

ESTIMATIVA DE CURVA DE PHILLIPS PARA O BRASIL COM PREÇOS DESAGREGADOS*

Felipe Farah Schwartzman[§]

RESUMO

Este artigo realiza estimativas de Curvas de Phillips para o Brasil a partir de dados de preços desagregados utilizando-se o método de mínimos quadrados em três estágios. Dessa forma é possível aliviar o problema da baixa disponibilidade de dados disponível para a economia brasileira e realizar uma análise mais detalhada da dinâmica da inflação. As regressões são realizadas com a utilização da capacidade da indústria, tal como divulgada pela FGV, como *proxy* para o efeito do ciclo econômico sobre a inflação, evitando, assim, o problema normalmente encontrado de baixa significância do parâmetro para o hiato do produto. São estimadas as variações do modelo básico com vistas a testar o efeito de algumas das diferentes opções de modelagem realizadas pela literatura, como a imposição de verticalidade de longo prazo da Curva de Phillips e a modelagem de coeficiente de repasse não-linear, entre outras, além de testar o efeito da instabilidade política no segundo semestre de 2002 sobre a dinâmica da inflação, entre outros aspectos. Um dos resultados é que de forma geral não é possível rejeitar a hipótese de verticalidade de longo prazo, de forma que esta parece ser uma boa hipótese de trabalho ao se analisar a economia brasileira.

Palavras-chave: Curva de Phillips, regressão em três estágios, economia brasileira.

ABSTRACT

This article presents estimations of Phillips Curves for Brazil based on disaggregated price data with the use of three stage least squares estimation method. This approach alleviates the problem generated by the small amount of data available for the Brazilian economy while allowing a more detailed analysis of inflation dynamics. Regressions are performed with the use of the data on utilization of industrial capacity generated by FGV thus avoiding the usual problem of low significance of the estimated parameter for the output gap. Variations of the basic model are estimated to evaluate the different modeling choices adopted by the literature such as long run verticality and non-linear exchange rate pass-through coefficient. Also the impact of political instability in the second semester of 2002 is assessed. One of the results is that in general it is not possible to reject long-run verticality so that this is an apparently appropriate working hypothesis for the Brazilian economy.

Key words: Phillips Curve, three stage least squares, Brazilian economy.

JEL classification: E31, E37.

* Texto escrito em julho de 2004 a partir de pesquisa realizada no âmbito do Grupo de Conjuntura, IE-UFRJ. Agradeço a Francisco Eduardo Pires de Souza, Antônio Luís Licha, Ana Cristina Neves, Marcos Thadeu Caputi e Cecília Hoff pelos valiosos comentários e observações realizados ao longo do trabalho. Agradeço especialmente a Romy Rodriguez e Manoel Carlos de Castro Pires pelo apoio na modelagem econométrica e discussões intensivas sobre o conteúdo ora apresentado.

§ Departamento de Economia - Universidade de Princeton. E-mail: fschwartz@princeton.edu. Endereço para contato: Economics Department – Fisher Hall, Princeton University – Princeton 08544, NJ – USA.

Recebido em setembro de 2004. Aceito em agosto de 2005.

1 INTRODUÇÃO

Uma das relações centrais para a análise macroeconômica moderna é a “Curva de Phillips”, ou o *trade-off* entre inflação e desemprego. É o que se convencionou chamar de uma relação estrutural, na medida em que depende apenas de parâmetros comportamentais, tecnológicos e institucionais da economia em questão. O conhecimento de relações estruturais é de especial importância para a realização de política macroeconômica, já que, como lembrou Lucas (Lucas 1999), essas alteram o ambiente no qual os agentes tomam decisões. São também importantes para a realização de cenários prospectivos de médio e longo prazo, já que tais relações tendem a ser estáveis no tempo.

A estimativa de equações macroeconômicas estruturais para países em desenvolvimento apresenta problemas particulares. De forma geral as séries de dados são mais curtas e menos detalhadas do que em países desenvolvidos e têm quebras estruturais freqüentes. Dito de outra forma, tanto pela disponibilidade de dados quanto pela abundância de transformações institucionais ocorridas é difícil para esses países projetar o futuro a partir de informações passadas. Entretanto, a política econômica e as decisões empresariais requerem essas projeções, de tal forma que o pesquisador não pode simplesmente se recusar a realizá-las, devendo fazê-lo no melhor de sua capacidade.¹

Este trabalho tem por objetivo obter uma estimativa para os parâmetros mais importantes da Curva Phillips brasileira utilizando-se, da melhor forma possível, dos dados disponíveis e testando-se, no processo, diferentes especificações de forma a se avaliar algumas opções comumente adotadas na literatura. Essas estimativas só foram realizadas para a forma reduzida e não para os parâmetros estruturais “profundos”, já que as especificações utilizadas não são derivadas explicitamente a partir de microfundamentos.² Este trabalho inova por, ao invés de estimar uma Curva de Phillips agregada, estimar conjuntamente equações para três grupos de preços, quais sejam: os preços de bens comercializáveis, de não comercializáveis e de bens monitorados com o método de regressão em três estágios. Apesar de na literatura existirem estimativas para preços desagregados (Carneiro *et al.*, 2002), não é de meu conhecimento que a estimação conjunta tenha sido estimada em algum outro trabalho anterior.

Este artigo também se diferencia da maior parte da literatura ao utilizar a capacidade da indústria, medida pela sondagem industrial da Fundação Getúlio Vargas, como *proxy* para o hiato de produto. Medidas mais diretas deste último têm se mostrado pouco significativas nas tentativas de estimar Curvas de Phillips para o Brasil ou para os Estados Unidos (ver, respectivamente, Areosa, 2004 e Galí e Gertler, 2000). Essa variável não só se mostrou significativa, mas com um impacto apreciável sobre a inflação.

Do ponto de vista da avaliação de especificações alternativas, um dos resultados mais interessantes é que as hipóteses de verticalidade de longo prazo da Curva de Phillips e de Paridade de Poder de Compra parecem contribuir significativamente para o ajuste do modelo. Os modelos estimados também permitem avaliar o papel da mudança de regime cambial em 1999 e da incerteza política no segundo semestre de 2002. A natureza desagregada das estimativas permite avaliar

1 No caso brasileiro, o pesquisador pode contar com uma base razoavelmente ampla de séries macroeconômicas atualizadas regularmente e divulgadas pela internet pelos institutos de pesquisa que as produzem. Entretanto, as quebras estruturais no regime de política são freqüentes, sendo a última mais importante em janeiro de 1999 com a desvalorização cambial e a adoção do regime de metas inflacionárias.

2 A estimativa aqui realizada retorna parâmetros como o coeficiente de repasse do câmbio para inflação e o *trade-off* entre inflação e desemprego. Uma estimativa de parâmetros estruturais “profundos” retornaria parâmetros da função utilidade dos consumidores, da tecnologia de mudança de preços etc. A Curva de Phillips estimada permanece sendo uma relação estrutural na medida em que os parâmetros da forma reduzida são uma função estável dos parâmetros estruturais “profundos”.

o impacto desses episódios sobre os diferentes grupos de preços, traçando, assim, um quadro mais rico da dinâmica de preços nesse período.

A discussão teórica mais detalhada está fora do escopo desse trabalho. Uma exposição bastante detalhada dos microfundamentos subjacentes à versão novo-keynesiana da Curva de Phillips para economia aberta foi realizada recentemente por Areosa (2004). Uma revisão das questões teóricas básicas foi realizada por Goodfriend e King (1997).

O artigo está organizado da seguinte forma: em primeiro lugar, são discutidas, de forma mais ou menos detalhada, nove decisões de modelagem e estimação importantes. A discussão é realizada a partir de outras estimativas de Curva de Phillips realizadas recentemente para o Brasil. Com isso, pretende-se traçar um mapa mais ou menos abrangente de quais são as questões e como elas vêm sendo resolvidas. Na segunda parte apresenta-se o modelo adotado neste artigo e suas variações. Foram testadas algumas variações na especificação das regressões e no tamanho da amostra de forma a se testar a robustez dos resultados e a importância de algumas das decisões de modelagem. Em seguida, os resultados das regressões realizadas são apresentados e discutidos. Na última parte as principais conclusões são enumeradas.

