

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

CURVA DE PHILLIPS E REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL

Theodoro Fleury de Almeida Roca

No. de matrícula: 0611706

Orientador: Fernando Nascimento de Oliveira

Junho de 2006

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

CURVA DE PHILLIPS E REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL

Theodoro Fleury de Almeida Roca

No. de matrícula: 0611706

Orientador: Fernando Nascimento de Oliveira  
Junho de 2006

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria, e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.”

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.”



## SUMÁRIO

<b>1.</b>	<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>6</b>
<b>2.</b>	<b>FUNDAMENTOS TEÓRICOS .....</b>	<b>8</b>
2.1	OFERTA AGREGADA E A CURVA DE PHILLIPS.....	8
2.2	CURVA DE PHILLIPS E A TAXA NATURAL DE DESEMPREGO .....	11
2.3	CURVA DE PHILLIPS E O HIATO DO PRODUTO .....	11
2.4	CURVA DE PHILLIPS E TAXAS DE CÂMBIO .....	13
2.4.1	<i>O coeficiente de pass-through.....</i>	<i>13</i>
2.4.2	<i>Determinantes do grau de repasse.....</i>	<i>14</i>
2.5	CURVA DE PHILLIPS E A ECONOMIA BRASILEIRA .....	15
<b>3.</b>	<b>MODELOS.....</b>	<b>16</b>
3.1	BACKWARD LOOKING.....	16
3.1.1	<i>A crítica de Lucas .....</i>	<i>17</i>
3.2	MODELO FORWARD LOOKING .....	17
3.3	DADOS.....	18
3.4	RESULTADOS .....	20
<b>4.</b>	<b>CICLO ECONÔMICO .....</b>	<b>22</b>
<b>5.</b>	<b>VERTICALIDADE DA CURVA DE PHILLIPS NO LONGO PRAZO.....</b>	<b>25</b>
<b>6.</b>	<b>PREÇOS LIVRES VS IPCA CHEIO .....</b>	<b>27</b>
<b>7.</b>	<b>MUDANÇA DE REGIME .....</b>	<b>30</b>
<b>8.</b>	<b>CONCLUSÃO.....</b>	<b>34</b>
	<b>BIBLIOGRAFIA.....</b>	<b>36</b>

## 1. Introdução

Com a mudança de regime cambial ocorrida em 1999, e a subsequente implantação do sistema de metas de inflação, o controle de todas as variáveis que afetam a inflação passou a ser essencial para a condução da política monetária, e para o sucesso do sistema de metas de inflação. A taxa de câmbio é uma variável chave na determinação do nível de preços, principalmente no caso do Brasil, uma economia emergente, que apesar de ter um histórico relativamente curto de flutuação cambial já passou por diversos períodos de turbulência internacional, com conseqüências muitas vezes dramáticas para o seu Balanço de Pagamentos.

As variações na taxa de inflação costumam ser modeladas através da curva de Phillips, que mede a inflação em função da inércia inflacionária, ou seja, o histórico de inflações passadas, de um componente de expectativa sobre a inflação futura, e de uma medida de nível de atividade, que visa captar a habilidade das firmas em repassar eventuais aumentos de custos. Se a economia está em expansão, é mais fácil para as firmas repassarem quase a totalidade desse aumento, enquanto que em épocas de recessão, as firmas absorvem esses aumentos de custos através da redução de suas margens de lucro, e não o repassam integralmente aos consumidores. A taxa de câmbio costuma entrar nesses modelos através de um termo que represente as suas variações, e cuja importância é dada exatamente pelo coeficiente de pass-through da taxa de câmbio para a inflação. O objetivo desta monografia de final de curso é tentar buscar a melhor especificação para modelar o efeito do câmbio sobre os preços, através de modelos derivados da curva de Phillips. Em particular procura-se mostrar, que a tanto a variável escolhida para medir o nível de atividade, quanto a sua forma de cálculo afetam de forma significativa a análise, que a curva de Phillips deve ser vertical no longo prazo, e que o valor do grau de repasse varia significativamente conforme o regime cambial.

O presente trabalho contém os seguintes capítulos, além desta introdução: o capítulo 2 analisa todo o arcabouço teórico envolvendo a curva de Phillips, e sua relação com algumas variáveis macroeconômicas importantes para o processo de formação de preços. O capítulo 3 apresenta as formas básicas dos modelos a serem analisados, as fontes de dados e método de cálculo de algumas variáveis, e alguns resultados preliminares. Os capítulos 4 a 7 mostram as peculiaridades encontradas na estimação, e discutem restrições a serem impostas aos modelos. O capítulo 8 conclui.

O ambiente de recessão em que se encontrava a economia brasileira àquela altura, que inviabilizava, por parte das firmas, um aumento de preços na mesma proporção do que o aumento de custos causado pela desvalorização; a taxa de câmbio real brasileira que se mantinha em um nível artificialmente valorizado devido ao regime de câmbio fixo vigente até então no país; e também a baixa inflação inicial observada em 1998 podem ter explicado o baixo pass-through observado logo após a mudança do regime de câmbio fixo para flutuante.

Entretanto, a amostra utilizada por Goldfajn e Werlang(2000) não contempla o período pós-desvalorização, e poucos trabalhos se dedicam ao estudo do coeficiente de pass-through no Brasil. Entre esses trabalhos, podemos destacar Muinhos (2001), que retoma o mesmo modelo utilizado por Goldfajn e Werlang (2000), porém aplicado especificamente ao caso brasileiro; e Carneiro, Monteiro e Wu (2002), que estuda especificamente a aplicação de modelos não lineares de repasse cambial para o IPCA. (falta completar)

O objetivo dessa monografia de final de curso é estudar a relação entre os movimentos da taxa de câmbio e a inflação no Brasil após a implantação do regime de câmbio flutuante, em janeiro de 1999. (completar)

## 2. Fundamentos Teóricos

Antes de iniciarmos um estudo mais detalhado da questão do repasse cambial, uma breve discussão teórica sobre a dinâmica da inflação se faz necessária. Hoje em dia, modelos derivados da curva de Phillips são amplamente aceitos usados para formação de expectativas sobre a variação da inflação, sendo inclusive usados por muitos bancos centrais na implementação da política monetária.

### 2.1 Oferta Agregada e a Curva de Phillips

A curva de Phillips tem origem na equação de oferta agregada da economia. Supondo uma função de produção onde o capital é fixo, poderíamos expressá-la apenas como uma função do trabalho, da seguinte forma:

$$Y = AN \quad (1)$$

onde  $Y$  é o produto total,  $A$  é a produtividade total dos trabalhadores, e  $N$  é o número de trabalhadores empregados. Simplificando ainda mais essa hipótese, suponha que  $A$  é constante e igual a um. Nesse caso, teríamos uma função onde o produto total seria igual ao número de trabalhadores empregados, e o custo marginal de produção seria exatamente o salário nominal, ou seja, o custo de empregar um trabalhador adicional. Se vivêssemos em um regime de concorrência perfeita, onde os preços de oferta igualam os custos marginais, o nível de preços  $P$  vigente na economia seria igual ao salário nominal  $W$ . Todavia, no mundo real não é razoável supor que a concorrência seja perfeita, já que diversas outras estruturas de mercado prevalecem, como a competição monopolística, ou até mercados altamente oligopolizados, onde as empresas possuem algum poder de mercado, e não são meras tomadoras de preço. Nesse contexto, podemos dizer que os preços de oferta das firmas são superiores aos custos marginais de produção, e na prática, as empresas impõem um markup positivo sobre esses custos. Assim, no caso da nossa função de produção hipotética, teríamos a seguinte relação:

