante importante da inflação. Evidências adicionais no estudo sugerem a inexistência de um *trade-off* de curto prazo entre inflação e desemprego na economia do país durante o período analisado.

1 INTRODUÇÃO

Apesar de originalmente proposta há mais de meio século, a correlação negativa entre inflação e desemprego – conhecida como curva de Phillips – permanece no centro do debate macroeconômico. Pode-se comprovar a importância desta relação pelo fato de estudos sobre a curva de Phillips serem comuns na maioria dos bancos centrais ao redor do mundo, principalmente naqueles que adotam o regime de metas de inflação (HARGREAVES, KITE e HODGETTS, 2006). Acrescente-se que, conforme Annable (2007), a curva de Phillips está entre as relações mais importantes estudadas pela macroeconomia.

Uma extensa literatura referente à dinâmica inflacionária é baseada na curva de Phillips novo-keynesiana – um modelo de fixação de preços com rigidez nominal que implica que a inflação pode ser explicada pela evolução esperada dos custos marginais reais (COGLEY e SBORDONE, 2006). Em termos empíricos existe um amplo debate econométrico sobre a relevância da curva de Phillips. Se por um lado os estudos de Gali e Gertler (1999) e Gali, Gertler e López-Salido (2001) apresentam resultados estatísticos favoráveis à curva de Phillips, por outro os estudos de Rudd e Whelan (2005), Linde (2005) e Bardsen, Jansen e Nymoen (2004) sugerem que sua relevância empírica deve ser considerada fraca.

Para a economia brasileira, vários autores têm pesquisado sobre a habilidade da curva de Phillips em descrever a dinâmica inflacionária nacional. Como acontece com a literatura internacional, tais trabalhos adotam sempre técnicas estatísticas relacionados a séries temporais, diferindo apenas em dois quesitos: *i*) nas *proxies* adotadas para representar a inflação e o custo marginal das empresas; e *ii*) no método econométrico de séries temporais a ser empregado (cointegração, cointegração com quebra, VAR, modelo de mudança de regime, modelo com parâmetros variáveis, *inter alia*).¹

A dinâmica do emprego e da inflação não são necessariamente similares entre as diversas regiões de um país. Desta maneira, é uma razoável simplificação técnica se estimar uma curva de Phillips para o país como um todo, ainda mais quando este é territorialmente extenso e possui dinâmicas regionais muito diferentes. Adotar uma única taxa de inflação e uma única taxa de desemprego equivale a pressupor dinâmicas regionais similares entre todas as unidades de um país. Para tentar minimizar tal problema este estudo faz uso de técnicas de dados de painel, estimando uma curva de Phillips para a economia brasileira com dados de diversas regiões metropolitanas. Este procedimento leva em consideração as diferentes dinâmicas regionais, fornecendo assim uma estimativa mais fidedigna da curva de Phillips para o Brasil.

Uma vantagem adicional importante da estimação da curva de Phillips por dados de painel é que este método possibilita o uso de dados de desemprego calculados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o que era impraticável em trabalhos anteriores devido a mudanças metodológicas adotadas ao final de 2001. Isto ocorreu porque a série de desemprego para o Brasil, calculada pelo IBGE, sofreu alterações metodológicas. A série nova de desemprego só foi calculada a partir de outubro de 2001 e a série antiga de desemprego foi interrompida em 2002. Assim, os estudos anteriores que adotam a taxa de desemprego para estimar a curva de

1. Sachsida, Ribeiro e dos Santos (2009) fazem uma revisão da literatura sobre a curva de Phillips no Brasil.

Phillips brasileira usam enquanto *proxy* a taxa de desemprego de São Paulo calculada pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade) em conjunto com o Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (Dieese). Tal procedimento é uma simplificação, pois supõe que a dinâmica de emprego no Brasil é similar à do estado de São Paulo.

O objetivo principal deste estudo foi estimar uma curva de Phillips, com dados empilhados, para seis regiões metropolitanas para as quais o IBGE divulga estatísticas de inflação e desemprego, no período de março de 2002 a fevereiro de 2009. Além desta introdução, na seção 2 apresentam-se a metodologia empregada e o conjunto de dados utilizado. A seção 3 expõe os resultados econométricos. A seção 4 compara tais resultados com outros, obtidos por séries temporais, para a economia brasileira. Por fim, a seção 5 conclui o trabalho.

