

# Os determinantes da inflação brasileira recente:

estimações utilizando redes neurais

Ricardo Figueiredo Summa\*

Leonardo Macrini\*\*

## Palavras-chave

inflação, Sistema de Metas de Inflação, economia brasileira

## Classificação JEL

C45, E30, E31

## Keywords

*inflation, inflation targeting system, Brazilian economy*

## JEL Classification

C45, E30, E31

## Resumo

O presente artigo busca avaliar os determinantes da inflação brasileira recente, mais especificamente a partir de 1999, quando é instituído o Sistema de Metas de Inflação (SMI). Utilizando um modelo de Redes Neurais, avaliamos: (1) se as pressões de demanda, medidas pelo hiato do produto e do desemprego, têm impacto claro e sistemático sobre a inflação; (2) se a “inflação importada”, incluindo a inflação dos produtos transacionáveis em dólares e a variação da taxa de câmbio nominal, exerce influência significativa sobre a inflação; e (3) se o canal de custo da taxa de juros se verifica empiricamente no caso brasileiro. Concluímos que os impactos mais relevantes sobre a inflação brasileira, nesse período estudado, vêm da inércia inflacionária, da “inflação importada” e da variação da taxa básica nominal de juros.

## Abstract

*In this paper we assess the determinants of recent Brazilian inflation, specifically since 1999 when the Inflation Targeting System was implemented. Using a Neural Network model, we evaluate: (1) if the demand pressures, measured by the output gap and unemployment gap, have a clear and systematic impact on inflation, (2) if “imported inflation”, including tradable goods inflation in dollars and the nominal exchange rate changes, exerts a significant influence on inflation, and (3) if the channel of interest rates cost is empirically verified in the Brazilian case. We conclude that recent Brazilian inflation depends mainly on inflation inertia, “imported inflation” and changes in the nominal interest rate.*

.....  
\*IE/UFRJ

\*\*ITR/UFRRJ

## 1 Introdução

O Plano Real, em 1994, terminou um longo processo de alta inflação no Brasil, principalmente durante as décadas de 80 e início dos 90. Quatro anos após o início do plano, houve grande crise no balanço de pagamentos, e a taxa de câmbio, que funcionava de acordo com um sistema de bandas cambiais, sofreu forte desvalorização em 1999. Nesse mesmo ano, é instituído o Sistema de Metas de inflação (SMI), que fixa uma meta anual de inflação a ser perseguida. Além da meta de inflação, outra mudança que ocorreu foi relativa ao câmbio, que antes era de certa forma fixo e passou a fluir. Desde que o SMI foi implantado no Brasil, em poucos anos a meta inflacionária não foi alcançada, e nos últimos seis anos o governo conseguiu controlar a inflação dentro da meta estabelecida.

Do ponto de vista teórico, o chamado modelo do Novo Consenso em política macroeconômica (Blinder, 1997; Romer, 2000) para economia aberta (Romer, 2005; Taylor, 2005) é a inspiração para a visão dos determinantes da inflação e de como ela deve ser controlada, tanto no Brasil quanto em diversos países. Segundo essa visão, a principal fonte de pressão inflacionária é pelo lado da demanda agregada, de tal maneira que pressões dessa natureza levam a uma aceleração da inflação. O instrumento da autoridade monetária para controlar a aceleração da inflação e colocá-la de volta na meta é a taxa básica de juros, que, ao ser alterada, afeta a taxa real de juros e controla a demanda agregada.

Um dos fundamentos do modelo do Novo Consenso é a curva de Phillips aceleracionista, que estabelece relação entre a aceleração da inflação e os choques de demanda. Para a economia aberta, postula ainda que os choques de custo advindos da economia internacional não têm efeito no longo prazo, uma vez que a taxa de câmbio real segue o teorema da paridade do poder de compra e é neutra no longo prazo. Políticas de juros altos sempre surgem com a

justificativa de que a inflação está acima da meta, e a demanda tem de ser controlada.

Dessa maneira, o objetivo deste artigo é verificar se, para o caso brasileiro, existe realmente um efeito positivo e preponderante das pressões de demanda sobre a inflação; analisaremos também qual é o papel da inflação dos produtos importados e exportáveis, já convertidos em reais pela variação da taxa de câmbio sobre a inflação brasileira. Portanto, o artigo visa a estimar os determinantes da inflação brasileira pelo método de redes neurais, que capta, além das relações lineares, possíveis relações não lineares entre as variáveis. Com isso, espera-se obter mais elementos para entender alguns resultados empíricos controversos encontrados na literatura brasileira recente.

Este artigo se articula em mais três seções, além desta introdução e da conclusão. Na seção 2, discutiremos brevemente a teoria da curva de Phillips e dois modelos alternativos. Na seção 3, analisaremos alguns resultados empíricos encontrados em trabalhos que estimaram a relação de Phillips para o Brasil. Na quarta seção, explicaremos o método de estimação por redes neurais e as vantagens desse método sobre o modelo linear. Na seção 5, discutiremos os resultados obtidos pela aplicação do método de estimação por redes neurais sobre a relação de Phillips no Brasil.

## 2 Determinantes teóricos da inflação: discussão sobre a curva de Phillips

A curva de Phillips tem origem com um estudo de Phillips (1958), que estima empiricamente a relação entre a inflação dos salários e a taxa de desemprego.<sup>1</sup> Posteriormente, passou-se a acreditar em uma relação entre a taxa de inflação – variação do nível de preços – e a taxa de desemprego, este último, indicador da demanda agregada da economia. Se-

gundo essa relação, taxas de desemprego baixas estavam associadas a pressões salariais no mercado de trabalho e a taxas de inflação mais altas.

No final da década de 1960, entretanto, começou a ganhar força uma visão aceleracionista da curva de Phillips, com a ideia de que, se a taxa de desemprego se mantivesse baixa, mais baixa que a taxa natural (Friedman, 1968), a taxa de inflação acelerar-se-ia.<sup>2</sup> Tal visão aceleracionista da curva de Phillips perdura até os dias de hoje e está presente nos modelos do Novo Consenso em política econômica.<sup>3</sup>

Dessa maneira, em termos gerais, a curva de Phillips convencional utilizada no modelo do Novo Consenso (Blinder, 1997; Romer, 2000) postula que há relação clara e sistemática entre pressões positivas (negativas) de demanda agregada e aceleração (desaceleração) da inflação.<sup>4</sup>

$$\pi = a\pi_{-1} + b(D), \text{ com } a = 1 \quad (2.1)$$

Na equação (2.1) acima,  $\pi$  é a taxa de inflação,  $\pi_{-1}$ , a inflação defasada, e  $D$ , um indicador de pressão de demanda, que pode ser o hiato do produto ou do desemprego. O hiato do produto é a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial, e o hiato do desemprego é a diferença entre a taxa de desemprego efetiva e a NAIRU (taxa de desemprego que não acelera a inflação).

O parâmetro “a” capta a inércia inflacionária. É importante notar que, para a curva de Phillips ser aceleracionista, é necessário supor inércia completa, ou seja,  $a = 1$ .<sup>5,6</sup> O parâmetro “b” deve ser positivo no caso do hiato do produto (se o produto está acima do potencial, deve se acelerar, e abaixo, desacelerar) e negativo no caso do hiato do desemprego (se a taxa de desemprego está abaixo da NAIRU, deve acelerar a inflação, e, se estiver acima, desacelerá-la).

Em uma economia aberta, é preciso incorporar a variação dos preços dos bens transacionáveis com o exterior na curva de Phillips. Podemos dividir um índice de preços que capte a inflação entre bens *tradables* e *non-tradables*. Nesse caso, sendo o parâmetro  $\theta$  aquele que mede a participação dos bens *tradables* no índice de preços em questão, podemos apresentar a curva de Phillips para a economia aberta da seguinte maneira:

$$\pi = (1 - \theta)(a\pi_{-1} + b(D)) + \theta(\Delta e + \pi^w), \text{ com } a = 1 \quad (2.2)$$

Assim, a curva de Phillips continua igual à da economia fechada para os bens *non-tradables*, enquanto a parcela dos *tradables* dependerá da variação da taxa nominal de câmbio,  $\Delta e$ , e da inflação dos produtos transacionáveis com o exterior (importados e exportáveis),  $\pi^w$ . Nesse caso, desvalorizações cambiais e inflação externa têm impactos positivos sobre a inflação doméstica, ao passo que deflação externa e valorização nominal do câmbio diminuem a inflação interna.

