

Um Modelo de NAIRU Para o Brasil*

A model of NAIRU for Brazil

MARCELO S. PORTUGAL**

REGINA C. MADALOZZO***

RESUMO: Neste artigo, apresentamos algumas estimativas da taxa de inflação não acelerada do desemprego (NAIRU) usando dados brasileiros. São utilizados dois modelos diferentes, Nishizaki (1997) e Debelle e Laxton (1997). O NAIRU é estimado usando os dados do IBGE e do DIEESE. Os resultados mostram uma curva de Phillips linear para o Brasil e permitem uma boa estimativa do NAIRU. Para os dados do IBGE, obtemos um NAIRU de tempo variável, enquanto para os dados DIEESE, a melhor estimativa gera um NAIRU fixo. Nossos resultados estão alinhados com a aceleração da inflação nos anos 80 e a estabilidade de preços que segue o Plano Real.

PALAVRAS-CHAVE: Nairu; inflação; desemprego; curva de Phillips.

ABSTRACT: In this article we present some estimates for the Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU) using Brazilian Data. Two different models, Nishizaki (1997) and Debelle and Laxton (1997), are used. The NAIRU is estimated using both the IBGE and DIEESE data. The results show a linear Phillips curve for Brazil and allow a good estimate of the NAIRU. For the IBGE data we obtain a time varying NAIRU while for the DIEESE data best estimate generates a fixed NAIRU. Our results are in line with the acceleration of inflation during the eighties and the price stability that follow the Real Plan.

KEYWORDS: Nairu; inflation; unemployment; Phillips curve.

JEL Classification: E24; E31.

INTRODUÇÃO

Após um período de quase três décadas convivendo com taxas de inflação ascendentes e beirando a hiperinflação, a economia brasileira parece ter, nos últimos

* Os autores gostariam de agradecer o auxílio dos bolsistas de iniciação científica do CNPq Gregório Silva Caetano e Joaquim Dias de Castro. Também agradecem os comentários de Wilson Rotatori Corrêa, Eduardo Pontual Ribeiro, Erik Sasdelli Camarano, Carlos Eduardo Merlin e Marcelo Leite de Moura e Silva.

** Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul e pesquisador do CNPq, e-mail: msp@ufrgs.br.

*** Doutoranda em economia na Universidade de Illinois, EUA. E-mail: reginam@insper.edu.br.

quatro anos, conseguido controlar a escalada inflacionária. Ao mesmo tempo que esse problema começa a sair do foco de análise permanente, o desemprego surge como tema obrigatório nas discussões sobre a eficiência da política econômica vigente. A ideia de que taxas de desemprego mais elevadas são o preço pago pela estabilização da inflação não é recente, tendo suas origens em Phillips (1958), que estabeleceu uma relação equivalente para a Inglaterra. O conceito de NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) tem origem mais recente, implicando a existência de uma taxa de desemprego de “equilíbrio” ou “natural” que não resultasse em aumento ou diminuição da inflação.

O objetivo do presente trabalho é a estimação da NAIRU para o Brasil. Como o período de abrangência dos dados perfaz duas décadas de alta inflação, com quebras estruturais originadas em planos econômicos dos mais variados tipos, faz-se necessária a adaptação de teorias utilizadas em outros trabalhos para países de economias estáveis. A utilização de duas metodologias diferentes deve-se à necessidade de testar qual delas melhor se adaptava ao cenário econômico brasileiro.

Saber onde se situa o desemprego de equilíbrio não é apenas mais uma curiosidade teórica, mas representa uma necessidade concreta para o direcionamento correto da política econômica de um país. Considerações a respeito da elevada taxa de desemprego somente podem ser tomadas como relevantes se comparadas com uma taxa suposta de equilíbrio. A NAIRU tem sua importância ressaltada em uma época em que a discussão nacional está orientada no sentido de compreender a problemática do desemprego. Se a taxa de desemprego ultrapassar significativamente a NAIRU, então o grande problema do mercado de trabalho refere-se à falta de empregos. Se o desemprego for considerado em nível semelhante ao da NAIRU, então o foco da discussão deve voltar-se para a melhoria da qualidade do emprego ofertado e nas condições de trabalho da mão-de-obra.

Este trabalho conta com outras três seções, além desta introdução. Na primeira, discutiremos algumas implicações sobre as estimativas da NAIRU para outros países e exporemos sucintamente os dois trabalhos nos quais basearemos nossa estimativa. Na segunda seção, será exposta a metodologia a ser utilizada e procederemos com a estimação da NAIRU para o caso brasileiro. A última seção apresenta as conclusões finais.

ESTUDOS EMPÍRICOS DA NAIRU

A utilização da anacrônica NAIRU para representar a taxa de desemprego que não acelera a inflação traz consigo a ideia da taxa natural de desemprego citada por Friedman (1968). Quando nos referimos a uma Curva de Phillips linear, ambos os conceitos têm o mesmo significado. Somente a partir do momento em que aceitarmos a hipótese de que o comportamento da inflação não segue linearmente as mudanças nos níveis de desemprego, a NAIRU e a taxa natural terão atingido diferentes valores.

Nesse sentido, uma primeira questão, que antecede a estimativa da NAIRU,

diz respeito à linearidade da Curva de Phillips. Gordon (1997) realiza um teste estatístico e não consegue encontrar evidências empíricas suficientes para rejeitar a hipótese de linearidade. Contudo, na medida em que os mecanismos de ajuste de preços e salários baseados em concorrência perfeita passam a ser questionados, a linearidade da Curva de Phillips não mais se estabelece como alternativa única. Stiglitz (1997) sugere a concavidade dessa curva, basicamente, devendo-se a imperfeições no mercado. Em mercados de concorrência imperfeita, assume-se que a elevação do preço do produto além do preço de equilíbrio coloca o produtor que primeiro sinalizou com o aumento em uma situação desconfortável, pois seus concorrentes não têm motivação para segui-lo. Caso contrário, quando a remarcação dos preços é no sentido inverso, fica caracterizado o início de uma “guerra de preços” e seus oponentes seguem sua sinalização.¹

A convexidade da Curva de Phillips é defendida também por Debelle e Laxton (1997). O desvio da taxa de desemprego do seu nível de equilíbrio não somente tem efeitos de diferentes proporções sobre o comportamento da inflação, mas também ocasiona uma maior variabilidade na própria taxa natural de desemprego. Debelle e Laxton (1997) defendem ainda o argumento de que as pressões inflacionárias são bem mais efetivas do que as desinflacionárias. Dessa forma, quando o desemprego atual é menor do que a NAIRU, a variação positiva da taxa de inflação é maior do que quando o desemprego efetivo supera seu nível de equilíbrio e ocorre, portanto, uma pressão desinflacionária.

Além da controvérsia sobre a caracterização da Curva de Phillips, as estimativas da NAIRU sofrem críticas quanto à sua precisão. Staiger, Stock e Watson (1997) admitem que os intervalos de confiança para as estimativas da NAIRU são por demais amplos, envolvendo, para o caso dos Estados Unidos, uma variação entre 4,3% e 7,3%. Mesmo assim, os autores afirmam que, para o caso dos Estados Unidos, os limites mais restritos para essa taxa não afetam significativamente as tentativas de previsão de inflação.²

Esse resultado nos remete à importância da estimativa da NAIRU para cada economia. O primeiro objetivo da estimativa é o reconhecimento do nível de desemprego que equilibra os mercados. Muito cuidado deve ser tomado na implementação de políticas baseadas em um desemprego de equilíbrio estimado, devido à própria imprecisão das estimativas e também porque o comprometimento do governo com metas de inflação ou de emprego pode ocasionar uma espiral positiva na variação de preços conjuntamente com a persistência do desemprego³. Além disso, a estimativa da taxa de desemprego de equilíbrio também serve para a previsão de taxas de inflação. Gordon (1997) é um dos autores que conduz estudos sobre NAIRU para os Estados Unidos desde o início da década de 70 e apresenta

¹ Ver Stiglitz (1997), p. 9.

² Ver Staiger, Stock e Watson (1997), p. 47.

³ Comentários mais detalhados sobre os efeitos de políticas de ajuste do emprego podem ser vistos em Alberola, Marquês e Sanchís (1997).

resultados com grande adesão de suas previsões para taxas de inflação de acordo com seu modelo triangular.