2 METODOLOGIA E DADOS

Na literatura a curva de Phillips é geralmente estimada da seguinte maneira:

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 E_t \pi_{t+1} + \beta_3 x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Para dados em painel, a equação (1) deve ser reescrita como:

$$\pi_{it} = \alpha_i + \beta_1 \pi_{it-1} + \beta_2 E_t \pi_{it+1} + \beta_3 x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1')$$

Nesta equação, π_{it} é a taxa de inflação da região i no período t , π_{it-1} é a taxa de inflação da região i no período anterior, $E_t \pi_{it+1}$ é a esperança em t da taxa de inflação na região i no período seguinte, x_i é alguma variável que representa o custo marginal da empresa dentro da região i , e ε é o erro que se assume ser independente e identicamente distribuído. A escolha das *proxies* para estas variáveis não é trivial, e vários estudos escolhem diferentes conjuntos de variáveis, não havendo ainda uma metodologia de escolha que sugira quais *proxies* devem ser adotadas. No caso brasileiro, tal dificuldade é maior ainda devido à precariedade de várias séries estatísticas, aliada à grande instabilidade econômica que caracterizou o começo da década de 1990. Deve-se lembrar ainda as dificuldades relacionadas ao uso das séries de desemprego no Brasil (taxa de desemprego é uma escolha padrão na maioria dos trabalhos empíricos para representar x).

Este trabalho faz uso de dados mensais para o período de março de 2002 a fevereiro de 2009. Para representar a variável inflação, adotou-se a inflação do Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA) referente a cada uma das seis regiões metropolitanas.² A inflação medida pelo IPCA é a *proxy* padrão para os estudos que estimam a curva de Phillips brasileira após a implementação do regime de metas de inflação. Para representar o custo marginal das empresas, variável x , adotamos a taxa de desemprego aberto, de 30 dias, de cada região metropolitana, que é divulgada pelo IBGE na Pesquisa Mensal de Emprego (PME).

2. As seis regiões metropolitanas são: Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo.

3 RESULTADOS ECONÔMÉTRICOS OBTIDOS POR DADOS DE PAINEL PARA SEIS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS

Na parte econométrica da pesquisa é necessário fazer uma escolha importante: como será estimada a expectativa de inflação da região metropolitana para o período seguinte? Esta não é uma escolha trivial. Contudo, neste estudo defende-se o pressuposto de que a inflação numa região não deve ser muito diferente da inflação no resto do país, de modo que uma possível *proxy* para a inflação esperada na região é a própria inflação atual no Brasil. Ou seja, a inflação esperada em $t+1$ para a região i deve ser a inflação em t para o Brasil. Isto reflete o fato de que os indivíduos possuem muito mais acesso à informação ocorrida no país como um todo do que na sua própria região. Assim, seria de se esperar que os indivíduos e empresas presumissem que a inflação futura de sua região se adequasse à que ocorre no país em sua totalidade.

Em relação à ordem de integração das variáveis, foi aproveitado o excelente trabalho de Mazali e Divino (2009), os quais realizaram vários testes referentes à ordem de integração das séries inflação e desemprego, concluindo que ambas as variáveis são estacionárias na economia brasileira. Tais testes incluíram, além dos tradicionais testes de ordem de integração, testes de ordem de integração com quebras estruturais. Devido ao pequeno espaçamento dos dados presentes neste trabalho (dados mensais de março de 2002 a fevereiro de 2009), testes estatísticos sobre este curto período sofrem de baixa potência. Assim, o melhor a fazer é confiar nos resultados presentes num trabalho que engloba a amostra constante deste estudo (mas que se utiliza de dados trimestrais).

A equação (1') foi estimada de diversas maneiras. Em primeiro lugar, à semelhança do que acontece em vários estudos empíricos, incluiu-se uma defasagem para a variável x (desemprego). Os resultados econométricos são qualitativamente os mesmos, não sendo alterados pela inclusão de uma defasagem na variável desemprego.³ Será que a inflação em determinada região depende da taxa de desemprego no país como um todo? Para responder a esta questão, substituiu-se a taxa de desemprego na região pela taxa de desemprego no país.⁴ Novamente os resultados qualitativos foram os mesmos, o que demonstra uma alta robustez dos resultados alcançados em relação à *proxy* adotada para x e à ordem de defasagem utilizada.

