



Metodologia para a Previsão de Longo Prazo de Preços do Petróleo

MARIA MENDES DA FONSECA

SUPERINTENDÊNCIA DE PLANEJAMENTO E PESQUISA - ANP

JULHO/2005

Metodologia para a Previsão de Longo Prazo de Preços do Petróleo

I. Introdução

A Agência Nacional do Petróleo tem como finalidade promover a regulação, a contratação e a fiscalização das atividades econômicas integrantes da indústria do petróleo, do gás natural e dos biocombustíveis. Entre as atribuições da ANP, merecem destaque a elaboração dos editais e a promoção das licitações para a concessão de exploração, desenvolvimento e produção e, após a celebração dos contratos delas decorrentes, a fiscalização da sua execução.

O art. 45 da Lei do Petróleo (Lei n.º 9.478/97) estabeleceu que o contrato de concessão disporá sobre as participações governamentais (bônus de assinatura, *royalties*, participação especial e pagamento pela ocupação ou retenção de área), previstas no edital de licitação. A Portaria n.º 206/00, por sua vez estabeleceu os critérios para a fixação do preço mínimo do petróleo, produzido mensalmente em cada campo, para fins de cálculo das participações governamentais. Nesse caso, a metodologia de cálculo adota o preço do Brent como referência.

Considerando o impacto dessa receita no total arrecadado pelo Governo com as atividades de E&P, a ANP necessita realizar um acompanhamento *pari passu* da evolução dos preços internacionais do petróleo, e também projetar os preços futuros, em função de variáveis macroeconômicas, geo-políticas e mercadológicas. Adicionalmente, o comportamento dos preços do petróleo acarreta impactos nos mercados domésticos de derivados, regulados e monitorados pela ANP.

Diversos organismos e empresas desenvolveram metodologias para projeções de preços de petróleo¹. O Energy Information Administration – EIA, criado pelo Congresso Americano em 1977 e vinculado ao Departamento de Energia do governo americano, provê as estatísticas oficiais do setor energético, sendo responsável pelo fornecimento de dados, previsões e análises que visam a promover a eficiência dos mercados, subsidiar decisões de política de governo e informar a sociedade sobre a energia e sua interação com a economia e o meio ambiente.

Entre as projeções disponíveis, a do EIA apresenta como principais vantagens a de ter sido produzida por uma entidade independente em relação ao mercado, de confiabilidade reconhecida mundialmente, e estar disponível na *homepage* gratuitamente. A equipe responsável pelas projeções tem um perfil multidisciplinar, que inclui estatísticos, macroeconomistas, especialistas em

¹ PIRA Energy Group, Deutsche Bank, International Energy Agency (IEA), Global Insight, Inc (GII), Energy Information Administration (EIA)/DOE.

análise de oferta e demanda de petróleo, e analistas do mercado mundial de petróleo e derivados.

Por essas razões, a ANP optou por desenvolver uma metodologia de previsão que estima o preço do *Brent* a partir das projeções para os preços do IRAC² (Imported Refined Acquisition Cost), utilizado nas publicações e projeções do EIA. Na presente Nota Técnica, serão consideradas apenas as previsões de longo prazo realizadas por essa agência norte-americana.

II. Metodologia de Previsão dos Preços do IRAC utilizada pelo EIA

As análises e previsões de longo prazo (25 anos) realizadas pela EIA são compiladas em dois relatórios de periodicidade anual: o “Annual Energy Outlook” (AEO), que prioriza o mercado doméstico norte-americano, e o “International Energy Outlook” (IEO), que tem como foco o mercado energético mundial. O EIA disponibiliza ambas as previsões na *internet* (<http://www.eia.doe.gov/oiaf/aeo/> e <http://www.eia.doe.gov/oiaf/ieo/>), assim como as respectivas planilhas, o que permite a realização, caso seja conveniente, de análise de sensibilidade.

O preço internacional do petróleo refere-se ao custo médio de aquisição dos petróleos importados pelas refinarias norte-americanas. A previsão desse preço é calculada para cada ano do período da projeção, por meio de uma análise de regressão com base no preço do período anterior (defasagem = -1) e no percentual de utilização da capacidade de produção dos países da OPEP. Por realização de um procedimento iterativo encontra-se o preço que obedece à relação: Demanda Mundial = Oferta Não-OPEP + Oferta OPEP. A demanda mundial é determinada em função do PIB regional e do preço internacional do petróleo. A oferta não-OPEP é uma função do preço internacional do petróleo. Assume-se que os produtores da OPEP irão expandir sua capacidade de produção para atender ao crescimento da demanda mundial.

O cenário de referência representa o julgamento do EIA acerca do comportamento esperado dos produtores da OPEP no médio prazo, ajustando a produção de forma a manter o preço do petróleo na faixa de 22-28 dólares por barril (em dólares de 2002). Espera-se que a OPEP continue a ser o produtor majoritário no mercado internacional do petróleo no médio prazo e, com isso, suas escolhas em termos de produção irão afetar os preços internacionais do petróleo. O cenário de preços baixos procura retratar um futuro no qual a produção de

² custo médio de aquisição dos petróleos importados pelas refinarias norte-americanas

petróleo se torne mais competitiva, enquanto o de preços alto representa uma situação de maior coesão entre os países membros da OPEP, no sentido de restringir a produção, além de levar em conta fatores geo-políticos. Todos os cenários prevêem um aumento substancial da demanda, ao longo do período de projeção.

É imprescindível ressaltar as incertezas associadas ao cenário de referência. Entre os fatores que podem alterar significativamente as projeções, o EIA destaca:

- o conflito pós-guerra no Iraque;
- a guerra internacional ao terrorismo;
- a recuperação econômica incerta da Ásia em desenvolvimento e do Japão;
- o sucesso das reformas econômicas na China e sua situação política;
- o potencial para instabilidade social contínua na Venezuela;
- o impacto do Brasil nas outras economias latino-americanas; e
- a perspectiva de recuperação econômica dos países da antiga União Soviética.

As principais considerações do IEO 2004, divulgado em maio/2004, relativas ao mercado mundial de petróleo (cenário de referência) são:

- embora a greve na Venezuela tenha acabado e a situação na Nigéria tenha se estabilizado, espera-se que os preços mundiais de petróleo permaneçam acima dos 30 dólares/barril (para o WTI, em dólares nominais) durante a maior parte do ano de 2004, principalmente devido ao estoque baixo, o aumento do consumo nos países em desenvolvimento da Ásia e a instabilidade no Iraque.
- historicamente, as estratégias de gerenciamento do mercado da OPEP tem se caracterizado por um sucesso temporário. Nos últimos cinco anos, esse sucesso foi possibilitado pelo nível baixo de estoques e pela participação disciplinada dos países-membros. Considerando a pequena capacidade de produção ociosa existente³, torna-se mais fácil para a OPEP obter consenso entre os seus membros. Contudo, espera-se que a produção dos países que não pertencem a OPEP aumente significativamente num futuro próximo. Adicionalmente, vários países da OPEP já anunciaram planos de expansão de capacidade produtiva para os próximos anos e, num contexto de maior capacidade ociosa, provavelmente deverá ser mais difícil a obtenção de unanimidade entre os países-membros. A produção dos países não membros aumentou em 1 milhão de barris em 2002, sofreu uma elevação de 900 mil barris/dia em 2003, e espera-se um incremento de 1,4 milhão de barris em 2004. Essa produção adicional provém, principalmente, da Rússia e do

³ Com exceção de dois ou três países do Golfo Pérsico ligados à OPEP

Casaquistão, assim com uma participação significativa de países em desenvolvimento da África e da América Latina.

