



IBP1106_06

**UMA ANÁLISE DO MERCADO INTERNACIONAL DE
PETRÓLEO A PARTIR DE SEUS FUNDAMENTOS PARA O
PERÍODO 1980-2004**
Mileno Tavares Cavalcante¹

Copyright 2006, Instituto Brasileiro de Petróleo e Gás - IBP

Este Trabalho Técnico foi preparado para apresentação na *Rio Oil & Gas Expo and Conference 2006*, realizada no período de 11 a 14 de setembro de 2006, no Rio de Janeiro. Este Trabalho Técnico foi selecionado para apresentação pelo Comitê Técnico do evento, seguindo as informações contidas na sinopse submetida pelo(s) autor(es). O conteúdo do Trabalho Técnico, como apresentado, não foi revisado pelo IBP. Os organizadores não irão traduzir ou corrigir os textos recebidos. O material conforme, apresentado, não necessariamente reflete as opiniões do Instituto Brasileiro de Petróleo e Gás, seus Associados e Representantes. É de conhecimento e aprovação do(s) autor(es) que este Trabalho Técnico seja publicado nos Anais da *Rio Oil & Gas Expo and Conference 2006*.

Resumo

A partir da construção de um modelo estilizado para o mercado mundial de petróleo, busca-se analisar o comportamento da trajetória do preço do Brent no período 1980-2004 com base em dados trimestrais. O modelo de análise é estruturado em dois blocos da seguinte forma: o primeiro procura retratar o mercado internacional de petróleo (1º bloco), e o segundo a economia mundial, esta representada por um grupo de países da OCDE (2º bloco). O mercado de petróleo é descrito pelas variáveis preço e variação nos estoques de óleo, e a economia da OCDE pelas variáveis PIB real, taxa de juros real, câmbio real e taxa de inflação. Utilizando a metodologia VAR (Vetor Auto-Regressivo), constrói-se um modelo estrutural bloco-recursivo e testa-se a hipótese de que o mercado de petróleo está contemporaneamente isolado da economia mundial, ou seja se aquele responde à esta apenas de forma defasada. Através da obtenção das funções impulso-resposta deste modelo, procura-se também simular o impacto de mudanças nos fundamentos da economia mundial sobre o mercado de petróleo.

Abstract

Based on the construction of a stylized model for the oil world market, we seek to analyse the Brent price behavior during the 1980-2004 period with quarterly data. The model structure is made of two parts: first block aims to represent the world oil market, and second block is a caricature of the OECD economy. Oil stocks and prices are the main variables for the oil market, and real GDP, real interest rate, real exchange rate, and inflation index are the fundamentals-variables for OECD countries. Using a Vector Autoregressive (VAR) methodology we built a block-recursive model and we test the following hypothesis: does the world oil market promptly react to shocks in world economy? With impulse-response functions of this model we analyse the impact of changes in world economy fundamentals on the oil market.

1. Um Modelo Econômico para o Mercado de Petróleo

O modelo que fundamenta o presente estudo baseia-se na combinação de dois modelos de menor escopo: um para o mercado de petróleo e outro para a economia mundial. Considerada esta estrutura, tenta-se explicar o comportamento do preço desta *commodity* a partir de variáveis indicadoras dos fundamentos de ambos os mercados. O referido modelo pode ser entendido a partir da Figura 1, onde supõe-se que $erro \sim i.i.d.(0, \sigma_{erro}^2)$.

O papel da variável estoques (*stocks*), indicadora dos fundamentos do mercado internacional de petróleo, será comentado adiante. Quanto as variáveis produto agregado (*PIB*), taxa de juros (*r*), taxa de câmbio (*e*) e taxa de inflação (*π*), representativas dos fundamentos da economia mundial, não é difícil perceber que a inclusão destas no modelo tem como objetivo indicar como possíveis modificações na trajetória da economia mundial, com enfoque no lado da demanda, afetariam o nível do preço do petróleo no mercado mundial.

¹ Mestre, Economista - PETROBRAS S.A.

$$preço = \boxed{\begin{array}{c} \text{Fundamentos do Mercado} \\ \text{Internacional de Petróleo} \\ \text{(stocks)} \end{array}} + \boxed{\begin{array}{c} \text{Fundamentos da} \\ \text{Economia Mundial} \\ \text{(PIB, } r, e, \pi) \end{array}} + erro$$

Figura 1. Fundamentos do mercado internacional de petróleo

Assim, pode-se concluir que o modelo proposto procura capturar essencialmente os fundamentos econômicos que regem o funcionamento do mercado internacional daquela *commodity*. Isto certamente confere ao mesmo, características de longo prazo, uma vez que se espera que os elementos que geram maior instabilidade no preço do petróleo à curto prazo possam ser tratados como fatores aleatórios, sem maior importância naquele horizonte de tempo.