Mensuração da NAIRU para o Japão

Dada a evidência empírica do aumento da taxa de desemprego corrente para a economia japonesa, Nishizaki (1997) tenta confirmar um aumento na taxa de desemprego natural para esse país. Sua análise parte de uma Curva de Phillips com expectativas aumentadas, conforme a equação (1).

$$D\ln P - D\ln P^e = \alpha + \beta(L)f(U_{-1}) + \gamma Z_{-1} + \delta(L)(D\ln P_{-1} - D\ln P^e_{-1}) \quad (1)$$

Onde $D\ln P$ = taxa de inflação
 $D\ln P^e$ = taxa de inflação esperada
 Z = choques de oferta
 U = taxa de desemprego

A NAIRU seria então o parâmetro de combinação dos coeficientes estimados diante de manipulação algébrica, que iguala a taxa de inflação à inflação esperada, conforme equação (2).

$$NAIRU = f^{-1} \left[\left(\frac{-1}{\beta(L)} \right) (\alpha + \gamma Z) \right] \quad (2)$$

Os dados utilizados nas estimativas de Nishizaki (1997) são séries trimestrais e sazonalmente ajustadas de desemprego⁴ e inflação para o período de 1970-1996. Como medida de variáveis estruturais, foram utilizadas a parcela de participação de mulheres e aposentados na força de trabalho e a parcela de emprego no setor não-industrial (considerado um setor com maior variabilidade no que diz respeito a esse dado). Também foram empregadas medidas de acompanhamento da efetividade na procura por emprego e alterações no sistema de benefícios ao desempregado.

Este estudo apresenta estimativas bastante precárias para a confirmação do aumento da NAIRU para o Japão. Sua conclusão é que o aumento do desemprego verificado pode ter sido ocasionado por um fenômeno histórico cíclico, não implicando, assim, um aumento da taxa natural de desemprego. Um dos motivos levantados para a falta de robustez das estimativas é a característica bastante peculiar do mercado de trabalho japonês, onde a flexibilidade salarial e da jornada de trabalho funciona como alternativa a demissões.

⁴ No trabalho de Nishizaki (1997), a série de desemprego foi empregada de duas formas: linear e não linear (pelo inverso da taxa de desemprego). Nas equações (1) e (2), seguimos a exposição desse autor para o caso não-linear.

Estimação através do filtro de Kalman da Curva de Phillips convexa

No início desta seção, fizemos referência ao fato de ainda hoje existir em controvérsias sobre o formato da Curva de Phillips. Debelle e Laxton (1997), além de apresentar uma estimativa para a NAIRU, que inclui nas expectativas uma variável ainda não utilizada, a taxa de juros, também é um dos poucos artigos que aponta no sentido da convexidade. Além disso, os autores Debelle e Laxton (1997), procuram esclarecer que a NAIRU e a taxa natural de desemprego somente serão idênticas na hipótese de linearidade na Curva de Phillips. Portanto, esse modelo diferencia uma taxa da outra e apresenta os motivos para elas estarem mais distanciadas em alguns países e quase idênticas em outros.⁵

Debelle e Laxton (1997), partem de uma Curva de Phillips com expectativas aumentadas conforme a equação (3).

$$\pi_t = \pi_t^e + \gamma \frac{(u_t^* - u_t)}{u_t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde π_t = taxa de inflação no período t
 π_t^e = expectativa de inflação para o próximo período
 u_t = taxa de desemprego no período t
 u_t^* = NAIRU para o caso de não existência de choques de oferta

Da equação (3) surge a distinção entre NAIRU e a taxa natural de desemprego: “If one defines the natural rate as the expected value of an employment in the stochastic steady state, the convexity of the nonlinear Phillips curve implies that the natural rate of unemployment will lie above u^* by a constant α that embodies the degree of convexity and the nature of the stochastic shocks”.⁶ À medida que o policymaker revela inficiência na condução da política econômica, permitindo um a variabilidade muito grande nas taxas de inflação e desemprego, o coeficiente α aumenta e distancia ainda mais a NAIRU da taxa natural de desemprego.⁷

A regra de formação de expectativas é bastante peculiar nesse modelo, que utiliza uma proxy da taxa de juros real do mundo para relacioná-la com a taxa de juros real do país, sendo esse diferencial tomado como a expectativa de inflação de longo prazo naquela economia.

$$\pi_t^e = \delta \pi_t^{LTE} + (1 - \delta) \pi_{t-1} \quad (4)$$

onde π_t^{LTE} = termo que mensura a expectativa de inflação de longo prazo
 δ = peso dado para a expectativa de longo prazo

⁵ Devemos notar que os conceitos de taxa natural de desemprego e de NAIRU estão ambos ligados à Curva de Phillips. O primeiro foi definido por Friedman (1968) e Phelps (1968), enquanto o segundo foi desenvolvido inicialmente por Modigliani e Papademos (1975).

⁶ Debelle e Laxton (1997), p. 253.

⁷ Debelle e Laxton (1997), p. 255.

Para que as estimativas dos parâmetros permitam a variabilidade no tempo, os autores optaram pela utilização do Filtro de Kalman em seu modelo. As principais vantagens da utilização desse instrumental econométrico são a possibilidade de utilização de toda a informação pertinente à série histórica em análise, a inserção permanente de novos dados à amostra anterior e o fornecimento de estimativas sobre a incerteza em relação à taxa natural.

Quadro 1: Estimativas da NAIRU para Curva de Phillips Convexa

País	NAIRU (para o último período da amostra. 1995:2)	Desemprego efetivo para o segundo trimestre de 1995	α
Estados Unidos	6.1%	5.6%	0.33
Canadá	8.8%	9.5%	0.86
Grã-Bretanha	8.1%	8.3%	0.57

Fonte: Debelle e Laxton (1997)

Os dados utilizados pelos autores são as séries trimestrais de desemprego e inflação do Banco de Dados Analíticos da OECD, para o período de 1971:2 a 1995:2, sazonalmente ajustadas, para os Estados Unidos, Canadá e Grã-Bretanha. Como proxy da taxa de juros real do mundo, são utilizados estudos anteriormente publicados e citados como referência em seu artigo⁸. Os resultados de suas estimativas são apresentados no Quadro 1⁹.

Os resultados acima revelam que o Canadá e a Grã-Bretanha parecem estar sob pressão desinflacionária, pois estão com a taxa de desemprego efetiva acima da NAIRU para o período analisado, e os Estados Unidos apresentam uma ligeira tendência ao aumento da inflação, por motivo análogo. O valor do α , que representa a média histórica da diferença entre a NAIRU e a taxa natural de desemprego, indica que a condução de políticas econômicas tem sido mais eficiente nos Estados Unidos do que nos outros dois países analisados. O Canadá é, entre os três casos estudados, o país onde a condução da política tem permitido uma maior variabilidade nos níveis de preços e emprego, ocasionando uma NAIRU elevada e uma taxa natural de desemprego ainda maior.

⁸ Entre eles, citamos Ford e Laxton (1995) e Tanzi e Fanizza (1995).

⁹ Cabe salientar que o período de cálculo da NAIRU para esses países foi até o segundo trimestre de 1995. Os EUA apresentam o caso típico de alteração na taxa de desemprego de equilíbrio a partir daquela data. Até o segundo trimestre de 1998, as taxas de desemprego nesse país mantinham-se em patamar bastante reduzido, chegando a atingir 4.3 %, e a inflação não esboçava reação, indicando provável queda na NAIRU. Mas uma situação como essa não se mantém indefinidamente. A mais recente meta do governo americano é o controle sobre perda de produtividade (originada em reajustes salariais) e consequente aumento da inflação.

ESTIMATIVAS DA NAIRU PARA O BRASIL

Nas últimas duas décadas, a economia brasileira passou por momentos bastante conturbados. Taxas de inflação altíssimas foram intercaladas por choques econômicos variados que só conseguiram reduzir a taxa de inflação no curto prazo. Enquanto isso, o mercado de trabalho procurava adequar-se a cada novo plano econômico, mediante a maior participação do mercado informal e da flexibilização dos salários reais.

Após julho de 1994, quando a inflação foi drasticamente reduzida e estabilizada em um patamar substancialmente menos elevado, a oscilação e a tendência de aumento no desemprego tornam-se pontos centrais do debate macroeconômico.¹⁰ Nesse sentido, após o Plano Real, cresce o interesse pela estimação da NAIRU, na medida em que se torne importante medir o percentual “adequado” da população ativa que deveria estar desempregada para a manutenção dessa estabilidade.

Esta seção tem como objetivo a estimação da taxa de desemprego de equilíbrio para o Brasil, definindo esse equilíbrio pela NAIRU. Esta, por sua vez, divide-se basicamente em duas subseções. Na primeira delas, descrevemos as séries de dados a serem utilizadas e as diferentes e alternativas metodologias escolhidas para a estimação da NAIRU. Na segunda seção, dedicamos nossa atenção aos resultados obtidos e às conclusões a respeito da relevância dessas estimativas para a economia brasileira.

Dados empíricos e metodologia econométrica

A conceituação de Curva de Phillips, vista nos capítulos anteriores, nos remete à equação (5):

$$\pi_t = \alpha + \beta U_t + \pi_t^e + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde: π_t = taxa de inflação no período t ;
 U_t = taxa de desemprego no período t ;
 π_t^e = expectativa para a taxa de inflação para o período t ;
 α = constante ou nível da equação;
 ε_t = resíduos .

Se as taxas de desemprego e inflação seguirem comportamento condizente com o previsto na Curva de Phillips, a NAIRU é determinada quando a taxa de inflação esperada se iguala à taxa de inflação do período. Dessa forma, para nossas estimativas, necessitamos de basicamente três séries, a saber, inflação, desemprego e inflação esperada.

Para captar a taxa de inflação nacional, utilizamos a série do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE, que mede a inflação registrada em 11 capitais brasileiras. As séries de desemprego utilizadas são as taxas de desemprego abertas, com período de referência de 30 dias, da PME (IBGE) e da PED (DIEESE/

¹⁰ Em Portugal e Garcia (1996), a tendência do desemprego estrutural é estimada, confirmando seu aumento a partir do final da década de 80.

Fundação SEADE-SP). No caso da PED, estaremos utilizando somente os dados referentes ao estado de São Paulo, para garantir a homogeneidade da série.¹¹

Por fim, a última série necessária é a de inflação esperada. A economia é bastante fértil em métodos adequados para mensuração de expectativas. Confrontamos com modelos bastante diversos para a formulação dessa variável, que poderia tanto seguir um comportamento adaptativo, racional ou até mesmo baseado em inteligência artificial. Como o período a ser considerado — início dos anos 80 até meados da década de 90 — envolve alterações bruscas na inflação, devido aos planos econômicos em 1986, 1989, 1990 e 1994, e as taxas de inflação foram elevadíssimas, não parece provável que os agentes econômicos deixassem de incorporar partes da informação relevante em suas formulações de expectativas, sendo que qualquer erro de mensuração nessa variável envolvia custos bastante significativos. Dessa forma, rodamos diversos modelos em relação à inflação e escolhemos aquele que apresentava o menor erro em relação à realidade. O melhor modelo obtido foi um modelo autoregressivo de ordem um, com constante.¹²

Em todos os procedimentos, a fim de suavizar pontos de reversão no comportamento, principalmente em relação às variáveis de medida de preços, utilizamos dados trimestrais. Para a série de inflação, a trimestralização deu-se em forma de média geométrica dos valores mensais. Já para a série de desemprego, a adequação mais intuitiva se dá em forma de média aritmética de dados mensais para a passagem para o formato trimestral. O período a ser estudado cobre quinze anos, iniciando-se no terceiro trimestre de 1982 e terminando no terceiro trimestre de 1997.

Modelo de função de transferência

Quando a variável endógena parece comportar-se de acordo com influências de seus valores passados e também de valores correntes e/ou passados de outra variável, esta exógena, o método mais adequado para sua modelagem são as funções de transferência.¹³ A equação (6) especifica a função de transferência, onde $C(L)$ é o próprio “polinômio de transferência”:

$$y_t = \alpha + A(L)y_{t-1} + C(L)z_t + B(L)\varepsilon_t \quad (6)$$

onde y_t = variável exógena no período t ;
 z_t = sequência da variável exógena no período t ;
 ε_t = resíduos da estimativa;
 α = constante;
 $A(L)$, $B(L)$ e $C(L)$ = polinômios em lags.

¹¹ Muitas regiões metropolitanas foram sendo incluídas ao longo do tempo na PED, o que prejudica a utilização dos dados agregados para o Brasil.

¹² O modelo escolhido, com a utilização do programa econométrico Forecasting Master Plus (FMP), é um AR(1) com o seguinte formato: $y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \eta_t$ onde $\alpha = 5,32153$, $\beta = 0,636312$ e η_t é o ruído branco da série.

¹³ Para detalhes sobre os modelos de função de transferência, ver Enders (1995).

Essa modelagem parte do princípio de estacionaridade de ambas as séries utilizadas. A não-estacionaridade preferencialmente deve ser trabalhada por meio de cointegração e não mais segundo essa metodologia. Também a exogeneidade da variável explicativa deve ser assumida. A endogeneidade dessa sequência implica voltar as estimativas para um VAR.

No caso de nossas estimativas, a variável exógena a ser considerada é a diferença entre a inflação no período t e a expectativa de inflação para o mesmo período. Como variável exógena, utilizamos a série de desemprego em seu formato simples, ou seja:

$$f(U) = U_t \quad (7)$$

Testamos outras formas de apresentação da série de desemprego em formatos não-lineares¹⁴, mas os melhores resultados foram obtidos com a especificação linear.¹⁵ Também a exogeneidade desta série em relação à diferença entre a inflação realizada em relação às expectativas foi testada e esta variável se apresenta exógena a 5% de significância.¹⁶

Modelos estruturais

A análise de séries temporais a partir de modelos estruturais baseia-se na decomposição dos componentes básicos da série, conforme a equação (8).¹⁷

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde y_t = série temporal de interesse;

μ_t = tendência da série;

γ_t = sazonalidade da série;

ψ_t = ciclos da série;

ε_t = componente irregular.

Para a decomposição da série de desemprego aberto utiliza-se o método de máxima verossimilhança para a estimação das variâncias dos resíduos de cada

¹⁴ Modelos não-lineares, como um modelo de Curva de Phillips convexa, explicam de melhor forma a reação mais que proporcional do aumento de inflação em resposta a uma queda do desemprego abaixo da NAIRU.

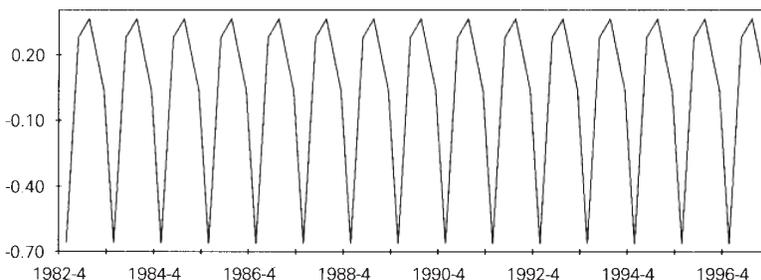
¹⁵ Nesse caso, a inflação reage na mesma proporção (diminuindo ou elevando-se), independentemente de constatar-se desemprego acima ou abaixo da NAIRU.

¹⁶ Ver Maddala (1992), p. 395.

¹⁷ A estimativa da NAIRU através de modelos estruturais foi inspirada no texto de Debelle e Laxton (1997). Apesar de, nesse texto, a ênfase dos autores ter sido em relação à estimativa de Curvas de Phillips convexas, os mesmos sugeriam a possibilidade de estimação da NAIRU, necessária como variável exógena em seu caso, por meio de modelos estruturais com Filtro de Kalman. Em Portugal e Garcia (1996), com o objetivo de captar o comportamento do componente estrutural, os autores utilizam o mesmo processo que será empregado neste trabalho. Em Corseuil, Gonzaga e Issler (1996), o modelo estrutural também é utilizado para definir a NAIRU nas diversas regiões metropolitanas que servem de amostra à Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE.

um dos componentes, sendo o vetor de estados estimado a partir do Filtro de Kalman, após escrever o modelo completo no formato do estado de espaços. Nosso ponto de partida foi o modelo básico estrutural, onde temos nível, inclinação e sazonalidade estocásticos, além do componente irregular.¹⁸

Gráfico 1: Componente sazonal de desemprego



Essa decomposição, seguindo a metodologia proposta por Debelle e Laxton (1997), possibilita a extração da NAIRU a partir dos componentes de tendência da série de desemprego.¹⁹ Nossos resultados mostram que a inclinação da série de desemprego é zero, de forma que a tendência da série tem somente o componente de nível. Muitas vezes, o investigador de séries econômicas enganosamente acredita não haver tendência em uma série por ela apresentar somente o componente de nível. Contudo, Harvey (1989) chama a atenção para o fato de que o conceito de tendência permanece mesmo que a inclinação seja zero.²⁰ O modelo estrutural completo para o desemprego (u) pode ser descrito pelas equações (9).²¹

$$\begin{aligned}
 u_t &= \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t \\
 \mu_t &= \mu_{t-1} + \eta_t \\
 \gamma_t &= - \sum_{j=1}^3 \gamma_{t-j} + \omega_t
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

¹⁸ Nas séries de desemprego para o Brasil, não encontramos evidências que suportassem a existência de componente cíclico, que foi excluído de nosso modelo.

¹⁹ Não existe imposição que implique que a tendência do comportamento de uma série seja seu valor de equilíbrio. Dessa forma, estabelecer que o comportamento da taxa de desemprego esteja tendendo ao comportamento de equilíbrio, a NAIRU, exige maiores restrições. No caso de Curvas de Phillips, a ideia que permeia essa proposição está baseada no fato de que a NAIRU será verificada na satisfação das expectativas de inflação. Se os agentes econômicos buscam “acertar” a taxa de inflação do próximo período, não é coerente acreditar que eles sempre incorrerão em erros acima ou abaixo da série verificada, dessa forma, seus erros localizam-se ora acima da taxa de inflação, ora abaixo. Assim, a NAIRU pode ser tomada como a tendência da taxa de desemprego.

²⁰ Ver Harvey (1989), p. 284.

²¹ As estimativas do modelo estrutural foram feitas utilizando-se o pacote Stamp 5.0.

O componente de sazonalidade apresenta parâmetros fixos, pois a variância estimada do resíduo w , não é significativamente diferente de zero, indicando que não vem ocorrendo mudanças no padrão de sazonalidade do desemprego. O gráfico 1, que apresenta o componente sazonal estimado via modelos estruturais para a série do desemprego brasileiro, deixa clara a constância do componente sazonal.

Resultados empíricos da NAIRU para o Brasil

Com relação às estimativas provenientes do modelo de função de transferência, o primeiro passo foi a especificação adequada da função a ser estimada. Para isso, testamos a estacionariedade das séries utilizadas.²² Ambas as séries apresentaram-se estacionárias²³ permitindo a modelagem segundo funções de transferência. Portanto, a equação a ser estimada (10) segue especificação idêntica à equação (6)²⁴

$$\pi_t - \pi_t^e = \alpha + A(L) [\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e] + C(L)U_t + B(L)\varepsilon_t \quad (10)$$

Mesmo com a suavização de nossos dados, com a utilização de seus valores trimestrais, as séries empregadas em nossas estimativas apresentam grande variabilidade em datas específicas, coincidentes com o início de planos econômicos. Os dois primeiros trimestres do ano de 1990 e o segundo trimestre de 1994 foram os mais afetados.

No primeiro trimestre de 1990, a inflação superou em mais de 40 pontos percentuais as expectativas de inflação, ao passo que no segundo trimestre do mesmo ano verifica-se o contrário, as expectativas superaram a inflação na mesma proporção. Para trabalhar com esse problema, inserimos duas dummies em nossas regressões e testamos suas significâncias. Já o segundo trimestre de 1994, período de implantação do Plano Real, novamente as expectativas ficam bastante além da inflação registrada,

²² Para testes de estacionariedade, exogeneidade e a própria modelagem de funções de transferência, utilizamos os programas PcGive e PcFiml 9.0 for Windows. Os resultados dos testes encontram-se no Anexo 1.

²³ Em relação à estacionariedade da série de inflação, vários autores questionam seu resultado viesado, devido à existência de quebras estruturais na mesma (ver Perron, Cati e Garcia [1995]). Neste trabalho, mesmo que a série de inflação fosse I(1), nosso objetivo de estimação refere-se a outra série, formada pela diferença entre a inflação e a inflação esperada. Dessa forma, ao construirmos nossa série de interesse, de certa forma estamos diferenciando a série de inflação. Mesmo que ela contasse com a presença de raízes unitárias, devido a esse procedimento, estaria revertida em uma série estacionária, I(0). Testes de *Augmented Dickey-fuller* (ADf) comprovaram a não-existência de raízes unitárias ao nível de 5% e também a 1% de significância. Nas séries de desemprego (IBGE e DIEESE), por se tratar de variáveis limitadas (*bounded* com valor mínimo possível de 0% e máximo de 100%), devemos efetuar uma transformação nos dados para a forma logit [$\log U_t/(100-U_t)$] (ver Corseuil, Gonzaga e Issler [1996]) e aplicar com um teste ADF. Seguindo procedimento de Enders (1995), rejeitamos a hipótese nula de raízes unitárias tanto para a série do IBGE como a do DIEESE.

²⁴ Não há necessidade de imposição do polinômio A(L) somar 1, como era prática usual nas décadas de 70 e 80. Evidence in favor of this restriction is still sometimes interpreted as support for the long-run natural rate hypothesis (...) The restriction is inappropriate because it implies that agents always forecast inflation as if it contained a unit root. DeBelle e Laxton (1997), p. 252.

superando-as em aproximadamente 30 pontos percentuais. Nesse caso, também incluímos uma terceira dummy em nosso modelo e sua significância foi testada. Dessa forma, a primeira equação a ser estimada segue o formato da equação (11)²⁵

$$\pi_t - \pi_t^e = a + A(L) [\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e] + C(L)U_t + \gamma D_1 + \phi D_2 + \delta D_3 + e_t \quad (11)$$

onde D_1 , D_2 e $D_3 = dummies$ para períodos de reversão de expectativas;
 $e_t =$ resíduos da estimativa.

Os resíduos da equação (11) não necessariamente são ruídos brancos. Como estamos utilizando fundamentalmente a modelagem de Phillips (1958), com relação somente entre as variáveis inflação e desemprego, a não inclusão de fatores que influenciam tanto a formação de preços como a determinação da taxa de desemprego, ou a existência de inovações significantes para esses dados, pode ocasionar estimativas que não sejam caracterizadas como ruídos brancos. A inclusão de defasagens relevantes dos ruídos com parte do poder explicativo em nossa equação soluciona esse problema.²⁶ O segundo passo foi, então, a determinação do grau do polinômio $B(L)$, da equação (10), de forma que:

$$e_t = B(L) \varepsilon_t \quad (12)$$

Essa determinação se dá de acordo com as funções de autocorrelação (ACF) e autocorrelação parcial (PACF), sendo que o formato de $B(L)$ tanto pode seguir um modelo auto-regressivo puro (AR) ou uma combinação de modelo auto-regressivo com médias móveis (ARMA). No caso de nossa estimativa, o modelo mais adequado foi um AR(1). Incorporando esse resultado às estimativas e rodando novamente o modelo, utilizando a equação (11), conciliada com a equação (12), encontramos o resultado²⁷ exposto na equação (13).²⁸

²⁵ Realizamos o teste para fatores comuns na equação (11). A existência de fatores comuns possibilita a inclusão do erro como variável explicativa (modelando por médias móveis), permitindo exclusão de lags de algumas variáveis antes incluídas. Cabe salientar que esse teste somente pode ser efetuado quando a equação a ser estimada tem o mesmo número de lags para suas variáveis e não há falhas entre eles. Como podemos perceber na equação (13), a estimativa que consideramos mais adequada não inclui o primeiro lag da variável desemprego, portanto, o teste de COMFAC não poderia ser efetuado para essa equação.

²⁶ Na medida em que a inclusão dos resíduos como variável explicativa para a equação (11) pode ocasionar perda de consistência, quando utilizamos mínimos quadrados ordinários, a equação (11) foi estimada por variáveis instrumentais. Para uma discussão mais aprofundada sobre a conveniência do uso de mínimos quadrados ordinários ou o modelo de variáveis instrumentais, ver Harvey (1990) pp. 243-4 e pp. 267-9. Um modelo de funções de transferência estimado somente por mínimos quadrados pode ser encontrado em Enders, Sandler e Parise (1992).

²⁷ Os valores nos parênteses abaixo dos coeficientes estimados referem-se à estatística t calculada.

²⁸ A tentativa de inclusão de dummies sazonais ao nosso modelo não foi bem-sucedida, pois nenhuma delas apresentou valor significativo nem auxiliou na melhora do poder explicativo de nossa regressão, portanto não foram incluídas na versão final da estimativa da NAIRU. Neste sentido, podemos dizer que a sazonalidade da variável endógena encontra-se associada a sazonalidade da taxa de desemprego.

$$\pi_t - \pi_t^e = 8,34 + 0,29 [\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e] + 0,21 [\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^e] - 3,37U_t + 1,89U_{t-2} + 25,28D_1 - 54,40D_2 - 40,73D_3 + 0,39\varepsilon_{t-1} \quad (13)$$

(2,16) (2,91)
(2,67)
(-3,52) (2,03)

(4,02) (-7,29)
(6,82) (2,26)

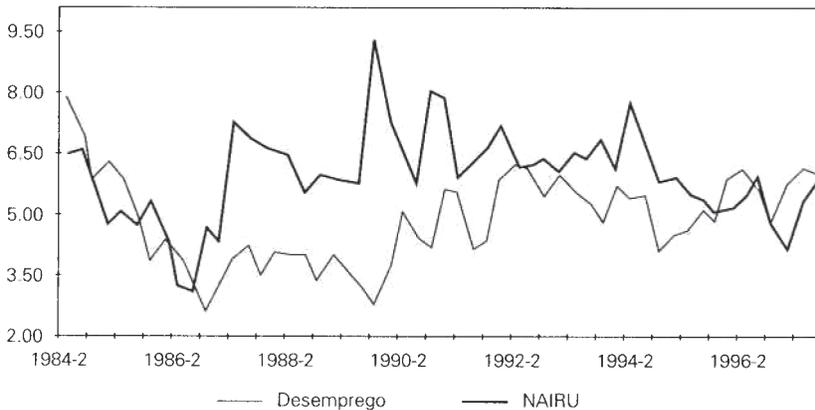
$R^2 = 0,794178$ $F(8,45) = 21,704$ $\sigma = 5,57644$ $DW = 1,88$
 RSS = 1399,348979 para 9 variáveis e 54 observações
 AR 1-2 $F(2,43) = 1,8481$
 ARCH 1 $F(1,43) = 0,0768$
 Normalidade $\chi^2(2) = 10,29$
 Heteroscedasticidade $F(13,31) = 0,7348$
 RESET $F(1,44) = 0,8351$

A manipulação algébrica dessa equação nos possibilitará a estimativa do valor da NAIRU a cada trimestre para o Brasil. Admitindo que a NAIRU é o valor do desemprego quando as expectativas de inflação são idênticas à inflação realizada, isolando a variável U_t , conforme a equação (2), temos que²⁹:

$$NAIRU = U_t^* = (8,34 + 25,28D_1 - 54,40D_2 - 40,73D_3 + 0,39\varepsilon_{t-1}) / (1,48) \quad (14)$$

O Gráfico 2 apresenta os valores para o desemprego verificado a cada trimestre, de 1984 a 1997 e os valores calculados para a NAIRU a cada período.

Gráfico 2: Taxa de desemprego
IBGE e NAIRU para o Brasil



²⁹ Quando a economia se encontra estabilizada em relação à inflação, supostamente também o estará em relação ao emprego. Dessa forma, quando $\pi_t = \pi_{t-k}$ para todo e qualquer t , também $U_t = U_{t-k}$ para qualquer t ou k . Igualando U_t a U_{t-2} , encontramos o coeficiente 1,48 que compõe o denominador da equação (14).

A relação esperada entre NAIRU, desemprego e inflação ocorre na medida em que a taxa de desemprego realizada supera a NAIRU estimada, ocasionando a queda da taxa de inflação. Por outro lado, quando a taxa de desemprego é menor do que a NAIRU, então a inflação deveria apresentar tendência de elevação. Para testarmos nossas estimativas com relação a essa teoria proposta, rodamos uma regressão simples entre duas variáveis. Para a variável endógena, criamos uma série da diferença entre a taxa de desemprego efetiva e a NAIRU estimada para cada período, e como variável exógena escolhemos a inflação. O resultado dessa estimativa pode ser visto na equação (15).³⁰

$$U_t - NAIRU_t = -0,091 \pi_t \quad (15)$$

(- 2,14)³¹

onde U_t = taxa de desemprego no período t ;
 $NAIRU_t$ = NAIRU estimada para o período t ;
 π_t = inflação para o período t .

A obtenção de um coeficiente negativo e significativamente diferente de zero na equação (15) indica a consistência de nossa estimativa para a NAIRU. Quando o desemprego aumenta em relação à NAIRU, a inflação apresenta tendência de queda e, por outro lado, a tendência de aumento dos preços emerge quando o desemprego está abaixo da NAIRU.

Cabe, por fim, salientar que os valores encontrados para a taxa de desemprego de equilíbrio para o Brasil sofreram influências bastante relevantes dos sucessivos planos econômicos. Mesmo tratando-se de Curva de Phillips linear, com a apresentação do desemprego de forma direta (e não seu inverso), podemos afirmar que a ineficiência de políticas econômicas do passado podem estar influenciando de forma negativa para o desempenho do desemprego atualmente. Assim, apesar de a NAIRU se manter em um patamar pouco elevado, como 5,66% para o terceiro trimestre de 1997, a realização de taxas de desemprego acima desse valor não implica queda de preços. Isso ocorre devido à não-instauração da completa credibilidade do governo em seu papel de policy maker. A redução da taxa de desemprego efetivamente para o nível da NAIRU e a constatação da estabilidade dos preços somente poderão ser verificadas após a reversão de expectativas não-otimistas em relação ao plano econômico atualmente em vigor, principalmente no que diz respeito às contas públicas.

Com relação aos dados do DIEESE, utilizamos o mesmo modelo de função de transferência para sua estimação. Nesse caso, os resultados estão na equação (16).

³⁰ A equação (15), e posteriormente a equação (18), foram também estimadas com a presença de constante. Apesar de serem significativamente diferentes de zero em ambos os casos, preferimos não incluí-las a fim de salientar somente o efeito de aumento ou diminuição da inflação mediante desvios do desemprego abaixo ou acima da NAIRU.

³¹ Entre parênteses, valor da estatística t calculada para o coeficiente estimado.

$$\begin{aligned} \pi_t - \pi_t^e = & 10,07 + 0,39 [\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e] + 0,20 [\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^e] - 3,33U_t + 2,35U_{t-1} \\ & (1,87) \quad (4,12) \quad (2,45) \quad (-3,21) \quad (2,05) \\ & + 26,14D_1 - 58,13D_2 - 42,21D_3 \\ & (3,96) \quad (-7,77) \quad (-6,46) \end{aligned} \quad (16)$$

$R^2 = 0,807526$ $F(8,45) = 22,176$ $s = 5,56805$ $DW = 1,76$
 RSS = 1274,05826 para 8 variáveis e 45 observações
 AR 1-4 $F(4,33) = 1,9969$
 ARCH 4 $F(4,29) = 0,0527$
 Normalidade $\chi^2(2) = 10,194$
 Heteroscedasticidade $F(11,25) = 0,4051$
 RESET $F(1,36) = 0,89226$

É interessante ressaltar que os resíduos dessa equação já são ruídos. Nesse caso, os resíduos defasados não foram incluídos na formulação da equação (16).³² Dessa forma, utilizando novamente a equação (2), nossa estimativa será de uma NAIRU fixa de 10,30%, diferente da NAIRU flexível encontrada para os dados do IBGE.

$$NAIRU = U_t^* = (10,07 + 26,24D_1 - 58,13D_2 - 42,21D_3) / (0,98) \quad (17)$$

Assim como feito anteriormente, também para os dados do DIEESE foi testada a relação negativa entre a diferença da taxa de desemprego para a NAIRU e a aceleração inflacionária, sendo o resultado apresentado na equação (18).

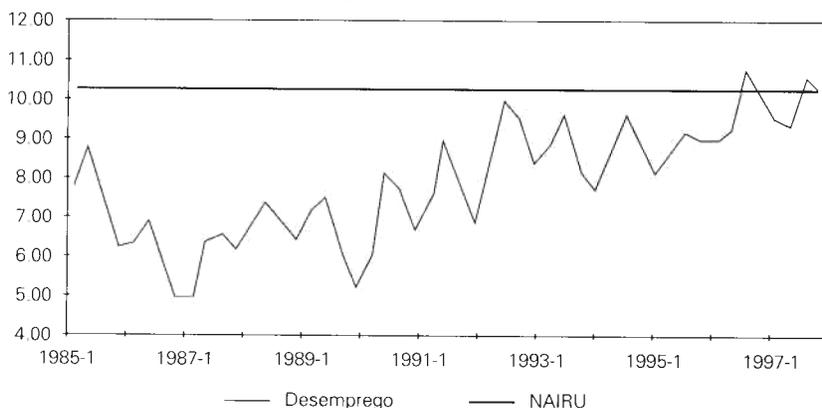
$$U_t - NAIRU_t = -0,090 \pi_t \quad (18) \\ (-7,30)$$

Assim, podemos afirmar que o valor de 10,30% para a taxa de desemprego do DIEESE representa o nível necessário e suficiente para que a inflação no Brasil permaneça estável. O Gráfico 3 apresenta os valores da NAIRU para o DIEESE em relação às taxas de desemprego verificadas por essa instituição no período considerado. O fato de considerarmos válidas ambas as NAIRUs estimadas, tanto a flexível como a fixa, e serem estas bastante desiguais, está ligado às diferentes metodologias utilizadas pelos institutos de pesquisa em questão. Dessa forma, a NAIRU pode atingir o valor de 5,66% para o IBGE no terceiro trimestre de 1997 e permanecer em 10,30% para o mesmo período se comparada com os dados do DIEESE. Mais ainda, quanto às implicações para a condução da política monetária, NAIRUs de 5,66% ou 10,30% não são muito diferentes, pois o que importa é a diferença entre a NAIRU e a taxa de desemprego. Tomando ainda o último dado

³² Mesmo aumentando o nível de significância para 10%, ainda assim nenhum a defasagem dos resíduos tem poder explicativo sobre a diferença entre a inflação e suas expectativas.

da nossa amostra, o terceiro trimestre de 1997, a diferença entre a NAIRU e a taxa de desemprego foi de 0% para o DIEESE e de 0,16% para o IBGE.³³

Gráfico 3: Taxa de desemprego DIEESE e NAIRU para o Brasil

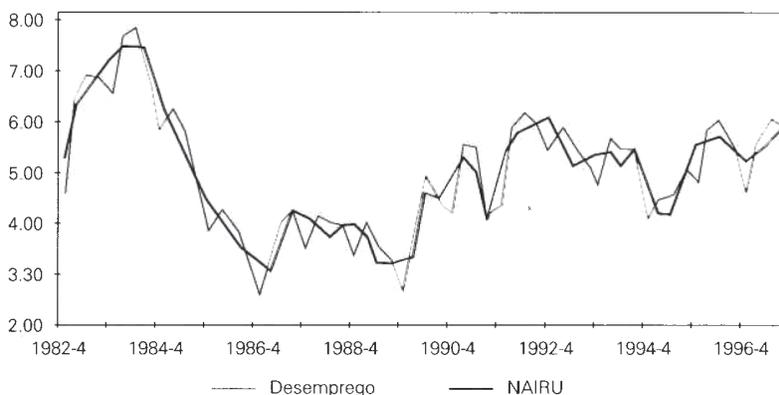


Note-se, contudo, que apesar de valores estimados bastante diferentes para as NAIRUs, é bastante interessante ressaltar a proximidade dos efeitos entre aceleração da inflação e desvio da NAIRU para os dados do IBGE e do DIEESE. Apesar das metodologias distintas para a mensuração do desemprego, os valores encontrados para os coeficientes do efeito de aceleração inflacionária nas equações (15) e (18) são iguais. Assim, independentemente do instituto de pesquisa que utilizamos, em ambos os casos um aumento da distância entre a taxa de desemprego efetiva e a NAIRU terá o mesmo efeito inflacionário.

Utilizando o modelo estrutural de séries de tempo apresentado na equação (9) para as taxas de desemprego do IBGE e do DIEESE, onde temos apenas um componente de tendência estocástica, e da sazonalidade, a variância do resíduo w_t , não é significativamente diferente de zero, indicando que o padrão sazonal da taxa de desemprego tem sido constante para ambas as séries. Nesse caso, a NAIRU é tida como o componente de tendência (μ_t). Os Gráficos 4 e 5 apresentam a evolução das NAIRUs e da taxa de desemprego efetiva para o IBGE e para o DIEESE, respectivamente.

³³ Um extenso debate vem sendo atualmente desenvolvido acerca da metodologia mais apropriada para a mensuração da taxa de desemprego no Brasil. As taxas de desemprego do IBGE e do DIEESE apresentam movimentos similares ao longo do tempo, diferindo principalmente no nível de desemprego a partir do qual esses movimentos ocorrem. Não resta dúvida de que essa é uma questão fundamental, pois uma taxa de desemprego de 10% não tem as mesmas implicações de uma taxa de 5%. Contudo, como mencionado acima, para efeitos de condução da política econômica, o relevante é a diferença entre a NAIRU e a taxa de desemprego. Ao tirarmos essa diferença, a questão do nível desaparece. Nesse sentido, embora reconhecendo a importância de medir apropriadamente a taxa de desemprego, tal discussão foge do âmbito deste trabalho.

Gráfico 4: Taxa de desemprego IBGE e NAIRU estrutural para o Brasil



Como a série encontrada com esse modelo difere substancialmente daquela encontrada com o modelo de função de transferência, partimos para um teste de verificação de qual das duas especificações seria mais coerente para o caso brasileiro. Em primeiro lugar, estimamos uma equação semelhante às equações (15) e (18) agora para o caso da NAIRU Estrutural, verificando que o coeficiente da inflação encontrado não é significativamente diferente de zero³⁴, tanto para o IBGE como para o DIEESE.

Tal resultado nos permite concluir que a série da tendência do desemprego encontrada via modelo estrutural não representa uma boa proxy para a NAIRU. Embora os conceitos de NAIRU e desemprego estrutural sejam bastante próximos³⁵, pela ligação entre o conceito de taxa natural de desemprego e NAIRU, em nossos testes não foi possível identificar o componente de tendência da série de desemprego, o desemprego estrutural, como um valor representativo da taxa de desemprego que não acelera a inflação para o Brasil.³⁶

Portanto, somente o modelo de função de transferência foi considerado adequado para a situação do desemprego e da inflação no Brasil, possibilitando a estimativa da NAIRU para a economia brasileira. Da mesma forma, devido a características inerentes do mercado de trabalho brasileiro, a opção por calcularmos a

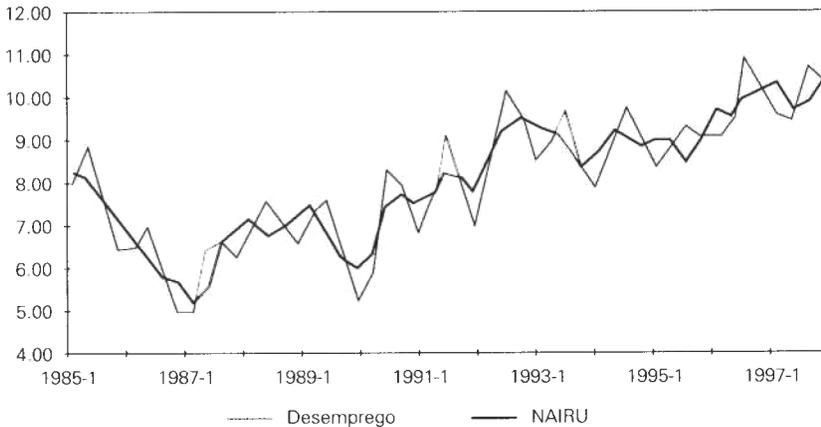
³⁴ A não-significância do coeficiente da inflação para essa regressão nos indica que variações na diferença entre a taxa de desemprego e NAIRU não têm efeitos sobre a inflação. Esse resultado é completamente contra intuitivo com relação à teoria da Curva de Phillips.

³⁵ Em Sachs e Larrain (1995), p. 572: “Desemprego estrutural é o que existe quando a economia está funcionando à taxa natural (...).”

³⁶ Uma interpretação alternativa do resultado obtido com os modelos estruturais, onde a NAIRU está sempre muito próxima da taxa de desemprego, pode ser encontrada na teoria do *real business cycle*. Nesse caso, os choques monetários não causam efeitos reais.

série flexível da NAIRU para os dados do IBGE e rígida para os dados do DIEESE resultou em boa adequação dos modelos a evidências empíricas e teóricas.³⁷

Gráfico 5: Taxa de desemprego DIEESE e NAIRU estrutural para o Brasil



CONCLUSÃO

Dado o passado inflacionário do Brasil e as várias experiências frustradas de estabilização pelas quais passou a economia, uma Curva de Phillips convexa pareceria intuitivamente mais adequada do que uma com formato linear. A convexidade dessa curva validaria o argumento de que existe um maior preço a ser pago em termos de desemprego durante a estabilização inflacionária, do que os benefícios obtidos em termos de percentual de mão-de-obra empregada durante o processo de aceleração da inflação. Empiricamente, tal relação não pôde ser comprovada. A estimação de um formato linear para a curva do trade-off entre inflação e desemprego apresentou significância estatística e adaptou-se de maneira bastante adequada no caso brasileiro. Surge, então, a necessidade de explicar a fonte para a diferença, que parece se acelerar, entre a população empregada e aquela que procura ocupação. Se o percentual de desempregados aumenta proporcionalmente com a queda da inflação, tanto quanto diminuiria com a elevação no reajuste dos preços, então a conclusão a que se pode chegar está diretamente relacionada com a credi-

³⁷ Uma grande diferença do modelo função de transferência para modelos estruturais é a flexibilidade dos coeficientes estimados. Enquanto os primeiros são fixos, os últimos possibilitam estimativas variáveis, quando for o caso, para cada período de tempo. Mesmo assim, seguindo o modelo de função de transferência, conseguimos a flexibilidade da NAIRU, para os dados do IBGE, com a substituição de cada valor amostral referente a inflação, inflação esperada, desemprego e os resíduos estimados na equação (14), que resulta em NAIRUs diferentes a cada período de tempo. No caso do DIEESE, como os resíduos, fonte de variabilidade nos coeficientes estimados, não são significativos para a formulação da equação (17), então a NAIRU estimada é fixa.

bilidade da política econômica e as expectativas dos agentes econômicos com relação aos ajustes que ainda necessitam ser efetuados. Em outras palavras, não estão ocorrendo movimentos sobre uma Curva de Phillips estável, mas sim um deslocamento desta em função de mudanças nas expectativas dos agentes. Um país como o Brasil, que enfrentou choques econômicos que não foram bem-sucedidos na última década e no início da atual, positivamente tem todos os argumentos para desconfiar da manutenção da orientação da conduta na política econômica. Dessa forma, a reversão das expectativas não parece efetuar-se somente com a aparente serenidade em torno da estabilidade dos preços. O ganho de credibilidade que viria a deslocar a Curva de Phillips, possibilitando assim um menor desemprego a uma certa taxa de inflação constante, não parece fácil de ser obtido.

O processo de aceleração do desemprego fica intimamente ligado ao deslocamento do ponto de ótimo da taxa de desemprego, justificando-se pela condução errônea dos ajustes no passado. Tentativas mal-sucedidas de estabilização dos preços ocasionaram a necessidade de uma maior penalização da mão-de-obra no atual processo. Isso não implica a necessidade de manutenção de taxas de desemprego elevadas permanentemente. Um ponto a ser ressaltado para o período pós-Plano Real é a proximidade revelada entre as taxas de desemprego e as NAIRUs estimadas. Analisando o Gráfico 2, percebemos que, no período entre o final de 1986 e o final de 1995, a taxa de desemprego encontrava-se bastante aquém daquela necessária para a manutenção da estabilidade inflacionária. A partir do final de 1995, a NAIRU e a taxa de desemprego do IBGE iniciam um processo de aproximação e mantêm-se em um mesmo patamar a partir de então. Se calcularmos as médias das taxas de desemprego e da NAIRU para o período que inicia no terceiro trimestre de 1995 até o final de 1997³⁸ percebemos que o nível de desemprego existente pode ser considerado de equilíbrio. Da mesma forma, observando o Gráfico 3, a partir do segundo trimestre de 1996, nota-se também que a taxa de desemprego calculada pelo DIEESE encontra-se muito mais próxima àquela estimada da NAIRU³⁹. Dessa forma, o Plano Real parece ter, em boa medida, conseguido realizar o objetivo de estabilização do processo inflacionário ao mesmo tempo em que equilibrava o mercado de trabalho à taxas de desemprego sustentáveis para a economia brasileira.

Podemos, então, retornar à discussão sobre a problemática do mercado de trabalho no Brasil colocada na introdução deste artigo, afirmando que, no período após o Plano Real as atenções deveriam estar muito mais direcionadas para a qualidade dos empregos oferecidos do que para sua quantidade. A partir do momento em que a taxa de desemprego efetiva está próxima à NAIRU, torna-se mais relevante a questão das condições de trabalho. Tais condições estão ligadas a modificações

³⁸ A média das taxas trimestrais de desemprego para o IBGE no referido período é de 5,42%, enquanto a média da NAIRU flexível é de 5,05%.

³⁹ A média das taxas trimestrais de desemprego para o DIEESE neste período é de 10,12%, a ser comparada com a NAIRU fixa de 10,30%.

nos limites da jornada de trabalho, ao investimento em capital humano e também à flexibilidade dos contratos a serem negociados entre trabalhadores e empresários.

Um segundo ponto a ser comentado diz respeito ao bom resultado de nossas estimativas, quando comparadas com o efetivo comportamento entre inflação e desemprego. Além da comprovação econométrica vista nas equações (15) e (18), o Gráfico 2 revela que, em todo o período de aceleração inflacionária — final da década de 80 e início de 90 — realmente a NAIRU encontrava-se acima da taxa de desemprego. Seguindo o raciocínio de que a NAIRU é a taxa de desemprego que não acelera a inflação, qualquer taxa que seja inferior a essa tem como efeito a elevação da taxa de reajuste dos preços. Da mesma forma, verificamos que, a partir de 1995, a taxa de desemprego aproxima-se, por vezes ultrapassando, a NAIRU e, nesse período, o comportamento verificado foi de redução nos índices de inflação. Por fim, faz-se necessária uma pequena nota com relação à forma como o mercado de trabalho expressa sua reação aos dados estimados. Notadamente, o trabalhador brasileiro apresenta uma grande flexibilidade, talvez até excessiva, com relação a seu emprego. O próprio aumento do mercado informal de trabalho comprova essa flexibilidade. Porém, enquanto isso, as leis trabalhistas e a estrutura do emprego formal não seguem o mesmo padrão. Um foco de discussão atual é o da necessidade de maior espaço para adaptações originais e determinadas em cada setor produtivo. Parece-nos correto afirmar que a flexibilização do mercado de trabalho viria a apoiar a reversão da presente tendência do aumento do desemprego. Os custos da estabilização podem ser reduzidos, nesse âmbito, se reformas condizentes forem implementadas. A discussão das elevadas taxas de desemprego em parte dos países europeus acaba sempre se voltando para a inflexibilidade desse mercado. O efeito de *histerese* não necessariamente precisa ser propagado se houver a possibilidade de livre negociação entre trabalhadores e empresários quanto às condições de trabalho, os incentivos ao aumento na capacitação e as leis que regem tais contratos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBEROLA, E.; MARQUÉS, J. M. e SANCHÍS, A. Unemployment Persistence, Central Bank Independence and Inflation Performance in the OECD Countries. Documento de trabalho n° 9725, Banco de Espanha, 1997.
- CORSEUIL, C. H., GONZAGA, G. e ISSLER, J. V. Desemprego Regional no Brasil: uma Abordagem Empírica. Anais do XVIII Encontro Brasileiro de Econometria, vol. I, Sociedade Brasileira de Econometria, 1996.
- DEBELLE, G. e LAXTON, O. Is the Phillips Curve Really a Curve? Some Evidence for Canada, the United Kingdom, and the United States. IMF Staff Papers, vol. 44, Junho 1997.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc. Estados Unidos, 1995.
- ENDERS, W., SANDLER, T e PARISE, G. F. An Econometric Analysis of the Impact of Terrorism on Tourism. *Kyklos*, vol. 45, pp. 531-54, 1992.
- FORD, R. e LAXTON, D. M. World Public Debt and Real Interest Rates. IMF Working Paper, vol. 30, 1995.
- FRIEDMAN, M. The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, vol. 58, Março, 1968.

- GORDON, R. J. The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, Winter 1997.
- HARVEY, A. *Forecasting Structural Time Series Models and Kalman Filter*. Cambridge University Press, 1989.
- HARVEY, A. *The Econometric Analysis of Time Series*. Segunda Edição. Londres. Philip Allan, 1990.
- MADDALA, G. S. *Introduction to Econometrics*. 2ª edição, Prentice Hall, New Jersey, Estados Unidos, 1992.
- MODIGLIANI, F. e PAPADEMOS. L. "Targets for Monetary Policy in the Coming Year", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 141-63, 1975.
- NISHIZAKI, F. *The NAIRU in Japan: Measurement and its implications*. OCDE, Paris, 1997.
- PERRON, P.; CATI, R. C. e GARCIA, M. G. P. Unit Roots in the presence of abrupt governmental interventions with application to Brazilian data. Texto para Discussão, nº 349, PUC-Rio, 1995.
- PHELPS, E. "Money-Wage Dynamics and the Labor-Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, 76, pp. 678-711, 1968.
- PHILLIPS, A. W. The Relation Between Unemployment and the Rate of change of Money Wages Rates in the United Kingdom 1861-1957. *Econometrica*, vol. 25, 1958.
- PORTUGAL, M. e GARCIA, L. Notas sobre o Desemprego Estrutural no Brasil. Anais do XVIII Encontro Brasileiro de Econometria, vol. II, Sociedade Brasileira de Econometria, 1996.
- SACHS, J. De LARRAIN, F. B. *Macroeconomia*. Makron Books, São Paulo, 1995.
- STAIGER, D.; STOCK, J. H. e WATSON, M. W. The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, Winter 1997.
- STIGLITZ, J. Reflections on the Natural Rate Hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, Winter 1997.
- TANZI, V. e FANIZZA, D. Fiscal Deficit and Public Debt in Industrial Countries. IMF Working Paper, vol. 49, 1995.

ANEXO 1

Testes de Estacionaridade e Exogeneidade (para séries de desemprego)

Testes de estacionaridade:

O teste utilizado para detectar raízes unitárias nas séries é o teste de Dickey-Fuller Aumentado. A hipótese nula de presença de raízes unitárias foi rejeitada para todas as séries, conforme apresentado no Quadro A.

	Quadro A	
	ADF	Valor tabelado (5% de Significancia)
$\pi_t - \pi_t^e$ (Diferença entre a inflação e a inflação esperada)	- 7.085	- 3.494
Desemprego IBGE	- 3.616	- 3.486
Desemprego DIEESE	- 4.432	- 3.511

Testes de exogeneidade para as séries de desemprego:

Um dos pressupostos do modelo de Funções de Transferência requer que a variável explicativa seja exógena à variável explicada, no sentido de que esta última não tenha poder explicativo sobre a primeira. Dessa forma, procedemos com teste de Causalidade de Granger, para verificar tal condição. Partindo da hipótese nula de não-causalidade no sentido de Granger, os resultados obtidos via PcGive que se encontram abaixo confirmam o preenchimento desse requisito para nossas estimativas.

Teste de causalidade-Granger para adicionar $\pi_t - \pi_t^e$ ao Desemprego IBGE:

$$F(4, 46) = 2,0847 [0,0982]$$

Teste de causalidade-Granger para adicionar $\pi_t - \pi_t^e$ ao Desemprego DIEESE:

$$F(4, 38) = 0,74032 [0,5704]$$

Para testarmos exogeneidade fraca, principalmente para a equação (13), que segue o modelo de funções de transferência, utilizamos o teste de Hausman. Neste teste, após estimarmos a equação (11) através de variáveis instrumentais, os valores previstos da variável endógena são incluídos novamente na mesma regressão, agora por mínimos quadrados ordinários. A hipótese nula de exogeneidade é aceita quando o coeficiente dos valores previstos não é significativamente diferente de zero. Nosso resultado para esta variável foi uma estatística t de 0,147, o que não nos possibilita rejeitar a hipótese nula de exogeneidade. A realização deste mesmo teste para a série de desemprego do DIEESE, equação (16), não apresentou um resultado consistente.

ANEXO 2

Taxas de desemprego para IBGE e DIEESE/Fund SEADE NAIRU
para modelos de função de transferência e estrutural

Período	Desemprego	NAIRU Função Transf. IBGE	NAIRU Mod. Estrutural IBGE.	Desemprego DIEESE	NAIRU Função Transf. DIEESE	NAIRU Mod. Estrutural DIEESE
1984-1	7,69	n.d.	7,44	n.d.	n.d.	n.d.
1984-2	7,85	6,45	7,49	n.d.	n.d.	n.d.
1984-3	7,13	6,54	7,09	n.d.	n.d.	n.d.
1984-4	5,79	5,54	6,45	n.d.	n.d.	n.d.
1985-1	6,30	4,78	6,05	8,00	10,30	8,26
1985-2	5,88	5,09	5,52	9,03	10,30	8,14
1985-3	5,05	4,71	5,02	7,77	10,30	7,66
1985-4	3,78	5,34	4,43	6,40	10,30	7,14
1986-1	4,32	4,56	4,07	6,47	10,30	6,73
1986-2	4,00	3,22	3,64	7,10	10,30	6,21
1986-3	3,44	3,05	3,41	5,90	10,30	5,79
1986-4	2,59	4,59	3,25	4,97	10,30	5,71
1987-1	3,28	4,31	3,03	4,97	10,30	5,23
1987-2	3,93	7,28	3,57	6,50	10,30	5,61

1987-3	4,24	6,84	4,21	6,67	10,30	6,56
1987-4	3,48	6,64	4,14	6,23	10,30	6,97
1988-1	4,14	6,45	3,89	6,93	10,30	7,19
1988-2	4,01	6,37	3,64	7,60	10,30	6,71
1988-3	3,95	5,52	3,91	7,03	10,30	6,93
1988-4	3,30	5,89	3,95	6,53	10,30	7,27
1989-1	4,01	5,77	3,76	7,23	10,30	7,49
1989-2	3,56	5,74	3,20	7,60	10,30	6,71
1989-3	3,20	5,70	3,17	6,30	10,30	6,19
1989-4	2,64	9,21	3,29	5,23	10,30	5,97
1990-1	3,59	7,42	3,33	5,93	10,30	6,19
1990-2	4,98	6,53	4,62	8,30	10,30	7,41
1990-3	4,43	5,63	4,39	7,83	10,30	7,73
1990-4	4,13	7,90	4,79	6,77	10,30	7,51
1991-1	5,51	7,83	5,25	7,43	10,30	7,69
1991-2	5,44	5,85	5,08	9,13	10,30	8,24
1991-3	4,07	6,18	4,03	8,20	10,30	8,09
1991-4	4,29	6,51	4,94	6,90	10,30	7,64
1992-1	5,81	7,06	5,55	8,30	10,30	8,56
1992-2	6,20	6,01	5,84	10,13	10,30	9,24
1992-3	5,95	6,08	5,92	9,60	10,30	9,49
1992-4	5,36	6,26	6,02	8,50	10,30	9,24
1993-1	5,88	5,94	5,62	8,87	10,30	9,13
1993-2	5,49	6,36	5,12	9,77	10,30	8,87
1993-3	5,20	6,24	5,17	8,33	10,30	8,23
1993-4	4,67	6,72	5,33	7,77	10,30	8,51
1994-1	5,60	6,00	5,35	8,83	10,30	9,09
1994-2	5,32	7,66	4,96	9,80	10,30	8,91
1994-3	5,33	6,64	5,30	8,87	10,30	8,76
1994-4	3,98	5,63	4,64	8,20	10,30	8,94
1995-1	4,36	5,73	4,11	8,67	10,30	8,93
1995-2	4,48	5,44	4,11	9,23	10,30	8,34
1995-3	4,97	5,22	4,94	8,97	10,30	8,86
1995-4	4,75	4,91	5,41	8,93	10,30	9,67
1996-1	5,78	4,94	5,52	9,23	10,30	9,49
1996-2	5,95	5,20	5,59	10,83	10,30	9,94
1996-3	5,46	5,83	5,42	10,17	10,30	10,06
1996-4	4,51	4,60	5,16	9,50	10,30	10,24
1997-1	5,55	4,06	5,30	9,30	10,30	9,56
1997-2	5,95	5,04	5,58	10,63	10,30	9,74
1997-3	5,85	5,66	5,82	10,30	10,30	10,19