- O aumento do consumo de petróleo ocorre principalmente no setor de transporte. Por outro lado, a importância do petróleo para outros usos finais tende a diminuir nos setores nos quais outros combustíveis são competitivos, como o gás natural, o carvão, e a energia nuclear, no setor de geração elétrica.

Por esses motivos, o cenário de referência do EIA não considera que os preços de petróleo sigam aumentando. Outros limites para a escalada dos preços incluem a substituição do petróleo por outros combustíveis, a possibilidade de que fontes marginais de óleo convencional tornem-se reservas (sejam economicamente viáveis) e que fontes não-convencionais se transformem em reservas mesmo a preços altos.

III. Previsão do preço do Brent a partir do preço do IRAC

III.1. Conceitos teóricos

O trabalho empírico baseado em dados de séries temporais supõe que estas sejam estacionárias, ou seja, que suas média e variância são constantes ao longo do tempo e que o valor da covariância entre dois períodos de tempo dependem apenas da distância ou defasagem entre dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada. A estacionariedade das séries permite a construção de equações com coeficientes fixos, que podem ser estimados a partir de dados passados e, portanto, torna factível a utilização dessa técnica para a construção de modelos de previsão.^[2]

Diz-se que ocorre correlação serial dos resíduos quando existe uma relação entre os resíduos no tempo t e o resíduo em $t - 1$ (no caso, correlação serial de primeira ordem). Essa característica não cria viés nem torna inconsistentes os estimadores da regressão por mínimos quadrados, mas afeta a sua eficiência. Supondo a existência de correlação serial positiva, os erros padrão obtidos da regressão serão menores do que os erros padrão verdadeiros. Em outras palavras, a correlação serial não distorce a estimativa dos coeficientes, mas tem esse efeito no erro padrão da regressão. Isso leva a conclusão de que os parâmetros estimados possuem maior precisão do que realmente têm e, com isso, há uma tendência de rejeitar a hipótese nula quando, na realidade, ela deveria ser aceita.^[3]

A fórmula de previsão de um modelo de séries temporais pode ser decomposta em

$$\text{Série temporal} = \text{tendência} + \text{sazonalidade} + \text{ciclo} + \text{perturbação}^{[2]}$$

O resíduo, de forma simplificada, pode ser escrito como

$$\hat{e}_t = r \hat{e}_{t-1} - v_t \quad (1)$$

onde

\hat{e}_{t_t} = resíduo no tempo t

\hat{e}_{t-1} = resíduo no tempo t-1

ρ = autocorrelação dos resíduos

v_t = ruído branco (termo aleatório com Distribuição Normal (0,1))

O teste de Durbin-Watson pode ser utilizado para testar a hipótese nula de que não há correlação serial entre os resíduos, ou seja, na equação (1), $\rho = 0$. Esse teste envolve o cálculo de uma estatística de teste baseada nos resíduos do método dos mínimos quadrados ordinário e é definida como

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})}{\sum e_t^2} \quad (2)$$

Quando valores sucessivos de ε_t são próximos uns aos outros, o valor da estatística de Durbin-Watson será baixo, indicando a presença de correlação serial positiva. A interpretação exata da estatística de Durbin-Watson torna-se difícil, porque a sequência de termos de erro depende não só da sequência de erros, mas também da sequência de valores das variáveis explicativas.^[2]

O teste de estacionariedade que utiliza o correlograma baseia-se na chamada função de autocorrelação (FAC).^[3] Define-se a FAC na defasagem k, indicada por ρ_k , como:

$$\rho_k = \frac{\rho_k}{\rho_0} = \frac{\text{covariância na defasagem } k}{\text{variância}} \quad (3)$$

onde $-1 \leq \rho_k \leq 1$. O correlograma da população nada mais é do que a representação gráfica de ρ_k contra k. O correlograma amostral (Fig.1) é análogo, sendo obtido a partir das covariância e variância amostrais.

| Autocorrelation | | AC |
|-----------------|----|-------|
| . ***** | 1 | 0.947 |
| . ***** | 2 | 0.895 |
| . ***** | 3 | 0.844 |
| . ***** | 4 | 0.799 |
| . ***** | 5 | 0.765 |
| . ***** | 6 | 0.729 |
| . ***** | 7 | 0.688 |
| . ***** | 8 | 0.651 |
| . ***** | 9 | 0.606 |
| . ***** | 10 | 0.571 |
| . ***** | 11 | 0.543 |
| . ***** | 12 | 0.523 |
| . ***** | 13 | 0.509 |
| . ***** | 14 | 0.489 |
| . ***** | 15 | 0.474 |
| . **** | 16 | 0.458 |
| . **** | 17 | 0.447 |
| . **** | 18 | 0.438 |
| . **** | 19 | 0.428 |
| . **** | 20 | 0.425 |
| . **** | 21 | 0.425 |
| . **** | 22 | 0.429 |
| . **** | 23 | 0.428 |
| . **** | 24 | 0.419 |
| . **** | 25 | 0.411 |
| . **** | 26 | 0.390 |
| . **** | 27 | 0.356 |
| . *** | 28 | 0.322 |
| . *** | 29 | 0.291 |
| . *** | 30 | 0.262 |
| . *** | 31 | 0.223 |
| . ** | 32 | 0.192 |
| . ** | 33 | 0.166 |
| . ** | 34 | 0.140 |
| . ** | 35 | 0.119 |
| . ** | 36 | 0.101 |

Figura 1 – Correlograma típico de uma série não estacionária

Observa-se que, mesmo após um número relativamente grande de defasagens como, por exemplo, 13, o coeficiente de autocorrelação ainda é alto (0,509). Isso geralmente indica que a série temporal é não-estacionária. Um outro indicativo de não estacionariedade de uma série com base no correlograma é o comportamento da FACP⁴, que mede a correlação entre observações afastadas de k períodos, após a remoção dos efeitos das defasagens menores que k. nesse caso, o valor da FACP diminui bruscamente após x defasagens, onde x corresponde ao número de diferenciações necessárias para a obtenção de uma série estacionária.

⁴ Função de autocorrelação parcial

O teste da raiz unitária constitui uma alternativa que se popularizou recentemente. O teste considera uma regressão de primeira ordem:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

onde u_t é o erro estocástico de média zero, variância constante e não autocorrelacionado, também conhecido como ruído branco.

Se ρ for igual a 1, diz-se que a variável estocástica Y tem uma raiz unitária, ou seja, ocorre o chamado problema da raiz unitária, uma situação de não-estacionariedade. ^[3]

Escrevendo a expressão de forma alternativa, temos:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \\ &= \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5) \end{aligned}$$

Se a série não for estacionária, $\delta = 0$ e:

$$\Delta Y_t = u_t \quad (6)$$

Isso significa que as primeiras diferenças de uma série com caminho aleatório são uma série temporal estacionária pois, por hipótese, u_t é puramente aleatório.

Se uma série temporal for diferenciada uma única vez e a série diferenciada for estacionária, diz-se que a série original é integrada de ordem 1 (I(1)). Caso a série original tenha que ser diferenciada duas vezes para tornar-se estacionária, ela é dita integrada de ordem 2 (I(2)) e assim por diante. ^[3]

Os testes de Dickey-Fuller (DF ou ADF) consistem em dividir o ρ estimado por seu erro padrão, para a obtenção do τ (estatística de DF). Se o valor absoluto de τ exceder os valores críticos absolutos de DF, então não se pode rejeitar a hipótese de que a série temporal em questão seja estacionária. Do contrário, a série temporal é não-estacionária. ^[2]

Dessa forma, o objetivo fundamental do teste de Dickey-Fuller é determinar se as séries em questão não são estacionárias, condição *sine qua non* para que os métodos de co-integração possam ser utilizados. ^[4]

Sejam dois processos estocásticos não-estacionários I(1). É possível mostrar que, em algumas situações, a combinação linear deles pode ser estacionária. Assim, dadas duas variáveis x e y relacionadas da seguinte forma: ^[3]

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X + u_t \quad (7)$$

Reescrevendo, temos:

$$u_t = Y - \beta_1 - \beta_2 X, \quad (8)$$

onde u_t é uma combinação linear de X e Y .