A tabela 1 mostra os resultados obtidos com os dados empilhados. A equação (1') foi estimada tanto por efeitos fixos quanto por efeitos aleatórios. Contudo, os testes estatísticos sugerem que não existem ganhos na estimativa por painel. Isto é, dados empilhados estimados por mínimos quadrados ordinários (OLS) produzem resultados eficientes do ponto de vista estatístico. Do ponto de vista técnico a estimativa por efeitos aleatórios degenera para uma estimativa por OLS com dados empilhados.

Os resultados presentes na tabela 1 sugerem que a variável desemprego tem pouco poder explicativo sobre a dinâmica inflacionária brasileira. Este resultado apoia

3. Por motivos de economia de espaço estão sendo mostrados apenas os resultados com defasagem. Contudo, os resultados sem defasagem da variável desemprego podem ser obtidos diretamente com o autor.

4. Só estão citados os resultados referentes à taxa de desemprego da região como *proxy* para x . O conjunto completo de resultados pode ser obtido diretamente com o autor.

aqueles apresentados por Sachsida, Ribeiro e dos Santos (2009), mas está em contraste com os do trabalho de Mazali e Divino (2009). Tal como argumentado por Sachsida, Ribeiro e dos Santos (2009), aqui se acredita que esta discrepância ocorra porque Mazali e Divino (2009) utilizam o desemprego da região metropolitana de São Paulo enquanto *proxy* para a variável x .

Ainda em relação à tabela 1, há importantes indícios do papel das expectativas sobre a dinâmica inflacionária das regiões metropolitanas. Tal como acontece na literatura internacional, mas ao contrário da evidência reportada na literatura nacional, tem-se que, para explicar a inflação atual, a inflação esperada parece ser muito mais importante do que a inflação passada. Isto é, os resultados deste estudo sugerem que a magnitude do coeficiente da variável inflação esperada é muito superior aos relatados na literatura que trata sobre a curva de Phillips brasileira. De maneira geral, os resultados presentes na literatura brasileira costumam associar um coeficiente maior para a inflação passada do que para a expectativa de inflação. Em relação à literatura internacional, o resultado encontrado neste trabalho não é novidade, pois Gali, Gertler e López-Salido (2005), num estudo para a economia americana, também concluíram que a expectativa de inflação é mais importante que a inflação passada para explicar a dinâmica inflacionária.⁵

Um detalhe importante quanto à tabela 1 é que a soma dos coeficientes associados à inflação passada e à expectativa de inflação é estatisticamente igual a 1. Este resultado reforça o trabalho de Blanchard e Gali (2007), no qual se argumenta que os valores dos parâmetros da variável inflação futura e inflação passada devem somar 1. De maneira interessante, Mazali e Divino (2009) também aceitam a validade desta restrição para a economia brasileira. Contudo, associam um valor maior para a inflação passada do que para a expectativa de inflação.

TABELA 1
Regressões de dados de painel

Variável dependente π_t	Efeito aleatório	Efeito fixo	OLS empilhado
π_{t-1}	0,090 (0,02)	0,082 (0,02)	0,090 (0,02)
$E_t \pi_{t+1}$	0,906 (0,03)	0,911 (0,03)	0,906 (0,03)
u_t	-0,007 (0,01)	-0,005 (0,01)	-0,007 (0,01)
u_{t-1}	0,008 (0,01)	0,008 (0,01)	0,008 (0,01)
Constante	0,005 (0,04)	-0,015 (0,07)	0,005 (0,04)
Observações	498	498	498
R^2	0,7735	0,7733	0,7735

Elaboração do autor.

Obs.: Os valores entre parênteses são os desvios padrões.

A tabela 2 apresenta os resultados da curva de Phillips, estimadas separadamente por OLS, para cada uma das seis regiões metropolitanas analisadas neste estudo. De maneira geral, os resultados são qualitativamente similares aos da tabela 1. Novamente tem-se que o valor do coeficiente associado à expectativa de inflação é muito superior ao coeficiente associado à inflação passada. A novidade agora é que para os casos de Belo Horizonte, Porto Alegre, Salvador e São Paulo a inflação

5. Também foram incluídas variáveis *dummies* mensais para lidar com questões referentes a sazonalidade. Contudo, a inclusão ou não de tais variáveis não tem efeito qualitativo sobre os resultados.

passada é estatisticamente não significativa. Assim, apenas para as regiões metropolitanas de Recife e do Rio de Janeiro a inflação passada parece ser um importante determinante da inflação atual.