2 NOVE DECISÕES DE MODELAGEM E ESTIMAÇÃO

Para se estimar uma Curva de Phillips devem ser realizadas escolhas sobre um número de aspectos. Nesta seção alguns desses fatores serão discutidos, apresentando-se a opção feita na literatura e a realizada no presente trabalho.

Existem algumas tentativas conhecidas de se estimar uma curva de Phillips para o Brasil. O Banco Central realiza estimativas como parte de seus modelos de pequena e média escala (Bogdanski *et al.*, 2001; Muinhos e Alves, 2004) para efeitos de política antiinflacionária. Já Carneiro *et al.* (2002) realizaram estimativas da curva de Phillips para avaliar a não-linearidade do repasse cambial para inflação. Outro exemplo de Curva de Phillips para o Brasil pode ser encontrado no estudo de Minella *et al.* (2002), que tem por objetivo avaliar a política monetária do Banco Central. Por fim, Areosa (2004), em dissertação de mestrado defendida recentemente no departamento de economia da PUC-Rio, deriva teoricamente uma Curva de Phillips para uma economia aberta e realiza a estimativa para o Brasil. Tendo estimado uma Curva de Phillips derivada teoricamente, esse autor obtém também estimativas para os parâmetros estruturais “profundos”.

Passemos à análise das questões. O Quadro 1 mostra, de forma resumida, como os diferentes textos lidaram com essas questões. A última coluna apresenta as decisões tomadas pelo presente trabalho.

2.1 Ciclo econômico

A teoria estipula que a inflação é afetada por aumentos do custo marginal das empresas, que podem ser causados pelo aquecimento da economia. Este último pode ser medido de diferentes formas.

Uma forma é se medir o hiato do produto, isto é, a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial, definido como aquele que seria atingido dada a utilização mais eficiente dos fatores de produção. Comumente esse hiato do produto é calculado a partir da extração de uma tendência de longo prazo de algum dado de produção, como o PIB ou a produção industrial. Esta tendência, por sua vez, pode ser modelada como sendo uma tendência linear ou extraída com métodos mais

sofisticados, como o uso de um filtro Hodrick-Prescott (HP). A experiência mostra que o método escolhido para a extração de tendência tem pouco impacto sobre os resultados, e que o hiato do produto assim medido se mostra pouco significativo enquanto variável explicativa para inflação. (Areosa, 2004; Gali e Gertler, 2000). O produto potencial pode também ser estimado a partir da utilização explícita de uma função de produção. Por exemplo, o modelo de média escala do Banco Central (Muinhos e Alves, 2004) utiliza um método no qual a Curva de Phillips e a função de produção agregada são estimadas conjuntamente.

No modelo de pequena escala utilizado pelo Banco Central o hiato do produto utilizado na época da elaboração do modelo foi simplesmente a diferença entre o produto efetivo e uma tendência HP extraída da série de produto.³ Mais recentemente o Departamento de Pesquisa do BC tem realizado trabalhos para estimar o produto potencial a partir de uma função de produção. (Silva Filho, 2003). Areosa utiliza duas especificações. Na primeira extrai uma tendência linear e a sazonalidade do PIB trimestral por meio de uma regressão, utilizando o resíduo como medida de hiato do produto. Conforme mencionado acima, o autor encontra como resultado que o coeficiente deste é pouco significativo. Utiliza então uma segunda especificação, na qual tenta medir diretamente o custo marginal usando a participação dos salários no PIB, seguindo aqui a metodologia sugerida por Gali e Gertler (2000), obtendo, assim, resultados mais próximos do esperado.

Outra alternativa é utilizar medidas indiretas do ciclo econômico por meio do uso de variáveis altamente correlacionadas com o nível de atividade, como o desemprego. A vantagem deste método é que a variável explicativa é medida diretamente por institutos de pesquisa em vez de ser estimada, sendo assim menos sujeita a erros de medição, que têm por efeito um viés no sentido de reduzir o valor absoluto do parâmetro estimado. Com esse espírito, Minella *et al.* (2002) e Carneiro *et al.* (2002) utilizam a taxa de desemprego. Entretanto, quando da elaboração deste artigo, se quiséssemos aproveitar o maior número de dados disponíveis a opção de se utilizar taxa de desemprego deixaria de ser viável. Isto porque o IBGE mudou a metodologia adotada pela Pesquisa Mensal de Emprego, interrompendo a série antiga no final de 2002. A série de desemprego nova, por sua vez, tem início no final de 2001. As duas séries têm comportamento bastante diferente no período comum, não sendo encadeáveis. Não há, portanto, uma série de desemprego contínua com tamanho suficiente para ser utilizada na análise de regressão.

Nas análises preliminares realizadas para este trabalho tentou-se utilizar diversas medidas de hiato de produto a partir de extração de tendência do PIB trimestral e da Produção Industrial da PIM, mas, de forma consistente com a literatura apontada, nenhuma dessas medidas se mostrou significativa. Na ausência de séries continuadas de desemprego, optou-se por utilizar a capacidade tal qual medida pela sondagem industrial da Fundação Getúlio Vargas. Foi necessário dessazonalizar a série, pois esta estava apresentando multicolinearidade com as *dummies* sazonais introduzidas nas regressões. Este ajuste sazonal foi realizado utilizando-se o método de razão para média móvel. Além disso, a utilização da capacidade da indústria foi introduzida com uma defasagem em relação à inflação explicada, de forma consistente com o restante da literatura.

2.2 Repasse cambial

Parte da inflação é explicada por desvalorizações cambiais. Algumas estimativas utilizam a taxa de câmbio nominal pura e simples; outros a combinam com um índice de preços externos. Essa última especificação tem a vantagem de colocar como determinante dos preços internos os

3 Essa informação não aparece explicitamente no texto para discussão onde o modelo é apresentado originalmente (ver Bogdanski *et al.*, 2001).

preços externos convertidos à moeda local. É, portanto, mais adequada do ponto de vista teórico, já que assume que os empresários locais produtores de bens comercializáveis estão preocupados com o preço de seus produtos relativamente ao de seus concorrentes externos. Optou-se, pois, por essa medida de desvalorização cambial, utilizando-se a inflação de preços ao produtor americana (PPI), conforme vem sendo usado na literatura.⁴ A opção pelo PPI em vez do índice de preços ao consumidor (CPI) se justifica pelo fato de aquele incluir uma proporção maior de bens comercializáveis.⁵

Além disso, alguns artigos (Goldfajn e Werlang, 2000; Carneiro *et al.*, 2002) apontam evidências de não-linearidade do efeito da variação cambial sobre os preços, que, por sua vez, depende de fatores como o aquecimento da economia e o grau de desalinhamento da taxa de câmbio. No modelo básico optou-se por utilizar um coeficiente de repasse linear. À semelhança do realizado em Minella *et al.* (2002), utilizou-se a desvalorização cambial em um ano em vez de apenas no trimestre anterior.⁶ Em uma das variações do modelo básico introduziu-se um termo de interação entre depreciação cambial e utilização da capacidade para testar a existência de não-linearidade.

Por fim, no modelo derivado por Areosa (2004) é incluída a expectativa de depreciação futura. Esta não é levada em consideração no presente artigo e deve ser objeto de investigações posteriores.

2.3 Inércia

Apesar de a teoria novo-keynesiana ter dificuldade de derivar a inércia inflacionária a partir de microfundamentos,⁷ a existência de inércia inflacionária é um fato empírico conhecido.⁸ Portanto, é importante levá-lo em consideração em aplicações empíricas. A inércia é modelada simplesmente pela introdução da inflação defasada como variável explicativa. Alguns artigos introduzem duas defasagens, outros apenas uma. Em análises preliminares foram testados modelos com duas defasagens, mas isto não representou qualquer melhora no ajuste, de forma que todos os modelos aqui expostos contam com apenas uma defasagem.