Se u_t for $I(1)$, ou seja, estacionária, diz-se que X e Y são variáveis co-integradas. ^[2] Muitas variáveis econômicas, quando medidas adequadamente, podem ser co-integradas, em sua forma natural ou na forma logarítmica como, por exemplo, consumo e renda, taxas de juro de curto e longo prazos, valor de ações e dividendos. ^[5]

Mais especificamente, utilizando as palavras de Granger, econometrista vencedor do Prêmio Nobel de Economia junto com Engler, pelo desenvolvimento da teoria da co-integração:

“De forma simplificada, a teoria econômica crê que determinados pares de variáveis econômicas não devem divergir muito umas das outras, pelo menos no longo prazo. Assim, essas variáveis podem se distanciar no curto prazo ou devido a algum tipo de sazonalidade mas, se elas permanecem afastadas no longo prazo, então as forças econômicas, tais como mecanismos de mercado ou intervenção governamental, começam a aproximá-las novamente.”

Segundo Campbell, Granger sugere que a teoria econômica é válida para descrever o equilíbrio de longo prazo, mas choques aleatórios deslocam a economia do equilíbrio, para o qual ela retorna lentamente após um dado período.

III.2. Metodologia

Para estimar o preço do Brent a partir do preço do IRAC, utilizou-se a série histórica mensal do Brent calculada a partir dos dados do Platt's, convertidas para preços de 2005⁵, no período compreendido entre 1987 e 2004, e a série mensal do IRAC, disponível na página do EIA.

Inicialmente, foram obtidos os correlogramas das séries de preços Brent e IRAC, apresentados nas Figuras 2 e 3, respectivamente, que indicam não só a não-estacionariedade de ambas as séries, uma vez que os valores das FACs caem lentamente, mas também que elas devem ser $I(1)$, já que as FACs diminuem acentuadamente, após uma defasagem.

⁵ Para tanto, utilizou-se o Índice de Preços ao Consumidor (CPI –U) dos EUA, cuja série está disponível no site do Bureau of Labor Statistics (www.bls.gov/cpi) e que foi utilizada pelo EIA para converter a série de preços do IRAC a preços de 2005.

Date: 07/14/05 Time: 15:13

Sample: 1987:01 2005:01

Included observations: 217

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| . ***** | . ***** | 1 | 0.912 | 0.912 | 183.00 | 0.000 |
| . ***** | ** . | 2 | 0.798 | -0.199 | 323.86 | 0.000 |
| . ***** | . . | 3 | 0.685 | -0.039 | 428.13 | 0.000 |
| . **** | * . | 4 | 0.565 | -0.114 | 499.40 | 0.000 |
| . **** | . ** | 5 | 0.491 | 0.225 | 553.49 | 0.000 |
| . *** | . . | 6 | 0.443 | 0.024 | 597.71 | 0.000 |
| . *** | . * | 7 | 0.415 | 0.073 | 636.76 | 0.000 |
| . *** | . . | 8 | 0.400 | -0.023 | 673.07 | 0.000 |
| . *** | . . | 9 | 0.374 | -0.036 | 705.10 | 0.000 |
| . *** | . . | 10 | 0.347 | 0.008 | 732.73 | 0.000 |
| . ** | * . | 11 | 0.301 | -0.091 | 753.70 | 0.000 |
| . ** | . . | 12 | 0.243 | -0.046 | 767.38 | 0.000 |
| . * | * . | 13 | 0.176 | -0.092 | 774.62 | 0.000 |
| . * | . * | 14 | 0.125 | 0.095 | 778.31 | 0.000 |
| . * | . . | 15 | 0.087 | -0.038 | 780.07 | 0.000 |
| . * | . * | 16 | 0.069 | 0.076 | 781.19 | 0.000 |
| . * | . . | 17 | 0.078 | 0.052 | 782.64 | 0.000 |
| . * | . . | 18 | 0.082 | -0.056 | 784.24 | 0.000 |
| . * | . . | 19 | 0.089 | 0.040 | 786.15 | 0.000 |
| . * | * . | 20 | 0.085 | -0.067 | 787.88 | 0.000 |
| . . | . . | 21 | 0.061 | -0.011 | 788.77 | 0.000 |
| . . | . . | 22 | 0.032 | -0.044 | 789.02 | 0.000 |
| . . | . . | 23 | -0.005 | -0.013 | 789.03 | 0.000 |
| . . | . . | 24 | -0.029 | 0.044 | 789.24 | 0.000 |
| . . | . . | 25 | -0.038 | 0.011 | 789.59 | 0.000 |
| . . | . . | 26 | -0.045 | -0.048 | 790.09 | 0.000 |
| . . | . * | 27 | -0.030 | 0.070 | 790.32 | 0.000 |
| . . | . . | 28 | -0.012 | 0.000 | 790.36 | 0.000 |
| . . | . . | 29 | -0.005 | -0.045 | 790.36 | 0.000 |
| . . | . * | 30 | 0.007 | 0.072 | 790.38 | 0.000 |
| . . | . . | 31 | 0.010 | -0.017 | 790.40 | 0.000 |
| . . | . * | 32 | 0.013 | 0.073 | 790.45 | 0.000 |
| . . | . . | 33 | 0.021 | 0.003 | 790.56 | 0.000 |
| . . | . . | 34 | 0.027 | 0.014 | 790.75 | 0.000 |
| . . | . * | 35 | 0.048 | 0.070 | 791.37 | 0.000 |
| . * | . . | 36 | 0.076 | 0.015 | 792.90 | 0.000 |

Figura 2 – Correlograma da série de preços do Brent

Date: 07/14/05 Time: 15:15
 Sample: 1987:01 2005:01
 Included observations: 217

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|------------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| . ***** | . ***** | 1 | 0.931 | 0.931 | 190.72 | 0.000 |
| . ***** | *** . | 2 | 0.824 | -0.323 | 340.72 | 0.000 |
| . ***** | . . | 3 | 0.709 | -0.043 | 452.29 | 0.000 |
| . ***** | . . | 4 | 0.599 | -0.011 | 532.45 | 0.000 |
| . **** | . ** | 5 | 0.531 | 0.246 | 595.62 | 0.000 |
| . **** | * . | 6 | 0.480 | -0.074 | 647.51 | 0.000 |
| . *** | . * | 7 | 0.447 | 0.070 | 692.79 | 0.000 |
| . *** | . . | 8 | 0.423 | -0.024 | 733.55 | 0.000 |
| . *** | * . | 9 | 0.388 | -0.063 | 767.89 | 0.000 |
| . *** | . . | 10 | 0.344 | -0.043 | 795.10 | 0.000 |
| . ** | * . | 11 | 0.283 | -0.106 | 813.62 | 0.000 |
| . ** | . . | 12 | 0.212 | -0.044 | 824.04 | 0.000 |
| . * | . . | 13 | 0.141 | -0.053 | 828.66 | 0.000 |
| . * | . * | 14 | 0.088 | 0.111 | 830.47 | 0.000 |
| . . | . . | 15 | 0.054 | -0.035 | 831.16 | 0.000 |
| . . | . * | 16 | 0.041 | 0.072 | 831.55 | 0.000 |
| . . | . . | 17 | 0.050 | 0.065 | 832.15 | 0.000 |
| . . | . . | 18 | 0.058 | -0.042 | 832.96 | 0.000 |
| . . | . . | 19 | 0.065 | 0.024 | 833.97 | 0.000 |
| . . | * . | 20 | 0.058 | -0.058 | 834.79 | 0.000 |
| . . | . . | 21 | 0.035 | -0.016 | 835.09 | 0.000 |
| . . | . . | 22 | 0.008 | -0.025 | 835.11 | 0.000 |
| . . | . . | 23 | -0.022 | -0.012 | 835.23 | 0.000 |
| . . | . . | 24 | -0.043 | 0.011 | 835.69 | 0.000 |
| . . | . . | 25 | -0.053 | -0.022 | 836.37 | 0.000 |
| . . | . . | 26 | -0.053 | 0.010 | 837.07 | 0.000 |
| . . | . * | 27 | -0.036 | 0.068 | 837.40 | 0.000 |
| . . | . . | 28 | -0.017 | -0.003 | 837.48 | 0.000 |
| . . | . . | 29 | -0.005 | -0.038 | 837.48 | 0.000 |
| . . | . . | 30 | 0.005 | 0.064 | 837.49 | 0.000 |
| . . | . . | 31 | 0.005 | -0.015 | 837.50 | 0.000 |
| . . | . . | 32 | 0.003 | 0.046 | 837.50 | 0.000 |
| . . | . . | 33 | 0.008 | 0.040 | 837.52 | 0.000 |
| . . | . * | 34 | 0.024 | 0.072 | 837.67 | 0.000 |
| . . | . . | 35 | 0.053 | 0.028 | 838.41 | 0.000 |
| . * | . . | 36 | 0.087 | 0.004 | 840.42 | 0.000 |

Figura 3 – Correlograma da série de preços do IRAC

O passo seguinte consiste em testar a hipótese da presença de raiz unitária⁶. Para tanto, aplicou-se o teste ADF às séries de Brent e do IRAC, com defasagens 0, 1 e 2 e, para cada um destes casos, e para os modelos testados, i.e., sem tendência ou intercepto, com intercepto e com ambos. Para a escolha do modelo mais adequado, utilizou-se os critérios de Akaike e de Schwarz, optando-se pelo modelo que apresentou o menor valor comparativo, assim como os valores da estatística p (probabilidade de o coeficiente estimado ser nulo), mostrado nas tabelas como “Prob.”

As Tabelas I e II apresentam os testes ADF para as séries anuais dos preços do Brent e do IRAC. Observa-se que ambos os testes indicam a não-estacionariedade dessas séries, para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, uma vez que o valor da estatística τ (-2,317533) é maior do que os respectivos valores críticos.

Tabela I – Teste ADF para a série de preços anuais do Brent

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -1.946273 | 1% Critical Value* | -3.4625 |
| | | 5% Critical Value | -2.8752 |
| | | 10% Critical Value | -2.5740 |

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BRENT)

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 15:19

Sample(adjusted): 1987:06 2005:01

Included observations: 212 after adjusting endpoints

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| BRENT(-1) | -0.055472 | 0.028502 | -1.946273 | 0.0530 |
| D(BRENT(-1)) | 0.305222 | 0.068123 | 4.480467 | 0.0000 |
| D(BRENT(-2)) | -0.131221 | 0.071911 | -1.824781 | 0.0695 |
| D(BRENT(-3)) | 0.134608 | 0.073091 | 1.841647 | 0.0670 |
| D(BRENT(-4)) | -0.251536 | 0.072131 | -3.487221 | 0.0006 |
| C | 1.542100 | 0.776403 | 1.986211 | 0.0483 |
| R-squared | 0.163309 | Mean dependent var | | 0.058693 |
| Adjusted R-squared | 0.143001 | S.D. dependent var | | 2.556005 |
| S.E. of regression | 2.366202 | Akaike info criterion | | 4.588343 |
| Sum squared resid | 1153.376 | Schwarz criterion | | 4.683341 |
| Log likelihood | -480.3643 | F-statistic | | 8.041613 |
| Durbin-Watson stat | 1.979725 | Prob(F-statistic) | | 0.000001 |

⁶ Teste de Dickey-Füller aumentado para testar a hipótese nula de presença de raiz unitária

Tabela II - Teste ADF para a série de preços anuais do IRAC

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -1.823268 | 1% Critical Value* | -4.0043 |
| | | 5% Critical Value | -3.4320 |
| | | 10% Critical Value | -3.1395 |

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IRAC)

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 15:21

Sample(adjusted): 1987:06 2005:01

Included observations: 212 after adjusting endpoints

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| IRAC(-1) | -0.044083 | 0.024178 | -1.823268 | 0.0697 |
| D(IRAC(-1)) | 0.434258 | 0.069335 | 6.263147 | 0.0000 |
| D(IRAC(-2)) | -0.174327 | 0.077032 | -2.263040 | 0.0247 |
| D(IRAC(-3)) | 0.066683 | 0.079051 | 0.843550 | 0.3999 |
| D(IRAC(-4)) | -0.234871 | 0.075085 | -3.128085 | 0.0020 |
| C | 0.867936 | 0.672786 | 1.290063 | 0.1985 |
| @TREND(1987:01) | 0.002740 | 0.002129 | 1.287454 | 0.1994 |
| R-squared | 0.248619 | Mean dependent var | | 0.033670 |
| Adjusted R-squared | 0.226627 | S.D. dependent var | | 2.139329 |
| S.E. of regression | 1.881360 | Akaike info criterion | | 4.134329 |
| Sum squared resid | 725.6010 | Schwarz criterion | | 4.245159 |
| Log likelihood | -431.2388 | F-statistic | | 11.30515 |
| Durbin-Watson stat | 1.920499 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

Dessa forma, a partir desses testes preliminares, verificou-se que as séries em questão eram não-estacionárias. Nesse caso, um modelo no nível, envolvendo essas duas variáveis pode representar uma correlação espúria entre elas. Por outro lado, se elas forem cointegradas de mesmo grau, é possível obter uma relação entre elas, no nível, que não seja espúria.

De fato, o gráfico da Figura 4 sugere que os preços do Brent e do IRAC apresentam uma mesma tendência de longo prazo, o que pode ser um indicativo de cointegração entre estas variáveis. Apesar desse fato, torna-se necessário realizar mais testes para determinar se isso realmente ocorre e, em caso positivo, a ordem de cointegração entre estas variáveis.

Séries mensais dos preços do Brent e do IRAC

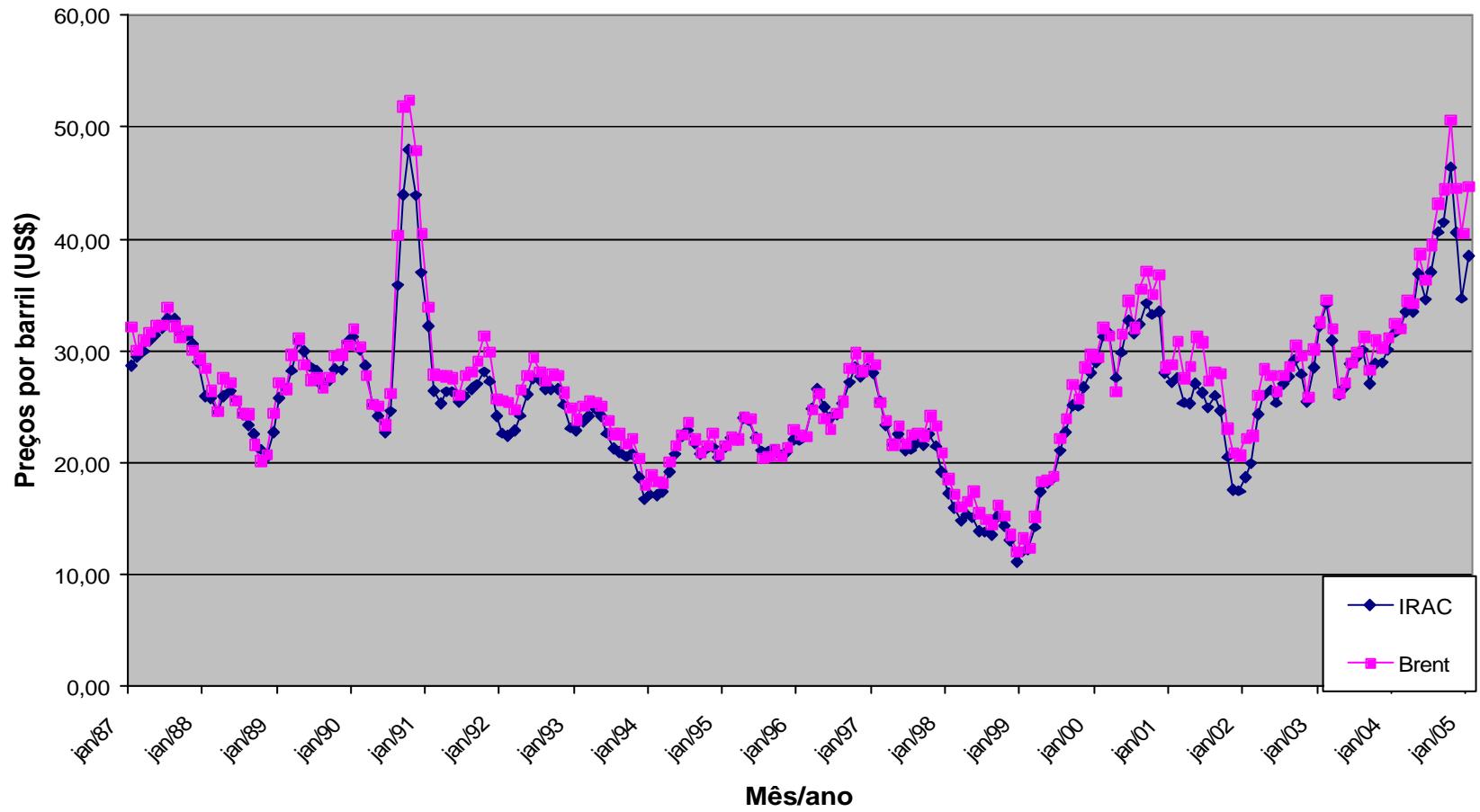


Figura 4 - Preços do Brent e do IRAC

Para tanto, ambas as séries foram diferenciadas e o teste ADF foi novamente aplicado, de forma análoga ao já realizado para as séries originais. As Tabelas III e IV mostram que as séries diferenciadas são estacionárias, visto que o valor assumido pela estatística τ é inferior aos valores críticos, para qualquer dos níveis de significância dos considerados.

Dessa forma, conclui-se que as séries de preços do Brent e do IRAC são I(1), uma vez que, ao serem diferenciadas uma vez, tornam-se estacionárias.

Tabela III - ADF da primeira diferença do preço do Brent

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -9.395058 | 1% Critical Value* | -2.5753 |
| | | 5% Critical Value | -1.9412 |
| | | 10% Critical Value | -1.6165 |

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BRENT,2)

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 15:40

Sample(adjusted): 1987:06 2005:01

Included observations: 212 after adjusting endpoints

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| D(BRENT(-1)) | -1.072319 | 0.114136 | -9.395058 | 0.0000 |
| D(BRENT(-1),2) | 0.352504 | 0.099991 | 3.525359 | 0.0005 |
| D(BRENT(-2),2) | 0.186943 | 0.083779 | 2.231376 | 0.0267 |
| D(BRENT(-3),2) | 0.289426 | 0.069709 | 4.151912 | 0.0000 |
| R-squared | 0.431355 | Mean dependent var | | 0.016610 |
| Adjusted R-squared | 0.423154 | S.D. dependent var | | 3.129992 |
| S.E. of regression | 2.377242 | Akaike info criterion | | 4.588446 |
| Sum squared resid | 1175.466 | Schwarz criterion | | 4.651778 |
| Log likelihood | -482.3753 | Durbin-Watson stat | | 2.002773 |

Tabela IV- ADF da primeira diferença do preço do IRAC

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -7.368819 | 1% Critical Value* | -2.5753 |
| | | 5% Critical Value | -1.9412 |
| | | 10% Critical Value | -1.6165 |

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IRAC,2)

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 15:38

Sample(adjusted): 1987:07 2005:01

Included observations: 211 after adjusting endpoints

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| D(IRAC(-1)) | -0.923478 | 0.125322 | -7.368819 | 0.0000 |
| D(IRAC(-1),2) | 0.361318 | 0.105174 | 3.435432 | 0.0007 |
| D(IRAC(-2),2) | 0.163357 | 0.095235 | 1.715306 | 0.0878 |
| D(IRAC(-3),2) | 0.221696 | 0.083740 | 2.647433 | 0.0087 |
| D(IRAC(-4),2) | -0.078041 | 0.075641 | -1.031732 | 0.3034 |
| R-squared | 0.380096 | Mean dependent var | | 0.014932 |
| Adjusted R-squared | 0.368059 | S.D. dependent var | | 2.383122 |
| S.E. of regression | 1.894456 | Akaike info criterion | | 4.139152 |
| Sum squared resid | 739.3267 | Schwarz criterion | | 4.218580 |
| Log likelihood | -431.6806 | Durbin-Watson stat | | 1.945828 |

O passo seguinte consiste em aplicar o teste de Johansen para determinar se existe uma equação de cointegração, ou seja, uma combinação linear dessas variáveis cuja série de resíduos seja estacionária.

A Tabela V apresenta um resumo dos resultados obtidos para este teste. Para escolher o melhor modelo, foram comparados os valores para o critério de Schwartz, e selecionada a opção com o menor valor calculado para este parâmetro (as duas opções com *).

Tabela V – Sumário do Teste de Johansen

Date: 07/14/05 Time: 15:23
 Sample: 1987:01 2005:01
 Included observations: 212
 Series: BRENT IRAC
 Lags interval: 1 to 4

| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Rank or | No | Intercept | Intercept | Intercept | Intercept |
| No. of CEs | Intercept | No Trend | No Trend | Trend | Trend |
| Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns) | | | | | |
| Trace | 1 | 1 | 2 | 1 | 2 |
| Max-Eig | 1 | 1 | 2 | 1 | 2 |
| Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns) | | | | | |
| 0 | -683.2045 | -683.2045 | -682.9980 | -682.9980 | -681.8947 |
| 1 | -674.6036 | -674.0930 | -674.0750 | -671.2754 | -670.9084 |
| 2 | -674.4634 | -670.2442 | -670.2442 | -666.8763 | -666.8763 |
| Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns) | | | | | |
| 0 | 6.596269 | 6.596269 | 6.613189 | 6.613189 | 6.621648 |
| 1 | 6.552864 | 6.557481 | 6.566745 | 6.549768* | 6.555739 |
| 2 | 6.589277 | 6.568341 | 6.568341 | 6.555436 | 6.555436 |
| Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns) | | | | | |
| 0 | 6.849596* | 6.849596* | 6.898182 | 6.898182 | 6.938307 |
| 1 | 6.869523 | 6.889973 | 6.915070 | 6.913926 | 6.935730 |
| 2 | 6.969268 | 6.979998 | 6.979998 | 6.998759 | 6.998759 |

Foi escolhido o modelo que apresentou a melhor aderência aos dados da série. A Tabela VI mostra o resultado detalhado para o teste de Johansen aplicado ao modelo ótimo.

Comparando o valor da estatística Trace com os valores críticos, conclui-se que existe uma equação de cointegração, mostrada na parte inferior da Tabela VI.

Assim, o modelo de previsão irá utilizar a seguinte equação:

$$\text{Brent} = 1,054032 \text{ IRAC}$$

O gráfico da Figura 5 ilustra boa aderência do modelo em relação aos valores realizados para o preço do barril do Brent.

Tabela VI – Teste de Johansen para o modelo ótimo

Date: 07/14/05 Time: 15:27
 Sample(adjusted): 1987:06 2005:01
 Included observations: 212 after adjusting endpoints
 Trend assumption: No deterministic trend
 Series: BRENT IRAC
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 5 Percent Critical Value | 1 Percent Critical Value |
|------------------------------|------------|--------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| None ** | 0.077936 | 17.48226 | 12.53 | 16.31 |
| At most 1 | 0.001322 | 0.280416 | 3.84 | 6.51 |

(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 5 Percent Critical Value | 1 Percent Critical Value |
|------------------------------|------------|------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| None ** | 0.077936 | 17.20184 | 11.44 | 15.69 |
| At most 1 | 0.001322 | 0.280416 | 3.84 | 6.51 |

(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

| BRENT | IRAC |
|-----------|-----------|
| -1.032079 | 1.087844 |
| 0.209288 | -0.181170 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| | | |
|----------|----------|-----------|
| D(BRENT) | 0.462645 | -0.057581 |
| D(IRAC) | 0.227274 | -0.060521 |

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -674.6036
 Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

| BRENT | IRAC |
|----------|------------------------|
| 1.000000 | -1.054032 (0.00904) |

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

| | |
|----------|------------------------|
| D(BRENT) | -0.477486 (0.16263) |
| D(IRAC) | -0.234564 (0.13322) |

Brent Realizado X Brent Estimado

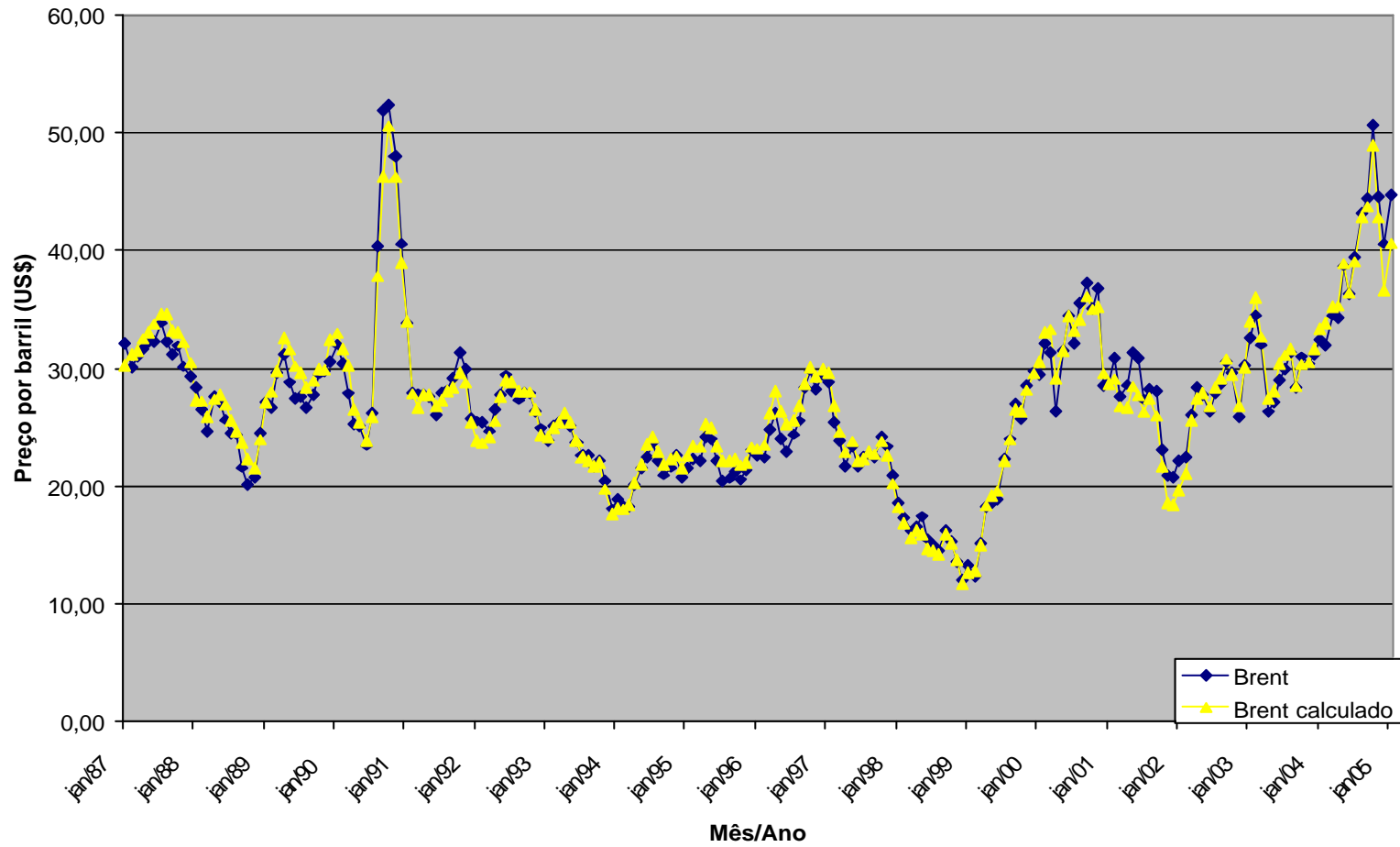


Figura 5 – Regressão Comparação entre o preço do Brent e o estimado pelo modelo proposto

A Tabela VII mostra as cotações estimadas para os preços do Brent, com base nas previsões contidas no IEO 2004, para os cenários de referência, preços altos e preços baixos.

Tabela VII – Cotação do Brent com base nos cenários do IEO2004

| Ano | US\$/barril (2005) | | |
|------|--------------------|------------|-------|
| | Alto | Referência | Baixo |
| 2002 | 27,73 | 27,73 | 27,73 |
| 2003 | 30,76 | 30,76 | 30,76 |
| 2004 | 34,73 | 30,30 | 19,02 |
| 2005 | 35,15 | 27,84 | 19,15 |
| 2006 | 35,65 | 26,47 | 19,15 |
| 2007 | 36,12 | 26,67 | 19,15 |
| 2008 | 36,57 | 26,86 | 19,15 |
| 2009 | 37,11 | 27,07 | 19,15 |
| 2010 | 37,52 | 27,26 | 19,15 |
| 2011 | 37,90 | 27,47 | 19,15 |
| 2012 | 38,14 | 27,66 | 19,15 |
| 2013 | 38,35 | 27,88 | 19,15 |
| 2014 | 38,52 | 28,07 | 19,15 |
| 2015 | 38,60 | 28,27 | 19,15 |
| 2016 | 38,69 | 28,49 | 19,15 |
| 2017 | 38,78 | 28,70 | 19,15 |
| 2018 | 38,87 | 28,92 | 19,15 |
| 2019 | 38,96 | 29,13 | 19,15 |
| 2020 | 39,05 | 29,34 | 19,15 |
| 2021 | 39,14 | 29,56 | 19,15 |
| 2022 | 39,23 | 29,77 | 19,15 |
| 2023 | 39,32 | 30,00 | 19,15 |
| 2024 | 39,41 | 30,21 | 19,15 |
| 2025 | 39,50 | 30,45 | 19,15 |

Fonte: ANP, a partir das previsões do Annual Energy Outlook (AEO2005) - EIA

A Figura 6 apresenta as cotações estimadas para o preço do IRAC, segundo previsão do EIA, até o ano de 2025, para cada cenário. A Figura 7, por sua vez, mostra as previsões da ANP para os preços do Brent, com base nas projeções do EIA para o IRAC, para os três cenários distintos.

Projeção de Preços do IRAC

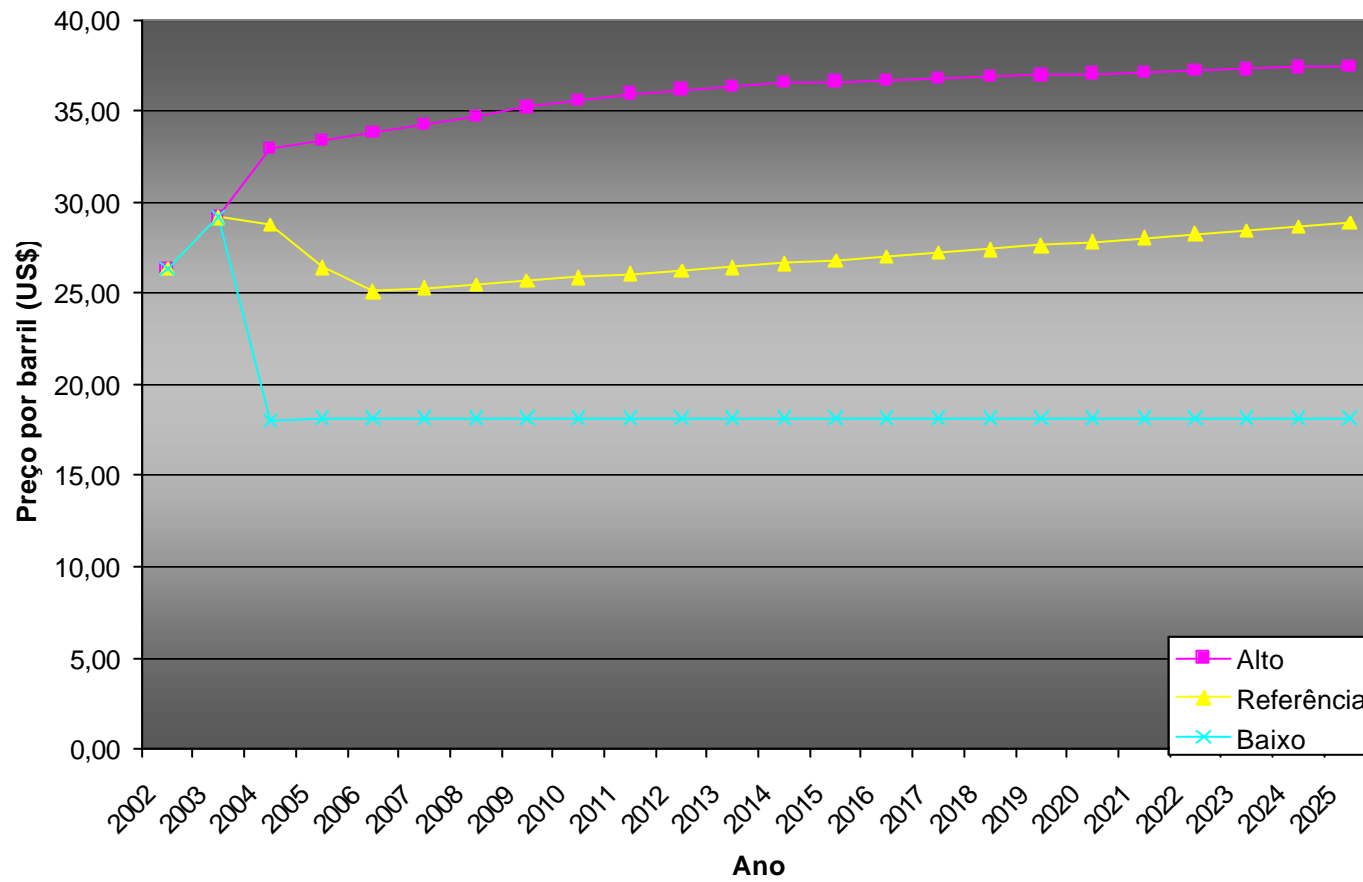


Figura 6 – Projeções do EIA para os preços do IRAC (em dólares de 2005)

Projeção de Preços do Brent

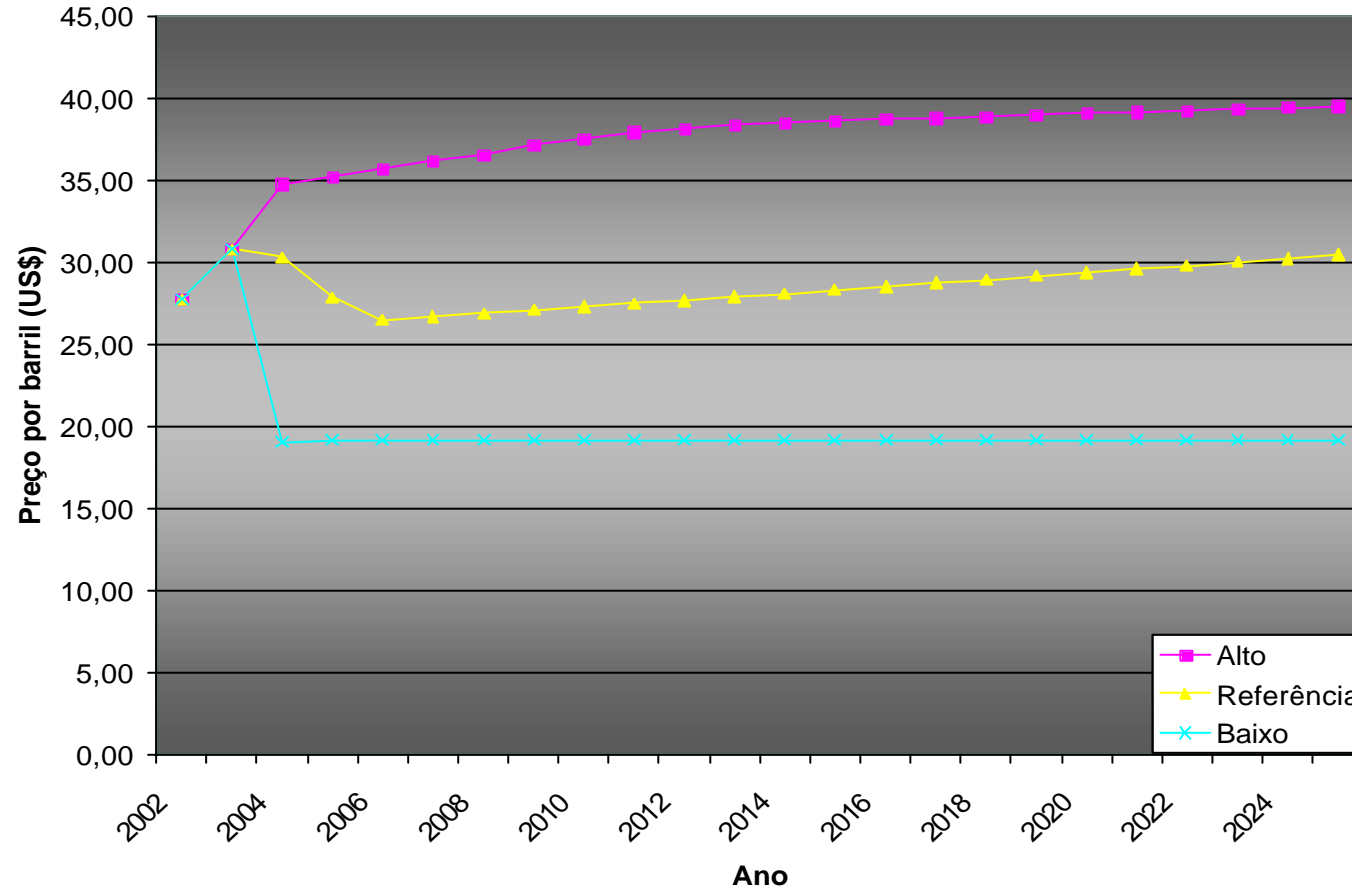


Figura 7 – Previsões da ANP para o preço do Brent, com base nas projeções do EIA para o IRAC (em dólares de 2005)

Em dezembro de 2004, o EIA publicou o Annual Energy Outlook 2005 (AEO2005), no qual define os preços mundiais do petróleo com base no custo médio de aquisição pelo refinador do óleo importado pelos EUA (IRAC). Os preços do IRAC tendem a ser aproximadamente um dólar menores que o do Brent, e cerca de dois dólares inferiores aos do WTI (preço *spot*). Nos primeiros meses de 2004, essa diferença situou-se em torno dos seis dólares.^[6]

O AEO2005 apresenta uma projeção dos preços do IRAC até 2025 (em dólares de 2003). O gráfico da Figura 8 compara as previsões dos preços do IRAC, do AEO2005 com a do IEO2004, em dólares de 2005, para os respectivos cenários de referência. Observando o gráfico, conclui-se que provavelmente houve alteração das premissas para a previsão de preços de petróleo, no sentido de assumir que a alta de preços que vem sendo observada pode ser sustentada por mais algum tempo, no cenário de referência do AEO2005.

Esse fato é um indicativo de que as previsões do IEO2005, a ser publicado em julho do ano corrente, deverão apresentar correções dos preços para cima, em relação ao previsto nos cenários do IEO2004.

Projeção de Preços do IRAC (IEO2004) x IRAC (AEO2005)

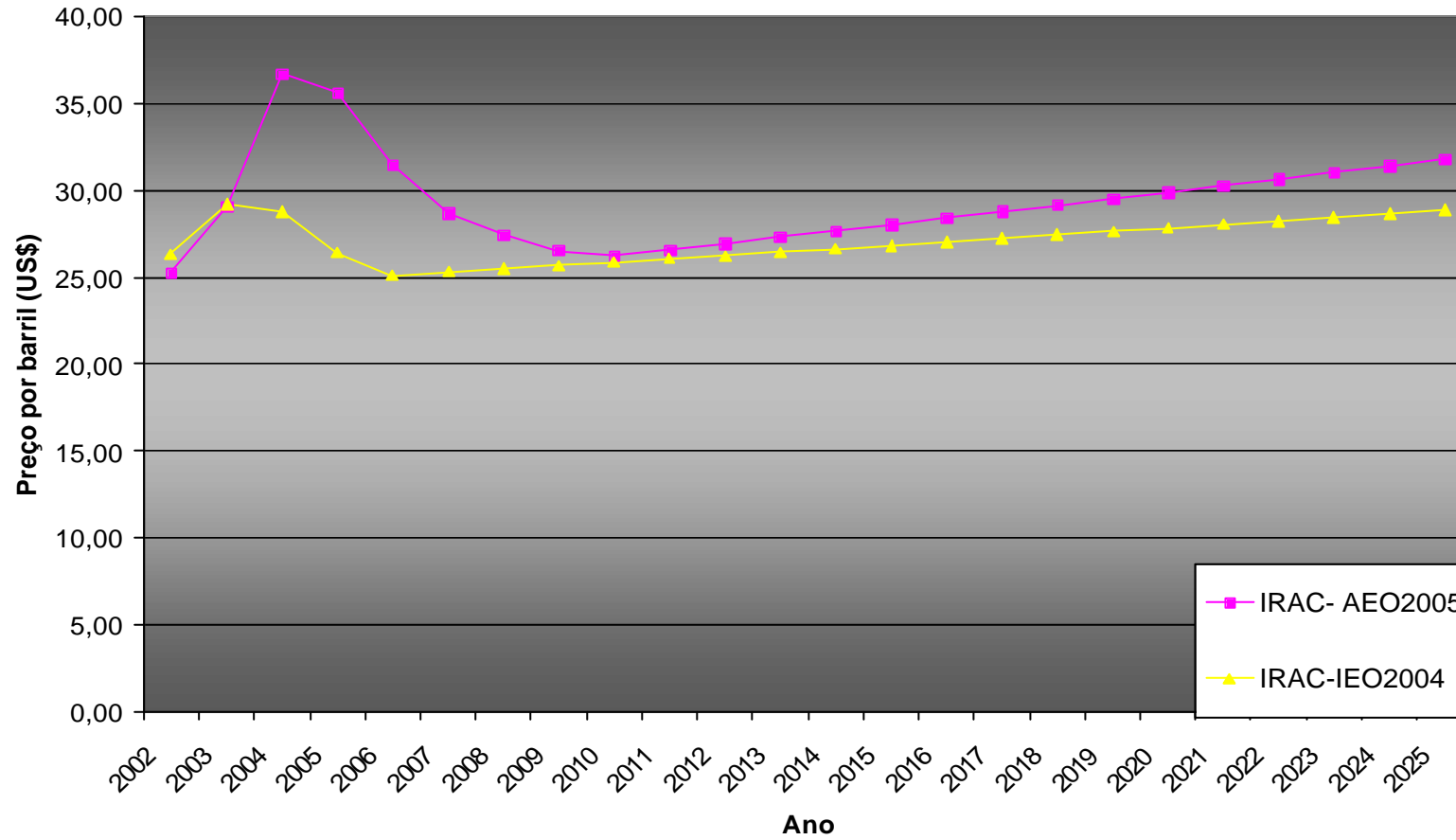


Figura 8 – Comparação entre as previsões dos preços do IRAC (AEO2005) e (IEO2004)

V. Considerações finais

A presente Nota Técnica apresentou um modelo de previsão de preços do petróleo Brent, a partir da estimativa dos preços do IRAC realizada pelo EIA. Essas projeções possuem um alto grau de confiabilidade, uma vez que são realizadas sistematicamente por um órgão governamental que constitui uma referência no que diz respeito a estatísticas do setor energético.

No que tange ao modelo da ANP, cabe ressaltar que o pequeno número de observações para a sua determinação pode prejudicar a acurácia das previsões, muito embora tenha sido verificada uma boa aderência aos dados da série histórica.

A comparação entre as previsões do AEO2005 e do IEO2004 sugere que as projeções da ANP sejam revistas à luz dessas novas informações, de forma a diminuir a defasagem temporal entre as datas de publicação dos dados e de realização das previsões e aumentar, desta forma, a precisão da estimativa.

VI. Referências Bibliográficas

- [1] International Energy Outlook 2004, EIA/DOE.
- [2] Pyndick, R.S.e Rubinfeld, D.L.- **“Econometric Models and Economic Forecasts”**, (1998).
- [3] Gujarati, D. – **“Econometria Básica”** - 3.^a Edição, Makron Books.
- [4] Fonseca, J. S.da – **“A Convergência das Taxas de Juro Portuguesas para os Níveis Europeus durante a Segunda Metade da Década de Noventa”** – Estudos do Grupo de Estudos Monetários e Financeiros da Universidade de Coimbra n.º 13 (2001)
- [5] Campbell, J.Y.- **“Interpreting Cointegrated Models”** – Journal of Economic Dynamics and Control 12, pág. 505-522 (1988)
- [6] Annual Energy Outlook 2005, EIA/DOE.