Ainda na tabela 2 pode-se observar que a soma dos coeficientes associados à expectativa de inflação e inflação passada se situa muito próxima da unidade, validando uma vez mais a restrição proposta por Blanchard e Gali (2007). Por sua vez, em relação ao desemprego, temos que tanto o desemprego da região quanto o desemprego da região no período passado parecem afetar muito pouco a inflação atual. Apenas para os casos das regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e de São Paulo a taxa de desemprego atual parece ter um efeito negativo e estatisticamente significativo sobre a inflação. Mas mesmo nestas regiões metropolitanas tal efeito desaparece quando se leva em consideração a defasagem do desemprego.⁶

TABELA 2
Regressões OLS para cada região metropolitana

Região	Belo Horizonte	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
π_{t-1}	0,031 (0,06)	0,074 (0,06)	0,132 (0,08)	0,114 (0,05)	0,059 (0,07)	-0,001 (0,04)
$E_t \pi_{t-1}$	0,844 (0,06)	0,911 (0,07)	0,871 (0,09)	0,926 (0,06)	0,987 (0,08)	0,983 (0,04)
u_t	0,045 (0,03)	0,029 (0,04)	0,015 (0,04)	-0,105 (0,04)	-0,014 (0,04)	-0,040 (0,02)
u_{t-1}	-0,033 (0,03)	-0,005 (0,04)	-0,010 (0,04)	0,098 (0,04)	0,012 (0,04)	0,039 (0,02)
Constante	0,036 (0,13)	-0,174 (0,16)	-0,022 (0,26)	0,033 (0,15)	0,037 (0,25)	-0,022 (0,09)
Observações	83	83	83	83	83	83
R ² ajustado	0,764	0,791	0,631	0,853	0,731	0,910

Elaboração do autor.

Obs.: Os valores entre parênteses são os desvios padrões.

4 COMPARAÇÃO COM OS RESULTADOS DE SÉRIES TEMPORAIS DA CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL

O objetivo desta seção é comparar os resultados encontrados neste trabalho com outros estudos sobre a curva de Phillips realizados para a economia brasileira. Para facilitar a comparação, a tabela 3 explicita os resultados deste estudo na primeira linha e dos demais estudos nas linhas subsequentes.

Em relação aos estudos passados, este trabalho atribui um peso maior das expectativas de inflação sobre a dinâmica inflacionária. Assim, relega-se um papel menor para a inércia inflacionária, representada pela inflação defasada. Também se sugere que o papel do desemprego para explicar a inflação é extremamente reduzido – senão nulo – para o caso da economia brasileira. Isto implica claramente uma curva de Phillips vertical para o caso brasileiro. Isto é, os resultados econométricos sugerem que não existe um *trade-off* entre inflação e desemprego, no período analisado, para a economia brasileira. Dado que estão sendo utilizados dados mensais para um período relativamente curto, pode-se inferir que se trata de resultados de curto prazo. Ou seja, mesmo no curto prazo não existe um *trade-off* entre inflação e desemprego no Brasil.

6. Estimaram-se também essas regressões sem incluir a defasagem do desemprego, mas os resultados foram qualitativamente os mesmos. Também se substituiu o desemprego da região metropolitana pelo desemprego nacional, e novamente os resultados não se alteraram. Isto sugere que o desemprego não parece ser um importante determinante da inflação.