No longo prazo, entretanto, tal como propõe Romer (2006), valeria a teoria da paridade do poder de compra (em inglês, PPP), que estabelece que a taxa de câmbio real é constante no longo prazo, e a taxa nominal de câmbio deve variar de acordo com a relação entre o preço doméstico e o internacional, para manter a taxa real constante (McCallum, 1996). A variação da taxa nominal de câmbio deve ser igual à diferença entre a inflação doméstica e a externa, mantendo-se a taxa de câmbio real estável. Com isso, a curva de Phillips de longo prazo volta a ser igual à de uma economia fechada, visto que há neutralidade de longo prazo das pressões de inflação externa:<sup>7</sup>

$$\pi - \pi_{-1} = b(D) \quad (2.3)$$

A curva de Phillips aceleracionista do Novo Consenso para a economia aberta, entretanto, muitas vezes não apresenta bons resultados empíricos.<sup>8</sup> Do ponto de vista teórico, as principais objeções à formulação da curva de Phillips aceleracionista são: a) que a inércia não é completa ( $a < 1$ ) (Serrano, 2007; Setterfield, 2005); b) que a PPP não se verifica empiricamente (Lavoie, 2000; Summa, 2010a); c) e que o conflito distributivo e outras variáveis que afetam os custos são importantes (Serrano, 2007).<sup>9</sup>

No modelo alternativo proposto, utilizaremos as hipóteses de inércia parcial, da inflação importada relevante no longo prazo para a inflação doméstica e da presença de conflito distributivo e pressões de custo.

Com relação à inflação importada, essa depende tanto da inflação dos produtos transacionados com o exterior quanto da variação da taxa de câmbio nominal. Com relação ao conflito distributivo e a pressões de custo, podemos ainda testar mais uma hipótese, seguindo Pivetti (1991), Lima e Setterfield (2010) e Serrano (2010b), que argumentam que mudanças na taxa de juros nominal ( $\Delta i$ ) têm efeitos inflacionários tanto pelo efeito do custo financeiro (para empresas endividadas) quanto para o efeito de custo de oportunidade do capital (uma vez que a margem nominal de lucros segue a taxa nominal de juros e, dessa maneira, também gera pressões inflacionárias). Desse modo, a curva de Phillips alternativa terá a seguinte forma:

$$\pi = a\pi_{-1} + b(D) + \sigma\Delta i + \theta(\Delta e + \pi^w), \text{ com } a < 1. \quad (2.4)$$

Com  $\Delta e$  denotando a variação da taxa de câmbio nominal;  $\pi^w$  a inflação dos produtos transacionados com o exterior (medidos em moeda estrangeira); e  $\theta$  um parâmetro que reflete o peso dos bens *tradables* no índice de preços e ( $\Delta i$ ) a variação na taxa de juros nominal.

Sintetizando, temos, em termos gerais, duas maneiras diferentes de estimar – uma considerando a *variação da inflação* como variável dependente, e outra considerando a *taxa de inflação* como variável dependente:

$$\text{Aceleração da inflação: } \Delta\pi = f(D) \quad (2.5)$$

$$\text{Taxa de inflação: } \pi = g(\pi_{-1}, D, \Delta e + \pi^w, \Delta i) \quad (2.6)$$

Como os modelos a serem testados e comparados serão estimados pelo método de redes neurais, não linear, a hipótese do modelo aceleracionista é que há relação entre o hiato (do produto ou do desemprego) e a aceleração da inflação, conforme a equação (2.5); enquanto o modelo alternativo estabelece uma relação entre a taxa de inflação e a inflação defasada, hiato (do produto ou desemprego), inflação importada em R\$ e variação da taxa básica de juros.

### 3 Evidências empíricas para o Brasil

Existem diversos trabalhos empíricos que empregam diferentes métodos de estimação para a relação de Phillips no caso brasileiro recente.

Com relação à curva de Phillips brasileira ser aceleracionista ou não, parece haver bastante evidência de que a inércia é parcial, e que a soma dos parâmetros da inflação defasada é menor que 1 (Summa, 2011).<sup>10</sup>

No que diz respeito aos choques de demanda, após uma resenha sobre os diversos trabalhos empíricos sobre a curva de Phillips, Summa (2011) conclui que, na maioria desses trabalhos, não há consenso em relação aos resultados de pressões de demanda sobre a inflação. As principais variáveis utilizadas para o cálculo de pressões de demanda são o hiato de desemprego e o hiato do produto (industrial e PIB).

Em se tratando do hiato do desemprego, essa variável mostra em geral pouca relevância para explicar a inflação. Isso talvez ocorra porque a diminuição do desemprego não acarreta crescimento dos salários reais acima da produtividade, como mostram Bastos e Braga (2010). Portanto, não é de se esperar impacto na inflação.

O hiato do produto medido pela produção industrial aparece estatisticamente significativo em alguns trabalhos, e em outros, não. Ferreira e Jayme Jr. (2005) encontram resposta não significativa de choques no hiato da produção industrial sobre a inflação, medido por um modelo VAR; estimativas por MQO de Braga (2010) mostram também que o hiato do produto não é estatisticamente significativo com relação à inflação. Moreira *et al.* (2007) e mais recentemente Holland e Mori (2010) encontram relação positiva entre o hiato do produto (com três meses de defasagem) e a inflação.

No que tange à taxa de câmbio e à inflação importada, Braga (2010) estima uma curva de Phillips por MQO e obtém parâmetro significativo que explica a relação entre inflação importada em R\$ e inflação doméstica.<sup>11</sup> Araujo e Modenesi (2010) chamam a atenção que o impacto cambial é expressivamente maior do que o impacto da demanda agregada sobre o IPCA e que há evidências de que o setor externo desempenha papel crucial na evolução da inflação brasileira.

Por fim, alguns trabalhos, como os de Ferreira e Jayme Jr. (2004) e Silva Filho (2008) encontram a presença do “*Price Puzzle*”, para a economia brasileira, ou seja, de que variações na taxa básica de juros afetam em um primeiro momento a inflação de maneira positiva.

Dessa maneira, utilizaremos o instrumental de estimação das redes neurais, que incorpora relações lineares e não lineares entre as variáveis e será explicado na seção seguinte, para tentar ver em que medida esses resultados estimados por modelos lineares se confirmam ou não.

## 4 Redes Neurais

Rede Neural é um modelo composto de unidades (chamadas na literatura de “neurônios”) constituídas de funções não lineares (tipicamente sigmóides e tangentes hiperbólicas). A combinação dessas unidades, mediante parâmetros estimados com base nos dados, é o que confere a capacidade desse modelo de inferir relações não lineares de complexidade arbitrária. Na forma utilizada neste estudo, Rede Neural *feedforward*, tais unidades são arrumadas em camadas, sendo uma camada de entrada conectada a uma camada oculta, que está diretamente conectada à saída do modelo. Essas conexões entre as unidades, ou neurônios, são chamadas de “pesos” (originalmente a terminologia era “pesos sinápticos”). Esses pesos são os parâmetros do modelo, ajustados por um algoritmo iterativo através dos dados. Uma vez ajustados os pesos, a rede tem a capacidade de representar a relação dos dados de entrada com a variável de saída, que no nosso estudo é a inflação. A capacidade de aprender por meio de “exemplos” ou de dados (na-amostra) e de generalizar (fora-da-amostra) informação gerada em ambientes não lineares complexos é, sem dúvida, a grande vantagem das Redes Neurais.

Seja  $x \in \mathbb{R}^n$  o vetor que contém as variáveis de entrada, e  $w \in \mathbb{R}^M$  o vetor com todos os pesos e bias<sup>12</sup> de uma Rede Neural Artificial (RNA), sendo  $M = m \cdot n + 2 \cdot m + 1$ , com  $m$  correspondendo ao número de neurônios na camada oculta. O bias das funções das camadas ocultas da Rede são representados por  $b_k$ , e o bias da camada de saída, por  $b$ . O modelo de uma RNA pode ser escrito como:

$$y = f(x, w) = \sum_{k=1}^m (w_k c_k) + b \quad (4.1)$$

onde  $C_k$  representa uma função da forma:

$$c_k = \phi \left( \sum_{i=1}^n w_{ik} x_i + b_k \right) \quad (4.2)$$

Usualmente, dado um conjunto  $U$  que contém  $N$  pares de entrada/saída,  $U = \{X, Y\}$  para  $X = \{x_1, x_2, \dots, x_N\}$  e  $Y = \{y_1, y_2, \dots, y_N\}$ , onde  $y \in \mathfrak{R}$  representa a saída desejada, o objetivo de RNAs reside na estimação do vetor de pesos  $w$  através da minimização do risco empírico (erro de treinamento da rede) dado por:

$$\check{w} = \min_w \{E_s(w, U)\} = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^N (y_j - f(x_j, w))^2$$

ou

$$\check{\Psi} = \arg \min_{\Psi} Q_1(\Psi) = \arg \min_{\Psi} \sum_{i=1}^N (y_i - G(x, \Psi))^2 \quad (4.3)$$

Essa minimização é realizada utilizando o algoritmo clássico de retropropagação do erro, ou até mesmo métodos de segunda ordem como Levenberg-Marquardt (Bishop, 1995).

Esse tipo de modelo não linear tem sido utilizado com sucesso em uma gama extensiva de aplicações desde o final da década de 1980. Referências clássicas em Redes Neurais incluem Haykin (1998), Bishop (1995) e Principe *et al.* (2000).

As variáveis consideradas relevantes para o modelo são utilizadas como entrada da Rede Neural, e, após o processo de treinamento, tem-se como saída da Rede a inflação para o período  $t$ . Utilizou-se a função de ativação tangente hiperbólica na camada oculta, e a função de ativação linear, na unidade de saída, de forma que a saída da Rede se aproxime da verdadeira inflação no tempo  $t$ .

No processo de aprendizado, usou-se o algoritmo de Regularização Bayesiana (Mackay, 1992). Nesse algoritmo,

assume-se que os parâmetros da Rede são variáveis aleatórias com distribuições especificadas. Os parâmetros de regularização são variâncias desconhecidas associadas a essas distribuições, e podem-se calcular esses parâmetros utilizando, então, técnicas estatísticas. Portanto, o modelo não é especificado de forma arbitrária.

O aprendizado ou o treinamento de uma Rede Neural tem tipicamente por objetivo reduzir a soma dos quadrados dos erros (Foresee & Hagan, 1997), conforme a seguinte equação:

$$\check{\Psi} = \arg \min_{\Psi} Q_1(\Psi) = \arg \min_{\Psi} \sum_{i=1}^N (y_i - G(x, \Psi))^2 \quad (4.4)$$

onde  $(x, \Psi) \in X \times \Psi$ , sendo  $x = [x_1, x_2, \dots, x_I]$  vetores de variáveis independentes e  $\Psi$  o vetor de parâmetros  $\Psi = [\alpha, \gamma]$ , composto dos vetores de pesos da camada de saída e da camada oculta respectivamente;  $y_i$  é a saída alvo da Rede, e  $G(x, \Psi)$  é a saída estimada pela Rede. Assim como outros modelos flexíveis não lineares, as Redes Neurais podem sofrer de *overfitting*. Tal problema ocorre quando é utilizado um número excessivo de neurônios na camada oculta, que levarão a uma perda da capacidade de generalização (fora-da-amostra). Em contrapartida, se o número de neurônios em excesso for reduzido, ocorrerá a perda da capacidade de aproximar o processo gerador aos dados (Medeiros & Pedreira, 2001).

Atualmente, diversas metodologias são utilizadas para solucionar o problema de *overfitting* (Haykin, 1998). Neste estudo, será usado o procedimento desenvolvido por Mackay (1992), chamado de “Regularização Bayesiana”, que consiste em adicionar um termo de penalização (regularização) à função objetivo, de forma que o algoritmo de estimação faça com que os parâmetros irrelevantes convirjam para zero, reduzindo, assim, o número de parâmetros efetivos utilizados no processo.

Seguindo a notação utilizada por Medeiros & Pedreira (2001), o problema de estimação passa a ser definido como:

$$\check{\Psi} = \arg \min_{\Psi} Q_T(\Psi) = \arg \min_{\Psi} \sum_{i=1}^N (\eta Q_1(\Psi) - \varphi Q_2(\Psi))^2 \quad (4.4)$$

onde  $\eta$  e  $\varphi$  são parâmetros de regularização,  $Q_1(\Psi)$  pode ser deduzido da equação 4.1, e  $Q_2(\Psi)$  é a função de penalização, dada pela soma do quadrado dos parâmetros  $\alpha$ ,  $\gamma$ , vetores de pesos da camada de saída e da camada oculta, respectivamente, conforme a seguinte equação:

$$Q_2(\Psi) = \sum_{h=0}^H \alpha_h^2 + \sum_{h=0}^H \sum_{i=0}^I \gamma_{hi}^2 \quad (4.5)$$

O problema de regularização é otimizar a função objetivo de forma a encontrar valores para os parâmetros de regularização  $\eta$  e  $\varphi$ . Esse problema de otimização requer o cálculo da matriz *Hessiana*, como pode ser visto em Mackay (1992). O algoritmo desenvolvido por Foresee & Hagan (1997) propõe a aproximação da matriz *Hessiana* pelo algoritmo de *Levenberg-Marquardt* (Levenberg, 1944; Marquardt, 1963), reduzindo o custo computacional.

Todos os modelos utilizados neste estudo tiveram como arquitetura da Rede Neural uma camada de entrada, uma camada escondida, com dez neurônios, e uma camada de saída, com um neurônio. A função de ativação tangente hiperbólica foi utilizada em todos os neurônios da camada oculta, e a função de ativação linear, na unidade de saída. Os pesos e o bias foram inicializados através do algoritmo de Nguyen-Widrow (1989).

Assim, buscamos estimar os determinantes da inflação brasileira pelo método de Redes Neurais, que capta, além das relações lineares, possíveis relações não lineares entre as variáveis.<sup>13</sup>

## 5\_Dados e resultados

Os dados utilizados para as estimações são de frequência mensal, e a amostra vai de 1999:07 a 2010:09, período que compreende o funcionamento do sistema de metas de inflação.<sup>14</sup> Os dados utilizados para a inflação são da variação do IPCA, medido pelo IBGE. Para as pressões de demanda, calculamos dois hiatos, do produto e da taxa de desemprego. O hiato do produto industrial é a relação entre o produto industrial observado, calculado pela PIM-IBGE, e o produto industrial potencial, calculado pelo filtro HP. O hiato de desemprego também é uma relação calculada entre a taxa de desemprego observada do SEADE-DIEESE e a sua média móvel, calculada também por um filtro HP.

A inflação importada em R\$ leva em conta a variação dos índices de preços dos produtos importados pelo Brasil, calculado pela FUNCEX, e a variação da taxa nominal de câmbio. A variação da taxa Selic mede a variação mensal da taxa Selic observada/over em termos anualizados. Para todas as séries, rejeitamos a presença de raiz unitária pelo teste ADF.

Os dados são *in sample*, já que visam a obter os coeficientes da rede e se verificar a aderência do ajuste da inflação. A Tabela 1, resume os modelos testados e as variáveis de saída e os dados de entrada utilizados nos quatro modelos.

Com a finalidade de escolher a variável dependente a ser utilizada nas estimações futuras – *aceleração da inflação* ou *taxa de inflação* –, começamos estimando o modelo com a variação da inflação como variável dependente. Longe de tentar ser um teste exaustivo sobre o assunto se a inflação é aceleracionista ou não, o que estamos tentando fazer aqui é decidir qual maneira de estimar parece fornecer resultados mais interessantes e conclusivos.

Assim, o primeiro modelo proposto (Modelo 1, ver Tabela 1) assume que a variável dependente é a *aceleração da inflação*.<sup>15</sup> Note que essa maneira de estimar, apesar de não

Tabela 1\_Resumo dos modelos estimados por Redes Neurais

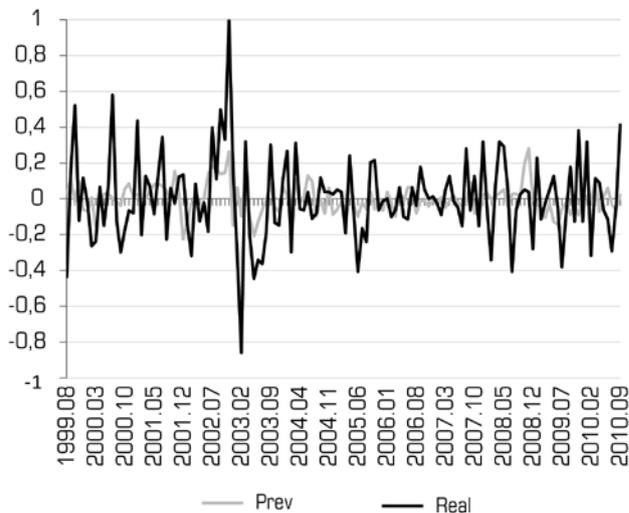
	Variável de Saída	Dados de Entrada			
Modelo 1	Aceleração da inflação	-	Hiato do produto (-1)	Inflação importada em r\$ (-1)	-
Modelo 2	Taxa de inflação	Taxa de inflação (-1)	Hiato do produto (-1)	Inflação importada em r\$ (-1)	-
Modelo 3	Taxa de inflação	Taxa de inflação (-1)	Hiato do produto (-3)	Inflação importada em r\$ (-1)	-
Modelo 4	Taxa de inflação	Taxa de inflação (-1)	Hiato do produto (-1)	Inflação importada em r\$ (-1)	Variação da taxa selic (-1)

Fonte: Elaboração Própria

ser a praxe, é seguida na literatura por Silva Filho (2008, 2012), e, portanto, consideramos, *a priori*, como uma possibilidade. O resultado da estimação desse modelo (Modelo 1) por Redes Neurais é que ele não parece explicar bem o processo inflacionário brasileiro, como pode ser visto no Gráfico 1, abaixo, em que a variação da inflação prevista pelo modelo se diferencia bastante da ocorrida de fato. Outro indicador da relevância dos resultados é o  $R^2$ , que é muito baixo, de 0,09, o que nos leva a concluir não ser uma boa aproximação.

Dessa maneira, passamos para a estimação da relação entre a inflação e o hiato do produto (Modelo 2). Inicialmente, estimamos um modelo linear por MQO, como primeira aproximação, considerando a inflação defasada, o hiato do produto defasado e a inflação importada defasada como variáveis explicativas.

Gráfico 1\_Modelo 1: Relação entre variação da inflação estimada pelo modelo e variação efetiva da inflação



Fonte: IPCA/IBGE, Elaboração própria

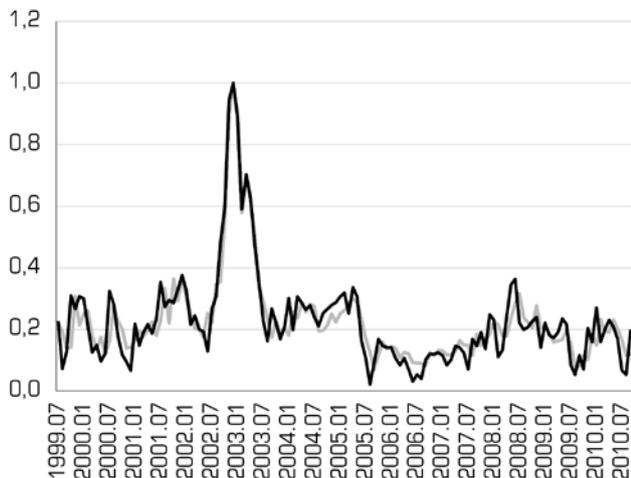
O resultado pode ser visto na Tabela 2:

Tabela 2\_Resultados do modelo linear (Modelo 2)

Variável dependente: Inflação					
Modelo	Coeficientes				
	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados		
	B	Erro padrão	Beta	t	Sig.
(Constante)	,055	,026		2,136	,035
INFLAÇÃO (-1)	,877	,041	,877	21,254	,000
HPROD(-1)	,000	,004	,000	,011	,991
INFIMP_R\$ (-1)	1,488	,343	,187	4,335	,000
Resumo do Modelo					
Modelo	R	R2	R2 ajustado	Erro padrão da estimativa	
	,882 <sup>a</sup>	,778	,773	,17039	

Fonte: Elaboração própria

Gráfico 2\_Modelo 2: Relação entre a inflação estimada pelo modelo e a inflação efetiva



Fonte: IPCA/IBGE, Elaboração própria

Observamos, no modelo estimado acima, que as variáveis inflação defasada (em um período) e inflação importada em R\$ são estatisticamente significativas a 5%, enquanto a variável hiato da produção industrial não apresenta parâmetro estimado significativo.<sup>16</sup> Em seguida, estimamos as mesmas relações entre as variáveis descritas no caso linear pelo método das Redes Neurais, para captar, além das relações lineares entre as variáveis, possíveis relações não lineares entre elas.

O resultado entre o Modelo 2 estimado pelas redes neurais (“*in sample*”) e a inflação que de fato ocorreu (Inflação Real) mostra que as variáveis escolhidas parecem explicar bem a inflação, conforme pode ser observado na Gráfico 2.

Podemos comparar os resultados obtidos entre o modelo estimado por Redes Neurais e o modelo linear simples. No modelo linear, o  $R^2$  da estimativa foi de 0,77, e o das Redes Neurais, de 0,90. Essa comparação nos mostra que, a prin-

cípio, as estimações da inflação por redes neurais parecem indicar bons resultados, se comparados com um método simples linear, ainda que não seja o objetivo deste artigo fazer uma comparação exaustiva sobre os diferentes métodos lineares e não lineares.

### 5.1 Avaliação das relações funcionais entre as variáveis

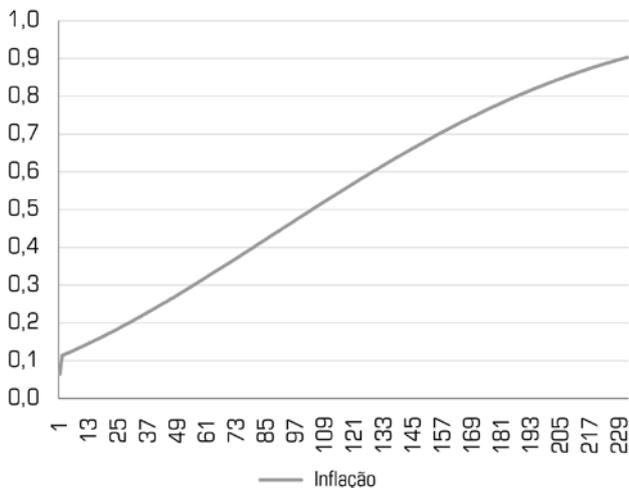
Com o intuito de avaliar as *relações funcionais* entre as variáveis que utilizamos como explicativas e a variável dependente, a inflação, propomos um primeiro exercício. O método empregado é o seguinte: mantemos constantes as  $n-1$  variáveis explicativas e alteramos apenas a variável escolhida, obtendo assim o resultado em termos de inflação estimada pelo modelo.

Utilizando o Modelo 2 para o exercício proposto acima, fizemos simulações com as formas funcionais estimadas, mantendo as demais variáveis constantes e alterando a variável escolhida, avaliando, assim, os resultados em termos de inflação estimada pelo modelo.<sup>17</sup>

A primeira variável escolhida é a inflação defasada. Deixamos essa variável evoluir, começando em zero e aumentando a uma taxa positiva constante. Obtivemos assim a relação funcional, que mostra que, à medida que a inflação defasada aumenta com o passar do tempo, a inflação estimada também aumenta. Isso pode ser visto no Gráfico 3, em que o eixo das ordenadas representa a inflação estimada, e o eixo da abscissa, os períodos (considerando que a cada período o valor da inflação defasada aumenta).

O mesmo exercício foi feito para a “inflação importada em R\$” defasada. Deixamos essa variável evoluir, começando em zero e aumentando a uma taxa positiva constante. Obtivemos, assim, a relação funcional, que mostra que, à medida que a “inflação importada em R\$” defasada aumenta com o passar do tempo, a inflação estimada também aumenta. O resultado está dentro do esperado, uma vez que uma infla-

Gráfico 3\_Relação funcional entre inflação defasada e inflação

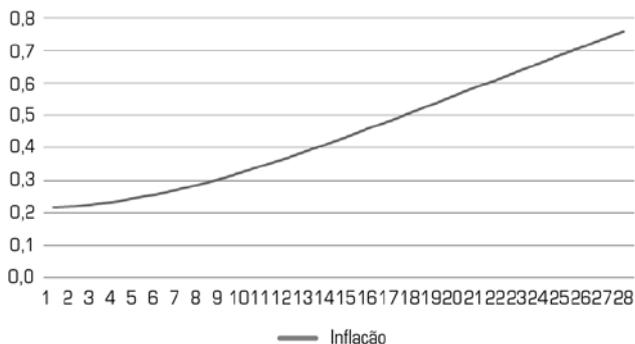


Fonte: Elaboração própria

ção importada em R\$ mais alta significa aumento nos preços dos bens transacionáveis, que é repassada para os custos e preços domésticos. Isso pode ser visto no Gráfico 4.

Com a finalidade de avaliar se há assimetria entre a inflação importada medida em R\$ quando essa recebe um choque negativo ou positivo com relação ao efeito sobre a taxa de inflação, refizemos o exercício para a “inflação importada em R\$” defasada. Agora, deixamos essa variável evoluir, começando em zero e *diminuindo* a uma taxa constante. Obtivemos, assim, a relação funcional, que mostra que, à medida que a “inflação importada em R\$” defasada diminui com o passar do tempo, gera um efeito bem menor em termos de redução da inflação, conforme pode ser visto no Gráfico 5, em que o eixo da ordenada representa a inflação estimada, e o eixo da abscissa, os períodos (considerando que a cada período o valor da “inflação importada em R\$” defasada diminui). Isso pode indicar que, em períodos em que a inflação importada diminui, parte desse ganho não é repassado para os preços, o que faz com que as margens de lucro aumentem.

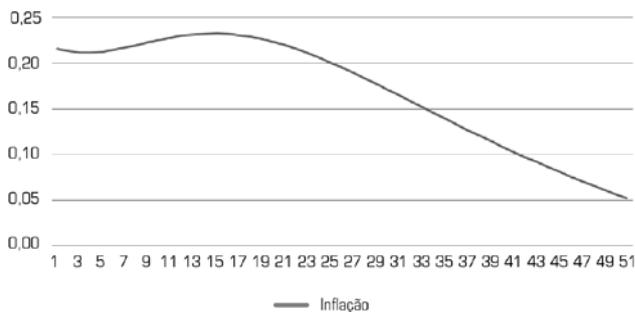
Gráfico 4\_Relação funcional entre inflação importada em R\$ (positiva) e inflação



Fonte: Elaboração própria

No Gráfico 6, mostramos o resultado em termos de inflação estimada quando o hiato do produto evolui positivamente, em que o eixo da ordenada representa a inflação estimada, e o eixo da abscissa, os períodos (considerando que a cada período o valor do hiato do produto aumenta). Assim, o hiato do produto começa em zero e evolui a uma taxa positiva constante. Os resultados obtidos não condizem com o esperado. A relação encontrada entre as variáveis é não linear, em que, às vezes, o aumento no hiato do produto aumenta a inflação,

Gráfico 5\_Relação funcional entre inflação importada (negativa) em R\$ sobre a inflação



Fonte: Elaboração própria

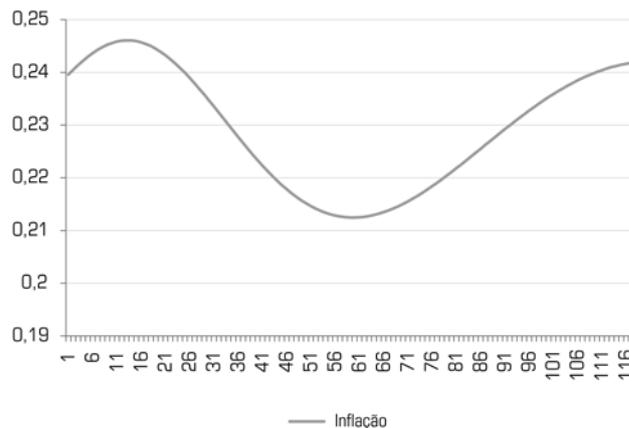
às vezes, diminui. Dessa maneira, parece não haver relação sistemática de que hiatos positivos levem necessariamente a aumentos na inflação.

Uma hipótese para tal resultado é que a própria maneira que o hiato é calculado, pelo Filtro HP, implica que esse tem necessariamente média zero e hiatos simétricos,<sup>18</sup> oscilando em torno dessa média, o que pode fazer com que hiatos maiores de produto estejam associados à inflação mais alta em alguns períodos e hiatos ainda maiores estejam associados à inflação mais baixa em outros períodos. Ou seja, o método de cálculo do filtro HP e seus resultados simétricos em termos de hiato do produto parece ser incompatível com a dinâmica recente da inflação brasileira.

Isso também explica o fato de que alguns trabalhos encontram relação significativa do hiato do produto sobre a inflação, ao passo que outros não encontram, conforme discutido na seção 3 deste trabalho. Isso porque a aproximação linear de uma relação não linear como aparece acima, dependendo do recorte feito na amostra, pode levar a hiatos positivos, negativos ou não significantes. Essa sensibilidade à amostra escolhida é ainda maior, visto que, segundo Barbosa-Filho (2009), a própria série do hiato do produto se modifica quando novas observações são introduzidas (quando calculado pelo Filtro HP).

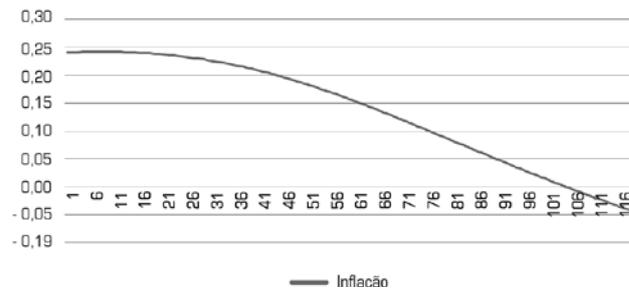
Uma possível hipótese levantada para o fato de o resultado do hiato do produto sobre a inflação ter se mostrado não linear é que consideramos no Modelo 2 o hiato do produto com apenas uma defasagem. Em uma estimação mais recente, Holland (2010), utilizando amostra mensal de 1999 a 2008, o hiato do produto com três defasagens aparece como estatisticamente significativo e com sinal esperado. Dessa maneira, estimamos o Modelo 3, que é igual ao Modelo 2; porém, considera o hiato do produto com três defasagens, em vez de uma defasagem. O resultado em termos de R<sup>2</sup> do modelo estimado por Redes Neurais é igual, também 0,90.

Gráfico 6\_Relação funcional entre hiato do produto (positivo) e inflação



Fonte: Elaboração própria

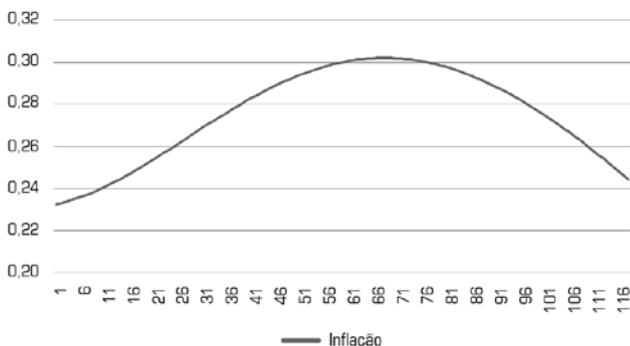
Gráfico 7\_Relação funcional entre hiato do produto defasado (positivo) e inflação



Fonte: Elaboração própria

A relação funcional entre inflação estimada e inflação defasada, assim como para a inflação importada em R\$, é igual à do Modelo 2. A relação entre inflação estimada e hiato do produto, entretanto, difere da do Modelo 2. Agora, ao invés do caráter cíclico, a relação entre hiato e inflação é negativa. Conforme pode ser visto no Gráfico 7, aumentos no hiato do produto levam à diminuição da inflação, em que o eixo das ordenadas representa a inflação estimada, e o eixo da abscissa, os períodos (considerando que a cada período o valor do hiato do produto aumenta). O sinal da

Gráfico 8\_Relação funcional entre hiato do produto (positivo) e inflação



Fonte: Elaboração própria

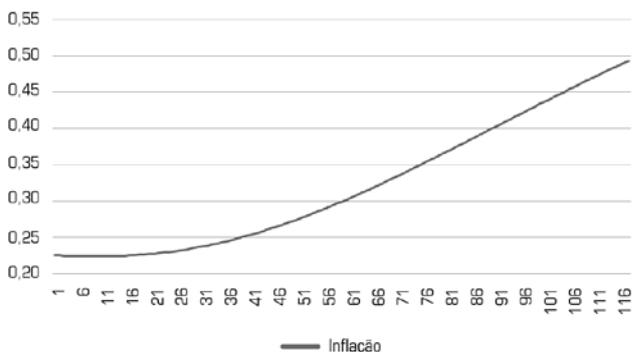
relação é, portanto, contrário ao que seria esperado, ou em contradição com Holland (2010).

Estimamos ainda o Modelo 4, que reproduz o Modelo 2, porém acrescenta a variável “Variação da taxa Selic” (taxa básica nominal de juros) defasada, para captar o efeito do canal de custo dos juros sobre o preço, discutidos na seção 2. Os resultados do modelo melhoram um pouco ao introduzir variação da taxa Selic defasada pelo critério do  $R^2$ , que aumenta para 0,91.

Analisando as simulações para achar as relações funcionais entre as variáveis, notamos que a introdução da taxa de juros Selic não altera o comportamento da relação do hiato do produto com a inflação, que continua sendo não linear, conforme pode ser visto no Gráfico 8.

Para a relação entre a inflação estimada e a variação da taxa Selic, podemos notar que esta é positiva, conforme pode ser visto no Gráfico 9. Note que, nos primeiros períodos (em que as variações da taxa de juros são pequenas), não há relação entre variação da taxa de juros e inflação estimada, e esta última começa a apresentar relação positiva com a variação da Selic apenas quando as variações na taxa Selic passam de certa magnitude (no caso, o limite

Gráfico 9\_Relação funcional entre variação da Selic (positiva) e inflação



Fonte: Elaboração própria

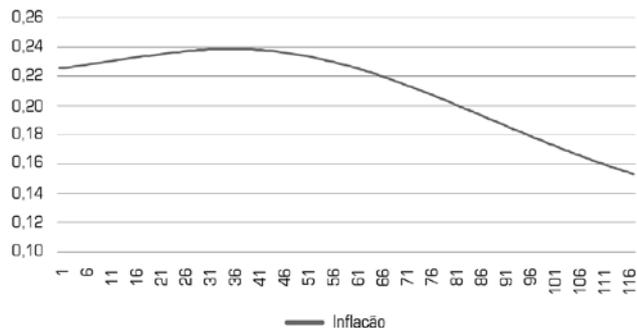
parece ser variações da taxa Selic anualizada acima de 2,5 p.p., que ocorre após o período 15).

Esse resultado, que muitas vezes é referido como “*price puzzle*”, uma vez que a teoria convencional espera que aumentos na taxa básica de juros devam diminuir a inflação, pode ser explicado pela ideia de que os custos financeiros e/ou as margens de lucro têm relação positiva com a taxa de juros, conforme discutido na seção 2 deste artigo.<sup>19</sup> Nesse caso, o que parece é que apenas variações mais fortes na Selic atingem os custos financeiros e a taxa de juros de longo prazo de maneira forte e com consequências para o repasse nos preços.

Da mesma maneira, os resultados em termos de inflação estimada quando a variação da taxa de juros Selic evolui de maneira negativa (partindo de zero) mostram também que, apenas a partir de diminuições mais fortes da taxa de juros, a inflação começa a declinar, conforme observado no Gráfico 10.

Por fim, dois pontos que precisam ser mais bem esclarecidos: um sobre a questão das expectativas inflacionárias e outro sobre o hiato do produto como medida das pressões de demanda.

Gráfico 10\_ Relação funcional entre variação da Selic (negativa) e inflação



Fonte: Elaboração própria

Com relação às expectativas inflacionárias, cabe fazer uma pequena discussão sobre o motivo da não inclusão dessa variável para explicar a inflação brasileira. Um questionamento que pode surgir ao se colocar apenas a variável de inflação defasada é que as expectativas não estão sendo incorporadas no modelo para explicar a inflação brasileira. Fizemos, porém, o teste da inclusão no Modelo 4 de uma variável de expectativa inflacionária (medida pela pesquisa Focus, inflação esperada 12 meses à frente),<sup>20</sup> e notamos que essa variável não melhora o modelo (O  $R^2$  sem expectativa era de 0,91 e ficou em 0,90). Além disso, as relações que tínhamos encontrado das outras variáveis no Modelo 4 não mudaram. Uma possível explicação para esse resultado pode ser devido ao fato de que encontramos forte correlação (de 0,89) entre a expectativa inflacionária e a inflação defasada (t-1), o que está de acordo com outros resultados encontrados em trabalhos sobre essa questão (Silva Filho, 2006; Guillén, 2008) e com as proposições teóricas discutidas na seção 2 deste artigo (ver notas de rodapé 5 e 6).

No que concerne ao Filtro HP como medida das pressões de demanda, é fato que tal dispositivo é usado em grande parte dos trabalhos empíricos sobre a inflação (e o pro-

duto potencial) no Brasil. Por isso, usamos neste primeiro trabalho de estimação dos determinantes da inflação pelo método das Redes Neurais tal dispositivo, até para dialogar com outros trabalhos que usam métodos lineares. Todavia, existe uma versão na literatura novo-keynesiana mais recente que busca medir as pressões de demanda pela evolução do custo marginal real. Segundo essa visão, o hiato do produto só seria uma boa medida de pressão de demanda se estiver relacionado com a evolução do custo marginal real.

Cabe ressaltar que no Brasil existe um trabalho que analisa a relação entre inflação e custo marginal real (Nunes, 2008). Nesse trabalho, os resultados não parecem ser muito favoráveis a esse indicador, uma vez que a série gerada de custo unitário real cresce na maior parte do período a taxas muito menores que a taxa de inflação. Graças a esse fator e também a outros problemas teóricos relacionados à curva de Phillips Novo-Keynesiana (ver Gordon, 2011), consideramos que esse método requer atenção especial e deixaremos tal estimação para um trabalho posterior.

## 6 Considerações finais

Neste artigo, buscamos contribuir para o debate sobre a dinâmica da inflação brasileira recente e suas causas, utilizando um método de estimação que capta, além das relações lineares entre as variáveis, possíveis não linearidades. Dessa forma, podemos avaliar alguns resultados controversos obtidos na literatura empírica que utilizam métodos lineares de estimação.

O principal resultado deste artigo é mostrar que parece haver relações não lineares entre as variáveis selecionadas e a inflação, que apontam na direção de entender possíveis resultados controversos na literatura empírica. No que tange ao hiato do produto medido pelo filtro HP, observou-se que a relação com a inflação é não linear e cíclica, ou seja,

às vezes hiatos do produto mais altos geram mais inflação e às vezes menos. Isso ajuda a explicar por que os métodos lineares encontram parâmetros com sinais diferentes e às vezes estatisticamente não significativos para a relação entre hiato do produto e inflação. Ou seja, dependendo do recorte amostral, uma aproximação linear para uma relação não linear dessa maneira produzirá relações positivas, negativas ou nenhuma relação definida entre hiato do produto e inflação (além de que a própria série do hiato muda à medida que novas observações são incorporadas). Esse resultado parece estar muito ligado à maneira como o hiato é estimada pelo filtro HP.

No que diz respeito à inflação importada e à variação da taxa de juros, mostramos que essas variáveis mostram relações mais definidas com a inflação e com justificativa teórica pela via da inflação dos custos. Os resultados mostram ainda não linearidades entre essas relações. Por fim, a inércia inflacionária é importante, e o modelo não parece melhorar com a incorporação da variável de expectativas junto com a inércia para explicar os determinantes da inflação.

## Notas

<sup>1</sup> Nesse estudo original, segundo Palumbo (2008), já estava presente a ideia de que as instituições, o poder de barganha dos trabalhadores e a inflação dos produtos importados podem influenciar a relação entre desemprego e inflação salarial.

<sup>2</sup> Para uma diferença entre os efeitos sobre o nível de preços, taxa de inflação e aceleração da inflação, ver Serrano (2007).

<sup>3</sup> Lavoie (2006) diz que o Modelo do Novo Consenso é apenas uma

variante do monetarismo de Friedman.

<sup>4</sup> Estamos aqui apresentando a versão mais simples, prática e voltada para a política econômica do modelo do Novo Consenso, e não a versão com microfundamentos.

<sup>5</sup> Na verdade, existem diversas maneiras de conceber o caráter aceleracionista, e supor que o parâmetro da defasagem  $a = 1$  é a maneira mais simples e didática. No caso em que a inflação seja

sempre *backward-looking*, podem-se introduzir diversas defasagens da inflação na curva de Phillips; o importante é que a soma das defasagens seja igual a 1 (ver, por exemplo, Gordon, 1997). Outra maneira é conceber uma curva de Phillips híbrida, em que a inflação é em parte *backward looking* e em parte *forward looking* (introduz-se, assim, implicitamente uma variável de expectativas inflacionárias na curva de Phillips). Nesse caso, a soma dos parâmetros das defasagens com o parâmetro das expectativas deve ser igual a um. Contudo, em razão do fracasso empírico desta última forma (Fuhrer, 1997; Eller; Gordon, 2003) e por causa da simplicidade de apresentação da equação (2.1), optou-se pela apresentação *backward looking* da curva de Phillips.

<sup>6</sup> Um argumento comum contra a curva de Phillips *backward looking* é que essa não incorporaria as expectativas inflacionárias. Todavia, como as expectativas inflacionárias em geral são revistas pelo próprio andamento da inflação passada recente, e, logo, é difícil sustentar que as expectativas são exógenas, uma boa aproximação para as expectativas inflacionárias é a própria inflação ocorrida no passado. Portanto, parte da explicação da inflação passada incluída na curva de Phillips é a própria expectativa inflacionária do tipo adaptativa. Outra parte da explicação da inflação passada incluída na equação é a própria

estrutura de produção de uma economia capitalista com cadeias produtivas e estrutura do tipo insumo-produto, além da presença de contratos, que reajustam preços e salários, segundo um índice de inflação defasada.

<sup>7</sup> Ver Summa (2010a), cap.1.

<sup>8</sup> Fair (2000) mostra que a estimação da curva de Phillips aceleracionista, para os EUA, não é uma boa aproximação para a dinâmica atual do processo inflacionário e propõe um modelo com índice de preços e de salários, visto que a relação entre nível de preços e salários com o desemprego explica melhor a dinâmica inflacionária.

<sup>9</sup> Como mostram Serrano (1986), Ros (1989) e Lara (2008), o parâmetro “a” da curva de Phillips é maior ou menor, dependendo do estado do conflito distributivo. Braga (2006) argumenta que, com a diminuição do acirramento do conflito distributivo nos EUA, a partir da década de 1980, o parâmetro “a” caiu consideravelmente e ficou menor que um. Setterfield e Lovejoy (2006) e Pollin (2002) mostram que, ao incluir explicitamente na equação da inflação variáveis que captem o grau do conflito distributivo, o parâmetro “a” tem seu valor diminuído.

<sup>10</sup> O trabalho também conclui o mesmo para o caso em que as expectativas são incorporadas na curva de Phillips, além de mostrar que a inflação defasada

é correlacionada com as variáveis de expectativas utilizadas nas regressões.

<sup>11</sup> Mesmo argumento aparece em Serrano (2010), sem estimativas, mas utilizando um gráfico para mostrar a relação.

<sup>12</sup> O bias tem o efeito de aumentar ou diminuir a entrada líquida da função, dependendo se ele é positivo ou negativo, respectivamente.

<sup>13</sup> Note que não é objetivo deste artigo utilizar o método de Redes Neurais para fazer previsão, apesar de os autores acharem interessante que seja feito em um trabalho posterior. Nesse sentido, não usaremos, por exemplo, a metodologia de Stock e Watson (1998), que busca comparar qual o melhor método de estimação para os propósitos de previsão.

<sup>14</sup> Empregamos dados mensais, uma vez que, apesar do fato de que esses dados possuem mais ruídos, a amostra ficaria muito pequena com dados trimestrais para realizar boas estimativas de Redes Neurais.

<sup>15</sup> É importante notar que esse modelo inclui, além das pressões de demanda, a “inflação importada”. Incluímos a inflação importada, visto que ela melhorou os resultados, já que o modelo estimado segundo a equação (2.5), relacionando hiato do produto (ou desemprego) com apenas a variação da inflação, apresentava resultados ainda piores.

<sup>16</sup> Os mesmos resultados são obtidos utilizando o hiato do desemprego em vez do hiato do produto.

<sup>17</sup> Utilizamos para simulações valores compatíveis com os dados das séries. Na amostra, a inflação mensal tem valor mínimo de 0,05 e máximo de 2,29; o hiato do produto tem valor mínimo de -18,12 e máximo de 9,26; a inflação importada mensal tem valor mínimo de -11,7 e máximo de 15,7; e a variação da taxa Selic mensal anualizada tem valor mínimo de -4,7 e máximo de 4,3. Iniciamos sempre com a variável exógena, começando com o valor zero em nossas simulações. A inflação defasada (Gráfico 3) inicia em zero e aumenta 0,01 a cada período. Nos Gráficos 4 e 5, a inflação importada inicia em 0 e aumenta (diminui) em 0,01 a cada período. Nos Gráficos 6,7 e 8, o hiato do produto inicia em zero e varia 0,25 a cada período. Por fim, nos Gráficos 9 e 10, a taxa Selic inicia em zero e aumenta (diminui) 0,15 a cada período.

<sup>18</sup> Ver Barbosa-Filho (2005) para uma análise dos problemas relacionados ao cálculo do produto potencial pelo filtro HP.

<sup>19</sup> Na literatura, o chamado “price puzzle” aparece como uma relação positiva entre a taxa de juros nominal e o nível de preços. A explicação teórica novo-keynesiana para esse fenômeno é que aumentos na taxa nominal de juros podem ser menores que a inflação e, portanto, diminuir a

taxa real de juros e amplificar a pressão inflacionária de demanda, e assim a inflação continua aumentando. Do ponto de vista empírico, Castelnuovo e Surico (2006) identificam a causa desse paradoxo o fato de ter havido mudança na condução da política monetária nos EUA pós-Volcker (ou pós-meta de inflação no Reino Unido), sendo esse um fenômeno em razão de respostas fracas do FED pré-Volcker (e do BC do Reino Unido antes da meta de inflação), que não conseguia operar uma política de aumentos da taxa real de juros na magnitude necessária. Segundo tal visão teórica, os resultados encontrados nos Gráficos 9 e 10 deste artigo poderiam refletir apenas o fato de que não sabemos se a *variação da taxa nominal de juros tem como contrapartida uma variação real da taxa de juros no mesmo sentido*. Sobre isso é importante notar que o nosso resultado mostra relação *sempre positiva* entre *variação da taxa Selic e inflação*. Do ponto de vista da crítica empírica, cabe notar que a amostra da inflação e a variação da taxa Selic neste artigo compreende o período pós-sistema de metas de inflação no Brasil, e, portanto, não parece haver motivos para crer que o Banco Central tenha se comportado de maneira diferente em reposta à inflação nesse período.

<sup>20</sup> Utilizamos a inflação anual prevista para 12 meses à frente por considerar que essa medida é a mais próxima e exógena possível. Isso porque infelizmente os dados

de expectativas inflacionárias dizem respeito à inflação anual, enquanto no nosso modelo a inflação é mensal. Assim, se utilizássemos expectativas de inflação anual para um mês à frente, por exemplo, esse dado levaria à inflação defasada que, de fato, ocorreu nos últimos 11 meses e que já estão incorporados na inércia do modelo. Buscamos dessa maneira utilizar a expectativa mais exógena possível em relação à inflação passada.

## Referências bibliográficas

- ARAUJO, E.; MODENESI, A. A importância do setor externo na evolução do IPCA (1999-2010): Uma análise com base em um modelo SVAR. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador. *Anais...* Salvador, 2010.
- BARBOSA-FILHO, N. H. *Estimating potential output: An analysis of the alternative methods and their applications to Brazil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2005 (Texto para discussão).
- BARBOSA-FILHO, N. H. Estimando e revisando o produto potencial do Brasil: Uma análise do filtro Hodrick-Prescott com função de produção. In: GENTIL, D.; MESSEBERG, R. (Org.). *Crescimento Econômico: Produto potencial e investimento*. Rio de Janeiro: IPEA, 2009.
- BASTOS, C.; BRAGA, J. Conflito distributivo e inflação no Brasil: Uma aplicação ao período recente. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, Anais do XV Encontro Nacional de Economia Política, São Luis do Maranhão, 2010
- BISHOP, C. M. *Neural Networks for pattern recognition*. Clarendon Press, Oxford, 1995.
- BLINDER, A. Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe? *American Economic Review*, 1997.
- BRAGA, J. *Raiz unitária, inércia e histerese: O debate sobre as mudanças da NAIRU na economia americana nos anos 1990*. Tese (Doutorado em Economia da Indústria e da Tecnologia) – IE, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2006.
- BRAGA, J. *O atual regime de política econômica favorece o desenvolvimento?* Brasília, DF: CEPAL. Escritório no Brasil/IPEA, 2010. (Textos para Discussão CEPAL-IPEA, 16).
- CASTELNUOVO, E.; SURICO, P. *The price puzzle: Fact or artefact?* Bank of England. Working paper 288, 2006.
- ELLER, J. W.; GORDON, R. J. *Nesting the New Keynesian Phillips curve within the mainstream model of U.S. inflation dynamics*. Konferenzbeitrag, CEPR Conference “The Phillips Curve revisited” in Berlin, 5-7. June 2003.
- FAIR, R. Testing the NAIRU model for the United States. *Review of Economics and Statistics*, Feb. 2000.
- FERREIRA, A. B.; JAYME JR., F. G. Metas de inflação e vulnerabilidade externa no Brasil. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, Anais do XXXIII Encontro Nacional de economia da ANPEC, 2005.
- FORESEE, F. D. & HAGAN, M. T. *Gauss-Newton approximation to Bayesian regularization*. Proceedings of the 1997 International Joint Conference on Neural Networks, 1997.
- FRIEDMAN, Milton. The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58, 1968.
- FUHRER, J. The (Un)Importance of forward-looking behavior in price specifications. *Journal of Money Credit, and Banking*, vol. 29, n. 3, 1997.
- GORDON, R. The time-varying NAIRU and its implications for economic policy. *Journal of Economic Perspectives*, Winter 1997.
- GORDON, R. The history of the Phillips curve: Consensus and bifurcation. *Economica*, 78, p. 10-50, 2011.
- GUILLEN, D. *Expectativas de inflação no Brasil: Racionais, adaptativas ou sticky information*. Seminários IPEA, 2008.
- HAYKIN, S. *Neural Networks: A comprehensive foundation*. Prentice-Hall, 1998.
- HOLLAND, M.; MORI, R. Dinâmica da Inflação no Brasil e os efeitos globais. *Revista Economia*, set./dez. 2010.
- LARA, F. *Um estudo sobre moeda, juros e distribuição*. 2008. 163 f. Tese (Doutorado em Economia da Industria e da Tecnologia) – IE, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.
- LAVOIE, M. A post-Keynesian view of parity theorems. *Journal of Post Keynesian Economics*, Fall, 2000.
- LAVOIE, M. A post-Keynesian amendment to the New Consensus on monetary policy. *Metroeconomica*, vol. 57, n. 2, p. 165-192, May 2006.
- LEVENBERG, K. A method for the solution of certain problems in least squares. *Quarterly of Applied Mathematics*, 2, p. 164-168, 1944.
- LIMA, G.; SETTERFIELD, M. Pricing behavior and the cost-push channel of monetary policy. *Review of Political Economy*, 2010.
- MACKAY, D. J. C. Bayesian interpolation. *Neural Computation*, v. 4, n. 3, p. 415-447, 1992.
- MARQUARDT, D. An algorithm for least squares estimation of nonlinear parameters. *SIAM J. Appl. Math.*, 11, p. 431-441, 1963.

- MCCALLUM, B. *International Monetary Economics*. Oxford University Press: Oxford, 1996.
- MEDEIROS, M. C. & PEDREIRA, C. E. What are the effects of forecasting linear time series with Neural Networks? *Engineering Intelligent Systems*, 9, p. 237-242, 2001.
- MOREIRA, T.B. & SOUZA, G. & ALMEIDA, C. The fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: The Brazilian case. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27, n. 1, p. 85-106, 2007.
- NGUYEN, D. & WIDROW, B. The truck backer-upper: An example of self-learning in Neural Networks. *Proceedings of the International Joint Conference on Neural Networks*, 2, p. 357-363, 1989.
- NUNES, C. Dinâmica de inflação e custo do trabalho no Brasil: Uma abordagem novo-keynesiana pelo modelo de valor presente. Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia, 2008.
- PALUMBO, A. *Demand and supply forces vs institutions in the interpretations of the Phillips curve*. Dipartimento di Economia, Roma Tre, 2008. mimeo.
- PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25, p. 283-99, 1958.
- PIVETTI, M. *An essay on money and distribution*. London: MacMillan, 1991.
- POLLIN, R. *Wage bargaining and the US Phillips curve: Was Greenspan right about traumatized workers in the 90s?* Political Economy Research Institute, University of Massachusetts Amherst, 2002. mimeo.
- PRINCIPE, J. C.; EULIANO, N. R. & LEFEBVRE, W. C. *Neural and adaptive systems: Fundamentals through simulations*. John Wiley, 2000.
- ROMER, D. Keynesian macroeconomics without the LM curve. *Journal of Economic Perspectives*, v. 14, n. 2, p. 149-169, 2000.
- ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. The McGraw-Hill, 3. ed., 2005.
- ROMER, D. *Short-Run fluctuations*. Jan. 2006. Disponível em: <<http://elsa.berkeley.edu/~dromer>>. Acesso em 24/09/2014.
- ROS, J. On inertia, social conflict, and the structuralist analysis of inflation. *WIDER*, Working Paper 128, 1989.
- SERRANO, F. Inflação inercial e desindexação neutra. *Anais da ANPEC*, 1986.
- SERRANO, F. *Histéresis, dinámica inflacionaria y el supermultiplicador sraffiano*. Seminarios Sraffianos, UNLU-Grupo Luján. Colección Teoría Económica, Ediciones Cooperativas, 2007.
- SERRANO, F. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 30, n. 1, Jan. 2010a.
- SERRANO, F. O conflito distributivo e a teoria da inflação inercial. *Revista de Economia Contemporânea*, 2010b.
- SETTERFIELD, M. & LOVEJOY, T. Aspirations, bargaining power, and macroeconomic performance. *JPKE*, v. 29, n. 1, p. 117-148, 2006.
- SETTERFIELD, M. "Worker insecurity and US macroeconomic performance during the 1990s." *Review of Radical Political Economics* 37.2 (2005): 155-177
- SILVA FILHO, T. Is there too much certainty when measuring uncertainty? A critique of econometric inflation uncertainty measures with an application to Brazil. In: *Essays on inflation uncertainty and its consequences*, D. Phil. Dissertation, University of Oxford, 2006.
- SILVA FILHO, T. *Searching for the Nairu in a large relative price shocks' economy: The Brazilian case*. BACEN, Working Paper Series, 163, 2008.
- SILVA FILHO, T. *Going deeper into the link between the labour market and inflation*. BACEN, Working Paper Series, 279, 2012.
- STOCK, J.; M. WATSON. *A comparison of linear and nonlinear univariate models for forecasting macroeconomic time series*. NBER Working Paper, 6607, 1998.
- SUMMA, R. *Um modelo alternativo ao novo consenso para economia aberta*. 2010. 130f. Tese (Doutorado em Economia da Indústria e da Tecnologia) – IE, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.
- SUMMA, R. Uma avaliação crítica das estimativas da curva de Phillips no Brasil. *Revista Pesquisa & Debate*, v. 22, n. 2 (40), p. 157-183, 2011.
- TAYLOR, J. B. *The role of the exchange rate in monetary policy rules*. Disponível em: <<http://www.stanford.edu/~johntayl/Papers/AEA2001ExchRate.pdf>>. Acesso em: 24/09/2014

E-mail de contato dos autores:  
ricardo.summa@ie.ufrj.br  
macrini@centroin.com.br

Artigo recebido em setembro de 2011  
e aprovado em dezembro de 2012.