$$P = (1+\mu).W \quad (2)$$

onde  $\mu$  é o coeficiente de markup adotado pelas firmas ( $\mu > 0$ ). A regra de determinação de salários observada no mercado de trabalho nos diz que o salário é dado pela seguinte relação:

$$W = P^e F(u, z) \quad (3)$$



onde  $P^e$  é o nível de preços esperado,  $F(u, z)$  é uma função que varia negativamente em função da taxa de desemprego  $u$ , e positivamente em função de  $z$ , uma variável que representa todos os outros fatores que, *ceteris paribus*, influenciam positivamente o nível do salário nominal  $W$ , tais como o valor do seguro-desemprego ou a flexibilidade das leis trabalhistas. Igualando o valor do salário nas duas equações (2) e (3) acima, chegamos à seguinte expressão:

$$P = P^e (1+\mu) F(u, z) \quad (4)$$

que é exatamente a equação da oferta agregada da economia.

Considerando uma especificação para  $F(u, z)$  que satisfaça as propriedades da função, seja  $F(u, z) = 1 - \alpha u + z$ . Transformando a relação de oferta agregada numa relação entre variações, e adotando a forma especificada para  $F(u, z)$  obtemos:

$$\pi_t = \pi_t^e + (\mu+z) - \alpha u_t \quad (5)$$

onde:  $\pi_t$  = taxa de inflação no período  $t$

$\pi_t^e$  = taxa de inflação esperada, em  $t$ , para o período  $(t+1)$

$u_t$  = taxa de desemprego da economia em  $t$

Essa equação se aproxima muito da versão original da curva de Phillips, que leva esse nome em homenagem a A. W. Phillips que, em 1958, foi o primeiro economista a descobrir a relação inversa entre inflação e desemprego<sup>1</sup>. Essa descoberta foi feita com base em um estudo realizado com dados da economia britânica entre 1861 e 1957. Essa mesma relação foi confirmada dois anos depois por Paul Samuelson e Robert Solow, que usaram dados da economia americana entre 1900 a 1960. Entretanto, como a inflação se manteve próxima de zero durante grande parte do período analisado pelos três economistas, o termo  $\pi_t^e$  assumiu valor zero na versão original da curva, cuja expressão era apenas:

$$\pi_t = (\mu+z) - \alpha u_t \quad (6)$$

A curva de Phillips, de acordo com sua versão original exibida acima, se aproximou relativamente bem do que foi efetivamente observado durante os anos 60, e as discussões de política econômica nesse período muitas vezes se limitaram a debater em que ponto da curva estaria a economia. Já nessa época, ela foi questionada por Milton Friedman, que argumentava ser muito pouco provável que os trabalhadores

---

<sup>1</sup> Phillips, A.W. (1958) "The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25, pp. 238-289

subestimassem a inflação durante muito tempo<sup>2</sup>. Mesmo que o governo estivesse disposto a aceitar uma inflação mais alta para reduzir o desemprego, o aumento dos preços esperados se daria de forma mais rápida do que o aumento dos salários nominais, corroendo os salários reais dos até o ponto onde ficar desempregado passasse a ser menos custoso do que aceitar um salário real muito baixo. Desta forma, aumentaria a rotatividade dos empregos, ou seja, mais pessoas estariam trocando de emprego ao mesmo tempo, gerando assim um nível de desemprego mínimo na economia, chamado de taxa natural de desemprego. Como a taxa de desemprego dificilmente cairia abaixo da taxa natural, a relação entre inflação e desemprego acabaria desaparecendo. Em outras palavras, Friedman disse acreditar que existisse uma relação entre desemprego e inflação, mas ela seria temporária, e não permanente.

Com efeito, a curva de Phillips tal qual em sua forma original perdeu a validade a partir meados da década de 70. Entre os motivos, podemos destacar os sucessivos choques de oferta observados a partir dessa época, como as fortes altas ocorridas nos mercados de commodities, principalmente petróleo, que forçaram as empresas a aumentar o seu coeficiente de markup  $\mu$ . A justificativa para esse aumento era que, dados os salários, um aumento nos preços do petróleo fazia subir todos os outros custos não relativos ao trabalho, obrigando as firmas a aumentarem seus preços para manter o mesmo nível de rentabilidade. Nessa mesma época, a economia americana ficou marcada pelo fenômeno conhecido como estagflação, ou seja, crescimento econômico estagnado com inflação ascendente, algo inimaginável de acordo com a curva de Phillips original. Ao mesmo tempo, com o aumento da persistência da inflação, tanto firmas quanto trabalhadores passaram a incorporar essa tendência crescente no processo de formação de suas expectativas, ou seja,  $\pi_t^e$  passou a assumir valores positivos, levando a versão original da curva de Phillips a sistematicamente subestimar a inflação.

A teoria das expectativas adaptativas trouxe a crença de que a melhor forma de modelar as expectativas era assumir que tudo aconteceria da mesma forma como no passado, logo,  $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ . Substituindo na equação da curva de Phillips:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \pi_{t-1} + (\mu+z) - \alpha u_t \\ \text{ou } \pi_t - \pi_{t-1} &= (\mu+z) - \alpha u_t \end{aligned} \quad (7)$$

---

<sup>2</sup> Friedman, Milton (1968) "The role of Monetary Policy". American Economic Review 58, pp. 1-17

Nessa nova expressão, percebe-se que a variação da inflação é que passa a ser função do desemprego, no que também é chamada de versão aceleracionista da curva de Phillips. Essa variação da curva é amplamente aceita até hoje entre os macroeconomistas, tendo papel de destaque nos modelos usados pelos bancos centrais para implementação da política monetária.

## 2.2 Curva de Phillips e a taxa natural de desemprego

As críticas feitas por Friedman e Phelps à curva de Phillips baseavam-se no fato de ela ignorar a taxa natural de desemprego, em cuja existência ambos economistas acreditavam. Pela equação da curva de Phillips, se essa taxa realmente existe, então a inflação observada deveria igualar a inflação esperada quando a taxa de desemprego observada na economia fosse exatamente a taxa natural, ou  $\pi_t = \pi_t^e$ . Nesse caso, teríamos a seguinte relação:

$$(\mu+z) - \alpha u_n = 0$$

$$\text{ou } (\mu+z) = \alpha u_n$$

onde  $u_n$  é a taxa natural de desemprego. Substituindo em (7), obtemos:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \alpha u_n - \alpha u_t$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha(u_n - u_t) \quad (8)$$

De acordo com essa nova expressão, a variação da taxa de inflação seria proporcional ao desvio da taxa de desemprego em relação à sua taxa natural. Nesse caso, se a taxa de desemprego observada no período  $t$  estivesse abaixo da sua taxa natural, a economia estaria aquecida, levando a taxa de inflação para cima. Da mesma forma, uma taxa de desemprego acima da taxa natural, o termo entre parênteses na equação acima ficaria negativo, forçando uma queda nos preços.