TABELA 3

Comparação entre os diferentes resultados sobre a curva de Phillips brasileira

Autor	π_{t-1}	π_{t-2}	X_t	Período
Resultado deste estudo	0,089	0,906	0,001 ³	Mar./2002 a fev./2009
Minella <i>et al.</i> (2003)	Entre 0,56 e 0,62	–	-0,08 ¹³	Jul./1995 a dez./2002
Fasolo e Portugal (2004)	0,13	0,82	74,23 ²	Jan./1990 a ago./2002
Fasolo e Portugal (2004)	0,30	0,44	–	Jan./90 a jun./94
Fasolo e Portugal (2004)	0,10	-0,04 ³	–	Jan./95 a ago./02
Muinhos (2004)	0,51	–	0,28 ⁴	Abr./1994 a fev./2002
Muinhos (2004)	–	1,18	0,35 ⁴	Abr./1994 a fev./2002
Alves e Areosa (2005)	–	0,68 ⁶	-0,11 ⁵³	Jan./1995 a abr./2004
Schwartzman (2006)	Entre 0,39 e 0,50	–	entre 0,7 e 1,27 ⁷	Jan./1997 a mar./2003
Tombini e Alves (2006)	Entre 0,1 e 0,3	Entre 0,1 e 0,3	–	Jan./1996 a jan./2006
Areosa e Medeiros (2007)	Entre 0,1 e 0,37	Entre 0,6 e 0,8	–	Jan./1995 a set./2003
Mazali e Divino (2009)	0,59	0,44	-0,13	Jan./1995 a abr./2008
Sachsida, Ribeiro e dos Santos (2009) ⁸	0,38	0,39	-0,01 ³	Jan./1995 a abr./2008

Elaboração do autor.

Notas: ¹ Refere-se ao desemprego passado.² Refere-se ao hiato do desemprego.³ Estatisticamente não significativo.⁴ Refere-se ao hiato do produto.⁵ Refere-se ao índice de salário real vezes a força de trabalho ocupada, dividido pela parcela da renda do trabalho vezes o PIB.⁶ Refere-se à meta de inflação.⁷ Refere-se à utilização da capacidade da indústria.⁸ Refere-se à tabela 3 presente no estudo dos referidos autores.

Apenas para melhor explicitação, a tabela 4 reporta os resultados em primeiras diferenças. A ideia básica de se estimar em primeiras diferenças seria tentar capturar os efeitos de curto prazo da relação entre inflação e desemprego. Consoante a tabela 4 tem-se que, de acordo com os estimadores OLS, de efeito fixo e de efeito aleatório, um aumento da inflação na região metropolitana entre $t-2$ e $t-1$ gera uma redução na inflação entre $t-1$ e t . Ou seja, um aumento de 1 ponto percentual na inflação entre $t-2$ e $t-1$ tem um efeito negativo de -0,176 ponto percentual na inflação entre $t-1$ e t . Este comportamento mostra que a ideia aceleracionista da inflação tem pouca sustentação empírica quando se analisam os dados neste período por região metropolitana. Contudo, o estimador Arelano-Bond não comporta esta conclusão. De acordo com o estimador Arelano-Bond, um aumento da inflação na região metropolitana entre $t-2$ e $t-1$ gera um aumento na inflação entre $t-1$ e t . Valida-se, desse modo, a ideia aceleracionista da inflação. Decidir sobre a hipótese aceleracionista da inflação não é o foco deste trabalho; assim, deixa-se a questão para estudos futuros.

Por sua vez, o efeito das expectativas sobre a inflação é positivo e estatisticamente significativo, qualquer que seja o estimador adotado. Um aumento de 1 ponto percentual na expectativa de inflação de $t+1$ em relação a t gera um aumento da inflação atual em 0,94 ponto percentual – o que novamente reforça o papel das expectativas sobre o comportamento da inflação. Tal como nos resultados anteriores, parece não haver efeito estatístico significativo de mudanças na taxa de desemprego sobre mudanças na taxa de inflação, qualquer que seja o estimador adotado. Esta é mais uma evidência em favor da ausência de *trade-off*, mesmo no curto prazo, entre inflação e desemprego na economia brasileira.

TABELA 4

Regressões de dados de painel em primeiras diferenças

Variável dependente $\Delta\pi_t$	Efeito aleatório	Efeito fixo	OLS empilhado	Arellano-Bond
$\Delta\pi_{t-1}$	-0,17691 (0,03)	-0,17697 (0,03)	-0,17691 (0,03)	0,059 (0,02)
$E_t \Delta\pi_{t+1}$	0,94551 (0,04)	0,94550 (0,04)	0,94551 (0,04)	0,943 (0,03)
Δu_t	-0,008 (0,02)	-0,008 (0,02)	-0,008 (0,02)	0,002 (0,01)
Δu_{t-1}	0,015 (0,02)	0,015 (0,02)	0,015 (0,02)	0,019 (0,017)
Constante	0,001 (0,01)	0,001 (0,01)	0,001 (0,01)	0,0009 (0,001)
Observações	492	492	492	492
R^2	0,5383	0,5383	0,5383	–

Elaboração do autor.

Obs.: Os valores entre parênteses são os desvios padrões.