Nas regressões realizadas, optou-se por introduzir não a defasagem da inflação de cada grupo de preços, mas a defasagem da inflação cheia. A idéia é que os contratos são indexados pela inflação cheia e não pela inflação própria de cada produto, sendo, portanto, essa a variável relevante para explicar a inércia. Este procedimento é também o adotado por Muinhos e Alves (2004) e Carneiro *et al.* (2002).

Esse procedimento dá conta de efeitos indiretos de choques em um grupo de produtos sobre os preços de outro grupo. Por exemplo, uma depreciação cambial que, a princípio, só teria efeito sobre o preço de bens comercializáveis acaba afetando os bens não comercializáveis por meio do componente de inércia.

4 A fonte utilizada foi a publicação *International Financial Statistics*, do Fundo Monetário Internacional. Esta série é o PPI-Total, que é ligeiramente distinta da PPI-Finished Goods divulgada pelo Bureau of Labour Statistics, mas isto tem pouco impacto sobre o resultado das estimativas.

5 Conforme assinalado por um parecerista anônimo, pode parecer fazer mais sentido adotar um índice de preços de importados em vez da inflação externa. Este índice não foi adotado, pois este tende a seguir o câmbio de forma muito próxima, de modo que pode mascarar o fato de que desvalorizações cambiais tornam os produtos nacionais mais competitivos, tanto no mercado interno quanto no mercado externo, nos quais as variações cambiais do real não têm impacto nos preços dos produtos.

6 Essa forma impõe uma restrição ao modelo, já que é equivalente a impor que a desvalorização cambial em cada defasagem tem o mesmo efeito sobre a inflação corrente. Optou-se por essa forma por uma questão de parcimônia do modelo.

7 Ver, entretanto, a proposta de Mankiw e Reis (2001), com base em rigidez na difusão de informação (*sticky information*).

8 Ver, por exemplo, Gali e Gertler (2000). Nesse artigo, esse fato é modelado a partir da suposição de que parte das firmas determina preços a partir de uma regra de bolso, projetando para o futuro a inflação passada, ao invés de realizar o cálculo da inflação esperada conforme seria previsto pela hipótese de expectativas racionais.

2.4 Expectativas

A teoria novo-keynesiana enfatiza a importância de expectativas acerca da inflação futura na determinação da inflação presente.⁹ Este resultado é obtido a partir da hipótese de rigidez de preços e pode ser derivado a partir de microfundamentos, assumindo-se que em cada momento apenas uma fração constante das firmas é “sorteada” para poder ajustar seus preços. (Calvo, 1983; Buitier e Jewitt, 1989). Expectativas podem ser lidas diretamente com base em pesquisas como a realizada semanalmente pela *Focus*, publicada pelo Banco Central do Brasil, ou podem ser modeladas. Uma regressão que não inclua explicitamente um termo para expectativas é vulnerável à crítica de Lucas (1999).

A forma mais freqüente é a modelagem por meio da hipótese de expectativas racionais. Esta é equivalente à utilização da inflação um período à frente como variável explicativa na regressão e o tratamento desta como variável endógena por meio de uma regressão em dois estágios ou método semelhante. Intuitivamente, no primeiro estágio da regressão obtém-se uma previsão não-viesada da inflação futura dada a informação disponível nos instrumentos. Esta previsão é inserida no segundo estágio da regressão. A modelagem a partir de variáveis instrumentais é adotada por Aresosa (2004), que realiza suas estimativas utilizando o Método Generalizado dos Momentos. Para os preços livres, Muinhos e Alves (2004) fazem uso de expectativas consistentes com o modelo e combinam essa projeção com a previsão de inflação de preços monitorados realizada pelo Banco Central a partir da análise dos contratos de concessão. Os outros artigos analisados não modelam expectativas explicitamente.¹⁰

Da mesma forma que com a inércia, a inflação futura utilizada foi o IPCA cheio. O raciocínio aqui é que os produtores desejam manter o seu preço relativo para o resto da economia, sendo, portanto, o índice cheio relevante para sua decisão. Este procedimento é utilizado por Muinhos e Alves (2004), cuja curva de Phillips explica apenas os preços livres. De forma análoga ao caso da inércia, esse procedimento permite interações entre a inflação dos diferentes grupos de produtos na medida em que a inflação em um dos grupos pode afetar a taxa de inflação esperada da economia.

Neste artigo, as expectativas foram modeladas a partir de um VAR. Na estimativa desse modelo incluíram-se a utilização da capacidade da indústria, a inflação medida pelo IPCA, a inflação medida pelo IGP e a depreciação cambial em um ano multiplicada pela inflação do PPI americano no mesmo período. Foram incluídas *dummies* sazonais e uma *dummy* indicadora de mudança de regime cambial como variáveis exógenas. O número de defasagens (duas a seis) foi escolhido de forma a minimizar o Critério de Informação de Akaike. Não se incluiu a primeira defasagem para evitar endogeneidade com as variáveis explicadas nas regressões finais. Este método é também consistente com a hipótese de expectativas racionais.

2.5 Restrições de longo prazo

Desde a década de 1970 boa parte dos macroeconomistas aceitam que a moeda é neutra no longo prazo, o que significa dizer que fenômenos nominais, como variações nos preços, não podem elevar o nível de produto ou de emprego permanentemente acima do que seria o seu valor “natu-

9 Em contraste com a expectativa passada da inflação presente, enfatizada pela teoria novo-clássica.

10 O que não significa que estejam totalmente ausentes do modelo. Por exemplo, parte do efeito de inércia nessas regressões poderia ser explicada por um componente de expectativas adaptativas. Esses modelos se encontram vulneráveis à crítica de Lucas, pois uma mudança no ambiente causada por decisões de política monetária pode significar que a forma pela qual os agentes prevêm a inflação a partir das informações passadas muda, mudando, assim, os parâmetros da forma reduzida estimada.

ral".¹¹ Econometricamente, essa constatação é incorporada na Curva de Phillips a partir de uma restrição de longo prazo sobre os parâmetros.

Seja a Curva de Phillips dada pela seguinte equação:

$$\pi_t = \alpha_1 E_t \pi_{t+1} + \alpha_2 \pi_{t-1} + \beta x_t \quad (1)$$

onde π_t , x_t e E_t são, respectivamente, a inflação, o hiato do produto e o operador esperança no tempo t . Num hipotético estado estacionário, a inflação de todos os preços da economia (incluindo câmbio) seria igual e constante no tempo. Neste caso, a expectativa de inflação futura é igual à inflação corrente. Temos então:

$$\pi = \alpha_1 \pi + \alpha_2 \pi + \beta x \quad (2)$$

onde a ausência do índice t indica o valor das variáveis no estado estacionário. Rearranjando os termos,

$$\pi = \frac{\beta}{(1 - \alpha_1 - \alpha_2)} x \equiv bx \quad (3)$$

onde b é o coeficiente de longo prazo entre inflação e utilização da capacidade. A neutralidade de longo prazo da moeda impõe que essa relação seja infinita. Isto é, é impossível obter um valor para o hiato do produto permanentemente acima do seu nível de longo prazo (nesse caso normalizado para zero) sem que isso leve a inflação a crescer indefinidamente. Esta condição é obtida impondo-se a seguinte restrição:

$$1 - \alpha_1 - \alpha_2 = 0 \quad (4)$$

Essa restrição pode fazer sentido mesmo na ausência de um termo para o hiato do produto. Neste caso, o que ela impõe é que não haja um nível único de longo prazo para a inflação, mas que este nível seja indeterminado. Ela pode também incluir preços externos convertidos para a moeda local pela taxa de câmbio. Neste caso, passa a ser consistente com a condição de Paridade do Poder de Compra na sua versão relativa, isto é, a condição de que no longo prazo os preços internos e externos tendem a crescer à mesma velocidade. Isto pode ser visto substituindo o hiato do produto x pela depreciação cambial e na equação (1) acima, derivando-se a relação de longo prazo entre depreciação cambial e inflação de forma análoga:

$$\pi = \frac{\gamma}{(1 - \alpha_1 - \alpha_2)} e \equiv ce \quad (5)$$

sendo γ o coeficiente de repasse de curto prazo e c a relação de longo prazo entre câmbio e inflação. A teoria da Paridade do Poder de Compra estabelece que c deve ser igual a 1,¹² de tal forma que

11 A curva de Phillips novo-keynesiana derivada de microfundamentos não é necessariamente vertical no longo prazo, mas sua inclinação é muito íngreme, de forma que a suposição de verticalidade é uma boa aproximação.