## 2.3 Curva de Phillips e o hiato do produto

Se existe uma taxa natural de desemprego, podemos concluir que existe também um nível de produto natural, que é exatamente o produto total da economia quando o desemprego observado é a taxa natural. Nesse caso,  $Y_t = Y_n$ . Voltando a nossa função

de produção simplificada onde  $Y = N$ , o nível natural do produto  $Y_n$  seria igual ao produto potencial, conceito muito utilizado na macroeconomia contemporânea. O que se costuma chamar de produto potencial é exatamente o nível de produção observado quando todos os fatores de produção são alocados de forma ótima, no caso apenas o trabalho. Ainda de acordo com essa função de produção simplificada, teríamos as seguintes relações, onde  $U$  é o número de desempregados, e  $L$  é a força total de trabalho da economia:

$$U = L - N$$

$$u = U/L = (L-N)/L = 1 - N/L$$

$$\text{Dado } Y = N, \text{ então } u = 1 - Y/L$$

$$\text{Assim } u_n - u_t = (1 - Y_n/L) - (1 - Y_t/L)$$

$$\text{Ou } u_n - u_t = (Y_t - Y_n)/L$$

Assumindo que a força de trabalho é constante, teríamos  $u_n - u_t = Y_t - Y_n$ . O termo à direita da equação, ou a diferença entre o produto observado em  $t$  e o produto potencial, é exatamente o hiato do produto. O hiato de produto é uma medida muito utilizada na estimação do nível de atividade, usada também para identificar ciclos de expansão e contração de uma economia. A relação mostrada acima nos indica que o hiato do produto é diretamente proporcional ao desvio da taxa de desemprego em relação à sua taxa natural. Assim, se o produto está abaixo do produto potencial, a economia estaria em recessão, com o desemprego acima de sua taxa natural, exercendo uma força negativa sobre o nível de preços. De forma inversa, quanto o produto está acima do produto potencial, a economia está aquecida, com o desemprego caindo abaixo de sua taxa natural, favorecendo um aumento nas taxas de inflação.

Passando de uma relação em níveis para uma relação de variações, devemos assumir que, no longo prazo, o produto potencial cresce a uma taxa constante, representada por  $g_{yn}$ . A Lei de Okun nos dá então a seguinte relação:

$$u_t - u_{t-1} = \beta(g_{yt} - g_{yn})$$

ou seja, a variação da taxa de desemprego é proporcional ao hiato da taxa de crescimento do produto.

Essa constatação é importante porque, como veremos adiante, muitas estimativas de curva de Phillips, tanto no Brasil quanto no exterior, utilizam essa medida como

variável indicadora do nível de atividade. A grande dificuldade em se calcular com precisão o hiato do produto consiste na estimação correta do produto potencial, mas, como veremos em maiores detalhes mais adiante, alguns métodos estatísticos nos permitem aproximações razoáveis.

O arcabouço teórico discutido até aqui nos permite dar um passo adiante na discussão da questão do repasse cambial. O mecanismo de repasse cambial costuma ser modelado a partir da equação da curva de Phillips, mas até aqui só foi visto o caso de uma economia fechada. Devemos ver como a taxa de câmbio entra no modelo.

## **2.4 Curva de Phillips e taxas de câmbio**

### **2.4.1 O coeficiente de pass-through**

As formas da curva de Phillips vistas até o momento se referem somente à questão dos preços domésticos, e não abordam o setor externo da economia. No caso de uma economia aberta, as variações de preços dos bens importados também afetam a inflação doméstica. Isto porque, na relação de oferta agregada representada pela equação (x),  $P_t$  representa o preço de oferta dos bens domésticos, no entanto o nível de preços esperado  $P_t^e$  (igual a  $P_{t-1}$  no caso das expectativas adaptativas,) representa o índice de preços ao consumidor (IPC). No caso de uma economia fechada, os preços domésticos e o IPC são os mesmo, no entanto, em uma economia aberta, o IPC leva em conta também a variação no preço dos produtos importados. Os preços dos bens importados, por sua vez, podem variar tanto em função de um aumento da inflação no país de origem, quanto em função da taxa de câmbio nominal. Logo, em uma economia com alta participação de bens importados em sua oferta agregada uma variável representando as oscilações de preços desses bens em termos de moeda doméstica deve ser incluída na equação da curva de Phillips. Na prática, grande parte da variação de preço dos importados vem da taxa de câmbio nominal, razão pela qual muitos modelos incluem apenas a desvalorização nominal da moeda doméstica como variável explicativa. O coeficiente atribuído à variável cambial na equação da curva é justamente o coeficiente de pass-through, ou grau de repasse do câmbio para a inflação.

## 2.4.2 Determinantes do grau de repasse

Segundo Goldfajn e Werlang (2000), em um estudo com uma amostra de 71 países, quantificando o repasse das depreciações cambiais para as taxas de inflação no período que vai de 1980 a 1998<sup>3</sup>, as variáveis que mais afetam o grau de repasse cambial para a inflação são: a sobrevalorização inicial da taxa de câmbio real, a inflação inicial. Em seguida vêm o hiato do produto e o grau de abertura da economia, medido pela soma de importações e exportações sobre o PIB, no entanto sua influência não é instantânea, e sim com defasagem entre seis meses e um ano.

Uma das variáveis mais importantes no modelo de Goldfajn e Werlang (2000), principalmente para os países mais desenvolvidos, é o grau de abertura da economia, medido pela soma das importações e exportações dividida pelo PIB, e que representa a participação relativa do comércio internacional no produto total. Teoricamente, quanto maior o grau de abertura, maior participação de produtos importados no mercado doméstico, e portanto maior a importância das flutuações da taxa de câmbio nominal na determinação da inflação doméstica. Apesar da importância dada a essa variável, ela se não se mostrou estatisticamente significativa em nenhuma especificação dos modelos analisados neste trabalho. De fato, apesar do formidável crescimento do saldo da balança comercial nos últimos anos, e apesar de o valor nominal das exportações terem atingido níveis recordes, o Brasil continua sendo uma economia relativamente fechada, com a soma das importações e exportações representando apenas cerca de 30% do PIB.

Apesar de incluir o Brasil entre os países analisados, a amostra usada no estudo não vai além de 1998, excluindo da análise a desvalorização cambial ocorrida em janeiro de 1999, e a mudança para o regime câmbio flutuante. Entretanto, diversos artigos com estimações de curva de Phillips para a economia brasileira foram publicados desde então.

---

<sup>3</sup> Goldfajn, I.; Werlang, S.R.C (2000). “The pass-through from depreciation to inflation: a panel study”, Banco Central do Brasil, Working Paper no. 5

## 2.5 Curva de Phillips e a economia brasileira

Com a adoção do regime de câmbio flutuante, e a posterior implementação do sistema de metas de inflação, o controle de todas as variáveis que afetam o nível de preços passou a ser essencial para a condução da política monetária no Brasil. Com isso, a discussão sobre curva de Phillips ganhou importância no debate econômico nacional, e a estimação da curva “brasileira” passou a ser uma questão central. O ponto chave no caso da curva brasileira era justamente o comportamento do repasse cambial, dado a tão recente flutuação do câmbio, e o ambiente de incertezas vigente na época. Sendo o Brasil uma economia emergente sujeita a choques, havia um medo generalizado de que uma desvalorização aguda pudesse provocar um surto inflacionário, o que acabou não acontecendo.