A tabela 5 apresenta regressões empilhadas OLS com duas variáveis dependentes distintas.⁷ Na primeira coluna verifica-se que a primeira diferença da taxa de desemprego não tem efeito estatisticamente significativo sobre a inflação. Ou seja, argumentos de que aumentos na taxa de desemprego geram pressões negativas sobre a inflação não se sustentam. A segunda coluna mostra que o nível de desemprego também não tem relação estatisticamente significativa com a taxa de mudança da inflação. Por fim, a terceira coluna mostra que tanto o nível de desemprego quanto a mudança na taxa de desemprego não têm efeito estatístico sobre a taxa de inflação.

TABELA 5

Regressões com dados empilhados por OLS

	Variável dependente π_t	Variável dependente $\Delta\pi_t$	Variável dependente π_t
π_{t-1}	0,088 (0,02)	–	0,090 (0,02)
$E_t \pi_{t+1}$	0,908 (0,03)	–	0,906 (0,03)
u_t	–	-0,009 (0,02)	0,001 (0,003)
u_{t-1}	–	0,009 (0,02)	–
$\Delta\pi_{t-1}$	–	-0,178 (0,03)	–
$E_t \Delta\pi_{t+1}$	–	0,940 (0,04)	–
Δu_t	-0,006 (0,015)	–	-0,008 (0,01)
Δu_{t-1}	0,011 (0,01)	–	–
Constante	0,020 (0,018)	–	0,005 (0,04)
Observações	492	492	498
R^2 ajustado	0,7720	0,5340	0,7716

Elaboração do autor.

Obs.: Os valores entre parênteses são os desvios padrões.

A análise conjunta das tabelas 1, 2, 4 e 5 mostra a inexistência de um efeito estatisticamente significativo tanto da mudança da taxa de desemprego quanto do nível do desemprego sobre ambas, a inflação e a taxa de mudança da inflação. Tendo em vista que está sendo usado um conjunto de dados mensais, para um período de tempo relativamente curto, aliado à evidência presente nas tabelas referidas, pode-se

7. Estimativas por efeitos aleatórios ou por efeitos fixos geram resultados qualitativamente equivalentes.

concluir que não existem indícios da ocorrência de um *trade-off* entre inflação e desemprego no curto prazo na economia brasileira.

5 CONCLUSÃO

Este estudo estimou a curva de Phillips para a economia brasileira, com dados mensais, para o período de março de 2002 a fevereiro de 2009. A novidade aqui é que foram usadas estatísticas de seis regiões metropolitanas, referentes às respectivas taxas de inflação e desemprego, para se estimar a curva de Phillips. Este novo conjunto de dados preenche uma lacuna importante na literatura nacional. Afinal, até o momento este é o único trabalho que usa os dados de desemprego referentes à nova metodologia adotada pelo IBGE na estimativa da curva de Phillips. O IBGE mudou a metodologia de cálculo do desemprego e a série antiga terminou em 2002, mas a nova série só foi calculada com dados a partir de outubro de 2001. Desta maneira, os estudos anteriores sobre a curva de Phillips eram obrigados a usar, enquanto *proxy* para o desemprego no Brasil, a taxa de desemprego da região metropolitana de São Paulo, calculada pela Fundação Seade em conjunto com o Dieese.

A estimativa da curva de Phillips com esse novo *corpus* gerou importantes resultados. Primeiro, a restrição de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação deve ser igual à unidade, proposta por Blanchard e Gali (2007), foi confirmada pelos dados. Segundo, tal como sugerido por Gali, Gertler e López-Salido (2005), o coeficiente associado à expectativa de inflação tem magnitude muito superior ao coeficiente associado à inflação passada. Isto é, as expectativas de inflação possuem um peso maior na determinação da dinâmica inflacionária do que a inflação passada – o que reforça a importância do papel das expectativas inflacionárias na determinação da inflação brasileira. Terceiro, assim como já havia sido indicado por Sachsida, Ribeiro e dos Santos (2009), a taxa de desemprego não parece ser um determinante importante da inflação. Evidências adicionais aqui apresentadas sugerem a inexistência de um *trade-off* de curto prazo entre inflação e desemprego na economia brasileira durante o período analisado. Isto é, o estudo rejeita a curva de Phillips, mesmo no curto prazo, para a nossa economia.