12 Essa forma de se tratar a Paridade de Poder de Compra é diferente da usual, que tipicamente interpreta esta como uma relação de co-integração entre câmbio nominal, preços internos e externos, mas não necessariamente impõe proporcionalidade, isto é, admite que no longo prazo estes possam crescer a taxas distintas. A restrição aqui adotada não equivale, por um lado, à adoção da hipótese de que as séries são co-integradas, ou seja, ela não exclui, portanto, mudanças permanentes no nível da taxa de câmbio real. Por outro, impõe a proporcionalidade, postulando que na ausência de choques a taxa de câmbio real deve permanecer constante.

$$\gamma = 1 - \alpha_1 - \alpha_2 \Leftrightarrow 1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \gamma = 0 \quad (6)$$

Essa restrição de longo prazo é utilizada nas estimativas realizadas para os modelos do Banco Central, mas não é sempre adotada. Tanto a verticalidade da Curva de Phillips quanto a Paridade de Poder de Compra são teorias abertas para contestação teórica e empírica, e a aplicação destas, sem maiores testes, pode não ser adequada.¹³ Neste trabalho foram realizadas estimativas com e sem essa restrição de forma a se avaliar o seu impacto sobre os resultados. Conforme será mostrado abaixo, os resultados foram, de forma geral, favoráveis à sua adoção.

2.6 Medidas de inflação

Para uma dada economia, a inflação pode ser medida por diferentes índices de preço, cujos resultados variam de acordo com a cesta de consumo considerada e mesmo com o instituto de pesquisa que realiza as estimativas. No caso brasileiro, utiliza-se normalmente o Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA), estimado e divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Este índice tem especial proeminência por ser objeto da meta de inflação estipulada pelo Conselho Monetário Nacional para ser perseguida pelo Banco Central do Brasil. Consistentemente com o resto da literatura, optou-se por utilizar o IPCA como índice de inflação. Foram utilizadas também desagregações do IPCA, tais como disponibilizadas pelo Banco Central no seu site (www.bcb.gov.br), em três grupos: bens comercializáveis, bens não comercializáveis e bens monitorados. Conforme mencionado acima, utilizou-se o IPCA agregado para inércia e expectativas. Por fim, na equação para preços monitorados foi incluída uma defasagem IGP-DI como variável explicativa, já que este índice de preços indexa a maior parte dos contratos.

Todas as variáveis de inflação e de desvalorização cambial foram expressas em termos de taxa de crescimento ao ano. Essa escolha foi feita para facilitar a leitura dos resultados e pouco ou nada os altera.

2.7 Freqüência dos dados

Há também que se fazer uma escolha a respeito da freqüência dos dados utilizados. Dados mensais fornecem mais informação. Entretanto, esses dados são mais suscetíveis a ruídos e erros de medição. Além disso, o grau de autocorrelação é maior, anulando, em parte, a vantagem de se ter uma amostra mais numerosa. Outro problema é que se o efeito do nível de atividade sobre a inflação for superior a um trimestre, os dados mensais não serão capazes de captar esse efeito, a não ser que o número de variáveis defasadas no modelo seja aumentado, eliminando novamente parte da vantagem de se ter uma amostra mais numerosa. Por fim, não estão disponíveis dados mensais para todas as variáveis (em particular para a utilização da capacidade). Já dados anuais são insuficientes para se realizar inferência estatística, já que optamos por trabalhar com um período mais homogêneo e, portanto, mais curto. A opção realizada foi a de se trabalhar com dados trimestrais.

As séries mensais de inflação foram trimestralizadas a partir da média geométrica dos índices de preço divulgados, sendo a taxa de inflação calculada posteriormente a partir dessas médias.

13 A crítica teórica mais importante à teoria da Paridade de Poder de Compra, tal como a adotada, é o chamado efeito Balassa-Samuelson, de acordo com o qual os preços dos bens comercializáveis tendem a se tornar menores em relação aos bens não comercializáveis à medida que a economia se desenvolve, levando, assim, no longo prazo, a uma apreciação real da taxa de câmbio. Para uma construção teórica recente que restabelece o *trade-off* de longo prazo entre inflação e desemprego, ver Akerlof *et al.* (2000).

2.8 Amostra

Um outro problema importante é a respeito da amostra e da frequência dos dados utilizados na regressão. No caso da inflação brasileira, a mudança estrutural pós-Plano Real é tão grande que é preferível descartar a utilização de dados anteriores. Esta mesma opção foi feita em todos os artigos analisados. Além disso, há uma importante mudança de regime de política monetária e cambial a partir do primeiro trimestre de 1999. Ao optar por utilizar uma amostra com início em 1999 o pesquisador, ao menos até o momento, estará restrito a uma amostra extremamente reduzida.¹⁴ Por outro lado, ao se realizar a estimativa com dados anteriores a 1999 o pesquisador se depara com o problema adicional de modelar o efeito da mudança do regime de política monetária sobre os parâmetros.

A opção feita neste trabalho foi pela utilização de diferentes tamanhos de amostra de forma a se pesquisar a sensibilidade dos parâmetros a variações no tamanho desta. Parâmetros muito sensíveis podem ser indicadores de que as equações não estão corretamente especificadas. Em particular, foram feitas regressões com amostras iniciando em 1997, 1998 e 1999, sendo que todas elas terminam no terceiro trimestre de 2003. Não se utilizaram amostras maiores porque isso implicaria utilizar dados anteriores à implementação do Plano Real nas equações ou no VAR.

2.9 Aspectos qualitativos

É comum o pesquisador incluir *dummies* para modelar aspectos qualitativos ou não levados em consideração por variáveis observáveis incluídas no modelo. Estes incluem mudança de regime de política, *outliers* causados por choques de oferta independentes do câmbio e sazonalidade. A *dummy* de mudança de regime de política monetária é especialmente importante. Entretanto, por se tratar de um modelo estrutural e, portanto, não suscetível à crítica de Lucas, essa *dummy* não pretende captar mudanças no processo de formação de expectativas dos agentes.¹⁵ Ela aparece interagindo com as variáveis nominais e não com a variável real, e o que ela pretende captar são mudanças na proporção dos ajustes de preços que é inercial. É de se esperar que esta proporção tenha mudado com a mudança de regime cambial, pois naquele momento houve uma alteração do custo de se manter uma regra simples, inercial, de atualização de preços *vis-à-vis* a uma decisão mais sofisticada baseada em um conjunto mais amplo de informações.

Minella e Freitas (2002) incluem uma *dummy* para setembro de 2000, período no qual houve significativo choque de oferta de forma a remover um *outlier* no resíduo. Esta *dummy* foi incluída em algumas variações do modelo básico. Por fim, é razoável supor que no período de incerteza política no terceiro e quarto trimestre de 2002 tenha havido nova mudança de credibilidade da política econômica, afetando os parâmetros do modelo. Foi testada a inclusão de uma *dummy* para esses períodos em alguns dos modelos estimados.

3 O MODELO

O modelo básico adotado tem a seguinte especificação:

14 22 observações trimestrais de inflação entre primeiro trimestre de 1999 o segundo trimestre de 2004, concluído por ocasião da composição do presente texto.

15 A crítica de Lucas coloca que mudanças de regime de política monetária levam os agentes a alterarem a forma como usam a informação para projetar o futuro. Nesse modelo isto se traduz numa mudança nos coeficientes do VAR usado para projetar as expectativas. A especificação adotada inclui uma mudança no intercepto deste VAR, mas não nos outros coeficientes. Esta especificação foi adotada porque apresentava um critério de informação Akaike mais baixo.

$$\pi_t^{NT} = \beta_{10} + (1 - \beta_{11} - \beta_{12}S)\pi_{t+1}^e + \beta_{11}\pi_{t-1} + \beta_{14}x_t$$

$$\pi_t^{MON} = \beta_{20} + (1 - \beta_{21} - \beta_{22} - \beta_{23}S - \beta_{24}S)\pi_{t-1}^{NT} + \beta_{21}e_{t-1} + \beta_{22}\pi_{t-1}^{IGP} + \beta_{23}Se_{t-1} + \beta_{24}S\pi_{t-1}^{IGP}$$

$$\pi_t^T = \beta_{30} + (1 - \beta_{31} - \beta_{32} - \beta_{33}S - \beta_{34}S)\pi_{t+1}^e + \beta_{31}\pi_{t-1} + \beta_{32}e + \beta_{33}S\pi_{t-1} + \beta_{34}Se$$

Onde:

π_t é a inflação medida pelo IPCA no período t;

π_{t+1} é a inflação medida pelo IPCA projetada a partir do modelo VAR para o período t+1 com informação disponível no período t;

π_t^{NT} é a inflação de não comercializáveis no período t;

π_t^{MON} é a inflação de monitorados no período t;

π_t^T é a inflação de comercializáveis no período t;

x_t é a utilização da capacidade da indústria medida pela FGV com ajuste sazonal no período t;

π_t^{IGP} é a inflação medida pelo IGP-DI no período t;

e_t é a depreciação cambial em 4 trimestres terminando no período t multiplicada pela inflação americana medida pelo PPI nesse mesmo período;

S é uma *dummy* de regime, com valor 1 até dezembro de 1998 e 0 a partir de então.

O modelo também incluiu *dummies* sazonais em todas as equações.

As variáveis explicativas incluídas em cada equação são distintas. Na equação de não comercializáveis não se incluiu a taxa de câmbio, e na equação de comercializáveis não se incluiu a utilização da capacidade. Esta especificação pode ser entendida como derivada de um modelo de economia pequena com equilíbrio interno e externo, no qual os preços dos comercializáveis são dados pela arbitragem no mercado internacional e os preços de bens não comercializáveis dependem do hiato de produto. A utilização da capacidade é incluída como desvio do seu nível de longo prazo, sendo este considerado constante e estimado conjuntamente com os outros parâmetros.

Assumiu-se também que os preços monitorados seguem uma dinâmica qualitativamente distinta dos outros. O modelo assume que estes são indexados por uma média ponderada do IPCA, IGP-DI e da desvalorização cambial no ano, não sendo, portanto, afetados pela utilização da capacidade ou por expectativas de evolução futura dos preços. Tudo o que o modelo faz é estimar o peso dado a cada um dos componentes no cálculo. O caráter estrutural dessa equação é mais incerto, já que esses pesos tendem a mudar à medida que novos contratos de concessão são concedidos, antigos contratos são renovados ou renegociados. Sua extrapolação para o futuro deve, portanto, ser acompanhada de maior cautela.

Todas as equações incluem as restrições de longo prazo discutidas acima, assumindo-se, assim, a verticalidade de longo prazo da Curva de Phillips e a validade da versão relativa da Paridade do Poder de Compra. Essas restrições também impõem uma condição de consistência entre as diversas taxas de inflação análoga a esta.

O câmbio real é endógeno, pois é contemporâneo à inflação, e o uso de instrumentos se faz necessário. Foram utilizados como instrumentos defasagens da inflação medida pelo IPCA, pelo IGP e pelo IPA, da medida de variação da taxa de câmbio adotada e interações dessas com a *dummy* de mudança de regime. A lista de instrumentos utilizada foi a mesma para todas as equações e foi selecionada de forma a evitar o problema de variáveis instrumentais fracas.

Por fim, incluíram-se *dummies* de regime em todas as equações interagindo com os coeficientes das variáveis nominais nas equações. Não se incluiu *dummy* de regime interagindo com a utilização da capacidade ou com a constante.

Além do modelo básico (que será denominado Modelo 1), foram estimadas as seguintes variações do modelo:

- Modelo 2: Igual ao Modelo 1, mas incluindo a utilização da capacidade na equação para bens comercializáveis e a depreciação cambial na equação para bens comercializáveis.
- Modelo 3: Igual ao Modelo 1, mas exclui as restrições de longo prazo.
- Modelo 4: Igual ao Modelo 1, mas inclui uma *dummy* para 2000.3 nas equações de preços comercializáveis e monitorados.¹⁶
- Modelo 5: Igual ao Modelo 4, mas inclui uma *dummy* de regime interagindo com os componentes de inércia e de desvalorização cambial de forma a captar as turbulências políticas no segundo semestre de 2002. Essa *dummy* não foi incluída na equação para preços administrados porque até onde se sabe as regras de indexação não foram afetadas pela instabilidade política.
- Modelo 6: Igual ao modelo 5, mas com componente de interação entre utilização da capacidade e depreciação cambial na equação para bens comercializáveis.

O método de estimação utilizado foi o de mínimos quadrados em três estágios (3SLS). Esse método consiste em adicionar, aos dois estágios normalmente utilizados para se tratar problemas de endogeneidade, um terceiro estágio no qual a matriz de variância dos resíduos das diferentes equações estimada no segundo estágio é utilizada para uma nova estimativa por Mínimos Quadrados Generalizados. Dessa forma obtêm-se estimadores mais eficientes para os parâmetros. Intuitivamente, esse método permite incorporar a noção de que choques de oferta nos diferentes grupos de preços tendem a ser correlacionados. Assim, a informação acerca do comportamento de um grupo de preços pode ser utilizada para entender melhor o comportamento do outro. As estimativas foram realizadas com o pacote econométrico E-Views, versão 3.1.

4 RESULTADOS

Foram realizadas três estimativas para cada modelo, variando-se o período incluído na amostra de forma a se avaliar a robustez dos parâmetros, totalizando 18 estimativas e 56 equações estimadas. Os R^2 ajustados permaneceram em torno de 53% nas equações para preços de bens comercializáveis e não comercializáveis, sendo mais próximo de 60% para amostras maiores. Já o R^2 ajustado da equação para bens monitorados variou largamente de acordo com o modelo e o período utilizado, sendo que nos melhores modelos atingiu valores superiores a 60%. Esses ajustes são próximos aos obtidos na literatura, sendo, portanto, satisfatórios. Cabe ressaltar que como não se está utilizando Mínimos Quadrados Ordinários, o método utilizado não visa maximizar o valor dessa estatística, mas obter estimativas mais eficientes para os parâmetros. Os R^2 ajustados de cada equação estão apresentados nas Tabelas 1 a 3.

A Tabela 12 apresenta as estatísticas J para as diferentes estimativas. Essa estatística pode ser usada para testar se os instrumentos utilizados são de fato ortogonais aos erros. Esse teste é

16 A justificativa dada por Minella *et al.* (2002) para a inclusão dessa *dummy* menciona problemas de safra e choque de preços administrados. Como produtos agrícolas são normalmente comercializáveis, não se incluiu a *dummy* na equação para preços de não comercializáveis. Além disso, a introdução desta na equação para não comercializáveis não retornou um coeficiente significativo.

possibilitado pela sobreidentificação do modelo. Os resultados estão apresentados junto com os valores críticos para 5% e indicam que não é possível rejeitar a hipótese de que os instrumentos são exógenos.

As Tabelas 4 a 10 apresentam os valores estimados para os parâmetros mais relevantes em cada modelo.¹⁷ A análise dessas tabelas permite ter-se uma noção da sensibilidade dos diferentes parâmetros às especificações e amostras. De forma geral os parâmetros para os preços livres (isto é, nas equações para bens comercializáveis e não comercializáveis) se mostraram pouco sensíveis a variações na amostra, apresentando mudanças mais importantes entre os modelos, mas ainda assim permanecem dentro de intervalos razoáveis.

Já os parâmetros para os preços monitorados variaram de forma mais intensa de acordo com o modelo e amostra adotada. Esta instabilidade pode ser creditada a problemas de multicolinearidade, já que as variáveis explicativas são fortemente correlacionadas. Por causa da multicolinearidade a variável para o IGP-DI não se mostrou significativa em quase nenhuma das equações, apesar dos coeficientes de sua interação com a *dummy* de regime serem fortemente significativos.

O parâmetro relativo à utilização da capacidade é possivelmente o mais importante do modelo, já que sintetiza o *trade-off* entre inflação e nível de atividade. Ele varia de 0,6 a 1,3, sendo que, conforme será discutido abaixo, os modelos com valores mais altos são também os com melhor ajuste. Esse coeficiente mais alto equivale a dizer que em termos anualizados uma redução em um ponto porcentual da utilização da capacidade é capaz, *coeteris paribus*, de reduzir a inflação em 1,3 pontos porcentuais em termos anualizados no trimestre subsequente. Desde 1994 a utilização da capacidade variou entre 77% e 86%, indicando considerável espaço de manobra para se reduzir a variação da inflação via política de demanda. As estimativas para os outros parâmetros são, de forma geral, consistentes com o encontrado na literatura para o Brasil e podem ser lidos nas Tabelas 3 a 10 adiante.

O Modelo 2 visa a testar a exclusão no Modelo 1 da utilização da capacidade na equação para bens comercializáveis e da variação cambial na equação para bens não comercializáveis. Os testes de significância dos parâmetros confirmam que estes são não significativos. Além disso, a utilização da capacidade entra com o sinal contrário ao que seria de se esperar na equação para bens comercializáveis.¹⁸

A hipótese da validade da restrição de longo prazo foi testada por meio de um teste de Wald no Modelo 3. Foi realizado o teste para cada equação em separado e para as três conjuntamente. Para a maior parte das equações não foi possível rejeitar a hipótese acerca da validade da restrição para cada modelo separadamente. A exceção fica por conta dos preços monitorados, para os quais a hipótese é rejeitada em todas as amostras num nível de 10% e a 5% para as amostras mais curtas. O teste conjunto não rejeita essa hipótese a um nível de 5% para as amostras iniciando em 1997 e 1999, mas a rejeita a 10% para a amostra iniciando em 1999. Para a amostra com início em 1998 a hipótese de que as três restrições são válidas conjuntamente é rejeitada a 5%. Um outro indicador acerca da validade da hipótese da restrição de longo prazo para os preços livres (isto é, comercializáveis e não comercializáveis) é que de forma geral a introdução desta pareceu reduzir a sensibilidade dos parâmetros a mudanças no tamanho da amostra, conforme pode ser observado

17 Estes são os parâmetros para inércia nas equações de comercializáveis e não comercializáveis, utilização da capacidade na equação de não comercializáveis, depreciação cambial na equação de comercializáveis, e os três componentes que explicam os preços monitorados (IPCA, câmbio e IGP-DI) na equação de monitorados. Não foram incluídos os coeficientes de intercepto, dos componentes de interação com *dummies* de regime e das *dummies* sazonais. Também não foram incluídos os coeficientes do componente expectacional que, com exceção do modelo 3, pode ser obtido a partir dos outros coeficientes por meio da restrição de longo prazo.

18 Esse sinal negativo pode ser atribuído ao fato de a utilização da capacidade ser negativamente correlacionada com a taxa de câmbio. Esta última, por sua vez, tem o valor de seu parâmetro reduzido em relação ao modelo básico. Parte do efeito da desvalorização cambial estaria, então, sendo captado pelos períodos de baixa utilização da capacidade.

pelos desvios padrões dos parâmetros na última coluna das Tabelas 4 a 10. Por estes motivos, parece que as hipóteses de verticalidade da Curva de Phillips e de Paridade do Poder de Compra são boas aproximações para o que de fato tem ocorrido.¹⁹

O Modelo 4 é em tudo igual ao Modelo 1, mas inclui a *dummy* para o terceiro trimestre de 2000. Essa *dummy* se mostrou significativa. Sua inclusão parece, portanto, ser importante para o modelo, já que com uma amostra tão pequena um *outlier* assim tem, de fato, o potencial de alterar as estimativas. Sua introdução tem impacto importante sobre o ajuste dessas equações, conforme pode ser observado nas Tabelas 2 e 3.

O Modelo 5 inclui uma *dummy* para controlar a instabilidade política no segundo semestre de 2002. Esta *dummy* só se mostra significativa na equação de comercializáveis, cujo R^2 ajustado cresce bastante com sua inclusão. Mais especificamente, ela é significativa e positiva quando interage com a taxa de câmbio, mas não é significativa ao interagir com o componente de inércia. O que estas estimativas parecem dizer é que o impacto inflacionário da desvalorização ocorrida em 2002 se deu principalmente via repasse cambial nos preços de bens comercializáveis. Uma explicação possível é que na época tal variação foi vista pelos agentes como sendo permanente, diferente de outras variações anteriores, vistas como temporárias.²⁰

A última estimativa (Modelo 6) inclui um componente de interação entre depreciação cambial e utilização da capacidade de forma a captar o efeito não-linear proposto por Carneiro *et al.* (2002). O coeficiente para esse termo se mostrou não significativo. Este resultado pode ser creditado à interação desse regressor com a própria depreciação cambial, e poderia funcionar melhor em outros contextos. Outras especificações foram tentadas, mas tampouco pareceram animadoras.

Por fim, é interessante observar o que ocorreu com os parâmetros das interações da *dummy* indicadora de regime cambial com os componentes de inércia e repasse cambial nas diversas equações. Estes se mostraram, de forma geral, positivos e significativos nas equações de bens não comercializáveis. Isto indica que a mudança de regime cambial e de combate à inflação levou a um aumento do componente *forward-looking* desses preços. Este resultado é consistente com o encontrado na literatura. (Minella *et al.*, 2002). Ainda que não seja possível, no espírito de Kuttner e Posen (1999), interpretar este resultado como um sinal de ganho de credibilidade da política monetária, podemos comemorar o fato de esse resultado implicar menor custo para a controle de inflação.²¹ Não houve efeito semelhante na equação de bens comercializáveis, em cujas estimativas os valores desses coeficientes foram consistentemente não significativos. Foram também não significativas as estimativas da interação da *dummy* indicadora de regime cambial com a depreciação do câmbio na equação de bens comercializáveis. Este resultado é contra-intuitivo, já que seria de se esperar que essas depreciações tivessem efeito maior sob regime de câmbio administrado. Uma explicação é que a baixa variância da depreciação cambial no período de câmbio administrado fez os desvios padrões das estimativas serem muito altos, reduzindo, assim, o poder do teste.²²

19 Cabe ressaltar que devido ao pequeno tamanho da amostra os testes utilizados são pouco poderosos, tendendo a não rejeitar as hipóteses mesmo estas sendo falsas. No caso da Paridade do Poder de Compra, esta ficaria restrita aos preços livres, já que a restrição de longo prazo é rejeitada para equação de preços monitorados. Por outro lado, a menor sensibilidade dos parâmetros quando da introdução dessas restrições é mais um motivo para recomendá-las, inclusive no caso de preço monitorados.

20 Essa hipótese poderia ser testada incluindo-se explicitamente um componente expectacional para a variação da taxa de câmbio conforme proposto por Areosa (2004).

21 Essa interpretação é consistente com a estratégia de modelagem adotada pelos autores, que não inclui componentes expectacionais. Assim, uma redução da inércia inflacionária é interpretada como uma redução da relevância de dados passados para a formação de expectativas de inflação. No presente contexto, seria necessário investigar por que a mudança de regime de combate à inflação levaria uma fração maior de firmas a avaliar que vale mais a pena incorrer no custo de realizar uma projeção mais sofisticada de inflação futura em vez de seguir adotando uma regra de bolso. O custo da política monetária se reduz à medida em que essa pode agir sobre expectativas de inflação futura, mas não sobre a inflação passada.

22 Agradeço a um parecerista anônimo a indicação dessa possibilidade.

5 CONCLUSÕES

Tendo em vista a revisão da literatura e as estimativas realizadas, é possível se chegar a algumas conclusões acerca dos procedimentos para se estimar uma Curva de Phillips para o Brasil e dos resultados que se podem esperar:

- 1) A adoção da utilização da capacidade da indústria divulgada pela sondagem industrial da FGV apresenta bons resultados, sendo esta uma alternativa para o uso de medidas de hiato do produto que, em geral, se mostram pouco significativas.
- 2) Conforme seria previsto por um modelo de economia pequena com bens comercializáveis e não comercializáveis, não é possível detectar um impacto direto de depreciações cambiais sobre os preços de bens não comercializáveis. O modelo não exclui, contudo, a possibilidade de um impacto indireto, já que a dinâmica dos bens comercializáveis depende do comportamento passado e esperado de todos os preços da economia.
- 3) Tampouco é significativo ou mesmo positivo o efeito da utilização da capacidade sobre os bens comercializáveis. Esta observação vai de encontro à proposição de que o repasse cambial se dá de forma mais intensa quando o grau de utilização da capacidade industrial é mais alta. A introdução de um componente de interação entre depreciação cambial e utilização da capacidade tampouco apresentou resultados promissores.
- 4) É importante levar em consideração o choque de oferta ocorrido no terceiro trimestre de 2000.
- 5) Não é possível rejeitar a hipótese de verticalidade da Curva de Phillips brasileira, já que a restrição de longo prazo não é rejeitada na equação de bens não comercializáveis, a única que inclui a utilização da capacidade nos modelos não restritos. Além disso, a não rejeição desta hipótese para bens comercializáveis aponta para a validade da hipótese de Paridade de Poder de Compra ao menos para os preços livres. Para os preços administrados, a hipótese da restrição de longo prazo ser válida é, de forma geral, rejeitada.
- 6) O efeito da incerteza política no segundo semestre de 2002 se deu, sobretudo, por meio do coeficiente de repasse cambial nos bens comercializáveis, que se tornou mais intenso.
- 7) A implementação do regime de câmbio flutuante com metas de inflação representou um ganho de desempenho da política antiinflacionária no que diz respeito a preços de bens não comercializáveis, mas não houve efeito discernível sobre bens comercializáveis.

Esses resultados, de forma geral, devem ser qualificados pela baixa disponibilidade de dados. Entretanto, não deixa de ser positivo observar que a utilização de hipóteses teóricas, como verticalidade de longo prazo da Curva de Phillips, da Paridade do Poder de Compra e da ausência de impacto direto do câmbio sobre o preço de bens não comercializáveis, contribua, de forma significativa, para a melhoria dos modelos, tanto em termos de ajuste quanto de robustez dos parâmetros. Além disso, vários dos parâmetros se mostraram pouco sensíveis a variações no tamanho da amostra, o que dá uma certa dose de conforto a respeito da validade dos resultados obtidos.

Apesar de essa análise ter coberto algumas questões importantes, de forma nenhuma esgotou a análise dessas questões, e aponta algumas direções de pesquisas futuras. Seria interessante, por exemplo, investigar de forma mais detalhada, com uso de testes mais poderosos, a questão da verticalidade de longo prazo da Curva de Phillips e da Paridade do Poder de Compra. A questão da não-linearidade do repasse cambial também mereceria mais atenção. A baixa significância do componente não-linear pode se dever, por exemplo, à multicolinearidade com a *dummy* utilizada para dar conta da incerteza política em 2002. Além disso, as estimativas realizadas não investigaram o resultado teórico obtido por Areosa (2004), que aponta para a importância da expectativa de

desvalorização cambial sobre a inflação. Por fim, seria interessante um estudo empírico e teórico mais detalhado acerca do comportamento do componente inercial, já que este parece ser afetado por mudanças institucionais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Akerlof, G. A.; Dickens, W. T. *et al.* Near-rational wage and price setting and the long-run Phillips Curve. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 1-60, 2000.
- Areosa, W. D. *Dinâmica da inflação no Brasil: o caso de uma pequena economia aberta*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia, PUC-Rio, 2004 (62).
- BCB. *Relatório de inflação*. Banco Central do Brasil, setembro de 1999.
- Bogdanski, J. ; Tombini, A. A.; Werlang, S. R. C. Implementing inflation targeting in Brazil. *Money Affairs / Cemla, Centre for Latin American Monetary Studies*, v. 14, n. 1, p. 1-23, 2001.
- Buiter, W. H.; Jewitt, I. Staggered wage setting with real wage relativities: variations on a theme of Taylor. *Macroeconomic theory and stabilization policy*, 1989, p. 183-99.
- Calvo, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383-98, 1983.
- Carneiro, D. D.; Monteiro, A. M. D. A.; Wu, T. Y. H. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. *Revista de Economia e Administração*, v. 3, n. 1, jan-mar 2002.
- Gali, J.; Gertler, M. *Inflation dynamics: a structural econometric analysis*. 2000.
- Goodfriend, M.; King, R. G. The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, 1997, p. 231-83.
- Kuttner, K. N.; Posen, A. S. Does talk matter after all? Inflation targeting and Central Bank behavior. *Staff Report* (88), 1999.
- Lucas Jr., R. E. Econometric policy evaluation: a critique. *The legacy of Robert Lucas, Jr.* 1, 1999, p. 112-39.
- Mankiw, N. G.; Reis, R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian Phillips curve. *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, Novembro 2002.
- Minella, A.; Freitas, P. S. de *et al.* Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. *Banco Central do Brasil Working Paper Series* (53), p. 1-47, 2002.
- Muinhos, M. K.; Alves, S. A. L. *Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy*. 2004. Mimeografado.
- Silva Filho, T. N. T. da. Estimando o produto potencial brasileiro: uma abordagem de função de produção. Banco Central do Brasil, *Trabalho para Discussão* n. 17, abril de 2001.

Quadro 1 - Diferentes estimativas recentes da Curva de Phillips

Texto	Bogdanski et al., 2000	Muinhos e Alves, 2003	Minella et al., 2002	Carneiro et al., 2002	Areosa, 2004	Schwartzman, 2004
1. Ciclo Econômico	Hiato com uma defasagem (HP?)	Cálculo de curva de oferta conjunto com CP	Desemprego com uma defasagem e ajuste sazonal do IBGE	Desemprego com uma defasagem	- PIB trimestral extraindo-se sazonalidade e tendência linear - Custo Marginal medido pela participação dos salários no PIB	Utilização da Capacidade (FGV) com uma defasagem e ajuste sazonal (razão para média móvel)
2. Repasse Cambial	Não-linear mas próximo do linear Uso de inflação externa (PPI) Sem defasagem	Quebra estrutural em 1999,1 Não-linear Uso de inflação externa (PPI) Sem defasagem	Linear Variação em 12 meses Uma defasagem	Não-linear (interagindo com desemprego e câmbio real) Sem uso de inflação externa	Linear, Uso de Inflação Externa Desvalorização defasada, contemporânea e futura	Linear Variação em 4 trimestres Uso de inflação externa (PPI) sem defasagem
3. Inércia	Duas defasagens	Uma defasagem	Duas defasagens	Duas defasagens	Uma defasagem	Uma defasagem
4. Expectativas	Focus?	Modelo consistentes + previsão de preços administrados feita por BC	Não são modeladas	Não são modeladas	Variáveis Instrumentais (MGM)	VAR
5. Restrição de Longo Prazo	Sim	Sim	Não	Não	Não	Testadas
6. Medidas de Inflação	IPCA	- IPCA preços livres (variável dependente) - IPCA cheio (variáveis independentes, inércia e expectativas)	IPCA	IPCA cheio e desagregado	IPCA	- IPCA desagregado (variável dependente) - IPCA cheio (variáveis independentes, inércia e expectativas)
7. Frequência dos dados	Trimestral	Trimestral	Mensal	Trimestral	Mensal	Trimestral
8. Amostra	?	1994,9 - 2002,6	1994,3-2001,4	1995,1 - 2003,9	1997,1 - 2003,3; 1998,1 - 2003,3; 1999,1 - 2003,3	
9. Dummies	?	Dummy de regime interagindo com coeficiente de repasse	Dummy de regime no nível e interagindo com inércia	Sem dummies de regime	Sem dummies de regime	Dummy de regime Dummy para terceiro trimestre de 2000 (testada) Dummy para crise política em 2002 (testada)

Tabela 1 - R² Ajustado nas equações para não comercializáveis

	1997	1998	1999	Média
Modelo 1	0.60	0.55	0.50	0.55
Modelo 2	0.59	0.52	0.46	0.52
Modelo 3	0.60	0.54	0.47	0.54
Modelo 4	0.60	0.54	0.47	0.53
Modelo 5	0.58	0.51	0.44	0.51
Modelo 6	0.58	0.51	0.44	0.51
Média	0.59	0.53	0.46	0.53

Tabela 2 - R² Ajustado nas equações para comercializáveis

	1997	1998	1999	Média
Modelo 1	0.51	0.48	0.43	0.47
Modelo 2	0.55	0.47	0.42	0.48
Modelo 3	0.51	0.43	0.41	0.45
Modelo 4	0.63	0.57	0.52	0.57
Modelo 5	0.71	0.72	0.54	0.66
Modelo 6	0.75	0.74	0.48	0.66
Média	0.58	0.54	0.46	0.53

Tabela 3 - R² Ajustado nas equações para monitorados

	1997	1998	1999	Média
Modelo 1	0.36	0.47	0.40	0.41
Modelo 2	0.36	0.47	0.39	0.41
Modelo 3	0.41	0.59	0.54	0.51
Modelo 4	0.47	0.62	0.54	0.54
Modelo 5	0.48	0.64	0.57	0.56
Modelo 6	0.48	0.64	0.57	0.56
Média	0.42	0.56	0.49	0.49

Tabela 4 - Utilização da capacidade nas equações para não comercializáveis

	1997	1998	1999	Média	Desvio Padrão
Modelo 1	1.04	1.07	0.99	1.03	0.039
Modelo 2	0.62	0.73	0.80	0.72	0.089
Modelo 3	0.71	0.80	0.83	0.78	0.059
Modelo 4	1.16	1.26	1.23	1.22	0.049
Modelo 5	1.18	1.27	1.20	1.22	0.047
Modelo 6	1.15	1.26	1.20	1.20	0.055
Média	0.95	1.03	1.01	0.99	0.219

***significativo a 5%**; *significativo a 10%*; não significativo.

Tabela 5 - Inércia nas equações para não comercializáveis

	1997	1998	1999	Média	Desvio Padrão
Modelo 1	0.47	0.48	0.49	0.48	0.010
Modelo 2	0.45	0.49	0.49	0.48	0.022
Modelo 3	0.39	0.43	0.45	0.42	0.029
Modelo 4	0.45	0.46	0.46	0.46	0.005
Modelo 5	0.47	0.49	0.50	0.49	0.017
Modelo 6	0.47	0.49	0.50	0.48	0.017
Média	0.45	0.47	0.48	0.47	0.027

***significativo a 5%**; *significativo a 10%*; não significativo.

Tabela 6 - Depreciação cambial nas equações para comercializáveis

	1997	1998	1999	Média	Desvio Padrão
Modelo 1	0.14	0.15	0.13	0.14	0.007
Modelo 2	0.13	0.15	0.14	0.14	0.008
Modelo 3	0.14	0.14	0.14	0.14	0.004
Modelo 4	0.15	0.13	0.12	0.13	0.013
Modelo 5	0.14	0.13	0.11	0.13	0.014
Modelo 6	0.73	0.44	0.09	0.42	0.322
Média	0.14	0.14	0.13	0.14	0.155

***significativo a 5%**; *significativo a 10%*; não significativo.

Tabela 7 - Inércia nas equações para comercializáveis

	1997	1998	1999	Média	Desvio Padrão
Modelo 1	0.47	0.46	0.45	0.46	0.012
Modelo 2	0.46	0.47	0.47	0.47	0.006
Modelo 3	0.50	0.55	0.56	0.53	0.030
Modelo 4	0.37	0.30	0.29	0.32	0.046
Modelo 5	0.51	0.53	0.51	0.52	0.009
Modelo 6	0.47	0.49	0.52	0.49	0.021
Média	0.46	0.46	0.46	0.46	0.074

***significativo a 5%**; *significativo a 10%*; não significativo.

Tabela 8 - IPCA na equação para monitorados

	1997	1998	1999	Média	Desvio Padrão
Modelo 1	0.64	0.56	0.59	0.60	0.037
Modelo 2	0.67	0.58	0.60	0.61	0.049
Modelo 3	-0.20	-0.48	-0.46	-0.38	0.155
Modelo 4	0.46	0.33	0.32	0.37	0.080
Modelo 5	0.54	0.44	0.47	0.48	0.055
Modelo 6	0.57	0.44	0.47	0.49	0.067
Média	0.42	0.29	0.30	0.34	0.358

***significativo a 5%**; *significativo a 10%*; não significativo.

Tabela 9 - Câmbio nas equações de monitorados

	1997	1998	1999	Média	Desvio Padrão
Modelo 1	0.33	0.34	0.34	0.34	0.009
Modelo 2	0.33	0.35	0.35	0.34	0.010
Modelo 3	0.27	0.23	0.23	0.24	0.022
Modelo 4	0.31	0.34	0.34	0.33	0.015
Modelo 5	0.34	0.37	0.37	0.36	0.018
Modelo 6	0.34	0.37	0.37	0.36	0.018
Média	0.32	0.33	0.32	0.32	0.045

***significativo a 5%**; *significativo a 10%*; não significativo.

Tabela 10 - IGP-DI nas equações para monitorados

	1997	1998	1999	Média	Desvio Padrão
Modelo 1	0.04	0.09	0.07	0.07	0.027
Modelo 2	0.00	0.07	0.06	0.04	0.038
Modelo 3	0.36	0.49	0.49	0.44	0.075
Modelo 4	0.22	0.33	0.34	0.30	0.065
Modelo 5	0.12	0.19	0.16	0.16	0.037
Modelo 6	0.09	0.19	0.16	0.15	0.050
Média	0.15	0.23	0.22	0.20	0.149

***significativo a 5%**; *significativo a 10%*; não significativo.

Tabela 11 - p-valores do teste da hipótese da restrição de longo prazo ser válida

	1997	1998	1999
Não Comercializáveis	17.2%	58.9%	70.9%
Comercializáveis	44.5%	32.7%	35.8%
Monitorados	8.9%	0.8%	1.7%
Todos	10.1%	2.7%	6.1%

Tabela 12 – Estatísticas J e valores críticos ao nível de 5%

	1997	1998	1999
Modelo 1	26.0	28.6	22.3
Valores Críticos	30.1	30.1	25.0
Modelo 2	22.2	25.8	20.0
Valores Críticos	26.3	26.3	22.4
Modelo 3	25.7	19.3	15.0
Valores Críticos	26.3	26.3	21.0
Modelo 4	25.0	29.2	22.1
Valores Críticos	31.4	31.4	26.3
Modelo 5	29.4	32.9	26.2
Valores Críticos	31.4	31.4	26.3
Modelo 6	28.0	32.4	26.0
Valores Críticos	30.1	30.1	25.0