Entre os principais trabalhos sobre a análise do repasse cambial, podemos destacar alguns. Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) relatam todo o processo de implementação do sistema de metas de inflação no Brasil propõe um conjunto de modelos que serviria de base para a condução da política monetária. Muinhos (2001) retoma exatamente o mesmo modelo de Goldfajn e Werlang (2000), mas o aplica somente ao Brasil. Carneiro, Monteiro e Wu (2002) especificam modelos não-lineares de repasse cambial, definindo o coeficiente de pass-through como função do desemprego e da taxa de câmbio real, além de analisar o efeito do pass-through especificamente sobre grupos e subgrupos do IPCA. Vale lembrar ainda Schwartzman (2004), que propõe uma desagregação do IPCA em tradables e não tradables, além de sugerir a adoção de outras variáveis que não o hiato do produto para medir no nível de atividade.

Todos os modelos se baseiam em derivações da curva de Phillips. Carneiro, Monteiro e Wu (2002) retomam um dos modelos propostos por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), mas usam a taxa de desemprego com medida de nível de atividade. Poucos no entanto, dão ênfase à desagregação do índice por setor, como Schwartzman (2004) ou, mais uma vez, Carneiro, Monteiro e Wu (2002).

### 3. Modelos

Com base não só no arcabouço teórico discutido nas seções anteriores, mas também nas estimativas já realizadas para a economia brasileira, tentamos medir o repasse cambial para os preços através de dois tipos de modelos.

#### 3.1 Backward looking

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \Delta e_t + \beta_3 h_{t-2} + u_t$$

Onde:  $\pi_t$  = inflação no período t

$\Delta e_t$  = desvalorização da taxa de câmbio nominal em t

$h_t$  = nível de atividade da economia em t

O modelo leva esse nome por conter apenas valores defasados das variáveis explicativas, e não considerar as expectativas para a variável dependente. Aqui a inflação no período t é expressa em função de valores passados da própria inflação, da desvalorização nominal da taxa de câmbio, e de uma medida de nível de atividade. Vale ressaltar aqui algumas características das variáveis explicativas que serão adotadas em todas as estimações. A inércia inflacionária é explicada de forma satisfatória com apenas uma defasagem, já que defasagens adicionais da mesma série se mostraram pouco significativas no modelo. A desvalorização nominal, quando calculada pela taxa de câmbio média de cada período, se mostrou estatisticamente mais significativa quando incluída no modelo sem defasagem em relação à variável dependente. Também por motivos de significância estatística, o hiato do produto mostrou resultados muito mais expressivos quando incluído no modelo com duas defasagens em relação a t.

Apesar de ser um modelo mais fácil de estimar, e de ter apresentado os resultados estatisticamente mais significativos, e coerentes com a teoria, o modelo backward looking é sensível à crítica de Lucas, por não conter um parâmetro para as expectativas.



### 3.1.1. A crítica de Lucas

A crítica de Lucas leva esse nome em homenagem ao economista americano Robert Lucas Jr, um dos criadores da teoria das expectativas racionais<sup>4</sup>. Essa teoria foi um contraponto à teoria das expectativas que, grosso modo, afirmava que os agentes deveriam formar suas expectativas de acordo com o que foi observado no passado recente. Lucas argumentou que os agentes usavam todas as informações disponíveis da melhor forma possível na formação de suas expectativas, o que é bem diferente de presumir que o futuro é conhecido.

No caso da curva de Phillips dada pela equação (6), Lucas afirmou que as decisões de política monetária não podiam levar em conta apenas o *trade-off* entre inflação e desemprego, ignorando o termo de expectativa. Segundo o economista, se política monetária em vigor tivesse credibilidade, a desinflação poderia ser conseguida com um menor custo em termos de desemprego já que o termo de expectativa da inflação teria valor superior a zero. Em uma economia onde a política monetária é baseada em um sistema de metas de inflação, a credibilidade da autoridade é um fator crucial.

Logo, uma especificação com uma variável para as expectativas deve ser levada em conta na análise, apesar das dificuldades de estimação imposta pela adoção de uma variável endógena.

## 3.2. Modelo forward looking

O modelo forward looking possui a seguinte forma:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 E(\pi_{t+1}) + \beta_3 \Delta e_t + \beta_4 h_{t-2} + u_t$$

Onde:  $\pi_t$  = inflação no período t

$E$  = operador expectativas

$\Delta e_t$  = desvalorização da taxa de câmbio nominal em t

$h_t$  = nível de atividade da economia em t

---

<sup>4</sup> Lucas, Robert (1973) "Some international evidence on inflation-output trade-off". *American Economic Review* 63, pp. 326-334.

Essa especificação do modelo atende aos requisitos das expectativas racionais, mas a inclusão da expectativa no modelo nos traz dificuldades adicionais para a sua estimação, já que devemos recorrer ao método de variáveis instrumentais. Como o termo de expectativas nesse modelo é uma variável endógena, ela possui correlação com os resíduos, o que viola uma das hipóteses do modelo clássico de regressão linear. O uso de variáveis instrumentais consiste em achar uma variável altamente correlacionada com a variável endógena, porém sem correlação com os resíduos. Essa nova variável, chamada de instrumento, substitui a variável original na regressão, que deve ser rodada em dois estágios. Para a expectativa de inflação em  $t+1$ , foi usada a inflação em  $t-2$  como instrumento.

### **3.3. Dados**

A obtenção de dados para a realização deste trabalho não apresentou uma dificuldade adicional por dois motivos. Em primeiro lugar, são poucas as variáveis utilizadas no modelo. Além disso, todas as séries utilizadas podem ser encontradas com relativa facilidade. A frequência utilizada na amostra foi trimestral, dado que as séries de PIB, usadas para calcular o hiato do produto, não estava disponível em frequência mensal. Para a inflação foi escolhido o Índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), calculado mensalmente pelo IBGE. Para obter a série trimestral, foram consideradas as variações acumuladas em três meses.

Os dados referentes à taxa de câmbio nominal também se encontram disponíveis em frequência mensal. A taxa de câmbio trimestral foi calculada como uma média simples das taxas de venda de cada mês (média do período). Para a desvalorização nominal foi usada a primeira diferença entre as taxas trimestrais.

Para o hiato do produto foram utilizadas as séries encadeáveis de PIB trimestral, disponíveis no sistema de recuperação automática (SIDRA) do IBGE. O cálculo do hiato, no entanto, impõe um tratamento adicional, dado que é necessário antes de mais nada obter uma estimativa do produto potencial. Apesar de ser uma noção teórica, existem diversas formas de se estimar o produto potencial, basicamente através de métodos estatísticos de extração de tendência em uma série. Entre esses métodos, podemos citar a extração de uma tendência linear de uma série histórica do PIB, a suavização da série através de um filtro HP, ou até a estimação de uma função de

produção. Neste trabalho, ficaremos restritos às duas primeiras, bastante populares da literatura econômica contemporânea.

A extração de uma tendência linear para o produto potencial é bastante simples, já que ela resulta de uma taxa de crescimento constante. Para encontrá-la, basta calcular a taxa de crescimento do PIB trimestral em cada período (em relação ao período anterior), e tirar uma média aritmética simples dessas taxas. Aplicando essa técnica à amostra disponível, e sendo  $g_{ym}$  a taxa de crescimento constante do produto potencial, temos que  $g_{ym} = 0.5667\%$ . o hiato do produto é tão somente a diferença entre a taxa de crescimento do PIB no período  $t$ , menos a taxa média, ou  $h_t = g_{yt} - g_{ym}$ .

O filtro Hodrick –Prescott, o simplesmente filtro HP, é uma técnica ligeiramente mais complexa de suavização de tendência de séries históricas. Apesar de possuir uma forma de cálculo um tanto quanto complexa, ele é facilmente calculado pela maioria dos softwares estatísticos. É muito usada hoje em dia por muitos economistas, principalmente na estimação do produto potencial.

Na prática, o produto potencial calculado pela determinação de uma tendência linear gera uma variável de hiato do produto mais volátil, enquanto a extração de um filtro HP permite uma maior suavização da série.

Para as estimações econométricas e cálculo dos coeficientes de cada variável, foi usado o software estatístico Eviews 3.1.

### 3.4. Resultados

Os resultados encontrados na estimação dos modelos indicados acima estão resumidos nas duas tabelas que seguem logo abaixo. A diferença entre as duas tabelas é a forma de cálculo do produto potencial, logo do hiato do produto. Na primeira tabela o produto potencial foi calculado pela determinação de uma tendência linear em sua taxa de crescimento (modelos 1.1 e 2.1). Já na segunda, a mesma variável foi calculada pela extração de um filtro HP (modelos 1.2 e 2.2).

TABELA 1

Variável	Modelo 1.1		Modelo 2.1	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	0.287	0.336	-0.425	0.495
hiato do produto	0.392	0.040	0.163	0.395
desvalorização nominal	0.035	0.005	0.004	0.884
inflação passada	0.673	0.000	0.402	0.107
inflação futura	-	-	0.788	0.140
R <sup>2</sup> ajustado	0.542		0.363	
SQR	45.883		61.877	

Tabela 2

Variável	Modelo 1.2		Modelo 2.2	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	0.596	0.021	0.047	0.933
hiato do produto	0.136	0.328	0.213	0.172
desvalorização nominal	0.036	0.002	0.007	0.764
inflação passada	0.625	0.000	0.315	0.201
inflação futura	-	-	0.650	0.178
R <sup>2</sup> ajustado	0.479		0.365	
SQR	54.725		64.699	

Apesar de sensível à crítica de Lucas, o modelo backward looking apresentou um melhor ajuste em todos os sentidos: R<sup>2</sup> ajustado maior, menor soma dos quadrados dos resíduos (SQR), e um maior nível de significância estatística individual de seus regressores. No modelo forward looking, apesar de variáveis chave como a

desvalorização nominal e hiato do produto apresentarem um p-valor muito mais alto, a exclusão dessas variáveis penaliza o ajuste, aumentando de forma expressiva a soma dos quadrados dos resíduos. Além disso, a inclusão do termo de expectativas para a inflação futura mostrou-se bastante significativo, o que é coerente com a hipótese das expectativas racionais. Entretanto, sua inclusão penalizou os coeficientes relativos ao intercepto e à desvalorização nominal. A perda de significância do intercepto era até esperada, já que a inclusão de uma nova variável capta uma nova informação, antes contida no termo do intercepto. No caso do pass-through, uma explicação para a queda tanto no valor do coeficiente quanto no seu nível de significância estatística pode ser explicado pelo fato de as expectativas de inflação serem altamente correlacionadas com os movimentos da taxa de câmbio. A perda de significância do modelo com variáveis instrumentais está em linha com Muinhos (2001).

A grande importância dada pelo modelo ao termo *forward looking*, apesar do histórico relativamente curto do sistema de metas de inflação, também é relatado em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), que por causa deste resultado usam uma combinação dos modelos com e sem expectativas, onde o coeficiente de cada variável é a média simples dos coeficientes individuais em casa modelo.

O hiato do produto se comportou de forma distinta nas duas classes de modelos: no modelo *backward looking* ele se mostrou mais significativo quando o produto potencial é calculado em relação a uma taxa de crescimento constante, entretanto, o inverso foi observado no modelo *forward looking*, onde o hiato calculado através do filtro HP se mostrou mais significativo.

Vale ressaltar aqui que o modelo com expectativas (*forward looking*) também acusou heteroscedasticidade com base no teste de White, e as regressões foram rodadas com o devido mecanismo de correção. Além disso, o teste foi detectada autocorrelação dos resíduos com base no teste LM. Antecipando os resultados futuros, essas características foram encontradas em todas as especificações do modelo com expectativas.

Além da baixa significância em geral do nível de atividade no modelo, outras dificuldades foram encontradas na estimação da curva, tais como: a mudança de regime ocorrida em janeiro de 1999 e os vários momentos de turbulência internacional contidos no período da amostra; o fato de as variações cambiais não afetarem da mesma forma os preços livres e os preços administrados; e a verticalidade da curva de Phillips no longo prazo. Essas questões serão analisadas em maiores detalhes nos capítulos a seguir.

#### 4. Ciclo econômico

Apesar de ter um coeficiente significativo, com p-valor inferior a 5% no modelo 1.1, o hiato do produto mostrou níveis de significância estatística abaixo do esperado nas outras especificações. Esse resultado é um tanto quanto inesperado, principalmente pelo fato de ser o nível de atividade uma variável chave na equação curva de Phillips. Essa baixa significância pode ser explicada em parte pelo fato de ser o hiato do produto uma variável calculada, e não mensurada diretamente por algum instituto de pesquisa, estando portanto mais sujeita a erros de medição. Segundo Schwartzman (2004), a baixa significância estatística do hiato do produto é um problema recorrente na literatura, e essa variável não seria uma boa medida do nível de atividade, independente do método de cálculo utilizado no cálculo do produto potencial. As diferenças observadas entre os modelos 1.1 e 1.2 estimados no capítulo anterior contrariam tal hipótese, no entanto, para os modelos forward looking, a mudança na forma de extração do produto potencial não foi capaz de gerar um coeficiente com p-valor inferior a 10%. Uma forma de contornar esse problema seria então encontrar variáveis que pudessem captar as flutuações do ciclo econômico, e melhorar não só o ajuste do modelo como um todo, mas também o nível de significância estatística individual da variável. Carneiro, Monteiro e Wu (2002) usam o desemprego como variável do nível de atividade, o que é consistente com a versão original da curva de Phillips. Entretanto, a série histórica do desemprego calculada pelo IBGE é interrompida em 2002. Apesar de uma nova série ter início em 2001, a metodologia de cálculo é diferente, e os índices não são encadeáveis. Schwartzman (2004) sugere o nível de utilização da capacidade instalada da indústria como proxy para o nível de atividade, e adota o índice divulgado pela Fundação Getúlio Vargas, com um ajuste sazonal. Seguindo essa linha de pesquisa, testamos os mesmos modelos apresentados no capítulo anterior substituindo o hiato do produto pelo nível de utilização da capacidade instalada na indústria. O índice utilizado é calculado pela Confederação Nacional da Indústria (CNI), e foi incluído no modelo da mesma forma que o hiato, ou seja, o desvio do valor observado da variável em relação a uma tendência extraída através dos mesmos métodos aplicados anteriormente. Nenhum tratamento estatístico ou ajuste sazonal foi aplicado ao índice. Os resultados são apresentados nas tabelas 3 e 4.

Tabela 3

Variável	Modelo 3.1		Modelo 4.1	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	0.476	0.103	-0.690	0.284
hiato capac. instalada	0.348	0.005	0.236	0.055
desvalorização nominal	0.033	0.000	-0.011	0.702
inflação passada	0.689	0.000	0.308	0.250
inflação futura	-	-	1.102	0.284
R <sup>2</sup> ajustado	0.55		0.193	
SQR	45.035		78.482	

Tabela 4

Variável	Modelo 3.2		Modelo 4.2	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	0.645	0.032	0.113	0.836
hiato capac. instalada	0.209	0.087	0.257	0.033
desvalorização nominal	0.036	0.000	0.008	0.738
inflação passada	0.600	0.000	0.285	0.239
inflação futura	-	-	0.642	0.177
R <sup>2</sup> ajustado	0.503		0.395	
SQR	52.175		61.68	

Pelos resultados apresentados nas tabelas acima, percebe-se que a troca do hiato do produto pela utilização da capacidade instalada melhora sensivelmente o nível de significância estatísticas da variável em todos os modelos. Em todas as especificações, o nível de atividade passa a ter um p-valor inferior a 10%, o que não acontecia com o hiato do produto, especialmente nos modelos *forward looking*. Ainda no que diz respeito ao nível de atividade, e assim como ocorrido nos modelos 1.1 e 1.2, o nível de atividade é mais significativo na especificação *backward looking* quando a tendência é extraída por uma taxa de crescimento linear constante. Quanto ao R<sup>2</sup> ajustado e a soma dos quadrados dos resíduos, o ajuste nos modelos acima é bem próximo do observado nos modelos estimados no capítulo anterior, no entanto, os coeficientes de todas as variáveis explicativas são mais significativos em termos de p-valor nos modelos 3.1 e 3.2 do que em 1.1 e 1.2 respectivamente.

Nos modelos com expectativas, mais uma vez a inclusão do termo *forward looking* penalizou o coeficiente de pass-through, principalmente em 4.1, onde o termo correspondente à desvalorização cambial entrou com o sinal contrário ao esperado.

Além disso, tanto o  $R^2$  ajustado quanto a soma dos quadrados dos resíduos pioraram sensivelmente em relação ao modelo 2.1. Mais uma vez, o hiato do nível de atividade quando calculado pela extração de um filtro HP foi melhor no modelo com expectativas. Já o termo de expectativa de inflação possui, no modelo 4.1, uma importância relativa muito alta, o que parece um tanto improvável, e pode ter contribuído para piorar o ajuste do modelo. O valor atribuído ao coeficiente também contraria uma hipótese comum na Macroeconomia contemporânea, que é a da verticalidade da curva de Phillips no longo prazo, como veremos no próximo capítulo.



## 5. Verticalidade da Curva de Phillips no longo prazo

A partir da década de 70, a hipótese da neutralidade da moeda no longo prazo passou a ser aceita entre os macroeconomistas. Segundo essa hipótese, fenômenos nominais isolados não podem elevar, no longo prazo, o nível de produto acima do que seria o seu nível natural. Nesse caso hipotético, com o produto em um estado estacionário imaginário em torno do seu nível natural, tanto a inflação corrente quanto suas expectativas seriam iguais, ou :  $\pi_{t-1} = \pi_t = \pi_{t+1} = \pi$ .

Na prática, incorporando essa igualdade em nosso modelo de curva de Phillips com expectativa, teríamos:

$$\pi = \beta_0 + \beta_1 \pi + \beta_2 \pi + \beta_3 \Delta e_t + \beta_4 h_{t-2} + u_t$$

Logo,

$$\pi (1-\beta_1-\beta_2) = \beta_0 + \beta_3 \Delta e_t + \beta_4 h_{t-2} + u_t$$

ou

$$\pi = (\beta_0 + \beta_3 \Delta e_t + \beta_4 h_{t-2} + u_t) / (1-\beta_1-\beta_2)$$

Dada a equação acima, para que a hipótese da neutralidade da moeda no longo prazo seja confirmada, é necessário que, no limite, o valor de  $\pi$  tenda ao infinito. Isso só é possível se:

$$1-\beta_1-\beta_2 = 0 \quad \text{ou} \quad \beta_2 = 1-\beta_1$$

Na prática, impondo a restrição em nosso modelo, teríamos:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + (1-\beta_1) E(\pi_{t+1}) + \beta_3 \Delta e_t + \beta_4 h_{t-2} + u_t$$

Essa restrição é imposta apenas ao modelo com expectativas. Portanto, a equação mostrada logo acima serve de base para todos os modelos. Contudo, dadas as várias especificações para a variável de nível de atividade, os modelos serão divididos da seguinte forma:

- Modelo 5.1 – nível de atividade representado pelo hiato do produto, calculado a partir de uma tendência linear para o produto potencial;
- Modelo 5.2 – igual ao modelo 5.1, mas com o produto potencial extraído através de filtro HP;

- Modelo 5.3 – nível de atividade representado pelo desvio da utilização da capacidade instalada em relação a uma tendência linear;
- Modelo 5.4 – igual ao modelo 5.3, mas com a tendência da variável de nível de atividade extraída através de filtro HP.

Os resultados são apresentados nas tabelas 5 e 6 exibidas abaixo:

**Tabela 5**

Variável	Modelo 5.1		Modelo 5.2	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	-0.145	0.412	-0.017	0.931
hiato do produto	0.232	0.241	0.220	0.124
desvalorização nominal	0.013	0.473	0.006	0.774
inflação passada	0.463	0.025	0.303	0.199
inflação futura	0.537	0.025	0.697	0.199
R <sup>2</sup> ajustado	0.488		0.356	
SQR	51.12		67.311	

**Tabela 6**

Variável	Modelo 5.3		Modelo 5.4	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	0.003	0.986	-0.018	0.928
hiato capac. instalada	0.280	0.090	0.262	0.019
desvalorização nominal	0.009	0.600	0.004	0.824
inflação passada	0.425	0.033	0.263	0.269
inflação futura	0.575	0.033	0.737	0.269
R <sup>2</sup> ajustado	0.511		0.356	
SQR	48.862		67.323	

Os dados parecem confirmar a hipótese da verticalidade de longo prazo da curva de Phillips. O ajuste obtido pelo modelo 5.2 foi expressivamente melhor do que o seu equivalente sem a restrição, ou seja, o modelo 4.1. no modelo 4.2 do capítulo anterior, apesar da soma dos coeficientes de inércia e expectativa da inflação ser praticamente igual a um, o teste de Wald rejeita esta hipótese, indicando que a restrição deve ser imposta na estimação. Por outro lado, assim como no capítulo anterior, o coeficiente de pass-through não é significativamente diferente de 0. Mais uma vez, o nível de atividade

medido pelo índice da CNI alcançou melhores níveis de significância estatística do que o hiato do produto, e, quando calculado através da extração de tendência linear, conseguiu a menor soma dos quadrados dos resíduos entre todas as quatro especificações testadas.

## 6. Preços livres vs IPCA cheio

Conforme mencionado anteriormente, o Banco Central do Brasil utiliza entre seus modelos uma especificação na qual a variável dependente são os preços livres, e as variáveis explicativas, tanto da inércia inflacionária quanto das expectativas de inflação, são representadas pelo IPCA cheio. A idéia por trás desse procedimento é o fato de o IPCA possuir um componente importante de preços administrados, com uma dinâmica própria, diferente dos preços livres, e menos sensíveis a variações na taxa de câmbio. Entretanto, os agentes olham para o IPCA cheio quando formam suas expectativas, razão pela qual é o índice cheio que entra como variável explicativa na regressão. Os dados para os preços livres do IPCA foram obtidos no site do Banco Central do Brasil (série IPCA – non monitored prices).

Essa possibilidade será então testada para os dois modelos (*backward looking* e *forward looking*), com quatro especificações para cada um, correspondendo às duas variáveis usadas para medir o nível de atividade, sendo que cada uma pode ser calculada de duas formas distintas, sendo:

- Modelo 6.1 – modelo *backward looking*, com nível de atividade representado pelo hiato do produto, calculado a partir de uma tendência linear para o produto potencial;
- Modelo 6.2 – igual ao modelo 6.1, mas com o produto potencial extraído através de filtro HP;
- Modelo 6.3 – modelo *backward looking*, com nível de atividade representado pelo desvio da utilização da capacidade instalada em relação a uma tendência linear;
- Modelo 6.4 – igual ao modelo 6.3, mas com a tendência da variável de nível de atividade extraída através de filtro HP.

De forma análoga, as especificações dos modelos 6.5 a 6.8 são exatamente as mesmas dos modelos de 6.1 a 6.4, diferindo apenas pela inclusão do termo *forward looking*. Os resultados são apresentados nas tabelas 7 a 10 exibidas abaixo.

Tabela 7

Variável	Modelo 6.1		Modelo 6.2	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	-0.035	0.910	0.240	0.439
hiato do produto	0.442	0.003	0.118	0.393
desvalorização nominal	0.034	0.000	0.035	0.000
inflação passada	0.641	0.000	0.632	0.000
inflação futura	-	-	-	-
R <sup>2</sup> ajustado	0.522		0.464	
SQR	47.489		58.361	

Tabela 8

Variável	Modelo 6.3		Modelo 6.4	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	0.175	0.544	0.290	0.328
hiato capac. instalada	0.410	0.001	0.256	0.039
desvalorização nominal	0.031	0.001	0.035	0.000
inflação passada	0.661	0.000	0.605	0.000
inflação futura	-	-	-	-
R <sup>2</sup> ajustado	0.546		0.509	
SQR	45.177		53.405	

Tabela 9

Variável	Modelo 6.5		Modelo 6.6	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	-0.484	0.010	-0.309	0.137
hiato do produto	0.263	0.209	0.213	0.160
desvalorização nominal	0.008	0.673	-0.001	0.949
inflação passada	0.383	0.050	0.200	0.362
inflação futura	0.617	0.050	0.800	0.362
R <sup>2</sup> ajustado	0.453		0.362	
SQR	54.106		69.019	

Tabela 10

Variável	Modelo 6.7		Modelo 6.8	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	-0.319	0.079	-0.306	0.140
hiato capac. Instalada	0.334	0.006	0.328	0.006
desvalorização nominal	0.003	0.859	-0.003	0.854
inflação passada	0.347	0.062	0.143	0.526
inflação futura	0.653	0.062	0.857	0.526
R <sup>2</sup> ajustado	0.494		0.383	
SQR	50.017		66.759	

Os resultados apresentados nas tabelas mostram que a desagregação proposta não traz mudanças muito significativas no ajuste dos modelos. Nos modelos backward-looking os valores dos coeficientes são muito próximos dos obtidos com o IPCA cheio como variável dependente. Houve uma pequena melhora em termos de ajuste, no que diz respeito aos modelos com componente de expectativas, no entanto em nenhuma das especificações estimadas o coeficiente de repasse cambial se mostrou significativamente diferente de zero, assim como já vinha ocorrendo nos modelos onde o IPCA cheio era a variável dependente. A introdução do termo de expectativa e a adoção do método de variáveis instrumentais pode ser a causa desta perda de significância do pass-through.

Em uma última tentativa de melhorar os ajustes desses modelos, introduziremos uma variável dummy no próximo capítulo, com o intuito de captar possíveis diferenças no comportamento do repasse cambial ao longo do tempo.

## 7. Mudança de regime

Durante o período analisado, além da mudança do regime de câmbio fixo para o câmbio flutuante, a economia brasileira passou por diversos períodos de turbulência. Muitos desses choques foram devido a fatores externos, no entanto, o Balanço de Pagamentos foi duramente afetado em alguns casos, o que implica em períodos de maior volatilidade cambial. Assim, é pouco provável que os coeficientes na curva de Phillips tenham se mantido constantes ao longo do tempo, principalmente o coeficiente de pass-through. Para isso devemos recorrer ao uso de variáveis dummy. As dummies serão inseridas no modelo da seguinte forma: em primeiro lugar será incluída uma dummy de regime, para avaliar os efeitos da mudança de regime cambial sobre o coeficiente de repasse. Será testado tanto a mudança no intercepto como na inclinação da curva. Desconsiderando as diferenças no método de cálculo do nível de atividade, os modelos são baseados nas mesmas equações do capítulo 3. Sendo D1 uma dummy de regime com valor igual a 1 para as observações até 1998:4, e valor 0 para as observações de 1999:1 em diante, a equação da curva de Phillips toma a seguinte forma:

- **Backward looking**

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 \pi_{t-1} + \beta_3 \Delta e_t + \beta_4 \Delta e_t D_1 + \beta_5 h_{t-2} + u_t$$

- **Forward Looking**

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 \pi_{t-1} + \beta_3 E(\pi_{t+1}) + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \Delta e_t D_1 + \beta_6 h_{t-2} + u_t$$

Dado o grande número de estimações já realizadas até aqui, e também no intuito de aproveitar parte do trabalho já realizado, nos limitaremos apenas a seis modelos para essa última análise, sendo três *backward looking* e três com expectativa, entre os que conseguiram um melhor ajuste medido pela menor soma dos quadrados dos resíduos. Os modelos a serem testados portanto são:

- Backward looking – modelos 1.1, 3.1 e 6.3
- Forward looking – modelos 5.1, 5.3 e 6.7

Os resultados estão exibidos nas tabelas 11, 12 e 13 abaixo:

**Tabela 11**

Variável	Modelo 1.1		Modelo 5.1	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	0.554	0.103	-0.116	0.537
hiato do produto	0.286	0.063	0.176	0.281
desvalorização nominal	0.033	0.000	0.014	0.477
inflação passada	0.598	0.000	0.468	0.038
inflação futura	-	-	0.532	0.038
D1	-1.750	0.069	-0.900	0.449
D1 x desv. Nominal	0.728	0.076	0.402	0.474
R <sup>2</sup> ajustado	0.559		0.476	
SQR	41.858		49.589	

**Tabela 12**

Variável	Modelo 3.1		Modelo 5.3	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	0.693	0.026	-0.025	0.893
hiato capac. Instalada	0.286	0.017	0.258	0.003
desvalorização nominal	0.031	0.000	0.010	0.565
inflação passada	0.600	0.000	0.446	0.043
inflação futura	-	-	0.554	0.043
D1	-1.918	0.033	-0.891	0.448
D1 x desv. Nominal	0.829	0.028	0.424	0.434
R <sup>2</sup> ajustado	0.585		0.51	
SQR	39.435		46.314	

Tabela 13

Variável	Modelo 6.3		Modelo 6.7	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
constante	0.419	0.158	-0.364	0.050
hiato capac. Instalada	0.336	0.005	0.304	0.002
desvalorização nominal	0.029	0.001	0.004	0.820
inflação passada	0.552	0.000	0.363	0.095
inflação futura	-	-	0.637	0.095
D1	-2.238	0.012	-1.100	0.361
D1 x desv. Nominal	0.992	0.008	0.537	0.343
R <sup>2</sup> ajustado	0.605		0.504	
SQR	37.243		46.4408	

É fácil notar que a inclusão da variável dummy melhora de forma significativa o ajuste dos modelos, nem tanto pelo R<sup>2</sup> ajustado, mas principalmente pela menor soma dos quadrados dos resíduos, principalmente no modelo 6.3. Todos os coeficientes continuaram em linha com os estimados anteriormente, reforçando a consistência dos modelos sem expectativas.

No que diz respeito aos modelos com componente de expectativas, destaque para o modelo 5.3. O mesmo modelo estimado sem a variável dummy atingiu o mesmo R<sup>2</sup> ajustado, mas com o número de variáveis explicativas maior. A observação é relevante, pois o R<sup>2</sup> ajustado penaliza a inclusão de variáveis, sugerindo portanto que a inclusão das dummies aumenta o poder explicativo dos modelos, conforme indica a redução na soma dos quadrados dos resíduos. Além da melhora em termos de ajuste, a inclusão da dummy aumentou o nível de significância estatística das variáveis explicativas do modelo, inclusive do coeficiente de pass-through.

Uma característica comum a todos os modelos, e que deve ser ressaltada, é o fato de o repasse cambial ser muito mais importante no regime de câmbio fixo do que no câmbio flutuante, uma aparente contradição, principalmente se for levado em conta o fato de a âncora cambial ter sido adotada justamente com o intuito de reduzir as variações de preços. Todavia, existe uma explicação relativamente simples para esse fenômeno: quando a âncora cambial foi adotada, a inflação ainda se mantinha em níveis relativamente elevados devido a inércia inflacionária. Como o câmbio já estava fixo, a manutenção da inflação em patamares relativamente elevados é captada pelos modelos através do coeficiente de pass-through, como uma grande sensibilidade da inflação relativamente a ínfimos movimentos na taxa de câmbio nominal. Esse resultado está em



linha com Goldfajn e Werlang (2000), e confirma a sua hipótese de que o nível de inflação é uma variável chave na determinação do coeficiente de repasse.

## 8. Conclusão

Esta monografia de final de curso tentou encontrar a melhor especificação linear de um modelo de curva de Phillips para a economia brasileira, no intuito de explorar a questão do repasse cambial para os preços. Foram estimados modelos backward looking, que se mostraram mais consistentes em termos estatísticos, apesar de serem vulneráveis à crítica de Lucas. Para se adequar à teoria das expectativas racionais, foram estimados também modelos com componentes de expectativas, estimadas com o auxílio de variáveis instrumentais através do método dos mínimos quadrados em dois estágios. Apesar de atenderem aos requisitos das expectativas racionais, esses modelos se revelaram ineficientes na estimação do coeficiente de pass-through, atribuindo uma importância maior às expectativas de inflação do que ao câmbio na formação de preços. Esse resultado revela em parte um ganho de credibilidade da parte do Banco Central do Brasil após a adoção do sistema de metas, mas pode também ser consequência de algumas imperfeições do modelo forward-looking, tais como o tamanho da amostra (relativamente pequeno), e a questão da autocorrelação dos resíduos, que foi detectada mas não foi corrigida.

No que diz respeito ao coeficiente de pass-through propriamente dito, podemos destacar os seguintes resultados: a introdução das expectativas piora sensivelmente a sua estimação; todos os modelos sem componente de expectativas produziram resultados semelhantes em termos de ajuste, com um R<sup>2</sup> ajustado em torno de 55% e SQR abaixo de 45 para os melhores modelos. Nessa categoria de modelos (sem expectativas), o coeficiente de pass-through se manteve constante em torno de 0.03, com um mínimo de 0.029 para o modelo 6.3 com dummy de regime, e um máximo de 0.036 para o modelo 1.2. Isso significa que em torno de 3% da variação cambial foi repassada para o IPCA em cada trimestre. A regressão de preços livres em função do IPCA cheio resultou em ajustes sensivelmente melhores para os modelos backward looking, e não tão melhores assim para os modelos forward looking. A inclusão de uma dummy de regime melhorou de forma significativa o ajuste de alguns modelos, mas produziu um resultado contraditório: o coeficiente de pass-through é maior sob câmbio fixo do que sob câmbio flutuante, provavelmente por causa da manutenção da inflação em níveis relativamente elevados após a adoção da âncora cambial.

Alguns dos resultados encontrados neste trabalho estão em linha com alguns resultados disponíveis na literatura. A baixa significância do modelo com expectativas e variáveis instrumentais é relatado por Muinhos (2001); a alta importância relativa das expectativas de inflação está presente em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000); e o alto coeficiente de repasse para países com câmbio fixo está em linha com alguns resultados encontrados por Goldfajn e Werlang (2000). O nível de utilização da capacidade instalada se mostrou estatisticamente mais significativo do que o hiato do produto em todos os modelos, em linha com Schwartzman (2004), em contrapartida, o método de cálculo do produto potencial afeta o nível de significância do hiato do produto nas regressões, o que não ocorre em suas estimações.

Não foram abordadas aqui especificações não-lineares para o repasse, o que, dado o pequeno tamanho da amostra e as sucessivas crises cambiais, poderia ter contribuído de forma positiva para a análise do repasse cambial para os preços.

De fato, a linearidade da curva de Phillips e suas implicações quanto aos custos de uma desinflação são temas em aberto no debate econômico atual, assim como a questão da imprecisão no cálculo do produto potencial. A mensuração correta do produto potencial é um ponto chave para futuras estimações de curvas de Phillips, se possível através de estatísticas que possam captar com maior precisão a participação relativa do capital e do trabalho na função de produção.

## Bibliografia

Bogdanski,J; Tombini, A; e Werlang, S R C, “ Implementing Inflation Target in Brazil”,

Banco Central, Working paper no. 1 (2000)

Blanchard, O “Macroeconomia: Teoria e Política Econômica”, caps.15 a 20, Editora Campus, 1999

Carneiro, D.D; Monteiro, A e Wu, T. (2002) “ Mecanismos Não-Lineares de repasse para o IPCA” , PUC- Rio, Textos para Discussão, no. 462

Dornbusch e Fischer, “Macroeconomia” 5<sup>a</sup> ed, Makron Books, 1991

Goldfajn, I e Werlang, S R C (2000), “The Pass-through from Depreciation to Inflation: a Panel Study”, Banco Central, Working Paper 05, Setembro

Gujarati,D; “ Basic Econometrics”, Third Edition, McGraw-Hill International, 1995

McCarthy,J (1999) “Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialized Economies”, BIS Working Papers No. 79,

Muinhos,M (2001), “Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the case of Brazil”, Banco Central do Brasil, Working Paper 26

Schwartzman, F.(2004); “Estimativas de Curva de Philips para o Brasil com preços desagregados”, *Economia Aplicada* 10, pp.137-155