A seguir, passaremos a descrição detalhada dos modelos que fundamentam teoricamente o funcionamento do mercado internacional de petróleo e da economia mundial.

1.1. O Mercado de Petróleo

Em qualquer mercado de *commodities* estocáveis, especialmente no caso do petróleo, a formação de estoques possui um papel crucial na determinação do preço, principalmente em situações de elevada volatilidade. Sua existência tem como finalidades reduzir os custos de mudanças no nível de produção em resposta a flutuações de demanda, e assegurar o cumprimento de contratos a tempo e a hora, evitando ou reduzindo o risco de *stockouts*.¹

Segundo Pindyck (2001), a função demanda líquida por uma certa *commodity*, ou seja, a demanda acima do seu consumo - que é destinada a formação de estoques, depende diretamente da diferença entre oferta e demanda deste produto, ou seja,

$$\Delta stocks_t = x(preço_t, z_{2t}, \varepsilon_{2t}) - q(preço_t, z_{1t}, \varepsilon_{1t}) \quad (1)$$

com *preço* como o preço *spot* do petróleo no mercado internacional (em US\$/ barril), $\Delta stocks_t$ como a demanda líquida pela *commodity*; $x(\cdot)$ como a função oferta e $q(\cdot)$ como a função demanda da mesma; z_{1t} e z_{2t} representam o conjunto de variáveis contemporâneas do preço que afetam, respectivamente, a demanda e a oferta deste produto; ε_{2t} e ε_{1t} são choques aleatórios associados as funções $x(\cdot)$ e $q(\cdot)$.

A expressão acima pode ser reescrita de forma a se obter a função demanda líquida inversa, que com a inclusão de um vetor Z_{t-1} com os valores passados do preço, $\Delta stocks_t$ e das variáveis que afetam demanda e oferta, torna-se

$$preço_t = f(\Delta stocks_t, z_{1t}, z_{2t}, Z_{t-1}, \varepsilon_t) \quad (2)$$

onde ε_t é um componente de choque aleatório que combina ε_{1t} e ε_{2t} .

Observe que as variáveis *preço* e $\Delta stocks_t$, quando tratadas de forma contemporânea, são endógenas, o que significa dizer que alterações em uma destas variáveis afetam a outra e vice-versa. O vetor Z_{t-1} na função demanda inversa, assim como no caso do vetor z_{1t} da mesma função, contém por definição o conjunto de variáveis que descrevem os fundamentos da economia mundial sob a ótica da demanda, só que de forma defasada.

1.2. A Economia dos Países da OCDE (Mundial)

Para descrever a economia dos países da OCDE, será utilizado um modelo macroeconômico composto por seis equações: uma para o mercado de bens, uma para o mercado monetário, duas para a formação de expectativas das taxas de inflação e câmbio, uma para o setor externo e uma condição de paridade de taxas de juros.

¹ PINDYCK (2001), p. 2.

Esta economia é representada pelo seguinte sistema de equações, com os países da OECD denominados de economia doméstica,

$$Y_t = h(Y_t, i - \pi^E, eP^*/P, \mathbf{A}_t, \mathbf{T}_t) \quad (3)$$

$$\left(\frac{M}{P}\right)_t = L(Y_t, r_t, \pi_t^E) \quad (4)$$

$$\pi_t^E = E[\pi_t | \Omega_{t-1}] + \zeta_t \quad (5)$$

$$i_t = i_t^* + \Delta e_t^E \quad (6)$$

$$\Delta e_t^E = E[\Delta e_t | \Lambda_{t-1}] + v_t \quad (7)$$

$$\sum_{t=0}^{\infty} \frac{CF_t}{(1+\theta)^t} = - \sum_{t=0}^{\infty} \frac{NX_t}{(1+\theta)^t} \quad (8)$$

onde $h(\bullet)$ é a função despesa agregada planejada; Y , o produto agregado doméstico (em US\$); $\mathbf{Y}$, um vetor-coluna contendo o valor corrente e valores passados da renda real agregada; i , a taxa de juros nominal doméstica; i^* , a taxa de juros nominal externa; π^E , a taxa de inflação esperada para a economia doméstica; r , a taxa de juros real doméstica; e , a taxa de câmbio nominal dos países da OCDE em relação ao US\$; Δe^E , a variação esperada da taxa de câmbio no-minal; eP^*/P , a taxa de câmbio real (P é o nível de preços doméstico, e P^* é o nível de preços internacional); $\mathbf{A}, \mathbf{T}$, vetores-coluna contendo valores correntes e passados das variáveis de política fiscal doméstica (gastos do governo e tributação, respectivamente); $\left(\frac{M}{P}\right)$, a oferta real de moeda; $L(\bullet)$, a função demanda real por moeda; NX , o saldo da conta de transações correntes (= exportações líquidas de bens e serviços); CF , o saldo da conta de capital (= flu-xo líquido de capital); e θ é uma taxa de desconto fixa.

Para as equações apresentadas, têm-se duas condições ou identidades de equilíbrio - (3) e (4), duas leis de formação de expectativas, (5) e (7), uma condição de paridade e uma equação de restrição - (6) e (8), respectivamente. O modelo acima pressupõe, da forma tradicional, a existência de equilíbrio interno (mercados de bens, moeda e ativos) e externo, este último satisfeito a partir da restrição intertemporal do balanço de pagamentos - equação (8). Por simplicidade, admite-se que esta é satisfeita dentro do período de um ciclo completo de negócios. Supõe-se também que as expectativas para a mudança na taxa de câmbio e para a taxa de inflação são ambas formadas racionalmente.

Observe que a equação (6), que é a condição de paridade descoberta de taxa de juros, será verdadeira desde de que a economia doméstica funcione sob um regime de livre mobilidade de capital, os ativos financeiros domésticos sejam vistos como substitutos perfeitos de seus equivalentes estrangeiros.

Desta forma, o conjunto das equações (6) e (8) determina os limites de auto-endividamento da economia doméstica, ou seja, sua capacidade de sustentar déficits (superávits) em transações correntes sem sofrer uma desvalorização (apreciação) cambial e/ou um(a) aumento (redução) no diferencial de juros.

Por fim, todas as demais variáveis deste modelo, como o índice de preços externo e as variáveis de política fiscal, além dos valores passados destas últimas e da renda agregada, são dados ou previamente conhecidos. Apesar de não se ter formas funcionais explicitamente definidas para as equações (3), (4), (5) e (7), pode-se obter uma solução analítica geral para o modelo na qual têm-se Y , i , π^E e Δe^E definidas como funções das variáveis pré-determinadas do mesmo, que nada mais é que uma forma reduzida deste.

2. O Modelo Econométrico

Uma vez descritos os dois blocos que compõe o modelo deste trabalho, passamos a descrever de uma forma geral a metodologia econométrica a ser utilizada para estimar o modelo em questão.

Neste sentido, usaremos uma classe de modelos autoregressivos conhecida como vetores autoregressivos estruturais ou VAR estrutural (SVAR). A principal característica destes modelos, além de pertencerem a classe dos VAR, está no fato dos mesmos possuírem fundamentos teóricos. Vale notar que em função da flexibilidade deste tipo de modelo, é possível que o mesmo seja coerente com mais de uma formulação teórica. (Gottschalk (2001))

O modelo estrutural em questão, com as variáveis endógenas (contemporâneas em t) agrupadas do lado esquerdo e as variáveis exógenas (variáveis endógenas em $lags$) do lado direito, é o seguinte

$$B_0 Y_t = -\Gamma X_t + \Psi_t \quad (9)$$

onde $Y = [\text{preço} \quad \Delta \text{stocks} \quad \text{PIB} \quad r \quad e_{\text{real}} \quad \pi]'$; PIB é o produto agregado dos países da OCDE (em US\$); r , a taxa de juros real; e_{real} , a taxa de câmbio real dos países da OCDE em relação ao US\$; π , a taxa de inflação dos países da OCDE; B_0 , a matriz de coeficientes (6×6) ; $X_t = [1 \quad Y_{t-1} \quad Y_{t-2} \quad \dots \quad Y_{t-p}]'$, um vetor $((6p+1) \times 6)$; Ψ_t , o vetor de inovações estruturais (6×1) ; $-\Gamma = [k \quad B_1 \quad B_2 \quad \dots \quad B_p]$, uma matriz $(6 \times (6p+1))$; e k um vetor de constantes.

Adicionalmente supõe-se que $E(\Psi_t \Psi_s') = \begin{cases} D, & t = s \\ 0, & \forall t \neq s \end{cases}$, onde D é uma matriz diagonal e 0 uma matriz nula, o

que implica dizer que as perturbações do vetor Ψ são não-correlacionadas serialmente e entre si. Em outras palavras, isto significa que a ocorrência de um choque no período τ perturbando a j -ésima equação do modelo, afetará as demais equações do sistema apenas nos períodos subsequentes $(\tau + l, \text{ com } l \geq 1)$ através do valor da variável dependente da equação j incluído nas mesmas. A forma reduzida do modelo acima (VAR) pode ser escrita como

$$Y_t = \Pi X_t + U_t \quad (10)$$

com $\Pi = -B_0^{-1}\Gamma$, $U_t = B_0^{-1}\Psi_t$, e $E(U_t U_t') = B_0^{-1}E(\Psi_t \Psi_t')(B_0^{-1})' = B_0^{-1}D(B_0^{-1})'$ como a matriz de covariâncias de U_t .

A matriz B_0 pode ser especificada de tal forma que o modelo seja identificado. No presente caso, é possível, partindo de premissas da teoria econômica convencional, estabelecer que os elementos desta matriz sejam dispostos de modo que o mercado de petróleo responda a choques na economia da OCDE somente de forma defasada. Isso equivale a tratar este mercado de forma bloco-recursiva a partir de seus fundamentos, conhecidos os valores passados das demais variáveis do modelo (PIB , r , e_{real} , π).

Isto posto, dizemos que o VAR estrutural (SVAR) é identificado, pela condição de ordem (condição suficiente) se a matriz B_0 possui não mais que $n^2 - [(n^2 + n)/2]$ parâmetros livres, desde de que D seja uma matriz diagonal com j elementos livres d_{jj} , onde $j = 1, 2, \dots, 6$. Caso D seja uma matriz identidade, então o número de parâmetros livres em B_0 está limitado a $[(n^2 + n)/2]$.²

Para se testar se um determinado conjunto de restrições sobre a(s) matriz(es) B_0 (e D) é válido, utiliza-se a estatística LR (*Likelihood Ratio*), que sob a hipótese nula (as restrições são válidas) segue uma distribuição Qui-Quadrado, com q graus de liberdade, onde q é o número de restrições necessário a identificação do SVAR.

Uma vez identificado o VAR estrutural, torna-se então possível se recuperar as inovações estruturais (Ψ_t) a partir do vetor de resíduos estimados U_t , o que permite a construção das funções impulso-resposta do sistema para cada uma das variáveis endógenas em relação aos diferentes tipos de choques estruturais.

3. Estimação do VAR Estrutural e Resultados

3.1. Sobre as Séries Utilizadas

O grupo de países que compõe nossa *proxy* da OCDE é formado por Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Coreia do Sul, Dinamarca, Espanha, EUA, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Itália, Japão, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Reino Unido, Suécia e Suíça.

As estatísticas primárias para os países em questão, estavam em valores mensais para todos os anos do período 1980-2004, além do último trimestre de 1979. A exceção foi o PIB destes países, cuja frequência mínima é trimestral, mas que também cobre o intervalo 1979:IV-2004:IV. A inclusão do último trimestre de 1979 na amostra para estas séries, ocorre para compensar a perda da primeira observação no cálculo de taxas de mudança para algumas variáveis.

² Ver ENDERS (2004), p. 291-295 e HAMILTON (1994), p. 332.

Assim, as séries utilizadas para representar o comportamento das variáveis presentes do VAR estrutural foram as seguintes, por ordem de aparição no vetor Y : preço nominal do Brent; estoques de petróleo dos EUA e estoques de petróleo e derivados da OCDE; PIB real agregado (não-dasazonalizado) para o grupo de países da OCDE em questão; taxa nominal de juros do tesouro americano para aplicações em títulos de 3, 6 e 12 meses; índice da taxa de câmbio real das moedas nacionais dos países citados em relação ao dólar dos EUA; e índice de preços para estes países.³

As séries para o PIBs, deflatores do PIB, índices de preços e taxas de câmbio foram obtidas das seguintes fontes: Bloomberg; Eurostat; Statistics of Canadá; The Bank of Korea; Instituto Nacional de Estadística (Espanha); Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis (EUA); Government of Japan; The Reserve Bank of New Zealand; Instituto Nacional de Estatística (Portugal); Reserve Bank of Australia; Department of Labor, Bureau of Labor Statistics (EUA); Statistical Survey Department, Statistics Bureau (Japão), Bank of Japan e EconStats. As séries de taxas de juros são do Federal Reserve System dos EUA. O preço nominal do Brent, em dólares americanos, foi obtido da Bloomberg e do Department of Energy (DOE), EUA, que também forneceu as séries de estoques de petróleo para os EUA e de estoques de petróleo e derivados para a OCDE.

3.2 Testes de Estacionariedade e Cointegração

Com o intuito de verificar a presença de raiz unitária nas séries a serem utilizadas, aplicaram-se os testes ADF usuais (*Augmented Dickey-Fuller*) para as séries construídas para o PIB real, taxa de inflação e índice de taxa de câmbio real, bem como para a taxa nominal de juros (3 meses, 6 meses e 1 ano), preço nominal do Brent (em US\$) e estoques dos EUA e da OCDE.

Além disso, através do uso do procedimento de Johansen testou-se também a presença de relações de cointegração entre as variáveis que não se mostraram estacionárias nos testes ADF em nível. Os resultados dos testes para a presença de raiz unitária nas séries deste trabalho indicaram o seguinte: o PIB da OCDE em nível é *trend stationary* a 10% de significância, enquanto o índice da taxa de câmbio real e o preço do Brent não são estacionários quando em nível, mesmo com a inclusão de componentes de tendência nas equações ADF. O mesmo ocorreu com o índice de preços. Já para as variáveis taxa de inflação, taxa nominal de juros (3, 6 e 12 meses) e variação nos estoques (dos EUA e da OCDE), estas não apresentaram raiz unitária em nível, com uma significância de pelo menos 5%. Os estoques para os EUA e a OCDE mostraram-se *trend stationary* a 5%, com a variação dos mesmos (1ª diferença) estacionária.

Para o caso dos testes realizados com as variáveis PIB, índice de taxa de câmbio, índice de preços e preço do Brent em *log* natural, apenas a taxa de câmbio apresentou estacionariedade a 5%. O PIB mostrou-se mais uma vez *trend stationary*, mas agora a 5%.

Assim, como não foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária para quatro das variáveis analisadas em nível, mas como as mesmas se mostraram $I(1)$ em testes ADF, realizaram-se então testes de cointegração para verificar a presença de relações de longo prazo entre estas. Seguindo o método de Johansen, estimaram-se vários VCE (Vetor de Correção de Erro) com diversas possibilidades quanto a inclusão ou não de constantes e *trends* no vetor de cointegração e fora dele, além de quatro formulações propostas para o número de *lags* do modelo (2, 4, 8 ou 12). O número de *lags* adequado ao VCE usado no teste foi determinado pelos critérios de Akaike e Schwarz.

Para todas as combinações testadas entre as variáveis não-estacionárias (em nível e em *log* natural) no teste de cointegração de Johansen, a combinação PIB em *log*, e índices de preços e taxa de câmbio real, e preço nominal do Brent em nível, permitiu a rejeição da hipótese de não-cointegração a 5%.

3.3. Estimação do VAR

Dados os resultados obtidos nos testes de estacionariedade e cointegração, estimamos o modelo básico para o VAR irrestrito com as variáveis *log* do PIB, índice de preços, índice da taxa de câmbio real, taxa de juros nominal e preço nominal do Brent (em nível), e a variação (1ª diferença) dos estoques de petróleo. Assim, em função da disponibilidade de mais de uma série para as variáveis taxa nominal de juros e estoques, foi possível estimarmos seis versões deste modelo básico.⁴ O número de *lags* adequado ao modelo foi escolhido com base nos critérios AIC e SC.

Sempre que ocorreu algum conflito entre os critérios AIC e SC, optou-se pelo modelo mais parcimonioso, adicionando-se algumas defasagens para resolver o problema de autocorrelação dos resíduos, quando necessário. Uma variável *dummy* foi incluída nos modelos estimados com o intuito de representar a ocorrência da quebra estrutural na série de índice de taxa de câmbio. Esta variável assume valores $D_L = 0$, se $t < 1985:1$, e $D_L = 1$, se $t \geq 1985:1$.⁵

³ A série de índice de preços se mostrou mais apropriada à rejeição da hipótese de não-cointegração que a de taxa de inflação, presente no modelo original, e acabou sendo usada como variável endógena deste no lugar da última.

⁴ As variações deste modelo básico foram obtidas através de diferentes combinações destas variáveis.

⁵ Ver KRUGMAN, P. & OBSTFELD, (2000), p. 599-604 e SALVATORE, D., (2001), p.255-256.

De todas as versões estimadas para o modelo básico, selecionamos a que melhor atendeu os critérios de parcimônia, AIC, SC e ausência de autocorrelação entre os resíduos, pelo teste LM (Breusch-Godfrey). Esta versão do modelo foi estimada com 6 *lags*. Dado o espaço limitado, os resultados do VAR para esta versão não são apresentados aqui.

3.4. Teste das Restrições sobre o VAR Estrutural (SVAR)

Após a obtenção das estimativas do VAR torna-se necessário encontrar um conjunto de restrições que permita a identificação do SVAR e, então, a obtenção das funções impulso-resposta do sistema. Neste sentido, adotamos a disposição para a matriz B_0 discutida na seção 3, como ponto de partida para a busca por um conjunto de restrições que satisfizessem a condição de ordem para identificação do sistema. O método de decomposição estrutural adotado neste processo segue o de Sims-Bernanke, sem a aplicação de nenhuma restrição de sinal aos parâmetros da matriz em questão.

Dentro do espírito do SVAR, onde mais de uma estrutura teórica pode ser coerente com o modelo de forma a torná-lo identificável, procuramos restringir nossa procura a variações da forma descrita para B_0 , com o acréscimo de algumas restrições adicionais de forma a tornar o SVAR exatamente identificado. Diferentes especificações para a matriz em questão foram testadas, com cada uma representando uma hipótese distinta sobre a existência ou não de relações contemporâneas entre o mercado de petróleo e a economia da OCDE.

No entanto, os valores das estatísticas LR (*Likelihood Ratio*) para todas estas especificações indicaram a rejeição da hipótese nula (as restrições são válidas), com as estatísticas de teste correspondentes mostrando-se significativamente diferente de zero quando comparadas a valores críticos da distribuição Qui-Quadrado, para $q = 51$.

Desta forma, a solução encontrada foi comparar os valores das funções de máxima verossimilhança para o VAR restrito de cada uma das hipóteses de restrições sobre B_0 , com o valor desta função para o VAR irrestrito. Buscou-se escolher aquele conjunto de restrições cujo valor da função MV fosse o mais próximo possível do valor desta para o VAR irrestrito. Observe que este critério é semelhante ao usado no teste com a estatística LR, que busca minimizar a diferença entre os valores das funções de MV entre o VAR irrestrito e restrito.

O conjunto de restrições que apresentou (em *log*) um valor para a função de MV (128,3914) mais próximo do valor desta para o VAR irrestrito (199,0436), foi o seguinte - com D como uma matriz identidade,

$$B_0^H = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -\beta_{13} & -\beta_{14} & 0 & -\beta_{16} \\ -\beta_{21} & 1 & -\beta_{23} & 0 & -\beta_{25} & 0 \\ 0 & -\beta_{32} & 1 & -\beta_{34} & 0 & -\beta_{36} \\ 0 & -\beta_{42} & -\beta_{43} & 1 & 0 & -\beta_{46} \\ 0 & -\beta_{52} & -\beta_{53} & -\beta_{54} & 1 & -\beta_{56} \\ -\beta_{61} & -\beta_{62} & -\beta_{63} & -\beta_{64} & -\beta_{65}^0 & 1 \end{bmatrix} \quad (11)$$

Como as estatísticas Z para todos os β 's da matriz acima se mostraram insignificantes a 1%, não é possível se fazer inferências sobre a forma que as relações entre as variáveis endógenas do modelo (SVAR) assumiriam neste caso.

Ponderados estes pontos, apresentaremos a seguir as funções impulso-resposta considerando o conjunto de restrições B_0^H como representativo da verdadeira relação que as variáveis endógenas possuem entre si.

3.5. Funções Impulso-Resposta para o VAR Estrutural

Como o foco do presente estudo é o mercado de petróleo, a Figura 2 a seguir apresenta as funções impulso-resposta para somente duas variáveis endógenas, *preço* e $\Delta stocks_t$. Note que a ordenação dos choques é a mesma das equações do modelo, de forma que o Choque 1 corresponde à inovação estrutural presente na equação 1, que tem o *preço* como variável dependente, o Choque 2 equivale a inovação da equação 2, cuja variável dependente é $\Delta stocks_t$, e assim por diante para os Choques de 3 a 6. Todas as respostas correspondem à ocorrência de choques iguais a 1 desvio-padrão nos componentes do vetor Ψ_t . Os desvios-padrão para as funções resposta não são mostrados nos gráficos da Figura 2.

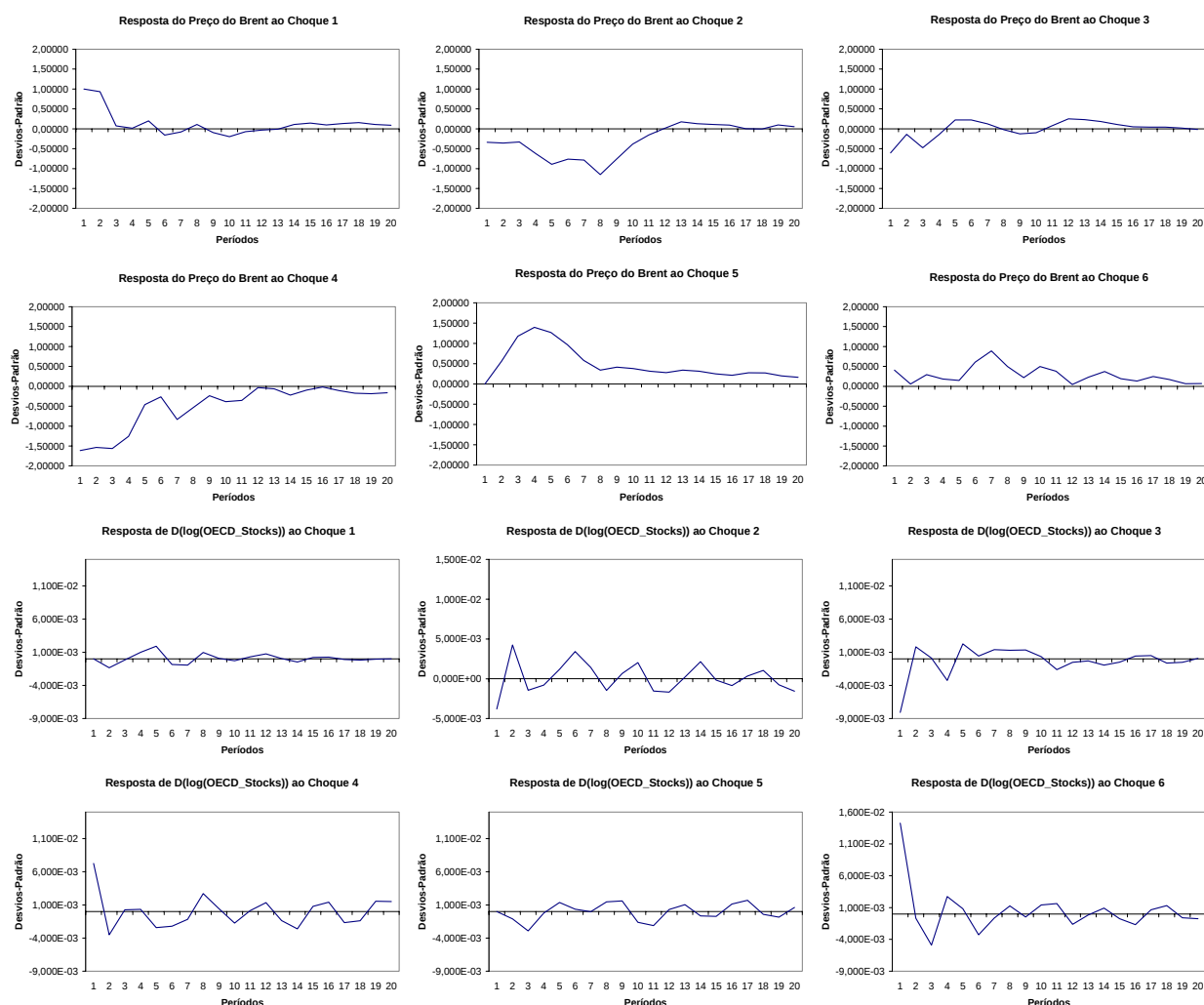


Figura 2. Funções impulso-resposta para choques estruturais de 1 desvio-padrão

Analisando-se o conjunto de respostas do preço do Brent a cada um dos choques estruturais, podemos afirmar que em geral as mesmas são coerentes com o que se poderia esperar do comportamento desta variável.

Um ponto que chama a atenção diz respeito à resposta do preço à presença de inovações no *log* do PIB. Percebe-se, pelo gráfico da função impulso-resposta correspondente, que apenas a partir do final do 4º período é que o preço passa a ter uma resposta positiva. Por sua vez, o comportamento da função resposta entre os períodos 1 e 4 pode ser explicado pelo papel que a ocorrência de um choque no produto real tem sobre as expectativas no mercado daquela commodity.

Já para o caso das funções impulso-resposta para $\Delta stocks_t$, em geral, estas apresentam um comportamento bem mais ambíguo que o caso da variável preço do Brent. Além disso, para todas as funções, com uma única exceção, as respostas aos choques de 1 d.p. nas inovações estruturais são de no máximo cerca de 7/1000 do choque original, em valores absolutos.⁶

No entanto, o que a observação das funções respostas pode sugerir, é a presença de componentes de sazonalidade nas respostas da variável estoques à alguns choques, como por exemplo, para a taxa de juros, o índice de taxa de câmbio real e o índice de preços, além da própria $\Delta stocks_t$.

4. Há alguma Contemporaneidade entre o Mercado de Petróleo e a Economia da OCDE?

O objetivo desta seção final é verificar formalmente se há alguma relação contemporânea entre o mercado de pe-

⁶ A referida exceção não chega a ser um caso qualitativamente diferente do geral, sendo a mesma uma resposta de aproxi-madamente o dobro da segunda maior, ou seja, cerca de 14/1000 do choque inicial.

tróleo e as economias dos países da OCDE. Apesar da análise das funções impulso-resposta para o VAR estrutural já ter fornecido subsídios para se crer na existência desta relação, optamos por realizar um teste formal para esta hipótese.

Neste sentido, em função das limitações apontadas quando da escolha do conjunto de restrições utilizado para a construção daquelas funções, deve-se buscar evidências mais robustas para verificar se os resultados sugeridos pela seção anterior podem ser corroborados, ainda que de forma mais restrita, por outros tipos de evidências.

Calculamos então os valores das funções de MV para dois VARs, ambos com $preço_t$ e $\Delta stocks_t$ como variáveis endógenas e com 6 lags de defasagem cada. O primeiro (modelo *restrito*) possui somente as variáveis mencionadas, enquanto o segundo (*irrestrito*) tem como variáveis explicativas o log do PIB, a taxa nominal de juros de 3 meses, o índice de taxa de câmbio real e o índice de preços, todas defasadas em 3 períodos.

Os valores obtidos para os logs das funções de MV foram os seguintes: VAR *irrestrito*, $l_{irrest} = 15,40721$; e VAR *restrito*, $l_{rest} = -7,20718$. A estatística do teste é $(T - c)(l_{rest} - l_{irrest})$, onde c é o número de parâmetros estimados no mo-delo *irrestrito*, igual a 50 no presente caso, incluindo uma constante. Sob a hipótese nula (as restrições são válidas), esta estatística segue uma distribuição Qui-Quadrado com q graus de liberdade, com $q = 24$ para o teste em questão.⁷

O valor calculado para esta estatística foi igual a 1130,7195, o que permite a rejeição da hipótese nula com 1% de significância. Este resultado é um forte indício de que o mercado de petróleo não está contemporaneamente isolado da economia dos países da OCDE, o que está de acordo com o que a análise das funções resposta poderia sugerir.

Este resultado, em conjunto com as observações feitas quando da análise das funções impulso-resposta, permite-nos afirmar que o mercado da referida *commodity* reage com alguma defasagem à ocorrência de choques nas variáveis-fundamento da economia da OCDE. Esta defasagem obviamente depende do tipo de choque que possa ocorrer.

5. Referências

- DEATON, A., LAROQUE, G., On the behavior of commodity prices, *NBER*, WP 3439, 1990
 EUROSTAT, *Handbook of quarterly national accounts*, European Communities, 1999
 GOTTSCHALK, J. An introduction to VAR methodology: identification, interpretation and limitations of SVAR models, *Kiel Int. Wrld. Econ.*, WP 1072, 2001
 GREENE, W. H. *Econometric analysis*, 4th ed, Prentice Hall, 2000
 HAMILTON, J. D. *Time series analysis*, Princeton University Press, 1994
 KRUGMAN, P., OBSTFELD, M. *Economia internacional: teoria e política*, 5ª ed., Makron Books, 2001
 LALONDE, R., ZHU, Z., DEMERS, F. Forecasting and analyzing world commodity prices, *Bank of Canada*, WP 2003-24, 2003
 PINDYCK, R. S. The dynamics of commodity spot and future markets: a primer, *The Energy Journal*, v. 22, n. 3, p. 1-29, 2001
 ROMER, D. *Advanced macroeconomics*, McGraw-Hill Inc., 1996
 SALVATORE, D. *Economia internacional*, 6ª ed., Editora LTC, 2000
 YE, M., ZYREN, J., SHORE, J., Forecasting crude oil price using OECD petroleum inventory levels, *Intl. Adv. Econ. Res.*, n. 8, v. 4, p. 324-333, 2002

⁷ Para maiores detalhes sobre este teste, ver ENDERS (2004), p. 283-284 e GREENE (2000), p.152-153.