A implicação de política econômica deste estudo é muito clara: políticas públicas que tentem alavancar a economia por meio de inflação terão pouco sucesso, mesmo no curto prazo. Tal implicação é sustentável pelo fato de os resultados econométricos da pesquisa sugerirem que a curva de Phillips brasileira é vertical mesmo no curto prazo. Ou seja, não existiu um *trade-off* de curto prazo entre inflação e desemprego na economia brasileira durante o período analisado.

REFERÊNCIAS

- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. D. **Targets and inflation dynamics**. Central Bank of Brazil, Working Paper Series, n. 100, October, 2005.
- ANNABLE, J. **Adjusting wages for price inflation: the Rational-Arrangements Phillips Curve**. Texto disponível no SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=1045321>>. 2007.
- AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. **Inflation dynamics in Brazil: the case of a small open economy**. Brazilian Review of Econometrics, v. 27(1), May, p. 131–166, 2007.
- BARDSSEN, G.; JANSEN, E. S.; NYMOEN, R. **Econometric evaluation of the new Keynesian Phillips Curve**. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 66(s1), p. 671-86, 2004.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new Keynesian Model. **Journal of Money, Credit and Banking**, vol. 39(s1), p. 35-65, 2007.
- COGLEY, T.; SBORDONE, A. M. **Trend inflation and inflation persistence in the new Keynesian Phillips Curve**. Federal Reserve Bank of New York, Staff Report n. 270, December. 2006.
- FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. **Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips Curve for Brazil**. Estudos Econômicos, v. 34(4), outubro - dezembro, p. 725-776, 2004.
- GALI, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44(2), p. 195-222, 1999.
- GALI, J.; GERTLER, M.; LOPEZ-SALIDO, J. D. European inflation dynamics. **European Economic Review**, v. 45(7), p. 1237-1270, 2001.
- _____. **Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Phillips Curve**. Banco de Espanha, Documentos de Trabajo n. 520, 2005.
- HARGREAVES, D.; KITE, H.; HODGETTS, B. **Modelling New Zealand inflation in a Phillips Curve**. Reserve Bank of New Zealand: Bulletin, v. 69(3), p. 23-37, 2006.
- MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. **Real wage rigidity and the new Phillips Curve: the Brazilian case**. Catholic University of Brasilia Working Paper, 2009.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22(7), December, p. 1015-1040, 2003.

MUINHOS, M. K. **Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil**. Estudos Econômicos, v. 34(2), abril - junho, p.269-296, 2004.

RUDD, J.; WHELAN, K. New tests of the New Keynesian Phillips Curve. **Journal of Monetary Economics**, v. 52(6), September, p. 1167-1181, 2005.

SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; DOS SANTOS, C. H. **A Curva de Phillips e a experiência brasileira**. Ipea, Texto para Discussão, 2009.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10(1), jan. – mar., p. 137-155, 2006.

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. **The recent Brazilian disinflation process and costs**. Central Bank of Brazil Working Paper Series, n. 109, June, 2006.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CORREA, A. S.; MINELLA, A. Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de Curva de Phillips com Threshold pra o Brasil. *In*: XXXIII Encontro Nacional de Economia. **Anais, ANPEC**, Natal: 2005.

LIMA, E. C. R. The NAIRU, unemployment and the rate of inflation in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57(4), out. – dez., p. 899-930, 2003.

LINDÉ, J. Estimating new-Keynesian Phillips Curves: a full information maximum likelihood approach. **Journal of Monetary Economics**, v. 52(6), September, p. 1135-1149, 2005.

MENDONÇA, H. F.; DOS SANTOS, M. A. L. Credibilidade da política monetária e a previsão do *trade-off* entre inflação e desemprego: uma aplicação para o Brasil. **Revista Economia**, v.7(2), maio - agosto, p. 293 - 306, 2006.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C.; HILLBRECHT, R. O. **Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil**. Encontro Brasileiro de Econometria – SBE, 1999.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C. Um modelo de NAIRU para o Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 20(4), outubro - dezembro, p. 26-47, 2000.

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Revisão

Cláudio Passos de Oliveira

Leonardo Moreira de Souza (estagiário)

Luciana Dias Jabbour

Maria Angela de Jesus Silva (estagiária)

Reginaldo da Silva Domingos

Editoração

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Everson da Silva Moura

Renato Rodrigues Bueno

Livraria

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares